



HAL
open science

Contribution à l'étude de la variabilité interannuelle des débits des rivières : recherche des lois de probabilité représentant ces phénomènes

Philippe Bois

► **To cite this version:**

Philippe Bois. Contribution à l'étude de la variabilité interannuelle des débits des rivières : recherche des lois de probabilité représentant ces phénomènes. Hydrologie. Université de Grenoble, 1968. Français. NNT: . tel-00686387

HAL Id: tel-00686387

<https://theses.hal.science/tel-00686387>

Submitted on 10 Apr 2012

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

N° d'ordre :

THÈSES

présentées à la

FACULTÉ DES SCIENCES DE L'UNIVERSITÉ DE GRENOBLE

pour obtenir le grade de

DOCTEUR-INGÉNIEUR

par

Philippe BOIS

Ingénieur E.I.H.

PREMIERE THESE

**Contribution à l'étude de la variabilité interannuelle
des débits des rivières.**

Recherche des lois de probabilité représentant ces phénomènes

DEUXIEME THESE

Propositions données par la Faculté

Hydraulique de l'estuaire de la rivière du château aux îles Kerguelen

Soutenues le 10 mai 1968, devant la Commission d'Examen

M. M. PARDE

Président

M. L. SANTON

M. R. CURTET

M. M. BOUVARD

} *Examineurs*

GRENOBLE

AVANT-PROPOS

J'exprime ma reconnaissance à Monsieur le Professeur PARDE, Professeur honoraire à la Faculté des Sciences, d'avoir bien voulu me faire l'honneur de présider mon jury de thèse.

Que Monsieur le Professeur KRAVTCHENKO soit assuré de ma profonde gratitude pour m'avoir accepté parmi ses chercheurs.

Je remercie Monsieur le Professeur SANTON, Directeur Technique des Laboratoires de Mécanique des Fluides, d'avoir accepté de faire partie de mon jury de thèse.

Je suis reconnaissant à Monsieur CURTET, Maître de Recherches au CNRS, de l'aide qu'il m'a apportée dans la réalisation de ce mémoire.

Qu'il me soit permis d'adresser mes remerciements à Monsieur BOUVARD, Maître de Conférences à la Faculté des Sciences, pour s'être intéressé à mon travail.

Monsieur MISTRULLI a apporté un grand soin à la présentation graphique de certains résultats. Je tiens à remercier Madame ANDRE, Madame DOMENECH, Madame RICCIARDELLA et les secrétaires du laboratoire pour leur aide dans l'impression de ce travail.

Pour terminer, je voudrais mentionner que les données hydrologiques sur lesquelles nous avons fondé cette étude proviennent essentiellement de deux origines :

- la bibliothèque d'hydrologie de M. PARDE, où sont réunis la plupart des annuaires hydrologiques français et étrangers.
- les ouvrages de M. YEVDJEVICH dans la série des "Hydrology papers" du Colorado State University.

Pour le développement des calculs sur machines, j'ai bénéficié de facilités offertes par le laboratoire de calcul de l'Université de Grenoble. Je suis vivement reconnaissant à mes amis et chercheurs de ce laboratoire pour l'ambiance de travail que j'ai trouvée auprès d'eux.

S O M M A I R E

	<u>Pages</u>
<u>I. INTRODUCTION</u>	
A) <u>Sujet de cette étude</u>	1
B) <u>Travaux antérieurs</u>	
B.1) Définitions	2
B.2) Résumé des travaux antérieurs	3
B.2.1. Description de la variabilité	
B.2.2. Recherche des périodicités	
B.2.3. Ajustement de lois de probabilités	
C) <u>Résumé des différents chapitres</u>	4
<u>CHAPITRE I : RAPPELS DE STATISTIQUES ET DE</u> <u>PROBABILITES</u>	6
A) <u>Statistique descriptive</u>	7
A.1) Population et échantillon	7
A.2) Distribution de fréquence	7
A.3) Caractéristiques numériques d'un échan- tillon	9
A.4) Distribution à deux variables	10
A.4.1. Corrélacion linéaire	
A.4.2. Signification de la corrélation	
A.4.3. Régression logarithmique	
B) <u>Interprétation statistique et probabilités</u> ...	16
B.1) Définitions	16
B.2) Loi normale et loi de Galton-Gibrat	17
B.3) Loi de Pearson III ou Gamma incomplète ...	18
B.3.1. Propriétés des distributions Gamma	
B.3.2. Utilisation des lois de Pearson III	
B.4) Lois de Halphen	21
B.5) Tests d'homogénéité	22
B.5.1. χ^2 et sa distribution	
B.5.2. La statistique t	
B.5.3. Comparaison des moyennes	
B.5.4. Comparaison des fluctuations	

B.6) Problèmes d'adéquation	24
B.6.1. Définition de l'adéquation	
B.6.2. Choix des familles de lois	
B.6.3. Estimation des paramètres par le calcul des moments	
B.6.4. Tests d'adéquation.	

CHAPITRE II : LES DONNEES 33

A) <u>Leur choix</u>	33
B) <u>Caractéristiques des stations</u>	34
B.1) Caractéristiques des stations retenues pour l'analyse complète	34
B.2) Classification génétique des stations françaises retenues.....	36
B.2.1. Régimes simples	
B.2.2. Régimes complexes	

CHAPITRE III : ETUDE DESCRIPTIVE DE LA VARIABILITE 40

A) <u>Rappels d'hydrologie</u>	40
A.1) Le déficit d'écoulement	40
A.2) Variabilité des précipitations	42
B) <u>Analyse des résultats</u>	44
B.1) Définition de certains index	44
B.2) Quelques exemples d'irrégularité impor- tante ($CV > 0,3$)	46
B.3) Quelques exemples d'écoulements annuels peu variables ($CV < 0,15$)	47
B.4) Variabilité des rivières françaises	48
B.4.1. Résultats globaux	
B.4.2. Variabilité selon la classification génétique	
B.4.3. Variabilité selon le bassin versant	
B.4.4. Classement géographique	
C) <u>Covariation des écoulements des rivières fran- çaises</u>	51
C.1) Intérêt de ce calcul	51
C.2) Résultats	52

<u>CHAPITRE IV : ETUDE STATISTIQUE DES FREQUENCES DES MODULES</u>	53
A) <u>Le bilan hydrologique et l'année hydrologique classique</u>	53
B) <u>Influence du choix de l'origine de l'année hydrologique sur la distribution des modules particuliers</u>	54
B.1) Mise en évidence de ce phénomène	54
B.2) Explication schématique	57
B.3) Critère statistique permettant de faire un choix	59
B.4) Résultats: choix de l'année et classement génétique	62
C) <u>Analyse de l'homogénéité des données</u>	64
C.1) Analyse des moyennes à l'aide de la statis- tique t	65
C.2) Comparaison des fluctuations à l'aide de la statistique F	66
C.3) Résultats des tests d'homogénéité	67
D) <u>Adéquation des séries de modules aux lois de Gauss, Galton et Pearson III</u>	71
D.1) Principes généraux	71
D.2) Résultats	71
D.2.1. Résultats globaux	
D.2.2. Examen des résultats	
E) <u>Exemple de calcul complet</u>	77
E.1) Origine des données et critique historique	77
E.2) Etude des corrélations intermensuelles et choix de l'origine de l'année	78
E.3) Calculs des modules particuliers et de leurs caractéristiques statistiques	79
E.4) Tests d'homogénéité	80
E.5) Tests d'adéquation	81
<u>CHAPITRE V : RESULTATS ANNEXES</u>	85
A) <u>Séquences sèches et séquences humides</u>	85
B) <u>Corrélations intermensuelles</u>	87
Conclusion	89
Bibliographie	91

LISTE DES FIGURES

- 1 : Histogramme des modules du St. Laurent à Ogdensburg.
- 2 : Histogramme des modules de la Broken à Goorambat (Australie).
- 3 : Caractéristiques des stations (bassin versant et débit spécifique).
- 4 : Caractéristiques des stations (nombre d'années et module).
- 5 : Situation des stations retenues pour l'étude de la variabilité.
- 6 : Carte des rivières françaises et valeurs des coefficients de variation de leurs modules particuliers.
- 7 : Histogrammes des modules particuliers de la Moselle à Cochem.
- 8 : Variation du coefficient de corrélation entre les débits mensuels consécutifs de la Moselle à Cochem.
- 9 : Variations saisonnières de la Moselle à Cochem.
- 10 : Diagramme lambda, CV.
- 11 : Moyennes mobiles de dix ans de la Dordogne à Bort, Durance à Ventavon, du Rhône au Teil, du Fier à Vallières.
- 12 : Carte de l'adéquation au seuil 10 % de quelques rivières françaises aux lois de Gauss, Galton et Pearson III.
- 13 et 14 : Adéquation aux lois de Pearson III et Gauss en fonction de BV et CV.
- 15 : Coefficient de variation en fonction du débit spécifique.

LISTE DES TABLEAUX

- 1 : Index des stations
- 2 et 3 : Caractéristiques hydrologiques des rivières françaises retenues pour l'étude de la variabilité.
- 4 à 7 : Caractéristiques hydrologiques des rivières retenues pour l'étude des fréquences des modules.
- 8 à 11 : Caractéristiques statistiques des distributions des modules particuliers.
- 12 : Corrélation des modules particuliers de quelques rivières françaises et européennes de 1940 à 1961.
- 13, 14 : Coefficients mensuels de débit et coefficients de variation des débits mensuels.
- 15, 16 : Coefficients de corrélation linéaire et coefficients de corrélation logarithmique entre débits mensuels successifs.
- 17 à 20 : Résultats des tests d'homogénéité et d'adéquation aux lois de Gauss et Pearson III.
- 21 et 22 : Résultats des tests d'adéquation à la loi de Galton.
- 23 à 28 : Fréquences des séquences sèches et humides de longueur donnée.
- 29 à 32 : Coefficients de corrélation linéaire entre les débits d'un mois et des trois suivants.
- 33 à 36 : Coefficients de corrélation logarithmique entre les débits d'un mois et des trois suivants.
- Annexes 1 et 2 : Limites des classes de probabilité 1/7 de la loi Pearson III.

NOTATIONS PRINCIPALES

I) Statistique.

\bar{x} = moyenne de la variable x .

m_n = moment d'ordre n (cf. I.A.3.)

M_n = moment centré d'ordre n (cf. I.A.3.)

σ = écart type (cf. I.A.3.)

$CV = \frac{\sigma}{\bar{x}}$ = coefficient de variation (Cf. I.A.3)

CS = coefficient d'asymétrie (cf. I.A.3.)

g = moyenne géométrique (cf. I.A.3)

$\lambda = \frac{\bar{x} - g}{\sigma}$ (cf. I.A.3)

m_{ik} = moment d'ordre i et k d'une distribution à deux variables (cf. I.A.4).

M_{ik} = moment centré d'ordre i et k d'une distribution à deux variables (cf. I.A.4)

r = coefficient de corrélation (cf. I.A.4)

r_{ij} = coefficient de corrélation entre les débits des mois i et j .

ν = nombre de degrés de liberté (cf. I.A.4.2.)

$F(x)$ = fonction de répartition de la variable aléatoire x (cf. IB.1)

$f(x)$ = densité de probabilité de la variable aléatoire x (cf. IB.1)

$E[\Psi(x)]$ = espérance mathématique de la fonction $\Psi(x)$.

α, β = paramètres de la fonction Pearson III (cf. I.B.3).

\hat{x} = estimateur du paramètre x .

t = statistique t de Student-Fisher (cf. I.B.5.2)

F = statistique F de Snédécour (cf. IB.5.4.)

X_i = limite supérieure de la i^e classe (cf. I.B.6.3.2)

χ^2 = valeur du "Chi-square" (cf. IB.6.4.1)

II. Hydrologie.

BV = superficie du bassin versant.

Q = débit moyen annuel

q = débit moyen annuel par kilomètre carré de bassin versant.

D = K_3 = rapport du module de l'année humide de fréquence de dépassement 0,1 au module de l'année sèche de fréquence de dépassement 0,9.

$Q_i [N]$ = débit moyen mensuel du i^e mois de l'année N.

I N T R O D U C T I O N

Cette introduction a pour but de définir le sujet de ce mémoire, et de rappeler brièvement les travaux antérieurs consacrés à cette question. Puis, après l'exposé des moyens dont nous disposons, nous résumerons les différents chapitres de notre étude.

A - SUJET DE CETTE ETUDE -

Un des objets essentiels de l'hydrologie fluviale est l'étude des régimes des rivières, c'est-à-dire avant tout des débits et de leurs variations au cours du temps. On peut distinguer essentiellement deux sortes de variations selon l'échelle de temps que nous considérons :

1) Les variations saisonnières.

Ce sont les variations du débit au cours de l'année ; elles se reproduisent plus ou moins régulièrement chaque année selon les conditions climatiques et géographiques. La date des plus hautes eaux et des plus basses eaux ordinaires en est le trait le plus significatif.

2) Les variations interannuelles.

Ce sont les variations, d'une année à l'autre et au cours d'une longue période, des écoulements annuels. C'est cette question qui retiendra toute notre attention : nous nous intéresserons donc, pour une rivière donnée en un point de son cours, à la variation des quantités d'eau s'écoulant chaque année. Deux aspects de cette question seront successivement traités :

le premier est purement descriptif et donne une idée sommaire de la variabilité interannuelle selon les pays, les climats et les régimes et ceci plus particulièrement pour les rivières françaises. Le second aspect sur lequel nous avons insisté est le suivant : existe-t-il des lois de probabilité relativement courantes et d'utilisation simple permettant de fournir un schéma probabiliste de ces variations ?

Ce problème est d'une importance économique certaine dans toute question d'aménagement hydraulique. Que ce soit pour calculer les dimensions des ouvrages de régularisation des débits ou pour garantir la bonne exploitation d'un aménagement d'irrigation, il est nécessaire de préciser de façon quantitative ces variations interannuelles.

B - TRAVAUX ANTERIEURS -

B.1. Définitions -

Les hydrologues appellent débit moyen annuel ou module d'une rivière la quantité d'eau qui s'est écoulée pendant une année donnée. On l'exprime généralement par la moyenne à la seconde des débits instantanés. Le module global d'une rivière est la moyenne des modules au cours d'une longue période. Afin de comparer des rivières de bassin versant différent, on rapporte souvent ces quantités à la surface du bassin versant ; la valeur ainsi obtenue est le module spécifique exprimé très souvent en litres par seconde et par kilomètre carré. Nous désignerons par module relatif le rapport entre le module d'une année et le module global.

B.2. Résumé des principaux travaux antérieurs.

B.2.1. Description de la variabilité.

Les variations dans le temps des modules fluviaux ne font pas l'objet d'aussi nombreuses études que les crues ou les étiages. Toutefois, M. PARDE, qui par ailleurs consacre à cette question un chapitre complet de son prochain ouvrage sur "l'abondance", s'est penché depuis fort longtemps sur cette notion (page 200 à 203 dans [10-1], page 184 à 191 dans [10-2] etc...) ; il montre qu'une certaine liaison existe entre les variations saisonnières et les rapports des modules extrêmes. Puis, il explique l'importance du déficit d'écoulement, différence entre les quantités annuelles de pluies tombées et de pluies écoulées. Au cours du symposium qui s'est tenu en 1964 à Berkeley, RODIER [13] présenta un aperçu de l'irrégularité temporelle des cours d'eau et des facteurs qui la conditionnent. SERRA [16], toujours au cours de cette session, dont l'un des sujets d'étude était précisément "l'irrégularité temporelle des cours d'eau" nous renseigna sur les synchronismes des écoulements ; les lignes d'égale hydraulité sont, pour l'Europe comme pour l'Amérique du Nord orientées approximativement Sud Ouest à Nord Est. Les relations entre la durée des observations, le module et son coefficient de variation furent exposées par URBAN [43].

B.2.2. Recherche de périodicités.

De nombreux auteurs ont recherché l'existence de cycles naturels. Ainsi, OESTERHAUS [39] fit une analyse complète de la série des débits du Rhin à Bâle. Mais les derniers travaux, notamment ceux de YEVDJEVICH [44-1 et 44-2] démontrent de façon indiscutable, en s'appuyant sur plusieurs centaines d'exemples, que cette recherche est vaine.

B.2.3. Ajustement de lois de probabilité.

L'utilisation de plus en plus fréquente du calcul des statistiques et des probabilités conduisit les ingénieurs à s'intéresser aux distributions des modules. HALPHEN [32-2] appliqua ainsi en 1941 le test de PEARSON à la série des modules du Rhin à Bâle. Certains auteurs virent, dans les anomalies des distributions, des lois complexes ; ainsi, BLOCH [27], sur l'exemple des débits du Danube à Ulm ajusta à cette série d'observations une somme de deux lois de GALTON-GIBRAT. Mais les très récents calculs de MARKOVIC [36] portant sur un grand nombre de rivières du centre et de l'Ouest des Etats-Unis montrèrent un assez bon ajustement des lois de GALTON-GIBRAT et PEARSON III aux modules de ces rivières.

Toutefois, si COUTAGNE [29], dans ses nombreux écrits sur la corrélation entre précipitations et débits s'est penché sur le choix de l'origine de l'année hydrologique, peu d'auteurs, peut être par manque de moyens de calculs, se sont inquiétés de savoir si l'origine de l'année hydrologique avait une importance sur les distributions des fréquences des modules. Seul, YEVDJEVICH [44-1], pour ses calculs sur les périodicités, prit en considération les reports des débits d'une année à l'autre occasionnés par les réserves souterraines. Il définit ainsi le module artificiel de l'année N comme étant la quantité d'eau écoulée pendant l'année N et les suivantes due uniquement aux seules précipitations de l'année N.

C - RESUME -

Après un bref rappel des méthodes statistiques utilisées en hydrologie, nous examinons les caractéristiques des stations retenues. Une brève étude descriptive de la variabilité des écoulements annuels présente les valeurs et les facteurs essentiels de celle-ci.

La dernière partie du travail est plus analytique ; elle est consacrée à la recherche des lois de probabilité les plus appropriées à représenter les distributions des débits moyens annuels. Cette recherche est précédée d'une vérification de l'indépendance et de l'homogénéité des données.

L'examen synthétique des résultats des adéquations montre que les coefficients de variation et les coefficients d'assymétrie des distributions sont les meilleurs critères permettant de faire un choix parmi les trois lois de probabilité retenues.

Enfin, nous présentons un certain nombre de résultats numériques concernant les corrélations intermensuelles ; ceux-ci peuvent constituer une base numérique d'observations pour des recherches ultérieures sur les processus hydrologiques.

CHAPITRE I

RAPPELS DE STATISTIQUES ET DE PROBABILITES

Dans ce chapitre, nous rappellerons quelques éléments de statistique dont nous avons eu besoin au cours de nos recherches, notamment les définitions utilisées, et les méthodes particulières que nous avons employées pour les deux raisons suivantes :

1°) La plupart des résultats de statistiques ne sont applicables qu'à des variables indépendantes ; or, pour une rivière donnée, les débits à l'instant t et à l'instant $t + \Delta t$ ne peuvent être considérés comme indépendants que pour des valeurs de Δt supérieures à un certain seuil, fonction du régime de la rivière et de l'époque de l'année. Avant tout calcul, il nous fallait donc attacher de l'importance aux critères d'indépendance des variables.

2°) Les données sont, pour chaque rivière, généralement peu nombreuses ; les séries envisagées ne dépassent jamais 150 valeurs et, bien souvent, elles n'atteignent pas 70. Aussi fallait-il examiner avec soin les tests d'homogénéité et d'adéquation.

A - STATISTIQUE DESCRIPTIVE -

Cette partie de l'analyse statistique a pour but de fournir au moyen d'un nombre limité de paramètres une description simple et aussi complète que possible d'un ensemble envisagé sous un certain aspect.

A.1. Population et échantillon.

La notion de base de l'analyse est la notion de population : la population est l'ensemble auquel nous nous intéressons. Chaque élément de cette population se distingue par un caractère, numérique ou non, qui constitue une "variable statistique".

Un échantillon est un sous ensemble de la population, dont généralement nous connaissons les caractéristiques ; à partir de ces dernières, nous essaierons par la suite d'estimer celles de la population. Par exemple, la série des débits annuels de la Loire à Blois constitue une population dont nous possédons un échantillon : la série des débits de 1863 à 1962.

A.2. Distribution de fréquence. Histogrammes.

Soit un échantillon de N individus (nous dirons échantillon de taille N) possédant chacun un caractère X , on dira que la fréquence de la valeur x_i est n_i s'il y a dans l'échantillon n_i individus pour lesquels $X = x_i$. Si ce caractère X est continu, on parlera de la fréquence des individus pour lesquels X est compris entre x_i et $x_i + \Delta x_i$ et on pourra ainsi ranger l'échantillon en un certain nombre de classes. Une représentation graphique commode est donnée par le polygone des fréquences ou histogramme : on considère un système d'axes rectangulaires Ox, Oy ; sur Ox , on porte différentes valeurs du caractère. Sur chaque segment ainsi défini, on construit un rectangle dont l'aire est proportionnelle au nombre d'individus dont le caractère appartient au segment.

Pratiquement, on emploie deux sortes de polygones de fréquence :

- polygones à intervalles égaux : on range l'échantillon dans des segments de longueurs égales.

- polygones à intervalles équiprobables : les segments sont tels qu'ils contiennent tous le même nombre d'individus.

Dans le premier cas, la description de l'échantillon sera fournie par les effectifs de chaque segment, alors que dans le second cas, elle sera fournie par les limites des segments.

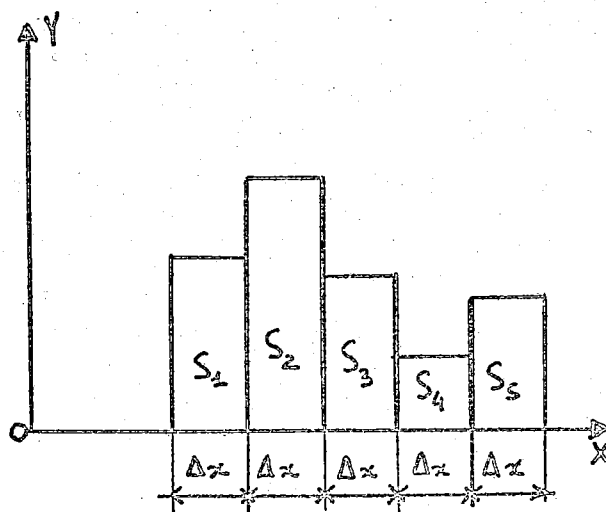


Fig. I-1 - Histogramme à intervalles égaux.

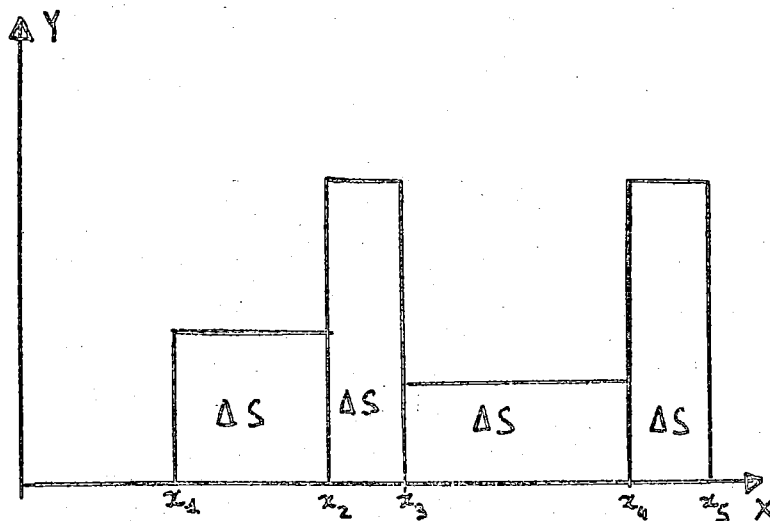


Fig. I-2 - Histogramme à intervalles équiprobables.

On considère également l'histogramme cumulé défini ainsi :

Soient x_1, x_2, \dots, x_n les N observations rangées par ordre croissant et soit $F_n(x)$ la fonction monotone non décroissante :

$$F_n(x) = \frac{j}{N} \quad \text{si} \quad x_j \leq x < x_{j+1}$$

La courbe ainsi obtenue est appelée histogramme cumulé.

A.3. Caractéristiques numériques d'un échantillon.

Considérons un échantillon à caractère numérique X de taille N ; on définit, lorsque cela est possible :

- moyenne arithmétique \bar{x}

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$$

- moyenne géométrique g

$$\text{Log } g = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Log } x_i$$

- moyenne harmonique h

$$\frac{N}{h} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{x_i}$$

- moyenne quadratique l

$$l^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i^2$$

- moyenne quadratique inverse k

$$\frac{N}{k^2} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{x_i^2}$$

- moment d'ordre n

$$m_n = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i^n$$

- moment centré d'ordre n

$$\mu_n = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^n$$

Une caractéristique très importante est l'écart type σ définie par
$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2$$

- coefficient de variation

$$CV = \frac{\sigma}{\bar{x}}$$

- coefficient d'asymétrie

$$CS = \frac{\mu_3}{(\mu_2)^{3/2}}$$

- médiane : toute valeur de X telle que la moitié des observations lui soit supérieure.

- quantiles : toute valeur de X telle qu'une proportion q d'observations lui soit inférieure et 1 - q supérieure. On obtient ainsi les déciles, quantiles obtenus pour q = n/10 avec n = 1, 2 ... 9 ; les quartiles correspondent à q = 1/4 et q = 3/4.

- étendue de la distribution : intervalle entre le maximum et le minimum de la distribution.

- mode : valeur du caractère qui a la plus forte fréquence.

- Lambda :
$$\lambda = \frac{\bar{x} - g}{\sigma}$$

A.4. Distribution à deux variables.

Si nous observons non plus un caractère X dans la population mais deux caractères X et Y, on généralise alors

la notion de moment :

$$m_{ik} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N x_j^i y_j^k$$

$$\mu_{ik} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (x_j - \bar{x})^i (y_j - \bar{y})^k$$

- covariance

$$\mu_{1,1} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (x_j - \bar{x})(y_j - \bar{y})$$

Mais le coefficient le plus important est le coefficient de corrélation :

$$r = \mu_{1,1} \cdot \frac{1}{\sigma_x \cdot \sigma_y}$$

A.4.1. Corrélation linéaire.

Il existe fréquemment entre ces deux caractères x et y un lien plus ou moins étroit que l'on peut faire apparaître en construisant le diagramme de dispersion, diagramme où chaque couple (x_i, y_i) est représenté par un point dans un système d'axes Ox, Oy ; l'échantillon est ainsi représenté par un nuage de points plus ou moins dense. Peut-on alors trouver des critères permettant de calculer la meilleure estimation de la valeur moyenne de y pour une valeur donnée de x et inversement ?

Nous nous attacherons tout d'abord à deux droites répondant à cette question, droites appelées droites de régression.

La droite de régression de y par rapport à x est ainsi la ligne droite qui donne l'approximation la meilleure de

la valeur moyenne de y pour chaque valeur spécifiée de x . On définit de la même façon la droite de régression de x par rapport à y .

Le terme "meilleur" signifie que ce choix rend minimum la somme des carrés entre les valeurs estimées et les valeurs expérimentales. On montre aisément que ces deux droites existent et ont pour équation :

$$(1) \quad y - \bar{y} = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) \quad \text{droite de régression de } y \text{ par rapport à } x$$

$$x - \bar{x} = r \frac{\sigma_x}{\sigma_y} (y - \bar{y}) \quad \text{droite de régression de } x \text{ par rapport à } y.$$

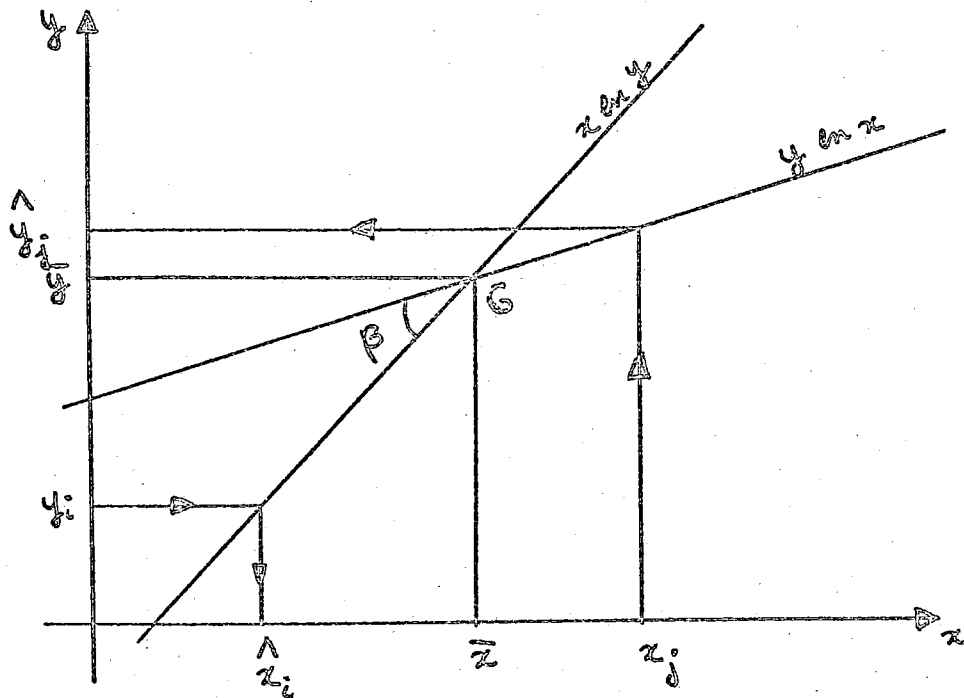


FIG. I-3 : Droites de régression.

Ces deux droites se coupent au centre de gravité de la distribution et ne sont confondues que si $|r| = 1$. Dans un repère orthonormé, leur angle β a pour tangente :

$$\tan \beta = \frac{1-r^2}{r} \cdot \frac{\sigma_x \cdot \sigma_y}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2}$$

A.4.2. Mesure de la liaison linéaire et signification d'une corrélation observée.

Soit $e_i = y_i - \hat{y}(x_i)$ ou $\hat{y}(x_i)$ est la valeur estimée par l'équation (1) et y_i la valeur expérimentale correspondant à x_i . On démontre que :

$$\sum_{i=1}^N e_i^2 = N \sigma_y^2 (1-r^2)$$

Si bien que la qualité de la liaison linéaire peut être définie par la valeur du coefficient de corrélation r .

La liaison est d'autant plus forte et l'estimation d'autant meilleure que $|r|$ s'approche de 1.

Ce coefficient donne donc une idée de la confiance que nous pouvons avoir dans ces deux droites schématiques du nuage de points.

Inversement, considérons un ensemble de couples de variables aléatoires ; peut-on, d'après le calcul du coefficient de corrélation de ces variables, juger la qualité de la liaison linéaire. Car la valeur de r dépend de l'échantillon choisi ; on montre alors que, dans l'hypothèse où les deux variables sont normales (c'est-à-dire gaussiennes) les plus petites valeurs de r significatives au seuil 5 % sont les suivantes :

(ν) = N-2 = nombre de degrés de liberté).

ν	r	ν	r	ν	r
4	0,811	12	0,532	20	0,423
5	0,755	13	0,514	25	0,381
6	0,707	14	0,497	30	0,349
7	0,666	15	0,482	35	0,325
8	0,632	16	0,468	40	0,304
9	0,602	17	0,456	45	0,288
10	0,576	18	0,444	50	0,273
11	0,553	19	0,433	100	0,195

Tableau I-1 : Minimum de r significatif au seuil 5 % suivant

C'est-à-dire que toute valeur de r supérieure, pour un nombre N de couples, à celle que donne la table, discrédite l'hypothèse que les variables ne sont pas liées linéairement. "Au seuil 5 %" signifie que le coefficient de corrélation d'une population normale à 2 variables non liées linéairement n'a qu'une probabilité de 5 % de dépasser cette valeur.

Toutefois, il faut rester prudent car r ne mesure que la liaison linéaire et sa faible valeur ne garantit pas forcément l'indépendance ; d'autre part, les résultats précédents ne s'appliquent, de façon exacte, que pour des populations normales.

A.4.3. Régression logarithmique.

Parfois, le nuage de points semble non pas se grouper autour d'une droite, mais dessiner une courbe d'équation $y = f(x)$. L'ajustement de cette fonction à l'ensemble des

points est possible et même facile dans certains cas. Nous ferons cet ajustement dans le cas de la fonction puissance $y = k x^d$. Il suffit en effet de prendre comme nouvelles variables $\log y$ et $\log x$ pour retrouver une régression linéaire puisque :

$$y = k x^d \Rightarrow \text{Log } |y| = d \text{ Log } x + \text{Log } |k|$$

Cette transformation est intéressante lorsque les variables ne sont plus normales mais voisines de variables de Galton car, dans ce cas, les logarithmes de celles-ci sont normales. Les débits mensuels présentent souvent ce caractère.

I-B. INTERPRETATION STATISTIQUE ET PROBABILITES -

Le chapitre précédent n'avait pour objet que de définir des moyens numériques ou graphiques de description d'un échantillon. Celui qui suit marque la deuxième étape de l'analyse statistique : interpréter les caractéristiques en vue d'en tirer des conclusions quant aux propriétés de la population.

B.1. Définitions.

- Fonction de répartition : $F(x)$ est la fonction de répartition de la variable aléatoire X si :

$$F(x) = \text{Prob. } [X \leq x] ; \text{ si } x \in [a, b], F(a) = 0, \\ F(b) = 1$$

$F(x)$ est une fonction monotone non décroissante.

- Fonction densité : si la fréquence relative de la distribution dans l'intervalle infinitésimal $[x - \frac{1}{2} dx, x + \frac{1}{2} dx]$ est exprimable par $f(x)dx$, $f(x)$ est appelée densité de fréquence ou fonction densité. Dans ce cas, il existe une relation entre la fonction de répartition et la fonction densité :

$$F(x) = \int_a^x f(u) du$$

- Espérance mathématique d'une fonction. L'espérance mathématique d'une fonction $\Psi(x)$ est, dans le cas où cela a un sens $E[\Psi(x)] = \int_a^b \Psi(x) \cdot f(x) dx$ la variable aléatoire étant définie sur le segment $[a, b]$.

B.2. Loi normale et loi de Galton-Gibrat

Une variable aléatoire numérique définie sur toute la droite réelle suit la loi normale ou loi de Laplace Gauss si elle possède la densité de probabilité:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \bar{x}}{\sigma} \right)^2}$$

- Propriétés : la somme de plusieurs variables aléatoires normales et indépendantes est une variable normale ; inversement, si la somme de plusieurs variables aléatoires indépendantes est normale, chacune de ces variables est normale.

$$E(x) = \bar{x}$$

$$E [x - E(x)]^2 = \sigma^2$$

La probabilité pour que x soit extérieur au segment $[x - 1,28\sigma, x + 1,28\sigma]$ est de 20 %, et 5 % pour le segment $[x - 2\sigma, x + 2\sigma]$. Tous les livres de statistiques fournissent une table de la loi normale.

- Loi de Galton-Gibrat : La loi normale présente, pour les hydrologues, l'inconvénient d'être symétrique autour de la moyenne ; aussi peut-on penser à la rendre dissymétrique par un changement de variables adéquat. Le plus connu de ces changements consiste à prendre une fonction linéaire du logarithme de la variable étudiée. On obtient ainsi la loi de Galton-ou Gibrat-Gauss. Nous avons employé cette loi en faisant la transformation $x \rightarrow z = \log x$ et en étudiant la série des z . Si z suit une loi normale, x suit une loi de Galton à deux paramètres.

B.3. Loi de Pearson III ou Gamma incomplète

Une des lois satisfaisant à l'équation différentielle :

$$(2) \quad \frac{dy}{dx} = \frac{ax+b}{cx^2+dx+e} \cdot y$$

est la loi de Pearson III ou Gamma incomplète. L'intérêt de cette loi est d'être, pour certaines valeurs des paramètres, algébrique à l'origine et de décroître exponentiellement vers l'infini. Sa fonction densité est :

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} e^{-\frac{x}{\beta}} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}$$

$\Gamma(\alpha)$ est la fonction Gamma classique:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} e^{-x} x^{\alpha-1} dx$$

B.3.1. Propriétés des distributions GAMMA.

La courbe d'équation $y = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} e^{-\frac{x}{\beta}} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}$

est asymptote à l'axe des x ; si $\alpha > 1$, elle a un mode à $\frac{x}{\beta} = \alpha - 1$. Si $\alpha > 2$, elle est tangente à l'axe des x à l'origine, tandis que si $1 < \alpha < 2$, elle est tangente à l'axe des y à l'origine. Si $0 < \alpha < 1$, elle est asymptote aux deux axes. On montre que :

$$\bar{x} = \beta d$$

$$\sigma^2 = \beta^2 d$$

$$\text{d'où } d = \frac{1}{CV^2}, \quad \beta = \frac{1}{2 \cdot CV^2}$$

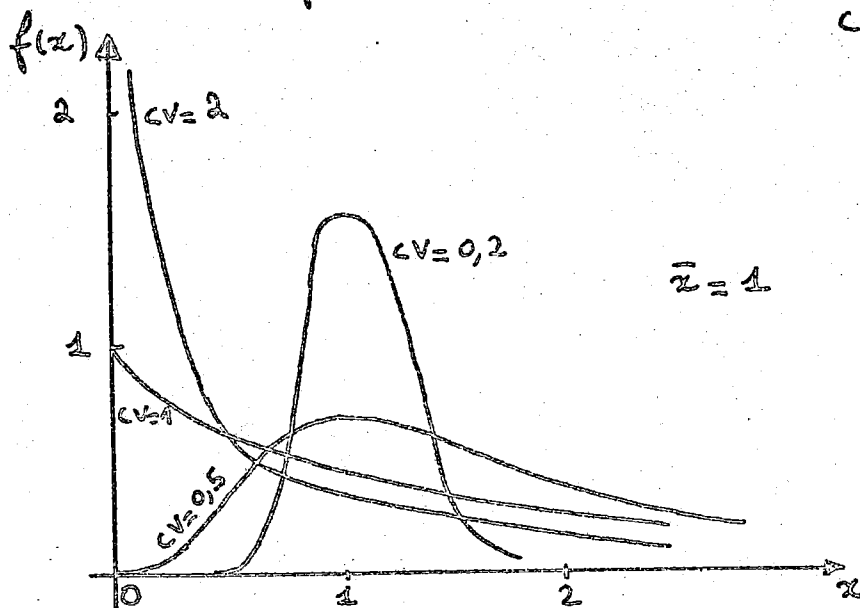


Fig. I.4 - Quelques lois de Pearson III de moyenne 1.

B.3.2. Utilisation des lois de Pearson III.

Les tables de la fonction Gamma incomplète étant moins fréquentes dans les ouvrages que celles de la fonction de Gauss, nous donnons en annexe I et II deux tableaux permettant le calcul des limites des classes de probabilité $\frac{1}{7}$. En outre, on peut rapidement connaître les valeurs de fréquence 99 %, 95 %, 80 %, 50 %, 20 %, 5 %, 1 %, 0,1 %, grâce à la table publiée par LINSLEY que nous reproduisons :

\hat{CS}	Fréquence en %							
	99	95	80	50	20	5	1	0,1
0	-2,33	-1,64	-0,84	0	0,84	1,64	2,33	3,09
0,2	-2,18	-1,58	-0,85	-0,03	0,83	1,69	2,48	3,38
0,4	-2,03	-1,51	-0,85	-0,06	0,82	1,74	2,62	3,67
0,6	-1,88	-1,45	-0,86	-0,09	0,80	1,79	2,77	3,96
0,8	-1,74	-1,38	-0,86	-0,13	0,78	1,83	2,90	4,25
1,0	-1,59	-1,31	-0,86	-0,16	0,76	1,87	3,03	4,54

Tableau I-2 : Table du facteur $X(f, \hat{CS})$ de Pearson III

Soit \hat{CS} le coefficient d'asymétrie calculé par les moments, $\hat{CS} = (1 + \frac{8,5}{N})$ si N est la taille de l'échantillon. Si $X(f, \hat{CS})$ est la valeur lue dans la table pour un \hat{CS} et une fréquence f donnés, la valeur réelle, qui a comme fréquence de dépassement f , est : $X = X(f, \hat{CS}) \cdot CV + \bar{x}$.

Exemple : MURRAY à JINGELLIC $\bar{x} = 1$, $CV = 0,46$, $CS = 0,37$, $N = 67$, $\hat{CS} \approx 0,40$; on établit alors aisément le calcul des fréquences suivantes :

Fréquence de dépassement en %	99	95	80	50	20	5	1	0,1
Valeur dépassée	0,07	0,30	0,61	0,97	1,38	1,80	2,20	2,6

Tableau n°I-3

La loi de Gauss aurait donné 0,25 pour 95 %, 1,75 pour 5 %, 2,03 pour 1 %.

B.4. Lois de Halphen.

Les lois de Gauss, Galton et Pearson III sont des lois à deux paramètres : un paramètre d'échelle, la moyenne \bar{x} ou β et un paramètre de dispersion σ ou α . Or deux paramètres peuvent sembler insuffisants pour la description de certaines distributions hydrologiques. On pourrait concevoir l'existence de rivières dont les débits auraient même moyenne et même dispersion mais présenteraient des distributions différentes dans la forme. HALPHEN [32] fut donc amené à définir deux types de lois à 3 paramètres :

loi A :

$$f(x) = \frac{1}{2 \nu^\alpha K_\alpha(a)} \cdot e^{-\frac{a}{2} \left[\frac{x}{\nu} + \frac{\nu}{x} \right]} \cdot x^{\alpha-1}$$

loi B :

$$f(x) = \frac{1}{\nu^{2\alpha} \text{ef}_\alpha(b)} \cdot e^{-\left(\frac{x}{\nu}\right)^2 + b \frac{x}{\nu}} \cdot x^{2\alpha-1}$$

Remarquons que les lois B englobent les lois de Gauss et de Pearson III respectivement pour $\alpha = 0,5$ et $\nu = \infty$ avec $\frac{b}{\nu}$ fini. $K_\alpha(a)$ est la fonction de BESSEL-BASSET et $\text{ef}_\alpha(b)$ la fonction de HERMITE. GUILLOT [51] a montré que la loi de Galton était une extension de la loi A. Ces lois viennent d'être tabulées à Electricité de France et nous pensions devoir les utiliser ; mais nous montrerons par la

suite que deux paramètres suffisent dans le cas des distributions de modules annuels.

B.5. Tests d'homogénéité.

Le raisonnement du statisticien est le suivant : il fait tout d'abord une hypothèse de travail suggérée par l'expérience ou l'intuition (par exemple, l'échantillon est tiré d'une population normale). Puis, il se demande si son hypothèse de travail est compatible avec ce qu'il apprend de l'examen des observations ; pour cela il recourt généralement à l'utilisation de tests.

B.5.1. χ^2 et sa distribution

On montre que si les x_i ($i = 1, 2 \dots n$) sont n variables aléatoires indépendantes normalement distribuées autour d'une moyenne zéro avec un écart type σ_i ,

$$\frac{1}{2} \chi^2 = \frac{1}{2} \sum_i \frac{x_i^2}{\sigma_i^2}$$

est une variable aléatoire Gamma de paramètre $\frac{1}{2} n$. La distribution de χ^2 est par suite :

$$dP = \frac{1}{\Gamma(\frac{1}{2}n)} \left(\frac{1}{2} \chi^2 \right)^{\frac{1}{2}(n-2)} \cdot e^{-\frac{1}{2} \chi^2} \cdot d\left(\frac{1}{2} \chi^2 \right)$$

dP exprime la probabilité pour que la valeur χ^2 trouvée à partir d'un échantillon au hasard tombe dans l'intervalle $d\chi^2$; la moyenne de χ^2 est n , sa valeur modale $n-2$, sa fluctuation $2n$. Presque tous les ouvrages de statistiques et de probabilités contiennent une table de la loi du χ^2 .

B.5.2. La statistique t et sa distribution.

Soit une population normale de moyenne μ et de fluctuation σ^2 , soit \bar{x} et s la moyenne et la fluctuation d'un échantillon de grandeur n ; $\bar{x} - \mu$ est une variable normale de moyenne zéro et d'écart type $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$.

Mais $t = \frac{(\bar{x} - \mu) \sqrt{n}}{s}$ possède une distribution bien définie appelée distribution de STUDENT-FISHER dont on trouve des tables dans la "Revue de Statistique" appliquée page III-5 [52].

B.5.3. Comparaison des moyennes de deux échantillons.

Etant donné deux échantillons indépendants de tailles n_1 et n_2 , de moyennes \bar{x}_1 et \bar{x}_2 , nous pouvons utiliser la statistique t pour décider, si les moyennes diffèrent de façon significative, ou si les deux échantillons peuvent être tirés de la même population normale.

Soit x_i ($i = 1, 2, \dots, n_1$) l'une des valeurs de la variable dans le premier échantillon et x_j ($j = 1, 2, \dots, n_2$) dans le second échantillon. La somme des carrés des différences à la moyenne est : $n_1 S_1^2 = \sum_i (x_i - \bar{x}_1)^2$ pour le premier échantillon et $n_2 S_2^2 = \sum_j (x_j - \bar{x}_2)^2$ pour le second.

Soit $s^2 = \frac{n_1 S_1^2 + n_2 S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$, s^2 est une "estimation impar-

tiale" de la fluctuation de la population.

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

est alors une statistique t qui permet ainsi de faire un test sur les moyennes.

Nous utiliserons ce test car les populations des modules sont voisines de populations normales ; il nous permettra de décider si les moyennes tirées de 2 séries de modules d'une même rivière sont significativement différentes.

B.5.4. Comparaison des fluctuations de deux échantillons.

Conservons les notations précédentes et soient :

$$s_1^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x}_1)^2}{n_1 - 1} = \frac{n_1 S_1^2}{\gamma_1} ; \quad s_2^2 = \frac{\sum (x_j - \bar{x}_2)^2}{n_2 - 1} = \frac{n_2 S_2^2}{\gamma_2}$$

Nous désirons examiner si ces deux estimations sont significativement différentes ou si les deux échantillons peuvent être considérés comme tirés d'une même population normale de fluctuation σ^2 . On montre alors que $F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$ possède une distribution propre indépendante de la fluctuation σ^2 . Nous pourrons ainsi, par l'emploi de la table de F, examiner les rapports des fluctuations de deux séries de modules d'une même rivière, à condition que ceux-ci soient approximativement normaux.

B.6. Problèmes d'adéquation.

B.6.1. Définition de l'adéquation.

Nous avons, jusqu'à présent, donné des moyens pour "réduire" les données, c'est-à-dire pour condenser l'information (série de données) en un petit nombre de grandeurs significatives ; mais l'idéal serait de pouvoir limiter ces grandeurs descriptives à quelques unes, deux ou trois avec la faculté de se reporter à des tables d'utilisation générale. Ceci serait possible, par exemple, si nous pouvions affirmer que telle population est une population normale de moyenne \bar{x}

et d'écart type σ ; les valeurs statistiques dont nous pourrions avoir besoin ultérieurement, déciles, valeurs dépassées une fois sur dix etc... seraient alors exprimables à l'aide de ces deux derniers paramètres \bar{X} et σ .

Malheureusement, si aucun schéma physique de calcul ne vient nous aider, nous sommes incapables de démontrer que telle grandeur physique "obéit" à telle ou telle loi de probabilité. Et c'est le cas dans notre étude.

Nous remplacerons donc ce terme "obéir" par le terme "décrire" et nous chercherons quelles lois de probabilité décrivent au mieux les séries d'observations.

Notre démarche sera la suivante :

Nous supposerons tout d'abord que les variables sont prélevées dans une population de distribution bien définie à ℓ paramètres (par exemple, 2 pour Gauss, Galton et Pearson III, 3 pour Halphen) ; nous estimerons alors ces paramètres compte tenu de cette hypothèse, ce qui permettra de définir totalement une certaine loi de probabilité. Puis, nous vérifierons a posteriori, que l'échantillon a une certaine probabilité d'être correctement décrit par cette loi ; cette vérification sera faite à l'aide du test du χ^2 .

B.6.2. Choix des familles de lois de probabilité.

Nous n'examinerons cette question que dans notre cas particulier. Nous savions que la loi de Gauss décrivait bien la longue série des modules du Rhin à Bâle, aussi était-ce la première à retenir, d'autant plus qu'elle est d'un emploi très commode. Mais elle n'est pas satisfaisante à tous égards, surtout pour les valeurs faibles ou élevées des

fréquences ; et puis, sa densité est symétrique par rapport à la moyenne. Or, dans de nombreux cas, par exemple la Broken River à Goorambat en Australie (cf. figure 2), la distribution des modules est très nettement asymétrique. Nous avons été ainsi conduit à retenir également la loi de Galton à deux paramètres, de densité :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma_y \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{y - \mu}{\sigma_y} \right)^2} \quad \text{où } y = \text{Log}_q x$$

Cette transformation n'est pas purement artificielle : on peut proposer une justification en disant que l'effet d'un épisode pluvieux sur l'écoulement est proportionnel à l'écoulement lui-même. C'est-à-dire que si ΔP est l'accroissement des précipitations et ΔQ l'accroissement de l'écoulement $\Delta Q = k \cdot Q \cdot \Delta P$ ou $\frac{\Delta Q}{Q} = k \Delta P$; si P suit une loi normale (ce qui semble courant), Q suit alors une loi de Galton. Mais il faut reconnaître que cette justification comporte une part d'arbitraire.

Quant à la loi de Pearson III, elle devait retenir notre attention du fait de ses comportements à l'origine et à l'infini : en effet, pour $\alpha > 2$, elle s'approche d'une fonction algébrique à l'origine et exponentielle à l'infini. Or, de nombreuses séries d'observations présentent de faibles effectifs pour les valeurs élevées des modules mais de grands effectifs pour des valeurs voisines de zéro, ce qui correspond bien à la fonction densité de Pearson III.

Nous pensions pouvoir mieux faire en n'utilisant qu'une seule famille de lois, les lois B de Halphen qui,

comme nous l'avons dit, offrent comme cas particuliers deux des trois lois précédentes. Or, un graphique permet, après calcul de trois paramètres de choisir le type de loi B : en abscisse est portée la valeur du coefficient de variation et en ordonnée $\lambda = \frac{\bar{x} - g}{\sigma}$ où g est la moyenne géométrique de la distribution. Dans ce quadrant sont dessinées les courbes d'équation $f(\lambda, CV) = 0$ correspondant à quelques lois A et B. Or les points expérimentaux, comme le montre la figure 10 sont voisins des cas particuliers des lois de Gauss et Pearson III des lois B.

Nous nous sommes ainsi limité aux lois de Gauss, Galton et Pearson III.

B.6.3. Estimation des paramètres par le calcul des moments.

On dispose d'un échantillon de n observations $x_1, x_2 \dots x_n$ indépendantes et l'on fait l'hypothèse que cet échantillon est tiré d'une population de fonction de distribution $f(x, \theta_1, \dots, \theta_k)$ où les θ_i sont des paramètres de la loi. Diverses méthodes permettent de déterminer ces paramètres ; nous avons exclusivement utilisé la méthode par le calcul des moments. Elle n'a certes pas les mêmes qualités d'exactitude que d'autres, telle la méthode du maximum de vraisemblance (qui nécessite d'assez longs calculs) mais il semble que dans les cas expérimentaux envisagés, nous ne commettions pas une grande erreur (à cause de la faible étendue des distributions des modules).

Soit donc $f(x, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ la loi théorique (Gauss, Galton, Pearson III), le moment théorique d'ordre n est :

$$m_n = \int_{-\infty}^{+\infty} x^n f(x, \theta_1, \dots, \theta_k) \cdot dx$$

Ce moment est donc une fonction des paramètres

Si l'on parvient à résoudre l'intégrale, on aura une relation entre les paramètres et le moment d'ordre n. Il faudra donc, pour avoir un système permettant de calculer les paramètres, déterminer au moins autant de relations qu'il y a de paramètres dans la loi. Il faudra que ces moments puissent être estimés à partir de l'échantillon. On peut alors montrer que l'on obtient des estimations correctes à partir des formules suivantes :

Moyenne : estimation $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} x_i$

Variance : estimation $N_2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{i=N} (x_i - \bar{x})^2$

Pour Pearson III : $\hat{\alpha} = \frac{1}{(CV)^2}$; $\hat{\beta} = \bar{x} (CV)^2$

Le défaut de cette méthode qui ne fait intervenir que les moments de l'échantillon est de donner trop d'importance aux valeurs extrêmes de la distribution qui sont de plus, bien souvent, les valeurs les plus sujettes à caution. Dans le cas des modules, nous avons pensé que ce défaut était mineur, car les modules sont des variables relativement serrées dans un petit segment, c'est-à-dire ayant un faible coefficient de variation.

B.6.4. Tests d'adéquation.

Désormais, nous arrivons au stade ultime de l'analyse statistique : décider si la loi de probabilité choisie a des chances raisonnables de représenter la distribution statistique de l'échantillon empirique. Un des meilleurs tests est celui du χ^2 .

B.6.4.1. Test du χ^2

Il repose sur le théorème de Pearson :

"Soient n variables aléatoires indépendantes X_1, \dots, X_n de loi de probabilité P et soient $Y_1, Y_2 \dots Y_k$ les variables aléatoires définies par :

$Y_j =$ nombre de X_i égaux à a_j ($j = 1, \dots, k$), la loi de la variable aléatoire $\sum_{j=1}^k \frac{(Y_j - n p_j)^2}{n p_j}$ tend, quand n tend vers l'infini, vers une loi du χ^2 à $k - 1$ degrés de liberté. p_j est ici la probabilité théorique pour que $X = a_j$.

On notera que l'on peut considérer avec une bonne approximation que la loi limite est atteinte si tous les $n p_j$ sont supérieurs à 5.

L'échantillon est divisé en classes ; si n_i est le nombre de valeurs expérimentales contenues dans la classe i et γ_i le nombre de valeurs de la classe i pour la loi théorique, le χ^2 est :

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - \gamma_i)^2}{\gamma_i}$$

La probabilité de dépassement du χ^2 est fournie par les tables de la loi du χ^2 . Le nombre de degrés de liberté est $k-1-p$ si p paramètres sont estimés à partir de l'échantillon (2 pour Gauss, Galton, Pearson III). On admet, avec les statisticiens que :

- si la probabilité est supérieure à 5 %, l'ajustement est satisfaisant.

- si la probabilité est inférieure à 1 %, l'ajustement est incorrect et la loi doit être rejetée.

B.6.3.2. Mise au point du test dans notre cas.

Dans le test précédent, une double liberté est laissée à l'utilisateur : le nombre de classes et les limites de ces classes. Le nombre de classes doit être le plus grand possible pour que l'on puisse vérifier si, dans toute l'étendue de la distribution, l'échantillon et la loi sont voisins ; mais il doit être tel que chaque classe contienne un certain nombre d'éléments, ceci pour éviter les erreurs d'échantillonnage.

BARRA [46] suggère de prendre 5 comme minimum de chaque classe. Notre plus petit échantillon étant de 35 éléments, nous avons limité à 7 le nombre de classes.

Quant au partage en classes, s'il est théoriquement quelconque, les statisticiens conseillent de prendre des classes équiprobables, c'est-à-dire contenant toutes un nombre égal d'effectifs, $\frac{n}{7}$ dans notre cas. Les limites de celles-ci sont alors définies par la loi théorique.

Soit U_i la limite supérieure de la classe i et F la fonction de répartition de la loi théorique, U_i est défini par : $F(U_i) = \frac{i}{7}$. Pour la loi de Gauss centrée réduite, les tables donnent les valeurs suivantes :

$$U_1 = -1,068$$

$$U_2 = -0,566$$

$$U_3 = -0,180$$

$$U_4 = 0,180$$

$$U_5 = 0,566$$

$$U_6 = 1,068$$

La classe j a donc pour limite $X_j = \bar{x} + U_j \cdot \sigma$. Si on appelle O_j le nombre d'observations empiriques dans la classe j :

$$\chi^2 = \sum_1^7 \frac{(O_j - \frac{n}{7})^2}{\frac{n}{7}} = \frac{7}{n} \sum_1^7 O_j^2 - n$$

si n est le nombre de données.

Pour la loi de Galton, la méthode est strictement la même mais doit porter sur les logarithmes des débits.

Cas de la loi de Pearson III.

Le procédé est plus compliqué que précédemment et nécessite l'emploi d'une table que nous avons trouvée dans le travail de MARKOVIC [36] et que nous donnons dans les annexes 1 et 2. Les 6 limites X_i (i de 1 à 6) des classes équiprobables sont déterminées de la façon suivante : on calcule α qui fournit dans l'Annexe 1 ou 2 les valeurs de U_1, U_2, \dots, U_6 . On montre alors que les limites des 7 classes équiprobables sont :

$$X_j = \frac{U_j}{\sqrt{\alpha}} = CV \cdot U_j$$

En effet, elles sont telles que :

$$\frac{1}{\Gamma(\alpha)} \int_{X_j}^{X_{j+1}} e^{-\frac{x}{\beta}} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} d\left(\frac{x}{\beta}\right) = \frac{1}{7}$$

Ce tableau ne comprenant pas toutes les valeurs de α , nous avons interpolé linéairement entre les deux valeurs les plus voisines de la table.

Tous les calculs et rangements par classes sont programmés en langage Algol ; toutefois, nous donnerons dans le chapitre IV, un exemple complet de calculs de paramètres, d'homogénéité et d'adéquation.

CHAPITRE II

LES DONNEES

A. LEUR CHOIX -

En principe, dès le début de cette étude, un choix devait être fait : devions-nous nous limiter à une région donnée ou, au contraire, prendre quelques rivières représentatives de tous les types de rivières ?

Les rivières ainsi sélectionnées devaient répondre à deux exigences :

- 1) Tout d'abord, être connues depuis un temps assez long pour permettre à l'analyse statistique d'avoir un sens. Or, aux yeux des statisticiens, un échantillon de trente individus est un très petit échantillon, aussi n'avons-nous retenu, à priori, aucune rivière dont la connaissance des débits avait une durée inférieure à trente ans.
- 2) Puis, il fallait que les chiffres retenus aient une certaine valeur, c'est-à-dire qu'ils soient faussés le moins possible par des incorrections de mesure, transformation du lit etc...). Une sorte de critique historique s'imposait dès lors pour chaque station ; heureusement, la plupart des annuaires hydrologiques, dans lesquels nous avons puisé les données, fournissent avec celles-ci une estimation de l'intervalle de confiance des résultats. Cette critique historique est d'ailleurs complétée par des tests d'homogénéité sur les moyennes et les écarts-types. Lorsqu'un doute flagrant apparaît, il convenait de rejeter la station.

Ces deux exigences ont limité le nombre de données exploitables : en effet, nous n'avons pu retenir pour la France que 25 stations, aussi avons nous pensé qu'il serait intéressant d'ajouter à cette liste, celle des rivières d'autres pays à la condition que la connaissance des débits de ces cours d'eau soit satisfaisante et supérieure à 60 ans. Malheureusement, nous n'avons pas pu, pour tous ces derniers, obtenir la série des débits mensuels ; et bien souvent, nous nous sommes contentés des modules annuels que YEVDJEVICH [44-2] donne en annexe à son travail sur les recherches de périodicités.

Cependant, il nous a paru instructif d'étudier, mais cette fois de manière purement descriptive, la variabilité en France. Les exigences sont alors moindres quant à la durée des observations, si bien que nous avons retenu ainsi 52 rivières françaises ou proches de France. Les tableaux 2 et 3 donnent les caractéristiques de celles-ci ; la numérotation rappelle celle des annuaires de la Société Hydrotechnique de France : il suffit d'enlever le dernier chiffre du numéro pour obtenir celui de la S.H.F. (le 1 signifie bis, le 2 ter).

B. CARACTERISTIQUES DES STATIONS -

B.1. Caractéristiques des stations retenues pour l'analyse complète.

Une station, outre sa position géographique, peut être caractérisée :

- par le bassin versant que la rivière et ses affluents d'amont drainent.
- par le débit moyen annuel.

- par le débit spécifique
- par le régime et le type, c'est-à-dire sa variabilité intermensuelle et son mode d'alimentation.

Les 53 rivières retenues, dont le tableau 1 donne la liste et la numérotation, représentant assez bien la diversité naturelle : les bassins versants s'échelonnent entre 67 et 2 millions de km², les débits spécifiques entre 0,8 et 50 l/s/km², les modules entre 2 et 7000 m³/s. La longueur des séries varia de 37 ans pour l'Agout à Clot à 154 ans pour le Rhin à Bâle.

Les figures 3 et 4 fournissent une vue synthétique des caractéristiques des données : ce sont les histogrammes des fréquences des stations en fonction de leur bassin versant, de leur débit spécifique, du nombre d'années d'observations et de leur module global.

Quant à leur position géographique, elle est la suivante :

- . 25 en France
- . 5 aux U.S.A.
- . 1 en Angleterre
- . 2 en Suisse
- . 7 en Allemagne
- . 2 en Autriche
- . 2 en Roumanie
- . 2 en U.R.S.S.
- . 4 en Australie
- . 2 en Afrique

La figure 5 permet de situer les rivières françaises ; il faut regretter l'absence de données relatives aux régions du Nord Ouest et des Pyrénées.

B.2. Classification génétique des stations françaises retenues.

Les variations saisonnières moyennes des débits mensuels sont un des critères de classification des rivières. Cette classification, due à PARDE [10] est dite génétique car elle est commandée par les divers modes d'alimentation des cours d'eau. Cherchons si chaque régime est représenté par une ou plusieurs rivières dont nous avons analysé les variabilités interannuelles des modules.

B.2.1. Régimes simples.

Il n'y a que deux saisons hydrologiques, celle d'abondance et celle de pénurie. On range dans cette catégorie le régime glaciaire, le régime pluvial océanique et les régimes niveaux de montagne et de plaine.

1) Régime glaciaire.

On peut parler de ce régime quand les glaciers occupent 15 à 20 % du bassin versant. Le Rhône à Brigue (n°34) appartient à ce type. L'irrégularité est très forte au cours de l'année, mais faible d'une année à l'autre. Les variations des débits sont conditionnées par les variations des températures.

2) Régime fluvial océanique.

Les eaux sont hautes en saison froide et basses en saison chaude. Nous avons analysé les exemples suivants :

- la Tamise à Teddington (A-14)⁽¹⁾
- le Blavet à Guerlédan (40)

⁽¹⁾ Lorsque le numéro d'identification est précédé d'un A, cela signifie que l'analyse complète des modules a été faite ; dans le cas contraire, nous n'avons pu procéder qu'à la seule étude descriptive de la variabilité.

- la Nive de Béhérobie à Saint-Jean Pied de Port (401)
- la Dore à Giroux (A-70)
- la Sioule à Pont du Bouchet (A-80)
- la Dordogne à Bort (A-110)
- le Chaloux à Chaumeçon (30)
- la Creuse à Eguzon (A-100)
- la Loire à Blois (A-17)
- le Taurion à Pontarion (A-90)
- la Vézère à Uzerche (A-170)
- la Dordogne à Domme Cénac (130)
- la Maronne à Basteyroux (A-151)
- la Dordogne à Argentat (120)
- le Viaur à Thuries (A-290).

Alors que dans le régime glaciaire les variations de débit suivaient les variations de la température, dans le régime pluvial océanique, elles suivent ces variations mais en sens inverse, car le facteur principal de l'écoulement est ici l'évapotranspiration.

3) Régime nival de montagne.

L'abondance se fait en saison chaude mais plus tôt que pour le régime glaciaire ; la saison froide se caractérise par une médiocrité des écoulements. Nous citons :

- la Neste de Clarabide à Lassoula (260)
- la Romanche au Chambon (590)
- le Doron de Bozel à la Perrière (550)
- l'Isère à Moutiers (530)
- la Durance à la Vachette (A-620)

B.2.2. Régimes complexes originels.

Lorsque les variations saisonnières moyennes comportent plus de deux phases, le régime est appelé "complexe originel", selon la terminologie de PARDE [10]. En principe, les régimes complexes originels se signalent par quatre ou parfois six phases hydrologiques ; ce nombre élevé est dû à la pluralité des modes d'alimentation.

1) Type nival de transition.

Le ruissellement de saison froide n'est pas négligeable ; si bien que l'écoulement est assez régulier tout au long de l'année (le plus fort coefficient mensuel de débit dépasse rarement 2). Ce type correspond par exemple aux bassins des Alpes françaises d'altitude moyenne 1500 m environ. Nous avons analysé les exemples suivants :

- l'Ariège à Foix (220)
- le Gave de Brousset aux Allias (340)
- le Salat à Kercabanac (200)
- l'Ubaye à Barcelonnette (A-660)
- la Durance à Ventavon (A-630)
- la Tinée au Bancairon (680)
- le Drac au Sautet (A-570)
- l'Isère à Beaumont (541).

Il faut signaler toutefois que le ruissellement de saison froide n'est pas très régulier d'une année à l'autre.

2) Type nivopluvial.

La fusion nivale est précoce et moins importante que dans le régime nival de transition ; par contre, la recrudescence automnale, après l'étiage de la fin de l'été, est importante.

Il y a donc très nettement deux saisons de pénurie. Nous avons sélectionné :

- le Gave d'Oloron à Oloron (360)
- le Gave d'Aspé à Pont d'Escot (350)
- le Tech à Pas du Loup (412)
- la Durance à Mirabeau (A-641)
- le Verdon à Quinson (A-70)
- le Fier à Vallières (A-521).

Encore plus que pour le régime précédent, il y a lieu de noter le caractère irrégulier de l'ampleur de la poussée automnale.

3) Type pluvio-nival.

La fonte des neiges ne produit qu'une faible fraction de l'écoulement total ; les débits de l'hiver témoignent d'une abondance réelle. Le rapport des extrêmes mensuels est grand et montre la pénurie de l'été. Nous citons :

- le Tarn à Fonchalettes (A-271)
- le Tarn à Pinet (A-280)
- la Truyère à Sarrans (A-320)
- l'Allier à Vieille Brioude (60)
- le Lot à Cajarc (A-310)
- la Loire à Bas en Basset (50)
- la Garonne à Mas d'Agenais (190)
- le Doubs à Ocourt (450)
- l'Ain à la Chartreuse de Vaucluse (430)
- l'Ain à Cize Eolozon (A-440)
- la Drôme à Luc en Diois (610)
- l'Agoût à Clot (A-300)
- le Rhône au Teil (A-490) avec toutefois une influence glaciaire.

CHAPITRE III

ETUDE DESCRIPTIVE DE LA VARIABILITE

A. RAPPELS D'HYDROLOGIE.

A.1. Le déficit d'écoulement.

Les facteurs climatiques essentiels des régimes des cours d'eau peuvent se résumer en deux mots : précipitation solide ou liquide et évaporation ; on a tendance à oublier ce dernier pourtant capital. Nous avons déjà vu quel pouvait être son rôle au sujet de la description des régimes saisonniers ; il n'en est pas moins grand à l'échelle interannuelle.

Ainsi, si l'on définit le déficit d'écoulement comme la quantité d'eau qui, repartant dans l'atmosphère, échappe à l'écoulement, celui-ci, pour une température moyenne annuelle donnée, augmente avec les précipitations mais tend vers un plafond, limite du pouvoir évaporant de l'atmosphère. GUILCHER [3] donne les abaques du déficit d'écoulement pour diverses températures moyennes.

Le segment AA', distance verticale entre le point représentatif d'une année et la première bissectrice est la mesure de l'écoulement : celui sera donc d'autant plus variable d'une année à l'autre que les précipitations seront faibles et la température élevée, pour un même accroissement relatif des précipitations.

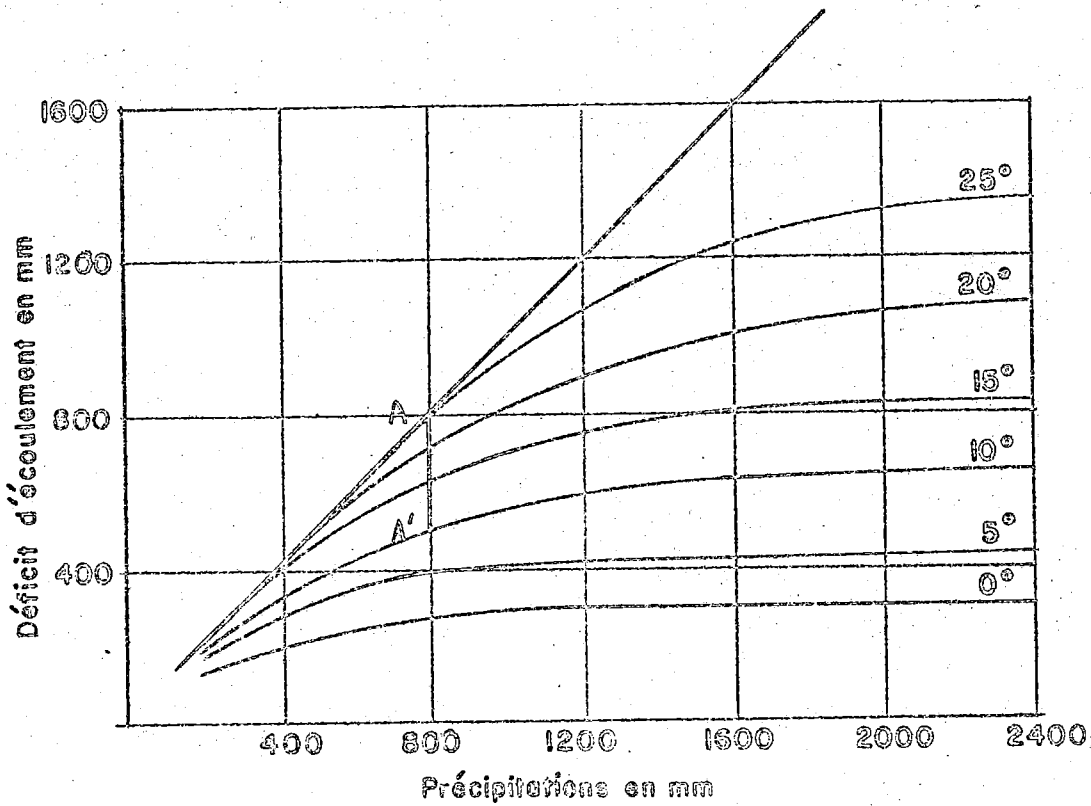


Figure III.1 : Abaque du déficit d'écoulement pour diverses températures moyennes.

Par exemple si $\theta = 15^\circ$

$$P_1 = 400 \text{ mm} \quad E_1 = 20 \text{ mm} = \text{écoulement}$$

$$P_2 = 800 \text{ mm} \quad E_2 = 200 \text{ mm}$$

$$\text{donc pour } \frac{P_1}{P_2} = 2 \quad \frac{E_2}{E_1} = 10$$

$$\text{Par contre, si } \theta = 10^\circ, \text{ pour } P_1' = 1000 \text{ mm} \quad E_1' = 600 \text{ mm}$$

$$\text{et pour } P_2' = 2000 \text{ mm} \quad E_2' = 1400 \text{ mm}$$

$$\text{avec un même rapport } \frac{P_1'}{P_2'} = 2 = \frac{P_1}{P_2} \quad \frac{E_2'}{E_1'} = 2,3, \text{ le rapport}$$

des écoulements a notablement diminué.

En France, ce déficit varie généralement entre 250 mm et 500 mm avec une valeur fréquente de 500 mm.

A.2. Variabilité des précipitations.

Avant de passer à la description des variabilités des écoulements, il est bon d'avoir quelques idées, quelques valeurs types des variabilités interannuelles des précipitations. On constate, d'une façon générale, que l'irrégularité tend à être plus forte dans les pays arides, la variabilité accompagnant la médiocrité. Voici quelques valeurs types dans le monde d'après PEGUY [62] .

Station	Moyenne annuelle en mm	Maximum en mm	Minimum en mm	Maximum/Minimum
LAGOS	1800	2900	1000	2,9
MANILLE	2050	3852	1020	3,8
BRISBANE	1122	2200	400	5,5
ATHENES	375	830	125	6,6
NEW-YORK	1050	1500	730	2,1
WINNIPEG	500	675	350	1,9

TABLEAU III.1 : Quelques valeurs de variabilités des précipitations dans le monde.

Station	Moyenne en mm (1)	Minimum en mm	Maximum en mm	CV (2)	Max/Min
MARSEILLE (1821-1963)	587	280	1100	0,23	3,9
TOULOUSE (1874-1963)	692	420	1044	0,19	2,4
BORDEAUX (1860-1955)	790	521	1171	0,19	2,2
NANTES (1851-1963)	780	523	1100	0,19	2,1
CHERBOURG (1861-1963)	975	423	1347	0,19	3,2
PARIS (1840-1963)	577	280	830	0,19	3,0
CLERMONT- FERRAND (1871-1963)	673	386	1002	0,20	2,6
LYON (1881-1963)	735	395	1014	0,22	2,6
STRASBOURG (1865-1963)	670	495	980	0,13	2,0
LILLE (1851-1960)	694	417	1205	0,16	2,9
BESANCON (1885-1963)	1090	674	1485	0,16	2,2

TABLEAU III.2 : Variabilités des précipitations en France.

(1) la moyenne est calculée sur la période 1891-1920.

(2) CV est calculé sur la période 1940-1961.

Les minima et maxima sont déterminés sur la période la plus longue comme indique après le nom de la station.

Mais il convient d'ajouter que la répartition des pluies au cours de l'année est également un facteur de l'écoulement ; n'oublions pas que le déficit augmente lorsque la part des chutes d'eau de saison chaude devient prépondérante. Ainsi, pour une même quantité de pluie tombée, les écoulements peuvent nettement différer si les répartitions mensuelles de ces précipitations sont très dissemblables. Nous n'entrerons pas dans le détail de ces phénomènes, ces deux derniers paragraphes n'ayant pour objet que de rappeler les causes de la variabilité.

B. ANALYSE DES RESULTATS -

B.1. Définition de certains index.

Tout d'abord, rappelons qu'afin de comparer aisément des rivières alimentées par des bassins versants d'étendues très différentes, notre analyse portera sur les modules relatifs, qui sont les rapports des modules particuliers de chaque année à la moyenne de ceux-ci pour une longue période. Le coefficient de variation CV, rapport de l'écart type à la moyenne caractérise bien l'étallement de la distribution, donc la variabilité lorsque la distribution est quasi normale. Pour rendre son emploi plus accessible, nous donnons le tableau suivant permettant, pour une valeur donnée du coefficient de variation, de déterminer dans quel intervalle se trouvent 80 % et 50 % de la distribution théorique.

Valeur de CV	Segment de fréquence 80 %		Segment de fréquence 50 %	
0,05	0,94	1,06	0,97	1,03
0,10	0,87	1,13	0,93	1,07
0,20	0,74	1,26	0,87	1,13
0,30	0,62	1,38	0,80	1,20
0,40	0,49	1,51	0,73	1,27
0,50	0,36	1,64	0,66	1,34
0,60	0,23	1,77	0,60	1,40

Tableau III.1 : Loi normale ; moyenne égale à l'unité.

Un index dont l'emploi se généralise en hydrologie est l'index D (appelé K_3 par RODIER [13]), rapport du dernier décile au premier décile des variables rangées dans l'ordre croissant. C'est donc le rapport du module de l'année humide de fréquence 10 % à celui de l'année sèche de même fréquence. Si la distribution est normale, les tables de la loi de GAUSS fournissent une relation entre le coefficient de variation et D :

$$D = \frac{Q_{90\%}}{Q_{10\%}} \quad ; \quad D = \frac{1 + 1,28 \text{ CV.}}{1 - 1,28 \text{ CV.}}$$

L'avantage de cet index est qu'il est moins sujet à des erreurs d'échantillonnage que le coefficient de variation, puisque son calcul exclut les modules extrêmes ; en outre, il est plus accessible aux non statisticiens.

Coefficient de variation	0,05	0,10	0,20	0,30	0,40	0,50	0,60
Index D	1,13	1,30	1,70	2,22	3,08	4,56	7,70

Tableau III.2 : Loi normale. Relations entre CV et D.

B.2. Quelques exemples d'irrégularité importante ($CV > 0,3$).

Le record d'irrégularité appartient évidemment aux rivières qui ne coulent pas tous les ans, car celà existe. RODIER [13] déclare ainsi que l'on rencontre dans le massif de Tibesti au Centre du Sahara des cours d'eau du versant Nord ne présentant un écoulement que tous les trois au quatre ans.

La Brazos River à Waco, dans le Texas, mérite une égale attention, car malgré son bassin de $75\ 000\ km^2$, le rapport des modules extrêmes a atteint treize entre 1898 et 1941, ce qui est considérable ; il faut toutefois ajouter que son débit spécifique est très faible, puisqu'il ne dépasse pas un litre par seconde et par km^2 . La figure 2 qui représente l'histogramme des modules de la Broken à Goorambat en Australie donne une idée d'une variabilité importante (l'index D est égal à 8).

Des valeurs élevées de l'index D se rencontrent également dans nos pays tempérés : la série des modules de la Seine à Paris a un coefficient de variation supérieur à 0,4, aussi fort que celui des cours d'eau du Sud de l'Italie, la valeur de D est forte : 4. La Tamise à Teddington, que nous pouvons citer comme autre exemple d'irrégularité, a présenté un écoulement annuel quatre fois plus fort en 1951 qu'en 1934.

Le Mississippi a un index D voisin de 2, un coefficient de variation de 0,3 ; le rapport des modules extrêmes de la période 1861-1957 approche 2. Ces valeurs ne sont certes pas très élevées, mais on s'attendait à une plus grande modération pour un si vaste bassin ($1.840.000\ km^2$).

B.3. Quelques exemples d'écoulements annuels peu variables
(CV < 0,15).

Les cours d'eau émissaires des grands lacs ou fortement influencés par des réserves glaciaires sont, à l'inverse des précédents, très réguliers d'une année à l'autre. C'est ainsi que le Saint-Laurent à Ogdensburg, dans l'état de New-York, semble détenir le record de régularité naturelle : son plus fort module n'aurait dépassé la moyenne globale que de 20 %, ce qui nous fournit la valeur de 1,5 quant au rapport des modules extrêmes ; de plus son coefficient de variation n'est que de 0,09 et $D = 1,2$. La figure 1 schématise bien cette étonnante régularité. Les variations saisonnières de ce fleuve sont d'ailleurs des plus pondérées : le coefficient mensuel de débit n'atteint jamais 11, le plus faible sur la période 1919-1938 n'étant pas descendu au dessous de 0,89.

Le Rhône à Brigue est également très intéressant à observer ; malgré son extrême variabilité au cours de l'année, il est presque aussi régulier, d'une année à l'autre, que le Saint-Laurent : par exemple, en 1922, le maximum journalier valait $480 \text{ m}^3/\text{s}$. Par contre le rapport des modules extrêmes n'est que de 1,5, le module d'une année particulière n'ayant jamais dépassé de plus de 25 % le module global pendant la période 1916-1957. Quant à l'Amazone qui présente un vaste bassin, il est probable que le rapport des extrêmes ne dépasse pas 2.

B.4. Variabilité des rivières françaises.

B.4.1. Résultats globaux.

Notre présente étude, purement descriptive dans ce chapitre, s'appuie sur 52 rivières françaises ou proches de France ; comme nous le montrerons dans le chapitre IV, la distribution des modules de ces rivières est souvent proche d'une distribution normale, si bien que le coefficient de variation définit correctement la variabilité ; c'est donc ce facteur que nous choisirons pour caractériser celle-ci.

Les tableaux 2 et 3 fournissent, outre des indications hydrologiques, les valeurs du coefficient de variation. On notera sa plus faible valeur 0,11 (Doron de Bozel à la Perrière), sa plus grande valeur 0,42 (Creuse à Eguzon) ; les valeurs les plus fréquentes sont comprises dans le segment 0,25 - 0,35.

B.4.2. Variabilité selon la classification génétique.

Nous avons tout d'abord repris le classement génétique, afin d'examiner s'il correspondait à des valeurs types du coefficient de variation. Le tableau suivant montre que, à l'exception du régime pluvial océanique, la corrélation n'est pas forte.

<u>Régime pluvial océanique</u>		<u>Régime nival de montagne</u>	
<u>N° de la rivière</u>	<u>CV</u>	<u>N° de la rivière</u>	<u>CV</u>
30	0,27	260	0,20
40	0,30	530	0,21
17	0,31	550	0,11
70	0,31	580	0,20
80	0,38	620	0,24
90	0,33		
100	0,42		
110	0,32		
120	0,32		
130	0,33		
151	0,33		
170	0,32		
290	0,37		
401	0,18		
<u>Régime nivo pluvial</u>		<u>Régime nival de transition</u>	
<u>N°</u>	<u>CV</u>	<u>N°</u>	<u>CV</u>
350	0,19	200	0,16
360	0,20	220	0,23
412	0,32	340	0,20
521	0,29	541	0,22
641	0,32	570	0,29
670	0,36	630	0,27
		660	0,35
		680	0,26
		<u>Régime pluvionival</u>	
		<u>N°</u>	<u>CV</u>
		50	0,33
		60	0,41
		190	0,31
		350	0,19
		360	0,20
		412	0,32
		521	0,29
		611	0,32
		670	0,36
		271	0,30
		280	0,31
		300	0,32
		310	0,36
		440	0,27

TABLEAU III.3 - Classement génétique et coefficient de variation des rivières françaises.

B.4.3. Examen de la variabilité en fonction de la superficie du bassin versant.

Il suffit de se reporter aux figures 13 et 14, où l'on a porté la valeur du coefficient de variation en fonction de la superficie du bassin versant (selon une échelle logarithmique), pour s'apercevoir que là encore aucune relation n'existe.

B.4.4. Examen de la variabilité en fonction du débit spécifique.

La figure 15, diagramme du coefficient de variation en fonction du débit spécifique, montre une assez grande dispersion ; certes les 52 rivières précédentes n'y sont pas toutes représentées mais nous avons établi le graphique semblable pour celles-ci : le nuage de points est alors légèrement moins étendu. On en déduit que dans l'ensemble, le coefficient de variation décroît lorsque l'abondance croît ; toutefois, un résultat assez net se distingue : pour des débits spécifiques inférieurs à 20 l/s/km^2 , CV dépasse toujours 0,25 (cas de 20 rivières).

B.4.5. Classement géographique.

Si l'on reporte sur une carte de France les valeurs du coefficient de variation à l'endroit de la station (fig.6) on remarque une certaine homogénéité régionale. Ainsi, les modules des rivières venant du Massif Central ont des coefficients de variation compris dans un intervalle de 0,3 à 0,4, les rivières des Pyrénées entre 0,16 et 0,23. Quant aux Alpes, il nous faut les scinder en deux parties climatologiquement différentes : les Alpes du Nord où les coefficients de

variations s'échelonnent entre 0,11 et 0,23 et les Alpes du Sud où ils sont plus élevés (de 0,24 à 0,36) sans doute à cause de l'influence méditerranéenne.

Il semble donc que les conditions climatiques régionales, c'est-à-dire avant tout les températures, les précipitations et leur répartition, soient les facteurs essentiels de la variabilité, alors que les caractéristiques hydrologiques (surface du bassin versant, variations saisonnières, débit spécifique) ne seraient que des facteurs secondaires.

C. COVARIATION DES RIVIERES FRANCAISES -

C.1. Intérêt de ce calcul.

Avant d'étudier les lois de probabilité représentant au mieux les lois des modules, nous voulions savoir s'il ne serait pas possible de limiter le nombre des calculs en ne conservant que les rivières les plus représentatives. Pour cela, il nous fallait examiner de près les relations entre les modules particuliers annuels de toutes les rivières ; si, par exemple, nous pouvions trouver une relation linéaire entre les modules particuliers de deux rivières, il serait aisé de passer de la loi de probabilité des modules de l'une à celle de la seconde par un simple changement de variable. Il serait alors, dans ce cas, inutile d'étudier les deux séries.

Afin de vérifier l'existence ou l'inexistence de ces relations, nous avons calculé les 1431 coefficients de

corrélation entre les 53 groupes de données suivantes : 10 postes pluviométriques répartis en France, 43 rivières, ceci pour la période 1940-1961 ; cette période est certes un peu courte, mais toute période plus longue réduirait considérablement le nombre de rivières.

C.2. Résultats.

Nous donnons dans le tableau 12, un extrait de ces corrélations ; l'examen rapide de celui-ci montre que peu de valeurs dépassant 0,85. Or, si nous établissons les droites de régression entre les modules de deux rivières de coefficient de variation 0,3 et de coefficient de corrélation 0,85, la somme des carrés des écarts entre les points expérimentaux et les points correspondants de la droite de régression a pour expression :

$$E = \sum e_i^2 = N \sigma_y^2 (1-r^2) \quad \text{où } N \text{ est la nombre de couples}$$

ou encore :
$$\frac{E}{\bar{y}^2} = N (CV)^2 (1-r^2)$$

ici $N = 22$ $CV = 0,3$ $r = 0,85$ d'où :

$$\frac{E}{\bar{y}^2} = 4,45 \cdot 10^{-2}$$

soit $\sqrt{\frac{E}{\bar{y}^2}} = 21 \%$; cette valeur est trop élevée pour que nous puissions nous permettre d'éliminer une de ces deux rivières dans l'étude des lois de probabilité. Ainsi, l'étude des lois de probabilité devra, a priori, se faire sur toutes les rivières, puisqu'il apparaît que les variations annuelles se font de façon assez peu ordonnée même à l'échelle régionale.

CHAPITRE IV

ETUDE STATISTIQUE DES FREQUENCES DES MODULES

A. LE BILAN HYDROLOGIQUE ET L'ANNEE HYDROLOGIQUE CLASSIQUE -

Si l'on cherche à établir un bilan annuel, entre les précipitations sur un bassin et l'écoulement de son émissaire, on aboutit à l'équation : $P' = P - E + P'_r - M'_r$ où P' représente l'écoulement annuel, P les précipitations sur le bassin durant la même période, E l'évaporation et l'évapo-transpiration, P'_r l'écoulement durant l'année en cours des réserves auparavant accumulées en neige ou glace ou, après infiltration, sous forme de volumes liquides souterrains ; M'_r est la quantité de chutes d'eau qui s'emmagasinent de la même manière pour s'écouler au cours des années suivantes.

Notons que les quantités P'_r et M'_r ne sont pas négligeables, surtout s'il s'agit de bassins karstiques à grande rétention ou de bassins de montagne où le stock neigeux ou glaciaire est important. Ces quantités P'_r et M'_r , difficilement accessibles à la mesure, faussent ainsi tout bilan annuel ; les hydrologues ont donc voulu déterminer une année hydrologique dont le début serait tel que ces quantités seraient soit négligeables, soit constantes d'une année à l'autre. Ainsi, pour nos régions et pour les U.S.A., l'année octobre-septembre a souvent été retenue ; elle correspond, en général, au moment

de l'année où les réserves naturelles sont presque épuisées (P_r^0 faible) alors que la reconstitution du stock souterrain ou neigeux n'a pas encore commencé (M_r^0 faible).

D'autres hydrologues, comme COUTAGNE [29], ont au contraire montré qu'il est parfois avantageux de faire débiter l'année hydrologique lorsque les précipitations ont saturé les stocks, par exemple en mars ou avril pour les rivières pluviales. M_r^0 est alors maximum mais sensiblement constant d'une année à l'autre, tandis que P_r^0 est faible puisque les réserves ayant été remplies depuis près de douze mois ont eu le temps de s'écouler en grande partie pendant l'année.

B. INFLUENCE DU CHOIX DE L'ORIGINE DE L'ANNEE HYDROLOGIQUE SUR LA DISTRIBUTION DES MODULES PARTICULIERS -

B.1. Mise en évidence de ce phénomène.

Avant de choisir des critères hydrologiques ou statistiques pour définir le début de l'année hydrologique, nous avons voulu savoir si un déplacement de l'origine choisie pour définir le module annuel avait une influence sur la série des modules et surtout si cette influence avait une valeur statistique.

En effet, soit $Q_i(N)$ le débit moyen mensuel du i^e mois de l'année N . Pour simplifier les notations, nous poserons $Q_{i+12}(N) = Q_i(N+1)$. Le module annuel particulier de l'année N , le i^e mois étant pris comme origine, a donc pour valeur :

$$M_i(N) = \frac{1}{12} \sum_{k=i}^{k=i+11} Q_k(N)$$

Pour deux origines i et j , les modules différeront alors de la quantité :

$$\Delta_{i,j}(N) = M_i(N) - M_j(N)$$

$$\Delta_{i,j}(N) = \frac{1}{12} \left[\sum_{k=i}^{k=j-1} Q_k(N) - \sum_{k=i+12}^{k=j+11} Q_k(N) \right]$$

Ces quantités étant généralement différentes, on obtient, pour une même rivière, en un point de son cours et pour une même période, douze séries de modules annuels particuliers.

Voici par exemple un extrait de la série des modules relatifs de la Moselle à Cochem.

Année	Jan-Déc.	Mars-Fev	Mai-Avril	Juil-Juin	Sep. Août	Nov. Oct
1901	1,09	1,24	1,05	1,11	1,10	0,94
1902	0,84	0,73	0,74	0,72	0,75	0,81
1903	0,90	1,03	1,06	1,02	0,98	0,91
1904	0,84	0,71	0,73	0,74	0,75	0,81
1905	0,89	1,00	1,06	1,09	1,11	1,05
1906	0,96	0,87	0,81	0,82	0,80	0,80

TABLEAU IV.1 : Extrait de la série des modules relatifs à la Moselle à Cochem.

Les distributions que l'on obtient ainsi sont différentes les unes des autres, comme le montre la figure 7, qui représente les histogrammes de fréquences des modules relatifs pour les années Janvier-Décembre, Mai-Avril, Août-Juillet, Novembre-Octobre. Classons chacune de ces 4 distributions en

5 classes afin de les ajuster, à l'aide du test du χ^2 , à une loi de Gauss de moyenne 1 et d'écart type 0,27.

Début de l'année Classes	Janv.	Mai	Août	Nov.	Selon la loi nor- male
de 0 à 0,7	8	8	12	10	8,3
de 0,7 à 0,9	13	16	10	10	13,7
de 0,9 à 1,1	19	13	13	17	17,9
de 1,1 à 1,3	15	19	19	16	13,7
supérieur à 1,3	7	7	8	9	8,3

TABLEAU IV.2 : Moselle à Cochem : Effectifs des classes selon l'origine de l'année.

Le test du χ^2 , appliqué dans ces conditions, montre une excellente adéquation de la distribution de Janvier à la loi normale, ce que laissaient prévoir les faibles écarts de leurs effectifs correspondants ; par contre, la distribution des modules des années commençant en Août est significativement différente, au seuil 5%, de la loi normale : cela tient aux effectifs élevés des classes extrêmes (valeurs supérieures à 1,1 ou inférieures à 0,7).

Cet exemple n'est pas unique et d'autres rivières présentent ce même phénomène ; nous devons donc, avant de poursuivre une analyse statistique détaillée examiner quelles peuvent être les causes de ces aberrations apparentes, puis trouver un critère objectif nous permettant de choisir le début de l'année pour chaque rivière.

B.2. Explication schématique.

Supposons qu'il y ait indépendance totale entre tous les débits mensuels sauf entre ceux de juin et de juillet consécutifs ; supposons en outre, qu'entre ces deux derniers mois, la dépendance soit totale et la relation linéaire.

Ainsi, $r_{i,j} = 0$ sauf si $\begin{cases} i=6 \\ j=7 \end{cases}$ $r_{6,7} = 1$

$$Q_7(N) = a Q_6(N) + b \quad a \neq 0$$

Soit $S_i(N)$ le total des débits mensuels de l'année N commençant le i^e mois de l'année diminué des débits de juin et de juillet.

$$\begin{aligned} 1^o \quad M_i(N) &= S_i(N) + Q_6(N) + Q_7(N) \quad \text{si } i \leq 6 \\ &= S_i(N) + Q_6(N) \cdot [1+a] + b \end{aligned}$$

$$1^o \quad M_7(N) = Q_7(N) + S_7(N) + Q_6(N+1)$$

$$1^o \quad M_i(N) = S_i(N) + Q_6(N+1) \cdot [1+a] + b \quad \text{si } i > 7$$

Les fonctions de répartition des M_i ($i \neq 7$) sont les mêmes : en effet, chaque M_i est la somme, d'une part de 10 variables aléatoires indépendantes tirées des dix populations des débits mensuels de janvier à Mai et d'août à décembre, et d'autre part de la valeur d'une fonction linéaire de la variable aléatoire tirée de la population de juin. Mais, M_7 est différent, car aux dix variables des populations mensuelles, il faut ajouter la valeur tirée de la population de juin puis à nouveau une fonction linéaire ($a Q_6 + b$) d'une variable tirée de cette même population.

Pour illustrer cette différence, nous donnerons l'exemple suivant : si X est une variable de moyenne X et d'écart type σ , $2X$ est une variable de moyenne $2X$ et d'écart type 2σ mais la somme de deux tirages indépendants de X est une variable normale de moyenne $2X$ et d'écart type $\sigma\sqrt{2}$

Soit σ_i l'écart type de la population des débits du mois i .

$\sigma_7 = a\sigma_6$; les variances des dix S_i (i de 1 à 5 et de 8 à 12) sont identiques :

$$\sigma_6^2 = \sum_{i=1}^5 \sigma_i^2 + \sum_{i=8}^{12} \sigma_i^2$$

puisqu'il y a indépendance entre ces varia-

bles. Pour la même raison :

$$\text{Variance } (12 M_i) = \sigma_6^2 + (1+a)^2 \sigma_6^2 \quad \forall i \neq 7$$

$$\begin{aligned} \text{Variance } (12 M_7) &= \sigma_6^2 + \sigma_6^2 + \sigma_7^2 \\ &= \sigma_6^2 + (1+a^2) \sigma_6^2 \end{aligned}$$

Pour que les fonctions de répartition de tous les M_i soient identiques, il faut que leurs variances soient égales, c'est-à-dire $(1+a^2)\sigma_6^2 = (1+a)^2\sigma_6^2$; comme $a \neq 0$ par hypothèse, il faut que $\sigma_6 = 0$, c'est-à-dire que les débits de juin et juillet soient constants d'une année à l'autre. Inversement, s'ils le sont, chaque M_i est la somme de dix variables indépendantes tirées des populations de janvier à mai et de août à décembre et d'un terme constant : les fonctions de répartition des M_i sont donc identiques.

En résumé, compte tenu de nos hypothèses, pour que les distributions des modules particuliers soient identiques, quelle que soit l'origine choisie, il faut et il suffit que les débits des mois en dépendance totale soient constants d'une année à l'autre. Certes, cet exemple est très schématique car la dépendance ou l'indépendance des débits mensuels n'est jamais totale ; mais, il montre deux faits importants :

- la disparité des distributions lorsqu'il y a dépendance
- la similitude des distributions lorsqu'il y a indépendance ou égalité d'une année à l'autre des débits corrélés.

B.3. Critère statistique permettant de faire un choix.

Ce dernier point précise ainsi, pour la suite du travail, le choix de l'origine de l'année hydrologique : nous ferons débiter l'année lorsque la dépendance entre les débits mensuels est minimale ou lorsqu'il y a égalité des débits mensuels d'une année à l'autre. Pratiquement, cela revient à calculer les douze coefficients de corrélation des débits mensuels adjacents puis à examiner les plus faibles d'entre eux.

Nous illustrerons ceci par l'exemple de la Moselle à Cochem : la figure 8 décrit la variation du coefficient de corrélation entre deux mois consécutifs, au cours du cycle annuel ; elle porte en outre les limites de la zone de vraisemblance à 95 %. C'est-à-dire que la probabilité pour que le coefficient de corrélation entre les deux populations soit dans cette zone est de 95 %. Ainsi, l'échantillon des 62 couples nous a donné un coefficient de corrélation égal à 0,12

entre février et mars ; à l'aide des abaques de la zone d'indétermination du coefficient de corrélation (Liorzou [53] page 162), on calcule les valeurs des limites de cette zone ; ici, pour $r = 0,12$ et $n = 63$ - $0,15 < r_{95\%} < 0,35$.

Cette zone contient la valeur zéro qui correspond à l'indépendance linéaire : on a donc décidé, pour la Moselle à Cochem, de faire débiter l'année hydrologique en mars.

Le tableau suivant extrait des "tables pour les tests fondamentaux dérivés de la loi normale" [52] concerne le coefficient de corrélation r estimé à partir d'un échantillon d'une population normale avec corrélation nulle. Il donne, en fonction du nombre N de couples, les valeurs de r ayant une probabilité $P = 0,10 ; 0,05 ; 0,02 ; 0,01$ d'être dépassées en valeurs absolues.

N \ P	P			
	0,10	0,05	0,02	0,01
28	0,30	0,35	0,41	0,45
38	0,26	0,30	0,36	0,39
48	0,23	0,27	0,32	0,35
58	0,21	0,25	0,29	0,32
68	0,19	0,23	0,27	0,30
78	0,18	0,22	0,26	0,28
88	0,17	0,20	0,24	0,27
98	0,16	0,19	0,23	0,25

TABLEAU IV.3 : Valeurs de r ayant une probabilité P d'être dépassées pour N couples.

Nous raisonnerons un peu différemment pour utiliser ce tableau : nous faisons l'hypothèse que notre population a une corrélation nulle ; nous calculons le coefficient de corrélation à partir de l'échantillon. Si ce coefficient dépasse la valeur correspondant au seuil de probabilité 5%, nous rejetons l'hypothèse d'indépendance.

Remarque : Les raisonnements précédents ne sont valables ou du moins démontrés, que pour des variables tirées d'une population normale ; or les débits mensuels ne sont pas dans de nombreux cas des variables normales surtout pour les mois de pénurie : la distribution est très souvent asymétrique par rapport à la moyenne, il y a quelques valeurs très fortes et de nombreuses valeurs faibles. Toutefois, dans de tels cas, on peut assimiler leur distribution à une distribution de Galton, c'est-à-dire à une distribution où les logarithmes des variables suivent une loi normale.

C'est pourquoi nous avons calculé les coefficients de corrélation entre les débits mensuels adjacents ainsi qu'entre les logarithmes de ceux-ci. Lequel de ces deux coefficients, pour une rivière et un couple de mois donnés, faut-il alors retenir ? comme nous n'avons pas pu étudier les 12 X 26 distributions mensuelles, nous avons calculé les coefficients de variation de celles-ci ainsi que les coefficients mensuels de débit. Nous pensons qu'il est préférable de choisir le coefficient de corrélation logarithmique lorsque le coefficient de variation est élevé (supérieur à 0,7), ce qui bien souvent, correspond à des mois de pénurie (faible coefficient mensuel de débit), pour les régimes pluviaux du moins.

Mais, de toute façon, cette question n'a pas pour nous une importance fondamentale : rappelons, en effet, que nous cherchons le moment de l'année où la corrélation est faible. Or, on constate qu'à un faible coefficient de corrélation logarithmique correspond un faible coefficient de corrélation linéaire et inversement, comme le montrent les tableaux 15 et 16.

B.4. Résultats : choix de l'année et classement génétique.

Tous nos résultats numériques sont consignés dans les tableaux 13, 14, 15 et 16 dont nous ne décrirons que les résultats essentiels. Examinons tout d'abord quel a été le choix à l'intérieur du classement génétique.

- Régime pluvial océanique.

N° de la station.	Mois de plus faible corrélation	Origine retenue pour l'année.
17	Février-Mars ($r=0,25$)	Mars
14	Février-Mars (0,47)	Mars
70	Février-Mars (0,07)	Mars
80	Janvier-Février (0,24)	Février
90	Février-Mars (0,16)	Mars
100	Février-Mars (0,16)	Mars
110	Janvier-Février et Février (0,21)	Mars
151	Janvier-Février et Février-Mars (0,18 et 0,20)	Mars
170	Février-Mars (0,34)	Mars
290	Février-Mars (0,35)	Mars

Pour ce régime, aucun doute n'est possible : le début de l'année doit être pris en fin d'hiver, au moment des hautes eaux de saison froide.

- Régime pluvionival.

N°de la station	Mois de faible corrélation	Origine retenue
271	Novembre-Décembre ($r=-0,01$)	Décembre
280	Nov-Déc. et Déc.Janv ($-0,1$ et $0,14$)	Janvier
300	Déc-Janvier ($0,28$)	Janvier
310	Sept.Oct. et Fév.Mars ($0,11$ et $0,18$)	Mars
320	Février-Mars ($0,16$)	Mars
440	Janv-Fév. et Fév-Mars ($0,01$ et $0,1$)	Mars
490	Février-Mars ($0,22$)	Mars

Ici encore le début de l'année, selon notre critère d'indépendance correspond à l'époque des hautes eaux.

Quant aux autres régimes, ils sont trop peu représentés pour que nous puissions, en déduire une règle quelconque. Il faut toutefois remarquer, dans le cas du régime nival de transition, la forte corrélation des débits mensuels en hautes eaux comme en basses eaux.

Les tableaux 8, 9, 10 et 11 indiquent le choix retenu pour toutes les rivières dont nous possédions les séries de débits mensuels. Pour les autres rivières, l'année hydrologique est souvent Octobre-Septembre car, comme elle est considérée comme classique, de nombreux annuaires ne fournissent que ces valeurs. C'est le cas des rivières étrangères pour lesquelles nous n'avons pas pu faire l'étude précédente.

C. ANALYSE DE L'HOMOGENEITE DES DONNEES -

Les données dont nous disposons, ont déjà subi une critique que l'on pourrait qualifier "d'historique" ; il s'agit de remarques et corrections apportées par les services hydrologiques au cours des années d'exploitation des stations. A cette critique historique nous en ajouterons une d'origine statistique ; certes, aucune méthode statistique ne peut permettre la vérification absolue de la validité des données ; mais il existe des procédés, en particulier des tests, qui, après examen des observations, peuvent mesurer la valeur de certaines hypothèses à priori raisonnables.

Ainsi, nous allons aborder dans ce chapitre les tests d'homogénéité. Nous les introduirons de la façon suivante : l'échantillon des modules particuliers de chaque rivière est partagé en deux parties approximativement égales et ceci dans l'ordre chronologique. Une hypothèse raisonnable est la suivante : ces deux échantillons sont indépendants et tirés d'une même population, suffisamment voisine d'une population normale pour appliquer les tests. La valeur de cette hypothèse peut être mesurée en termes de probabilités à l'aide des deux tests suivants. Si la réponse de ceux-ci infirme l'hypothèse précédente, nous pouvons en déduire :

- soit que les conditions hydro-climatologiques ont varié de façon significative
- soit qu'il y a lieu d'émettre un doute sur la valeur des données numériques.

Si la réponse est positive, rien ne nous permet de déclarer que nos données sont exactes, mais nous n'avons aucune raison de mettre en doute leurs valeurs.

C.1. Analyse des moyennes à l'aide de la statistique t de Student.

Nous appliquons la méthode présentée précédemment (I.B.5.2 et 3). Soit N l'effectif de l'échantillon :

si $N = 2k + 1$ nous prenons $n_1 = k$, $n_2 = k + 1$

si $N = 2k$ nous prenons $n_1 = n_2 = k$

Puis, nous calculons les moyennes M_1 et M_2 des deux échantillons ainsi formés, de même que leurs écarts-types S_1 et S_2 , ce qui permet de déterminer S^2 , estimation impartiale de la fluctuation de la population :
$$S^2 = \frac{n_1 S_1^2 + n_2 S_2^2}{N - 2}$$

$$\text{Soit } t = \frac{M_1 - M_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

on démontre que t suit, si la population est normale, une loi de densité :

$$\frac{dP}{dt} = \frac{1}{\sqrt{\gamma} \cdot B\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\gamma\right) \cdot \left(1 + \frac{t^2}{\gamma}\right)^{\frac{1}{2}(\gamma+1)}}$$

où γ est le nombre de degrés de liberté et $B\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\gamma\right)$ la fonction Béta d'expression :

$$B\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\gamma\right) = \int_0^1 \frac{(1-x)^{\frac{1}{2}\gamma-1}}{\sqrt{x}} dx$$

Dans notre cas, le nombre de degrés de liberté est $N-2$. On lira, ci-après un extrait de la table de Student.

γ \ P	0,90	0,50	0,10	0,05	0,01	0,001
30	0,13	0,68	1,70	2,04	2,70	3,65
40	0,13	0,68	1,68	2,02	2,66	3,55
80	0,13	0,68	1,67	2,00	2,62	3,46
120	0,13	0,67	1,66	1,98	2,58	3,37

TABLEAU IV.4 : Extrait de la table t de Student

P : probabilité de dépassement

γ : nombre de degrés de liberté.

Nous avons choisi les seuils 5% et 1% : lorsque la probabilité d'avoir la valeur tirée de l'échantillon est supérieure à 5%, nous dirons que le résultat est "bon" ; lorsqu'elle est comprise entre 5 et 1%, le résultat sera qualifié de "moyen" puis "mauvais" au delà. Lorsque le résultat est mauvais, les moyennes tirées des deux échantillons sont significativement différentes.

C.2. Comparaison des fluctuations à l'aide de la statistique F de Snédécour.

Soit, avec les notations précédentes, $F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$, $\gamma_1 = n_1 - 1$
 $\gamma_2 = n_2 - 1$. Nous allons comparer ces deux fluctuations

tout en supposant que ces deux échantillons sont tirés d'une population normale de fluctuation $\sigma^2 = \frac{n_1 S_1^2 + n_2 S_2^2}{n_1 + n_2 - 1}$

On démontre alors que F suit une loi de densité de probabilité:

$$\frac{dP}{dF} = \gamma_1^{\frac{1}{2}} \gamma_2^{\frac{1}{2}} \cdot \gamma_2^{\frac{1}{2}} F^{\frac{1}{2}(\gamma_1 - 2)}$$

Un extrait de la table F est donné ci-après. Ici encore, nous choisirons les seuils de 5% et 1% pour qualifier la réponse de "bonne", "moyenne" et "mauvaise".

ν_1	$\nu_2 = 24$		$\nu_2 = \infty$	
	P=5%	P=1%	P=5%	P=1%
20	2,08	2,85	1,84	2,42
30	1,89	2,47	1,62	2,01
40	1,79	2,29	1,51	1,80
60	1,61	1,95	1,25	1,38

TABLEAU IV.5 : Extrait de la table de distribution de F (variable de Snédécour).

C.3. Résultats des tests d'homogénéité.

Les tableaux 17, 18, 19 et 20 fournissent, pour chaque station les résultats des tests précédents. On peut représenter de façon globale ces résultats en comptant le nombre de couples (F, T) correspondant aux seuils 1% et 5%.

T \ F	bon : $P \geq 5\%$	moyen : $1\% \leq P < 5\%$	mauvais $P < 1\%$
bon : $P \geq 5\%$	30	6	1
moyen : $1\% \leq P < 5\%$	9	0	0
mauvais : $P < 1\%$	6	0	1

TABLEAU IV.6 : Nombre de couples (F,T) parmi les 53 stations.

Ainsi, à priori, nous devrions rejeter huit stations, six à cause du test de Student correspondant à de trop grands écarts entre les moyennes des deux périodes, une à cause du test F par suite de la grande valeur du rapport des fluctuations et une dernière pour ces deux dernières raisons.

Il faut remarquer que les réponses négatives à ces tests proviennent de rivières bien ajustées par la loi normale ; l'application de ceux-ci est donc rigoureuse. Le tableau suivant montre que ces rivières ont été beaucoup moins bien alimentées pendant la seconde période que pendant la première.

N°	Régime	M ₁	M ₂
110	Pluvial océanique	1,13	0,88
280	Pluvio nival	1,13	0,87
310	Pluvio- nival	1,15	0,87
521	Nivo pluvial	1,18	0,82
630	Nival de transition	1,11	0,89
123		1,07	0,89
480	Pluvio nival	1,11	0,89

M₁ est la moyenne pendant la première période, M₂ pendant la seconde.

TABLEAU IV.7 : Comparaison des moyennes

En outre, les années les plus humides se trouvent toutes dans la première période. Nous avons alors calculé

pour ces dernières rivières les moyennes mobiles sur cinq ans ⁽¹⁾ ; un résultat curieux est alors apparu : elles sont presque toutes supérieures à la moyenne pendant la première période et inférieure pendant la seconde période. Ainsi, les moyennes mobiles de la Dordogne à Bort sont supérieures à la moyenne générale de 1918 à 1937 et inférieures à celle - ci jusqu'en 1957 sauf en ce qui concerne la moyenne mobile commençant en 1950. Le Rhône au Teil présente exactement le même phénomène et il en est de même pour la Durance à Ventavon avec toutefois quelques années sèches pendant la première période.

La variation des moyennes mobiles sur 10 ans est encore plus significative : elles indiquent comme en témoigne la figure 11, une très nette diminution de l'écoulement à partir des années 1930 puis une reprise vers les années 1942.

Que penser alors de ces résultats ? La réponse des tests est formelle : les échantillons n'appartiennent pas à la même population. Et on ne peut répliquer que le petit nombre d'années de chaque période influe sur le résultat puisque dans le calcul de $t = \frac{M_1 - M_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$, M_1 et M_2 sont pris en compte, ce qui est logique, les moyennes ayant d'autant plus de chances de différer que les échantillons sont petits. Si nous n'avions eu qu'un seul cas de ce type, nous aurions mis en doute la validité des données ; mais, ici cinq rivières

(1) On appelle moyenne mobile de cinq ans de l'année N, la quantité : $\frac{1}{5} (M(N-2) + M(N-1) + M(N) + M(N+1) + M(N+2))$

présentent la même analogie si bien que nous pensons que la cause de ces anomalies réside dans l'existence d'une série d'années sèches, à savoir les années 1938, 42, 45, 46, 47, 48, 49.

Quant au test F, qui compare, rappelons le, les fluctuations des deux séries, il ne nous a fourni à lui seul, qu'une seule réponse négative : l'émissaire du lac Victoria. Effectivement, les moyennes des deux périodes sont voisines (respectivement 0,98 et 1,02) mais les écarts-types très dissemblables : 0,16 et 0,26. Les distributions des deux périodes sont d'ailleurs bien différentes :

Classes	Effectifs des classes	
	de 1899 à 1924	de 1925 à 1952
0,5-0,7	3	0
0,7-0,9	10	6
0,9-1,1	7	12
1,1-1,3	4	9
1,3-1,5	2	0
1,5-1,7	1	0

La réponse du test est formelle : la probabilité d'avoir un tel rapport d'écart-type est inférieure à 1%. Nous devons là encore conclure à une hétérogénéité des données dont la cause ne pourrait sans doute être trouvée qu'après une analyse historique soignée de la station et des mesures de débits que l'on y a effectuées.

D. ADEQUATION DES SERIES DE MODULES AUX LOIS DE GAUSS, GALTON ET PEARSON III.

D.1. Principes généraux.

Nous avons expliqué dans le chapitre I, au paragraphe B.6.2, les raisons qui nous ont conduit à choisir les lois de probabilité suivantes : la loi de Gauss ou loi normale, la loi de Galton-Gibrat et la loi de Pearson III. Puis, nous avons présenté de quelle façon nous calculons, à partir des échantillons les paramètres de ces lois. Enfin, au paragraphe B.6.3, nous avons montré quel test d'adéquation nous utilisons. Rappelons brièvement que nous partageons l'échantillon en sept classes d'égale probabilité théorique correspondant à la loi examinée. Le lecteur trouvera en IV.E un exemple de calcul complet.

D.2. Résultats.

D.2.1. Résultats globaux.

Les tableaux 17, 18, 19, 20, 21 et 22 donnent les réponses des tests avec les nuances suivantes : "bon" si la probabilité de dépassement d'une telle valeur de χ^2 est supérieure à 5%, "moyen" si elle est inférieure à 5% mais supérieure à 1% et "mauvais" au delà. Nous les résumerons de la même manière que pour les tests d'homogénéité.

		Adequation à la loi de Gauss			Adéquation à la loi de Galton			TOTAL
		Bon	Moyen	Mauv.	Bon	Moyen	Mauv.	
Adequation à la loi de Galton	Bon	32	4	4				
	Moyen	7	1	2				
	Mauv.	1	0	2				
Adequation à la loi de Pearson III	Bon	34	4	5	37	5	1	43
	Moyen	6	1	1	3	5	0	8
	Mauv.	0		2	0	0	2	2
TOTAL		40	5	8	40	10	3	

TABLEAU IV.8 : Répartition des 53 stations.

Deux rivières n'ont pu être ajustées par aucune de ces trois lois : 174, le Danube à Orshava et 163 le St. Laurent à Ogdensburg. La loi de Pearson III n'a été rejetée que deux fois au seuil 1% et huit fois au seuil 5%, Galton trois fois au seuil 1% et 10 fois au seuil 5%, Gauss huit fois au seuil 1% et cinq fois au seuil 5%.

D.2.2. Examen des résultats.

a) selon le classement génétique des stations françaises.

Cherchons si une loi semble privilégiée pour tel ou tel régime de rivière ; avec les notations précédentes :

Régime	N° de la station.	Gauss	Adéquation Pearson III	Galton
Régime pluvial : océanique	70	bon	bon	moyen
	80	''	''	bon
	90	''	''	''
	100	''	''	moyen
	110	''	moyen	''
	151	''	moyen	''
	170	''	bon	bon
	290	''	''	''
	14	''	''	''
17	''	''	''	
Pluvio-nival	271	moyen	''	bon
	280	bon	''	moyen
	300	moyen	moyen	''
	310	bon	bon	bon
	320	''	moyen	moyen
	440	''	bon	bon
	490	''	''	''
Nivo-pluvial	521	''	''	''
	641	''	''	''
	670	''	''	''
Nival de transition	570	''	''	''
	630	''	''	''
	660	''	''	''

TABLEAU IV.9 : Adéquation et classement génétique.

Il est prudent de ne pas tirer du tableau précédent des conclusions générales quant à la propriété de telle ou telle loi pour un régime donné. Toutefois, l'adéquation générale

de la loi de Gauss au régime pluvial océanique apparaît comme une quasi certitude si l'on prend soin de choisir convenablement l'origine de l'année hydrologique. Ceci résulte sans doute de deux faits :

- du caractère aléatoire et indépendant à l'échelle du mois des précipitations (par exemple, le coefficient de corrélation des précipitations mensuelles à Trèves est de 0,05 entre janvier et février, de 0,21 entre juin-juillet, ceci pour les 60 couples des années 1871 à 1930.)
- du nombre élevé de facteurs de la variabilité (volume des précipitations, répartition de celles-ci, température ...) ces facteurs ayant des importances sensiblement égales.

b) selon la superficie du bassin versant.

Si l'on examine les résultats des adéquations en fonction de la superficie des bassins versants, on constate, en se référant aux figures 13 et 14 et aux tableaux 21 et 22 :

- que la loi de Galton est satisfaite pour tous les bassins de superficie supérieure à 10.000 km², sauf pour le Danube à Orshava (174) et le Saint-Laurent à Ogdensburg (163).
- que la loi de Gauss a été éliminée pour des grands et petits bassins alors qu'au contraire la loi de Pearson III, à l'exception de la Dnieper à Dnieperpetrovsk a toujours été admise pour les bassins extrêmes.

c) selon la valeur du coefficient de variation.

Les figures 13 et 14 peuvent être utiles à nouveau pour déterminer l'influence du coefficient de variation sur l'adéquation. On peut dire, au vu de nos résultats que, pour des coefficients de variation assez forts (supérieurs à

0,35), l'adéquation à la loi de Pearson III est bonne alors qu'elle est mauvaise pour la loi de Gauss. D'ailleurs pour les plus fortes valeurs du coefficient de variation, seules les lois de Galton et Pearson III ont été retenues. Pour des faibles valeurs de ce coefficient, la loi de Galton a été la seule loi à être toujours satisfaite.

d) Avec le coefficient d'asymétrie CS

Nous avons calculé la matrice des coefficients de corrélation entre les variables suivantes :

BV = bassin versant ; Q = débit brut global ; q = débit spécifique global ; CV = coefficient de variation ; CS ; la valeur du χ^2 pour la loi de Gauss ; la valeur χ^2 pour la loi de Pearson III ; la valeur du χ^2 pour la loi de Galton. Et ceci pour les 53 stations.

Le résultat le plus significatif concerne précisément les valeurs relativement élevées des corrélations entre le coefficient d'asymétrie d'une part et les valeurs des χ^2 de Gauss, et Galton d'autre part :

$r = 0,44$ (significatif au seuil 1%) entre χ^2 Gauss et CS
 $r = -0,33$ (significatif au seuil 2%) entre χ^2 Galton et CS

Cela signifie que de fortes valeurs du coefficient d'asymétrie entraînent l'adéquation à la loi de Galton et l'inadéquation à la loi de Gauss et inversement, de faibles valeurs du coefficient d'asymétrie excluent l'adéquation à la loi de Galton au bénéfice de la loi de Gauss.

	BV	Q	q	CV	λ	CS	χ^2 Gauss	χ^2 Pearson III
BV	1							
Q	0,73	1						
q	-0,29	-0,29	1					
CV	-0,24	-0,40	0,34	1				
λ	-0,23	-0,33	-0,34	0,97				
CS	-0,12	-0,20	-0,15	0,71	0,57	1		
χ^2 Gauss	0,18	0,30	-0,28	0,24	0,17	0,44	1	
χ^2 Pearson III	0,23	0,33	0,08	-0,17	-0,09	-0,26	0,46	1
χ^2 Galton	0,09	0,28	-0,11	-0,09	0,02	-0,33	0,21	0,72

TABLEAU IV.10 : Corrélation entre les diverses variables hydrologiques et les résultats des tests d'adéquation (pour les 53 stations).

Rappelons que pour 53 couples, les valeurs de r aux différents seuils sont les suivantes :

- seuil 1 % : $r = 0,35$
- seuil 5 % : $r = 0,27$
- seuil 10 % : $r = 0,23$

E. EXEMPLE DE CALCUL COMPLET : LA MOSELLE A COCHEM .

E.1. Origine des données et critique historique.

Les données brutes relatives à la Moselle nous ont été fournies par M. FRECAUT, Maître-Assistant à l'Institut de Géographie de l'Université de Nancy à l'occasion de son travail de thèse sur la Moselle. Nous avons pu ainsi recueillir les valeurs des débits mensuels depuis novembre 1901 jusqu'en octobre 1963. Ceux-ci sont les moyennes arithmétiques des débits journaliers. Ces données ont été publiées de 1937 à 1962 dans les "Deutsche Gervässerliche Jahrbücher". Les valeurs antérieures ont été calculées d'après les tableaux de hauteurs-débits de la station déterminés à l'aide d'une courbe de tarage rectifiée et améliorée au cours de cette période ; il faut noter en effet que le lit de la Moselle à Cochem ne subit aucune modification. Seules les valeurs du 25-12-1944 au 30.6.1947 pourraient être sujettes à caution par suite de la destruction du pont de Cochem rendant délicates les opérations de jaugeages.

Ces données de base paraissent donc bonnes dans l'ensemble. Le bassin versant est de 27.100 km² et les variations saisonnières moyennes nous font classer cette rivière dans un régime pluvial océanique : abondance de saison froide, pénurie de saison chaude à cause de l'évapotranspiration. Les précipitations sont en effet bien réparties tout au long de l'année avec un léger maximum en été. Ces valeurs sont alors reportées sur cartes perforées, chaque carte indiquant l'année puis les douze débits mensuels, les 3 premières cartes servant à identifier la station et la période d'étude.

E.2. Etude des corrélations intermensuelles : choix de l'origine de l'année.

Nous calculons ensuite le coefficient de corrélation linéaire entre les mois i et j :

$$r_{i,j} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (Q_i(n) - \bar{Q}_i)(Q_j(n) - \bar{Q}_j)}{\sigma_i \cdot \sigma_j}$$

et, pour cette étude, nous ne retenons que les coefficients de corrélation entre mois consécutifs. Ces douze calculs peuvent être conduits assez facilement avec une machine à calculer ordinaire.

Nous trouvons dans ce cas :

Entre janvier et février	r = 0,14	!	juillet et août	0,56
" février et mars	0,11	!	août et septembre	0,69
" mars et avril	0,34	!	septembre-octobre	0,39
" avril et mai	0,42	!	octobre-novembre	0,66
" mai et juin	0,32	!	novembre-décembre	0,34
" juin et juillet	0,29	!	décembre-janvier	0,31

avec les valeurs suivantes pour les moyennes, écarts-types coefficient de variation.

Mois	Moyenne(m ³ /s)	Ecart-type(m ³ /s)	CV
Janvier	552	269	0,49
Février	518	269	0,52
Mars	445	202	0,45
Avril	338	165	0,49
Mai	240	114	0,48
Juin	161	71	0,44
Juillet	136	84	0,62
Août	123	69	0,56
septembre	138	84	0,61
Octobre	189	149	0,76
Novembre	326	248	0,76
Décembre	437	242	0,56

Nous calculons également les coefficients de corrélation entre les logarithmes des débits, car la distribution des logarithmes des débits mensuels est souvent plus proche d'une distribution de Gauss que la distribution des débits eux-mêmes.

Soit :

entre janvier et février	0,21	juillet et août	0,65
février et mars	0,19	août et septembre	0,77
mars et avril	0,42	septembre et octobre	0,64
avril et mai	0,53	novembre et décembre	0,51
juin et juillet	0,47	décembre et janvier	0,39

Or, les valeurs significatives du coefficient de corrélation entre échantillons gaussiens sont les suivantes, pour 63 couples, c'est-à-dire 61 degrés de liberté :

seuil 1% 0,32 ; seuil 5% 0,25 ; seuil 10% 0,21.

Cela signifie que si la population de nos couples était normale et indépendante, nous aurions une probabilité de 1% de trouver $r \geq 0,32$ et 5 % de trouver $r \geq 0,25$. Nous choisirions donc le début de l'année hydrologique en mars, au moment où la corrélation est la plus faible, ici d'ailleurs significativement faible.

E.3. Calcul des modules particuliers et de leurs caractéristiques.

Il reste à calculer les 62 séries des modules particuliers définis comme moyennes pondérées du nombre de jours dans chaque mois des douze débits moyens mensuels

commençant en mars et se terminant en février. Afin de travailler sur des variables adimensionnelles, nous divisons chaque valeur trouvée par la moyenne globale, ce qui fournit le tableau suivant :

Année	Module relatif	Année	Module relatif	Année	Module relatif
1901	1,24	1921	0,38	1941	0,95
	0,73		1,32		0,91
	1,03		1,21		6,63
	0,71		1,24		1,22
	1,00		1,31		0,81
	0,87		1,07		0,69
	0,80		1,35		1,19
	0,86		0,80		0,74
	1,23		0,72		0,58
	1,29		1,65		1,10
1910	0,93	1930	1,10	1950	1,15
	1,09		0,96		1,15
	1,03		0,59		0,47
	1,36		0,75		1,14
	1,05		1,18		0,70
	1,23		1,26		1,08
	1,08		1,15		1,00
	1,03		0,70		1,18
	1,42		1,40		0,56
	1,20		1,52		1,13
		1960		1,13	
		1961		1,03	

Moyenne : 1,01
 Ecart type : 0,27
 Coefficient de variation : 0,27

Moyenne harmonique : 0,92
 Moment centré d'ordre 3 : -0,004
 coefficient d'asymétrie : -0,03

E.4. Tests d'homogénéité.

1) Comparaison des moyennes.

La moyenne globale des trente premières années est de 1,06, celle des 31 dernières années est 0,96 ; l'écart type de la

série complète étant 0,27 :

$$t = \frac{M_1 - M_2}{\Delta \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{1,06 - 0,96}{0,27 \cdot \sqrt{\frac{61}{30 \cdot 31}}} = 1,4$$

Le nombre de degrés de liberté est $n_1 + n_2 - 2 = 59$; or, si nous supposons que notre population est normale (ce que nous confirmerons d'ailleurs par la suite), t doit suivre une loi de Student à 59 degrés de liberté, ce qui nous permet de connaître la probabilité d'avoir une telle valeur de t , en compulsant la table donnée en IV.C.1. Elle est ici supérieure à 10 %, ce qui est beaucoup trop pour conclure à une hétérogénéité des données. Nous dirons que les moyennes ne sont pas significativement différentes et qu'à ce sujet, l'homogénéité est bonne.

2) Comparaison des fluctuations.

Les fluctuations des deux périodes sont respectivement $s_1^2 = 0,076$ et $s_2^2 = 0,074$ soit $F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = 1,02$. Or F est une variable de Snédécour à $\nu_1 = n_1 - 1 = 29$ et $\nu_2 = n_2 - 1 = 30$ degrés de liberté. La probabilité de trouver 1,02 est largement supérieure à 5 % (pour $F = 1,8$, $P = 5\%$, pour $F = 2,5$, $P = 1\%$). Les fluctuations ne sont donc pas significativement différentes.

Ces deux derniers tests confirment donc une bonne homogénéité des données.

E.5. Tests d'adéquation.

1) A la loi normale.

Cherchons si notre série peut raisonnablement être envisagée

comme tirée d'une population normale de moyenne 1,01 et d'écart type 0,272. Les sept classes équiprobables d'une telle loi de Gauss ont pour valeur :

$$\begin{aligned} X_1 &= 1,01 - 1,068 \times 0,272 = 0,72 \\ X_2 &= 1,01 - 0,566 \times 0,272 = 0,86 \\ X_3 &= 1,01 - 0,180 \times 0,272 = 0,96 \\ X_4 &= 1,01 + 0,180 \times 0,272 = 1,06 \\ X_5 &= 1,01 + 0,566 \times 0,272 = 1,16 \\ X_6 &= 1,01 + 1,068 \times 0,272 = 1,30 \end{aligned}$$

Ce qui permet de déterminer aisément les effectifs de chaque classe :

classes :	<0,72	0,72-0,86	0,86-0,96	0,96-1,06	1,06-1,16
effectifs:	11	7	6	7	11

1,16-1,3	> 1,3
11	8

Les valeurs extrêmes sont 0,38 et 1,65 ; on calcule aisément

$$\text{le } \chi^2 = \frac{7}{61} (11^2 + 7^2 + 6^2 + 7^2 + 11^2 + 11^2 + 8^2) - 61 = 3,4$$

Le nombre de degrés de liberté étant $\nu = r-1-k$ où r est le nombre de classes, k le nombre de paramètres déduits de la distribution expérimentale, $\nu = 7-1-2 = 4$. Or une telle valeur de χ^2 a une probabilité bien supérieure à 10 % (environ 60 %) d'être dépassée (on se réfère à une table du χ^2 donnée dans tout ouvrage de statistiques). Nous pouvons donc affirmer que l'adéquation à la loi de Gauss est bonne.

2) A la loi de Galton.

L'adéquation à la loi de Galton, ou loi de Gauss des logarithmes est examinée dans les mêmes conditions après remplacement des modules par leurs logarithmes. On teste l'adéquation d'une loi normale, ayant pour moyenne la moyenne des logarithmes et pour écart type l'écart type des logarithmes, à la série des logarithmes des modules. Les effectifs des classes théoriquement équiprobables sont alors les suivants : 8; 5; 10; 3; 5; 16; 6. $\chi^2 = 14,6$, ce qui correspond à une probabilité inférieure à 1%. Nous rejetons donc l'hypothèse d'une population de Galton. Ceci était d'ailleurs prévisible, car la distribution est très symétrique (faible coefficient d'asymétrie CS = - 0,03).

3) A la loi de Pearson III.

Rappelons que la densité d'une telle loi est de la forme :

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} e^{-\frac{x}{\beta}} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}$$

les deux paramètres α et β sont calculés à l'aide des deux premiers moments de la distribution grâce aux relations :

$$\bar{x} = \beta \alpha \quad ; \quad \sigma^2 = \beta^2 \alpha$$

$$\text{soit : } \alpha = \frac{1}{(CV)^2} \quad \beta = \bar{x} \cdot (CV)^2 \quad ; \quad \text{ici } \alpha = 13,5 \\ \beta = 0,075$$

On interpole linéairement entre $\alpha = 13$ et $\alpha = 14$, valeurs qui se trouvent dans les annexes 1 et 2, pour calculer les limites des sept classes théoriquement équiprobables.

Tout d'abord :

$$\begin{aligned}
 U_1 &= 2,56 + (14 - 13,5)(2,70 - 2,56) = 2,60 \\
 U_2 &= 2,98 + (14 - 13,5)(3,12 - 2,98) = 3,05 \\
 U_3 &= 3,41 ; U_4 = 3,76 ; U_5 = 4,17 ; U_6 = 4,74.
 \end{aligned}$$

D'où les 6 valeurs de K correspondant aux limites :

$$\begin{aligned}
 K_1 &= U_1 \cdot CV = 0,72 ; K_2 = U_2 \cdot CV = 0,84 ; K_3 = U_3 \cdot CV = 0,92 \\
 K_4 &= U_4 \cdot CV = 1,02 ; K_5 = U_5 \cdot CV = 1,13 ; K_6 = U_6 \cdot CV = 1,29
 \end{aligned}$$

Les effectifs des classes sont alors les suivants :

Classes :	< 0,72	0,72-0,87	0,84-0,92	0,92-1,02	1,02-1,13
Effectifs :	11	7	3	5	12

1,13-1,29	> 1,29
15	8

Soit $\chi^2 = 12,1$. Avec 4 degrés de liberté, cette valeur a une probabilité inférieure à 2 %, nous pouvons donc raisonnablement en conclure que la loi de Pearson III est inadéquate à la série des modules de la Moselle à Cochem.

CHAPITRE V

RESULTATS ANNEXES

V.A. SEQUENCES SECHES ET SEQUENCES HUMIDES -

Nous appelons séquence sèche de durée n une suite ininterrompue de n années déficitaires, c'est-à-dire de moyennes particulières inférieures à la moyenne globale de la plus longue période connue. De même, nous appelons séquence humide de durée n une suite ininterrompue de n années excédentaires.

Nous avons ainsi, pour les 53 rivières, pu déterminer les fréquences de ces séquences ; les tableaux 23 à 28 donnent des valeurs pour chaque rivière. Pour chaque série observée, le début du comptage se fait lors du premier changement de caractères (humide puis sèche ou inversement) de l'écoulement annuel et se termine avec le dernier changement de caractère.

A.1. RESULTATS GLOBAUX -

Si nous faisons les deux hypothèses suivantes :

- les modules particuliers de chaque rivière sont des variables indépendantes
- leur distribution est symétrique autour de la moyenne.

La probabilité pour que l'année n soit humide est $1/2$. On peut alors calculer l'espérance mathématique du nombre de séquences de durée donnée :

En effet, la probabilité pour que l'année n soit la fin d'une séquence humide de longueur k est :

$$P = \frac{1}{2^{k+1}}$$
 puisque cette année n doit être suivie d'une année sèche et précédée de k-1 années humides et d'une année sèche, soit $P = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2^{k-1}} \cdot \frac{1}{2}$
 Cette probabilité correspond, lorsque l'étendue de la série est grande par rapport à k, à la fréquence des séquences sèches ou humides de longueur k.

Pour comparer les résultats de ce calcul aux observations, nous résumerons celles-ci sous forme d'un tableau donnant pour k = 1, 2, 3, 4, 5, 6, les moyennes, les écarts-types et les coefficients de variation des fréquences des séquences sèches et humides de longueur déterminée. Rappelons auparavant :

$$\begin{aligned} P(1) &= \frac{1}{8} = 12,5 \cdot 10^{-2} & P(2) &= 6,25 \cdot 10^{-2} \\ P(3) &= 3,12 \cdot 10^{-2} & P(4) &= 1,56 \cdot 10^{-2} \\ P(5) &= 0,78 \cdot 10^{-2} & P(6) &= 0,39 \cdot 10^{-2} \end{aligned}$$

Séquences sèches de longueur :	1 an	2ans	3ans	4 ans	5 ans	6 ans
Moyenne des fréquences en %	9,6	5,4	3,7	1,1	0,7	0,8
Ecart type	3,5	2,7	2,2	1,4	1	1
C.V.	0,36	0,5	0,6	1,3	1,4	1,2

TABEAU V.I - Statistique des séquences sèches

Séquences humides de longueur :	1an	2ans	3ans	4ans	5ans	6ans
Moyenne des fréquences en %	9,8	5,7	3,6	1,7	0,7	0,3
Ecart type	4,4	3,0	2,9	1,6	1,2	1
C.V.	0,45	0,52	0,8	0,9	1,7	3,3

TABLEAU V.2 : Statistique des séquences humides.

On notera qu'il y a beaucoup moins de séquences de longueur un an et deux ans qu'attendus. Par exemple, pour 41 stations, les fréquences des séquences sèches d'un an ont été inférieures à $12,5 \cdot 10^{-2}$; pour 31 stations les fréquences des séquences sèches de deux ans ont été inférieures à $6,25 \cdot 10^{-2}$. Nos résultats sont certes faussés par le fait qu'il existe une corrélation entre les écoulements des rivières voisines, mais ils montrent que l'hypothèse concernant l'indépendance pour une même rivière des écoulements annuels n'est pas pleinement justifiée. D'ailleurs YEVDJEVICH [44] a calculé, pour de nombreuses rivières, les coefficients de corrélation entre les modules particuliers et les modules de l'année suivante (first serial coefficient) ; ceux-ci sont faibles (inférieurs à 0,2 sauf pour quelques exceptions) mais presque toujours positifs. C'est-à-dire que la probabilité pour que l'année $n+1$ ait le même caractère que l'année n est légèrement supérieure à 1/2.

V.B. CORRELATIONS INTERMENSUELLES.

Nous avons, en IV.B.3., utilisé les résultats des calculs des coefficients de corrélation linéaire et

logarithmique des débits mensuels pour examiner, dans chaque cas, l'époque de l'année pendant laquelle les débits mensuels étaient les plus indépendants les uns des autres.

Toutefois, comme nous pensons que certains résultats obtenus lors de ces calculs pourront être utiles à de futures études sur les processus hydrologiques, nous avons ajouté à la fin de ce mémoire les tableaux des valeurs des coefficients de corrélation linéaire et logarithmique des débits de chaque mois avec les trois mois suivants. Les tableaux 29 à 32 concernent les coefficients de corrélation linéaire, tandis que les tableaux 33 à 36 fournissent les valeurs des coefficients de corrélation logarithmique.

CONCLUSION

Nous avons entrepris l'étude de l'adéquation de quelques lois de probabilités à la distribution dans le temps des débits moyens annuels de rivières de deux catégories :

- les rivières françaises dont on possède des données numériques valables depuis au moins trente cinq ans
- quelques rivières réparties dans le monde connues quantitativement depuis au moins soixante ans.

Dans la première phase de ce travail, nous avons examiné quelles sont les valeurs de la variabilité interannuelle des débits des cours d'eau, ainsi que les facteurs essentiels de celle-ci. Nous avons complété cette étude descriptive par l'analyse de la covariation des écoulements des rivières françaises ; les corrélations ne sont pas assez fortes pour justifier une sélection représentative parmi celles-ci. Ainsi l'étude statistique doit elle porter sur l'ensemble des données.

La seconde phase a consisté à rechercher les lois de probabilités les plus adéquates à représenter les variabilités interannuelles des débits. Nous nous sommes efforcés tout d'abord de satisfaire à une exigence du calcul des statistiques, à savoir l'indépendance des variables ; celle-ci nous a conduit à définir le début de l'année hydrologique comme étant soit la période de l'année où les débits mensuels sont le moins dépendants des débits antérieurs, soit la période où les débits sont constants d'une année à l'autre.

Puis nous avons analysé l'homogénéité des données en découpant chaque période d'étude en deux parties et en comparant les moyennes et les écarts types de ces deux séquences. Ces tests montrent que l'homogénéité est satisfaite dans la plupart des cas examinés.

Enfin, après avoir expliqué pourquoi notre choix de lois de probabilités s'est limité aux lois de Gauss, Galton et Pearson III, nous avons testé l'adéquation de ces lois aux séries de modules que nous possédions. Sauf dans deux cas, le Danube à Orshava et St. Laurent à Ogdensburg, une de ces trois lois au moins a pu être retenue. Il semble que les meilleurs paramètres permettant de faire un choix entre ces trois lois soient le coefficient de variation et le coefficient d'assymétrie ; en effet, à l'exception des rivières glaciaires et des émissaires des grands lacs, les paramètres hydrologiques comme la superficie du bassin versant, l'écoulement brut et l'écoulement spécifique ne sont pas des facteurs déterminants. La loi de Pearson III peut être retenue lorsque le coefficient de variation est supérieur à 0,35. L'adéquation à la loi de Gauss n'est satisfaite que pour des distributions très symétriques tandis que pour des distributions asymétriques la loi de Galton a toujours été retenue.

Toutefois, l'extrapolation de ces adéquations à des valeurs de fréquences faibles (inférieures à 5%) ne peut être uniquement justifiées par les tests que nous avons appliqués. Mais nous pensons que l'utilisation de ces lois dans des calculs économiques d'ouvrages peut rendre certains services.

BIBLIOGRAPHIE

A) HYDROLOGIE

- 1 A. DUBOE - Cours d'hydrologie, Ecole Nationale Supérieure d'hydraulique de Toulouse. 195 pages.
- 2 R. FRECAUT - Eléments d'hydrologie continentale. Centre de Documentation Universitaire. Paris 1964. 231 pages.
- 3 A. GUILCHER - Précis d'hydrologie marine et continentale. Masson, Paris 1965, 389 pages.
- 4 F. HIRSCH - Estimation des débits d'un cours d'eau. Bulletin n°4 de l'A.I.H.S. 1963, page 26 à 36.
- 5 W. LASLOFFY - Caractérisation des variations de l'écoulement dans le temps. Publication n°63 de l'A.I.H.S. 1964, page 118 à 126.
- 6 K. LINSLEY, A. KOHLER, L.H. PAULHUS - Hydrology for engineers. Mac Graw Hill, New-York 1958, 340 pages.
- 7 K. LINSLEY, A. KOHLER, L.H. PAULHUS - Applied Hydrology Mac Graw Hill. New-York 1949, 689 pages.
- 8 Z. MIKULSKI - Les fluctuations de niveau des grands lacs de Mazury et leurs dépendances des précipitations au cours d'un siècle. Publication n°70 de l'A.I.H.S. 1966, page 196 à 200.
- 9 ORGANISATION METEOROLOGIQUE MONDIALE - Guide to hydrometeorological practices. WMO n°168 TP 82, Genève 1955.
- 10 M. PARDE - Très nombreux ouvrages dont :
 - 10-1 Fleuves et Rivières. Armand Colin n°155. Paris 1955, 224 pages.
 - 10-2 Cours de Potamologie de l'ENSHG (épuisé) 2 fasc. 159 et 177 pages.

- 10-3 Cours d'hydrologie fluviale. Institut de Géographie Alpine, Grenoble, 1960, 145 pages.
- 10-4 Sur les progrès récents de l'hydrologie fluviale. Etudes et Mémoires T. IV, 1954, publiées par le Centre de Documentation du CNRS, page 99 à 169.
- 10-5 Influences de la perméabilité sur le régime des rivières. Dümmers Verlag. Bonn 1965 - 99 pages.
- 10-6 Sur quelques rivières d'une abondance spécifique énorme. Compte-rendu Symposium Darcy, Dijon 1956 A.I.H.S. page 184-190.
- 10-7 Le régime du Rhône. 2 Tomes, thèse, Lyon 1925.
- 11 G. REMENIERAS - 1) Eléments d'hydrologie appliquée. Collection Armand Colin, n°343 - 208 pages.
2) L'hydrologie de l'ingénieur. Eyrolles Paris 1960, 413 pages.
- 12 M. ROCHE - Hydrologie de surface. Gauthier Villars, Paris 1953, 430 pages.
- 13 J. RODIER - Irrégularité temporelle des cours d'eau et les facteurs qui la conditionnent. Publication n°63 d' l'A.I.H.S., 1964, page 207 à 213.
- 14 H. ROUSE - Engineering Hydraulics. John Wiley, New-York 1961, 1000 pages.
- 15 A. SCHOKLITSCH - Handbuch des Wasserbaues. Vienne, Springer Verlag 1962, Tome I - 475 pages, Tome 2 1072 pages.
- 16 L. SERRA - Fluctuations de l'hydraulicité à l'échelle continentale. Publication n°63 de l'A.I.H.S. 1964 page 253 à 260.
- 17 L.J. TISON - Fluctuations climatiques décelées par les lacs, rivières et nappes aquifères. Bulletin n°1 d' l'A.I.H.S. 1962, page 62 à 74.
- 18 J. TIXERONT - Préviation des apports des cours d'eau. Publication n°63 de l'A.I.H.S. 1964, page 118 à 126.

- 19 L. TURC - Le bilan d'eau des sols : relations entre les précipitations, l'évaporation et l'écoulement. Paris. Thèse, Institut de Recherches Agronomiques, 1953, 252 pages.
- 20 V.M. YEVDJEVICH - Mean annual sequence of runoff water. Publication n°38 de l'A.I.H.S. 1954, page 353 à 380.
- 21 VEN TE CHOW - Handbook of applied hydrology. Mac Graw Hill, New-York 1956, 1000 pages.

B) HYDROLOGIE STATISTIQUE.

- 22 R.L. BEARD - Estimating long term storage requirements and firm yield of rivers. Congrès de Berkeley, Publication n°63, de l'AIHS, 1964, page 151 à 166.
- 23 M.A. BENSON - Areal flood frequency analysis in a humid region. Bulletin n°19 de l'AIHS, 1960, page 5 à 15.
- 24 E. BECERILL - La régulation de los rios. Consejo superior de investigaciones científicas. Madrid 1959, 113 pages.
- 25 J. BERNIER.
 - 25.1. Problèmes et méthodes de l'hydrologie statistique. Bulletin du Centre de Recherches et d'essais de Chatou n°4, 1963.
 - 25.2. Introduction aux processus de Markoff. Houille Blanche 1965, n°5.
 - 25.3. Sur la garantie assurée par un réservoir de régulation saisonnière. Symposium de Garde ; publication n°71 de l'AIHS page 575 à 588.
- 26 M. BILLET - Les tests non paramétriques de Mr. Wilks et leurs applications en hydrologie statistique. Houille Blanche A 1956.
- 27 M. BLOCH - La distribution des débits d'un cours d'eau considérée comme somme de deux distributions de Galton. La Météorologie Juillet 1939 page 207 à 219.
- 28 E.G. BLOKHINOV - Estimation of runoff variations by the method of maximum likelihood. Publication n°63 de l'AIHS 1964, page 7 à 11.

- 29 A. COUTAGNE - Contribution à la standardisation des données statistiques concernant l'hydrologie fluviale. Publication n°38 de l'AIHS 1954, page 490 à 499.
- 30 A. FANTOLI - La normalité et la variabilité des séries pluviométriques centenaires en Italie. Publication n°36 de l'AIHS 1954, page 355 à 373.
- 31 L. GHERARDELLI - Caractéristiques de variabilité des régimes hydrologiques et problèmes de la régularisation. Publication n°38 de l'AIHS 1954 page 500 à 504.
- 32 E. HALPHEN.
32.1. Une méthode d'analyse statistique des débits. Publication n°38 de l'AIHS, 1954, page 472 à 477.
32.2. Etude statistique des débits du Rhin à Bâle, SHF 1941, 18 pages.
- 33 E. INDRI - Sur la détermination de l'année moyenne dans les aménagements hydrauliques. Publication n°38 de l'AIHS. 1954, page 528 à 538.
- 34 S.N. WRITSKY et M.F. MENKEL - On the regularities of long term river flow fluctuations and on the methods of lingering droughts. Publication n°2 de l'AIHS Juin 1961, page 34 à 40.
- 35 M. LARRIEU - Méthode d'analyse de la structure fine des débits. Revue de statistique appliquée n°2 1960.
- 36 R.D. MARKOVIC - Probability functions of best fit to distribution of annual precipitation and runoff. Hydrology papers. Colorado State University, Fort Collins 1963 n°1 , 55 pages.
- 37 P. MASSE - Situation, perspectives et applications de l'hydrologie statistique. SHF 1940, 30 pages.
- 38 K. NACHAZEL - Correlation and spectral properties of hydrologic regime and possibilities of their simulation as stochastic processes. Publication n°70 de l'AIHS, 1966, page 210 à 219.

- 39 M. OESTERHAUS - Oscillations périodiques d'une durée de plusieurs années du Rhin à Bâle. Publication du Service fédéral des eaux. Berne 1946, 117 pages.
- 40 H. ROUX - Relations entre la capacité d'un réservoir et son usage. La Houille Blanche n°5, 1965 page 445.
- 41 M. ROSSETTI - Corrélations interpériodiques entre précipitations et débits. Publication n°38 de l'AIHS 1954, page 472 à 477.
- 42 N.V. SOMOV - Asynchronous character and cyclic recurrence of the variations in the stream-flow of the major rivers in the USSR. Publication n°63 de l'AIHS 1964, page 203 à 206.
- 43 J. URBAN - Variability of average discharge. Publication n°63 de l'AIHS 1964, page 306 à 316.
- 44 V.M. YEVDJEVICH
- 44.1 Fluctuations of wet and dry years. Hydrology papers. Colorado State University. Fort-Collins 1963, n°1, 55 pages.
- 44.2 Séquence et fluctuations des années pluvieuses et des années sèches. Publication n°36 de l'AIHS 1954, page 385 à 401.

C) STATISTIQUES ET PROBABILITES.

- 45 J. BASS - Eléments de calcul des probabilités. Masson et cie . Paris 1962, 220 pages.
- 46 M. BARRA - Cours de statistique. Service de Mathématiques pures de la faculté des Sciences de Grenoble. Grenoble 1964, 2 tomes, 60 pages.
- 47 J. BERNIER - Les méthodes statistiques de comparaison de deux séries de valeurs voisines. Mémoires et travaux de la Société Hydrotechnique de France, Supplément au volume II 1963, page 83 à 93.
- 48 A. COUTAGNE - Interprétation algébrique d'une distribution statistique. Texte élaboré pour les élèves de l'ENSHG. Grenoble 1956, 10 pages.

- 49 D. DUMAS de RAULY - L'estimation statistique.
Gauthier Villars. Paris 1966. 333 pages.
- 50 M. GIRAULT - Processus aléatoires. Dunod, Paris 1965,
150 pages.
- 51 P. GUILLOT - Une extension des lois A. de Halphen
comprenant comme cas limite la loi de Galton
Gibrat. Mémoires et travaux de la Société Hydro-
technique de France. Supplément au volume II
1963, page 61 à 71.
- 52 INSTITUT de Statistique de l'Université de Paris.
Tables pour les tests fondamentaux dérivés de
la loi normale. Revue de statistique appliquée
1959. Volume VII n°4, 18 pages.
- 53 A. LIORZOU - Initiation pratique à la statistique.
Gauthier Villars. Paris 1964, 279 pages.
- 54 A. MONJALLOU - Elements de statistique mathématique.
Vuibert, Paris 1963, 270 pages.
- 55 G. MORLAT - Les méthodes statistiques. Conféren-
ces faites par M. G. Morlat du 21 avril au 9
juin 1952 pour EdF. Tirage privé de l'EdF.
- 56 K. PEARSON - Tables of the incomplete Gamma function.
London 1922, 154 pages.

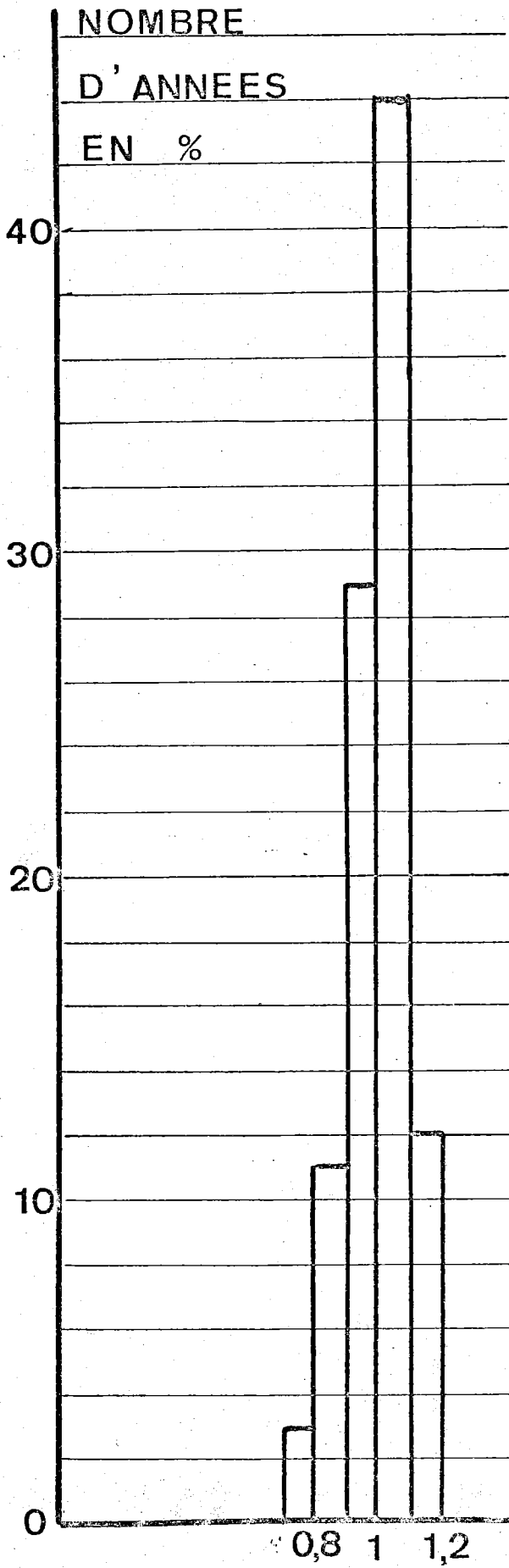
D) CLIMATOLOGIE -

- 57 A. ALLIX - Les climats de la France. Masson Paris 1934,
91 pages.
- 58 H. GRISOLLET, B. GUILMET, R. ARLERY - Climatologie,
Méthodes et pratiques. Gauthier Villars, Paris
1962, 401 pages.
- 59 R. LECHENE - La mécanique des climats. Diagrammes n°75,
Monaco 1963, 100 pages.
- 60 LE ROY LADURIE - Histoire du climat depuis l'an mil.
Flammarion, Paris 1967, 367 pages.

- 61 ORGANISATION METEOROLOGIQUE MONDIALE. Guide des pratiques climatiques. OMM n°100, TP 44, Genève 1960, 100 pages.
- 62 CH. P. PEGUY - Précis de climatologie. Masson, Paris 1961, 347 pages.

E) AUTRES OUVRAGES CONSULTES -

- 63 L. BOLLIET, N. GASTINEL, P.J. LAURENT - Algol, manuel pratique, Hermann, Paris 1964, 196 pages.
- 64 DE BEAUREGARD. Présentation des caractéristiques hydrologiques de chaque année dans les annuaires de la Société Hydrotechnique de France.
- 65 SOCIETE HYDROTECHNIQUE DE FRANCE.
62-1 Annuaires hydrologiques de 1939 à 1962.
62-2 Stations hydrométriques de France ; nomenclatures et caractéristiques
Tome I : Région du Massif Central
Tome II: Région des Alpes.
- 66 ELECTRICITE DE FRANCE -
63-1 : Annuaires de la Division Technique Générale
63-2 : Diverses publications dont :
- lois de Halphen, estimation du paramètre d'échelle
- tableaux des lois A et B de Halphen.



HISTOGRAMME DES MODULES
DU SAINT LAURENT A
OGDENSBURG . 1860 · 1957

C.V. = 0,087
S = 766 000 KM²
Q = 6 815 M³/S

VALEUR DES
MODULES RELATIFS

Fig. 1

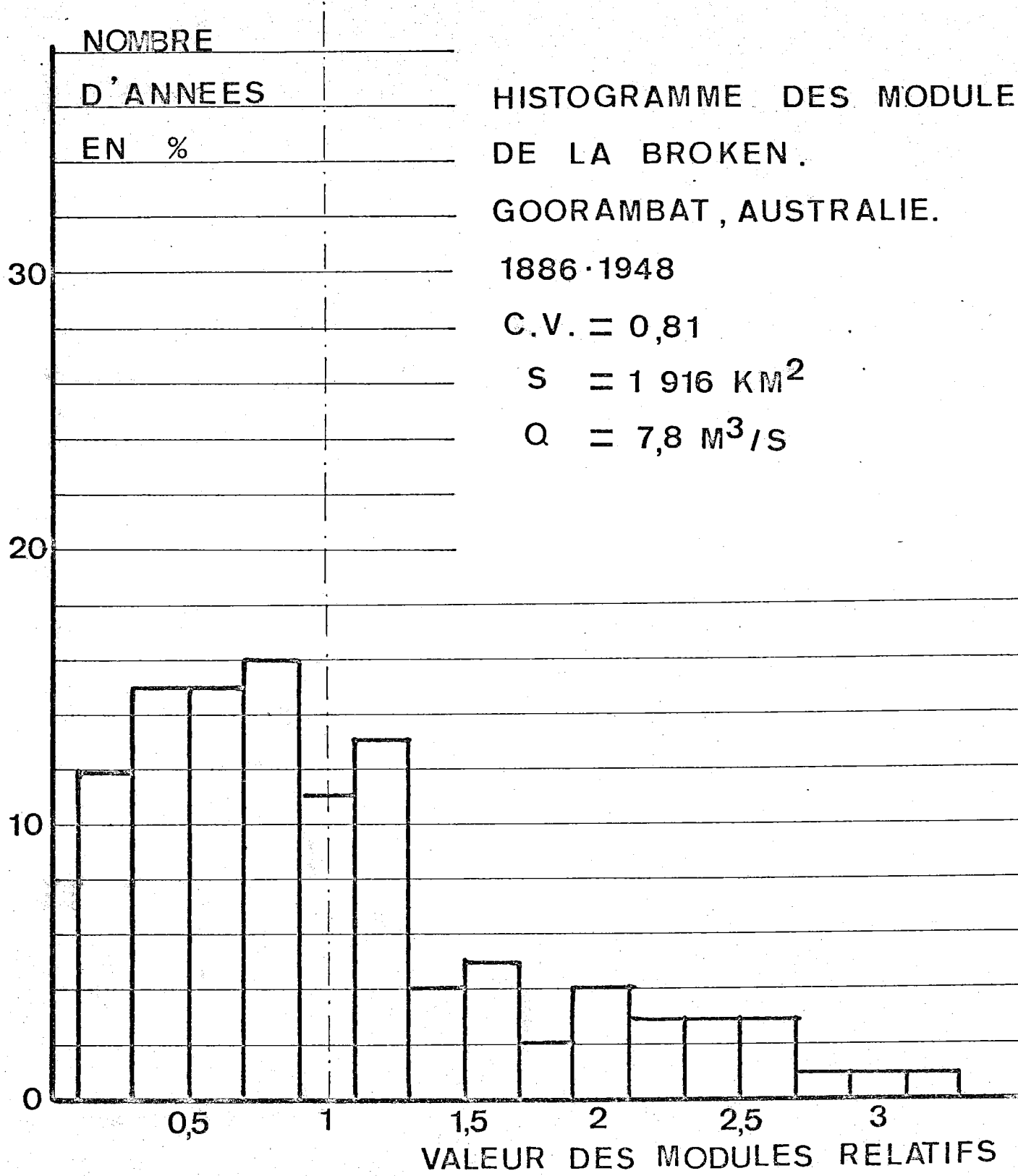
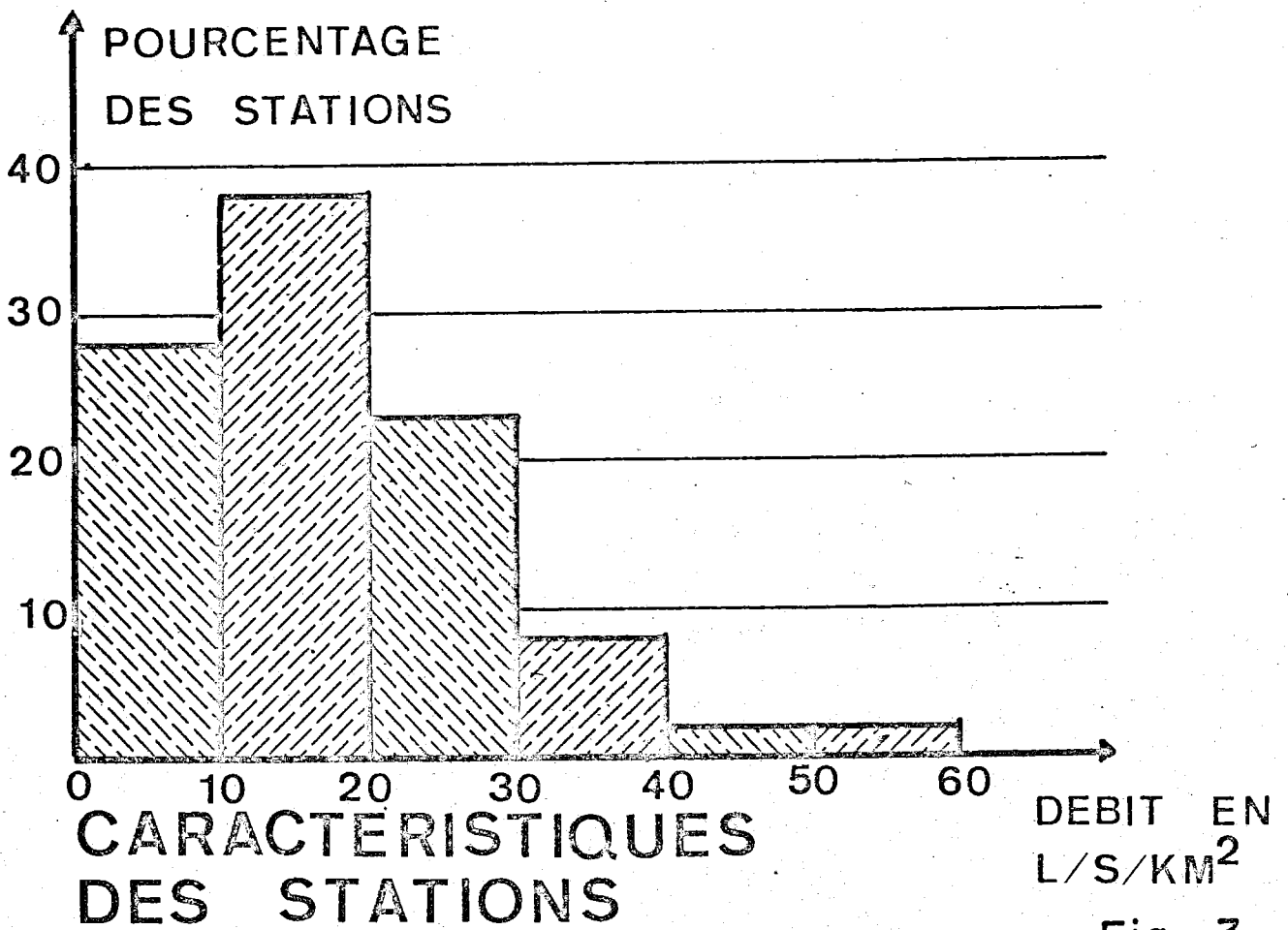
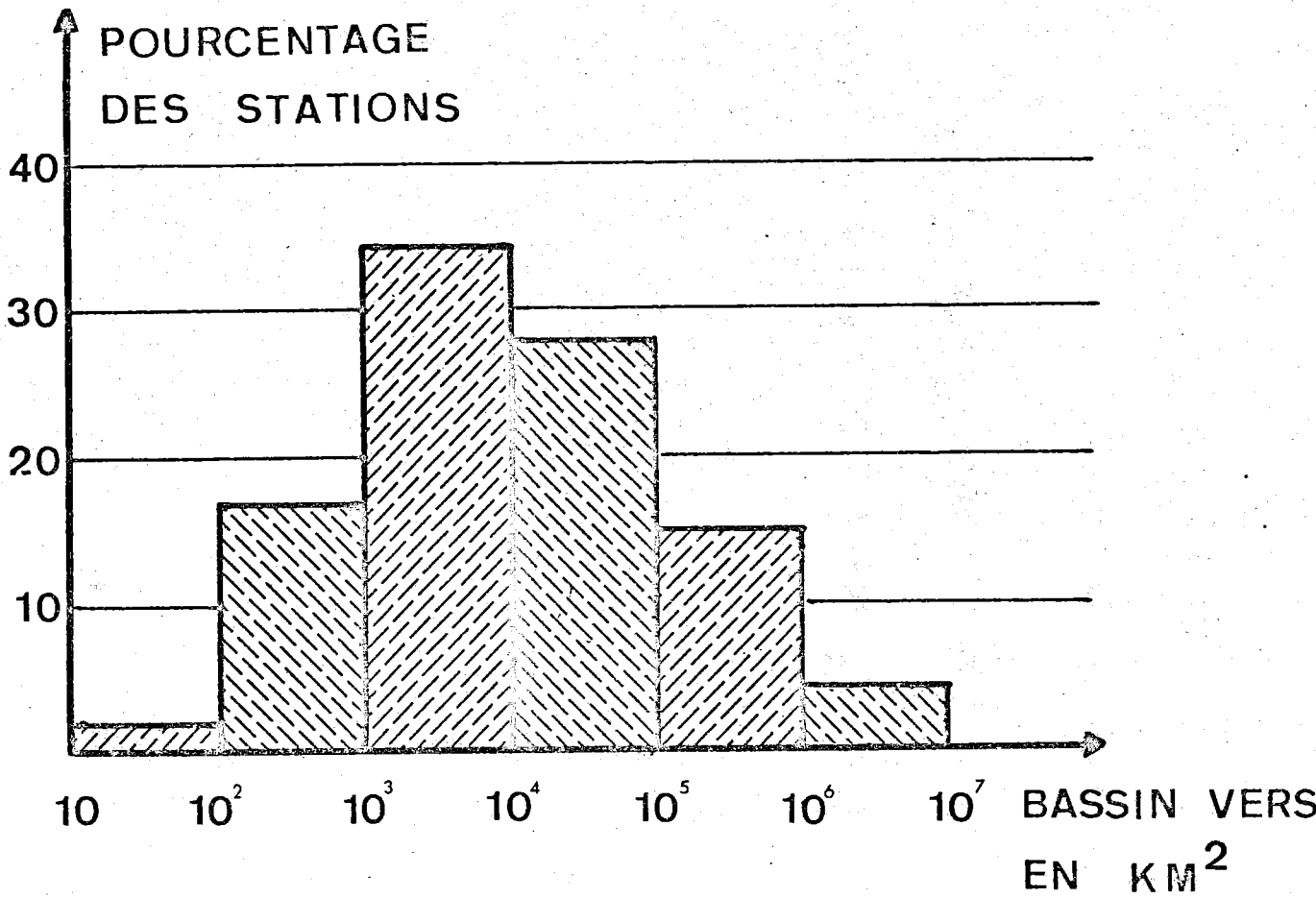
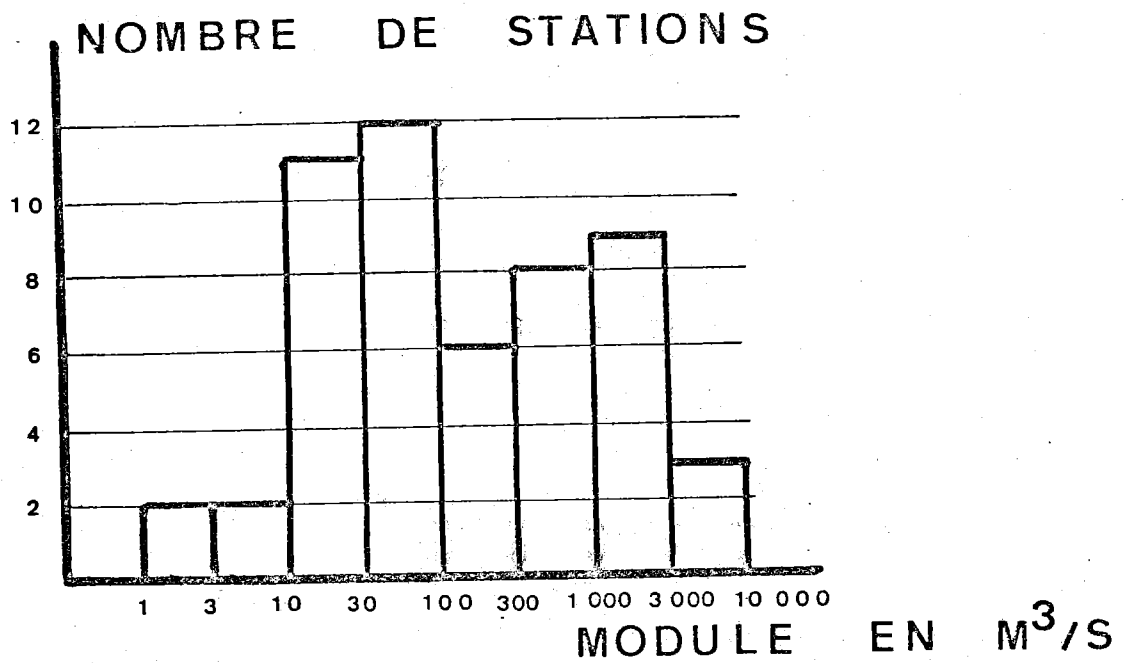
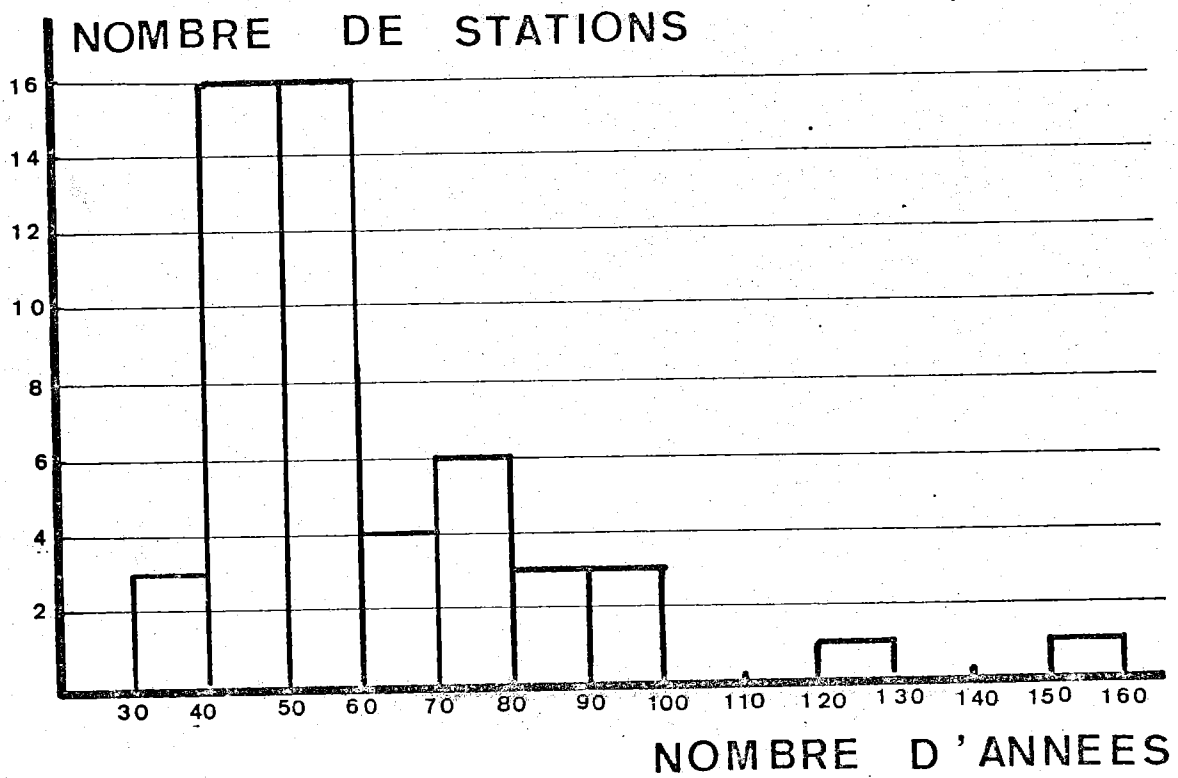
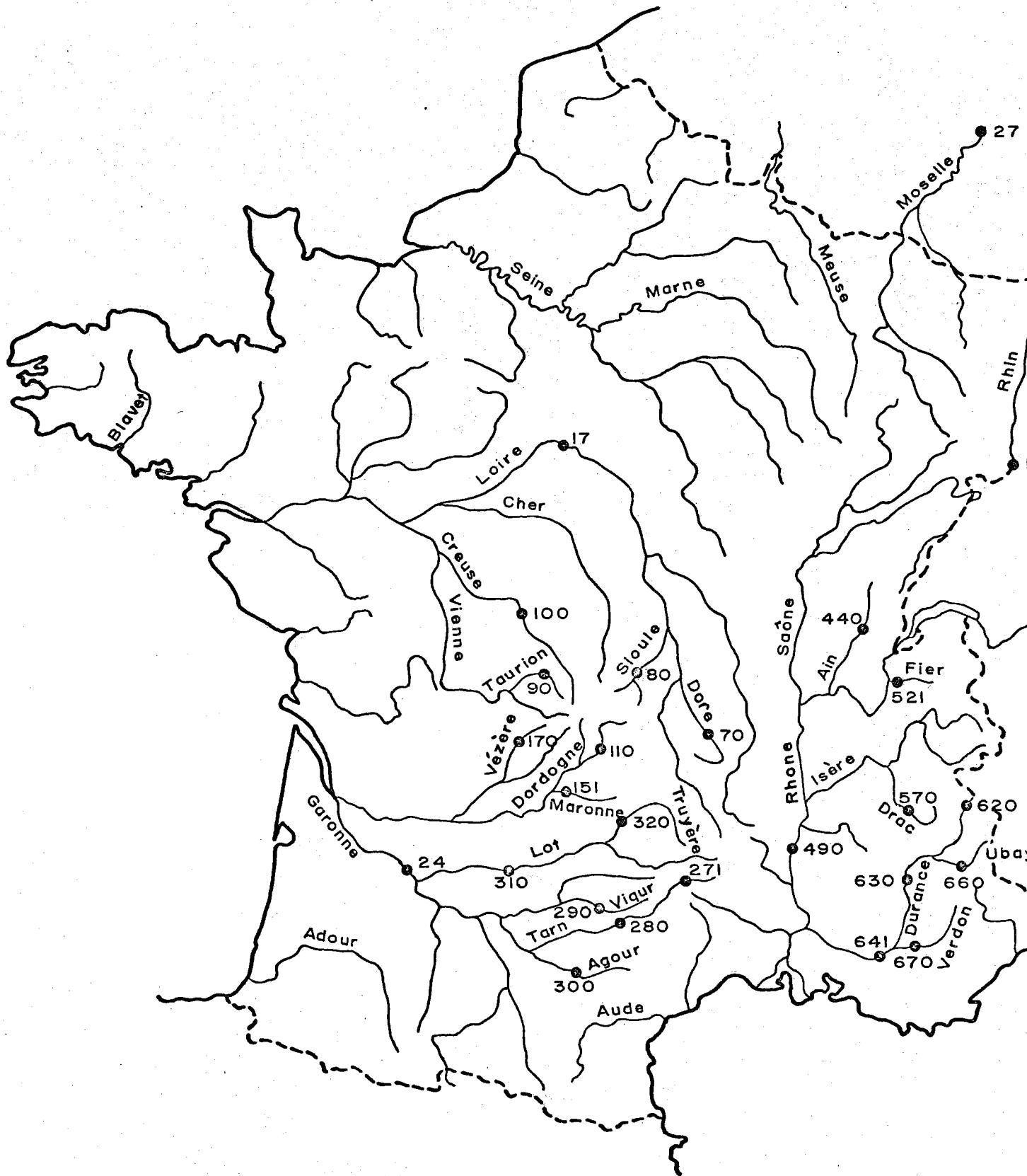


Fig. 2

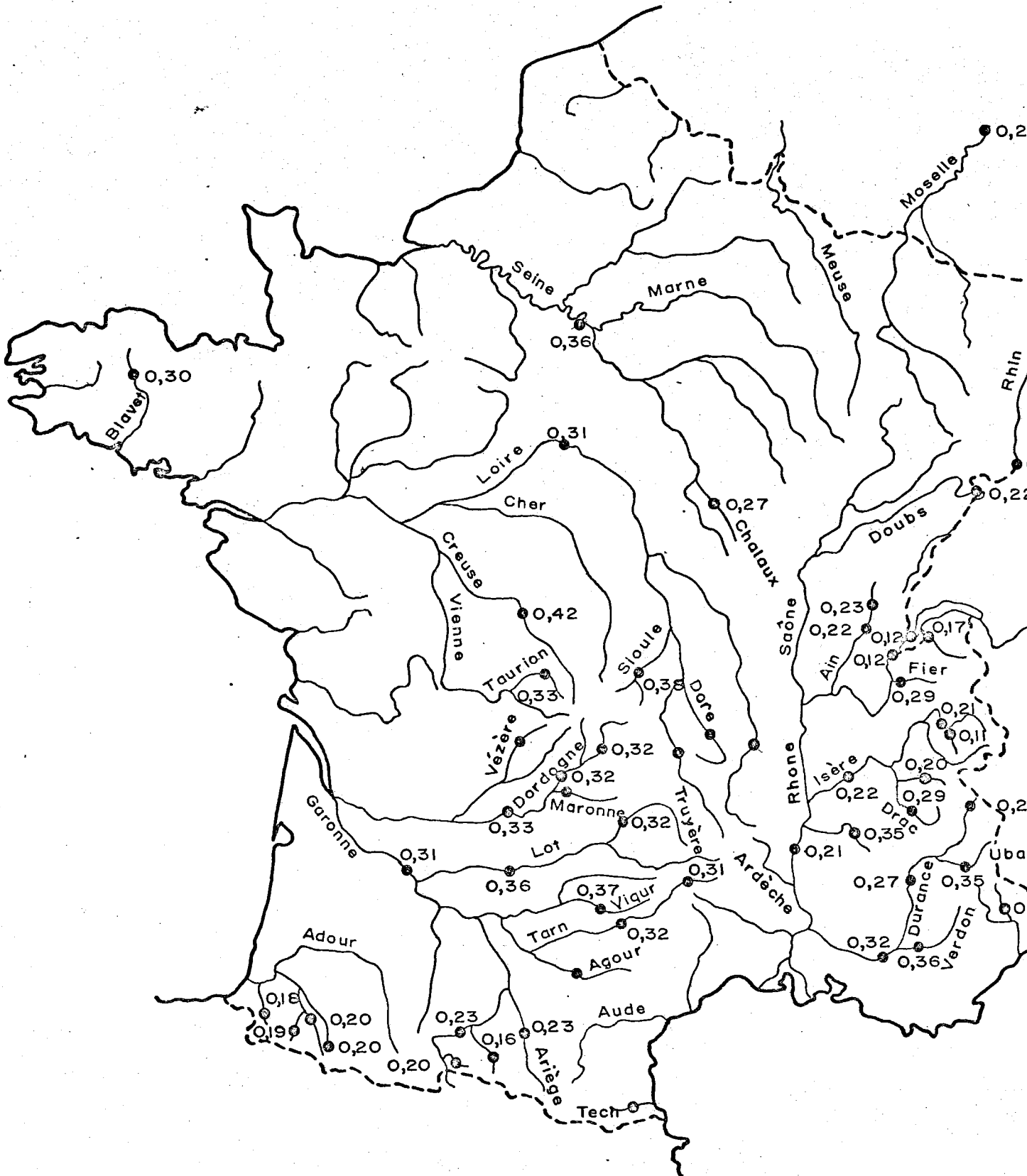




CARACTERISTIQUES DES STATIONS



SITUATION DES STATIONS RETENUES POUR
L'ÉTUDE DE LA VARIABILITÉ

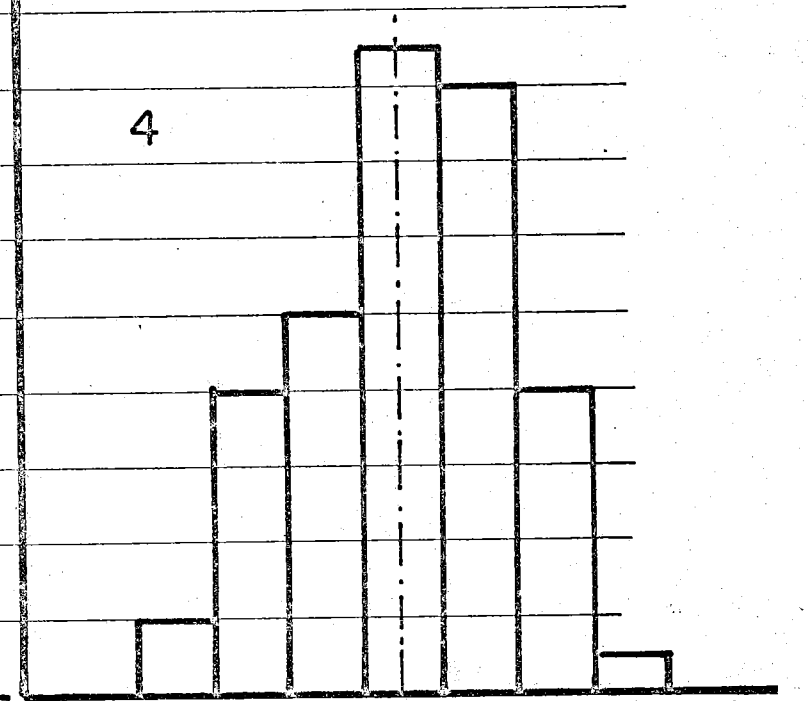
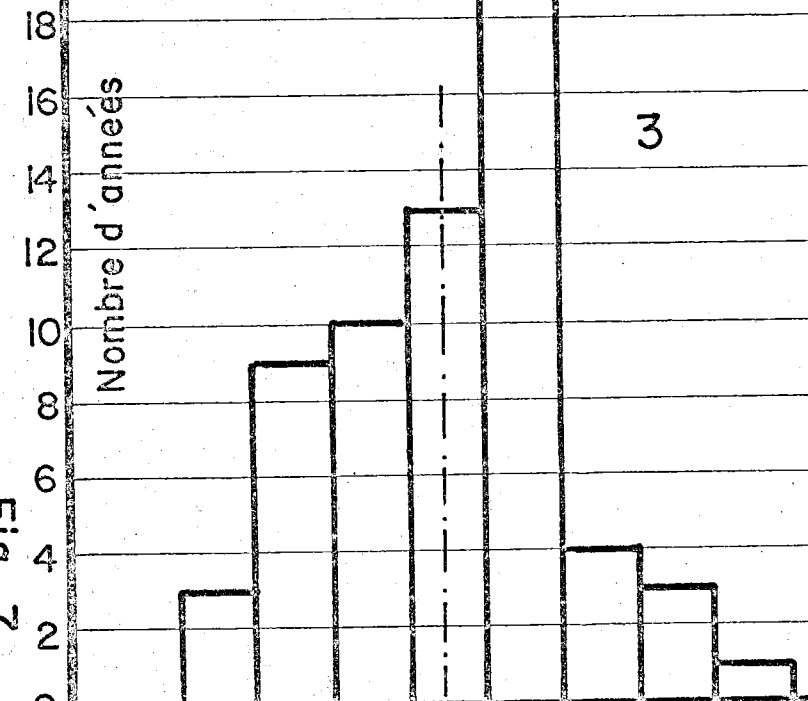
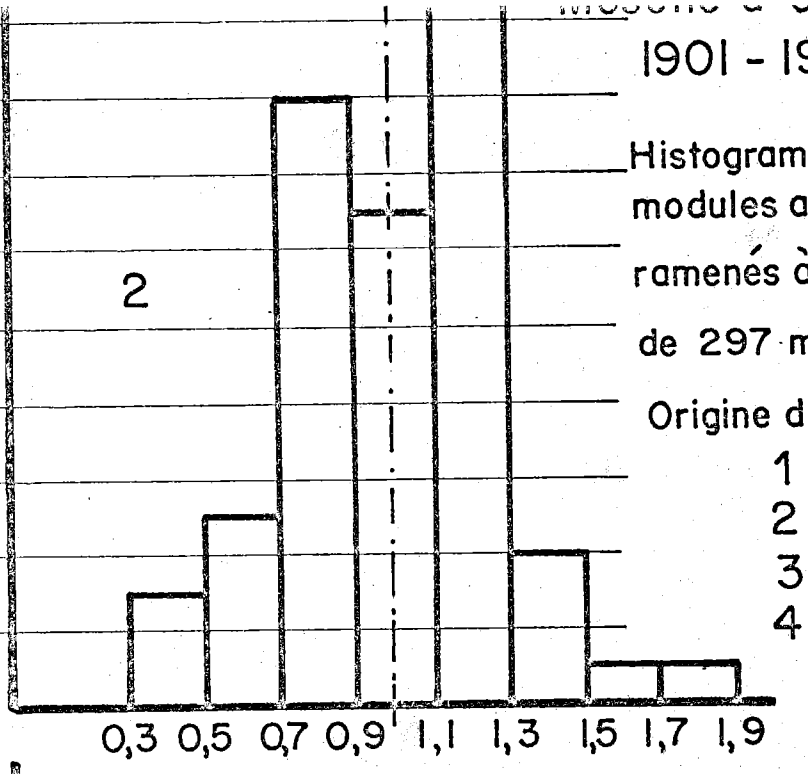
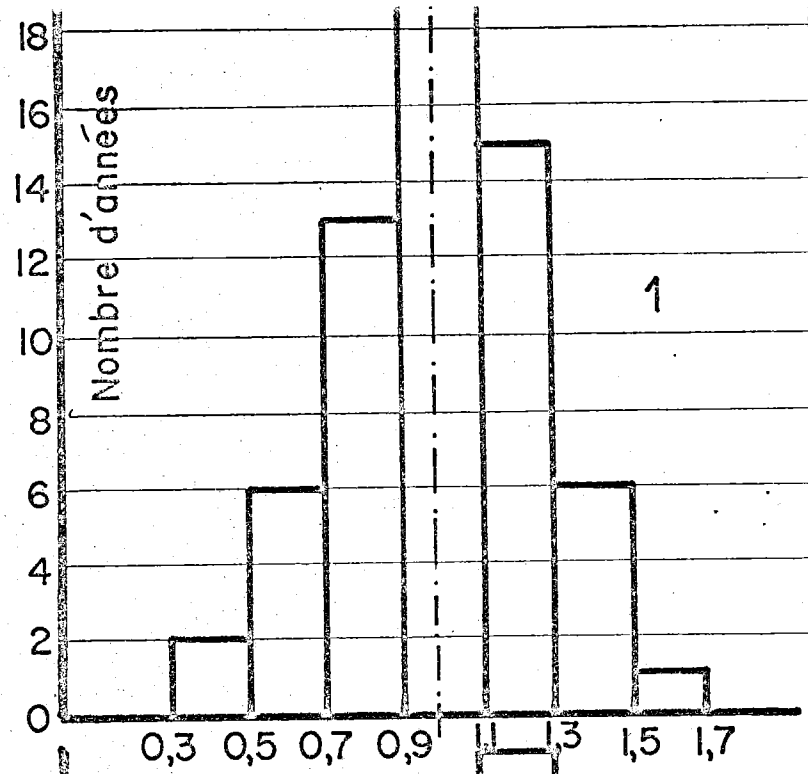


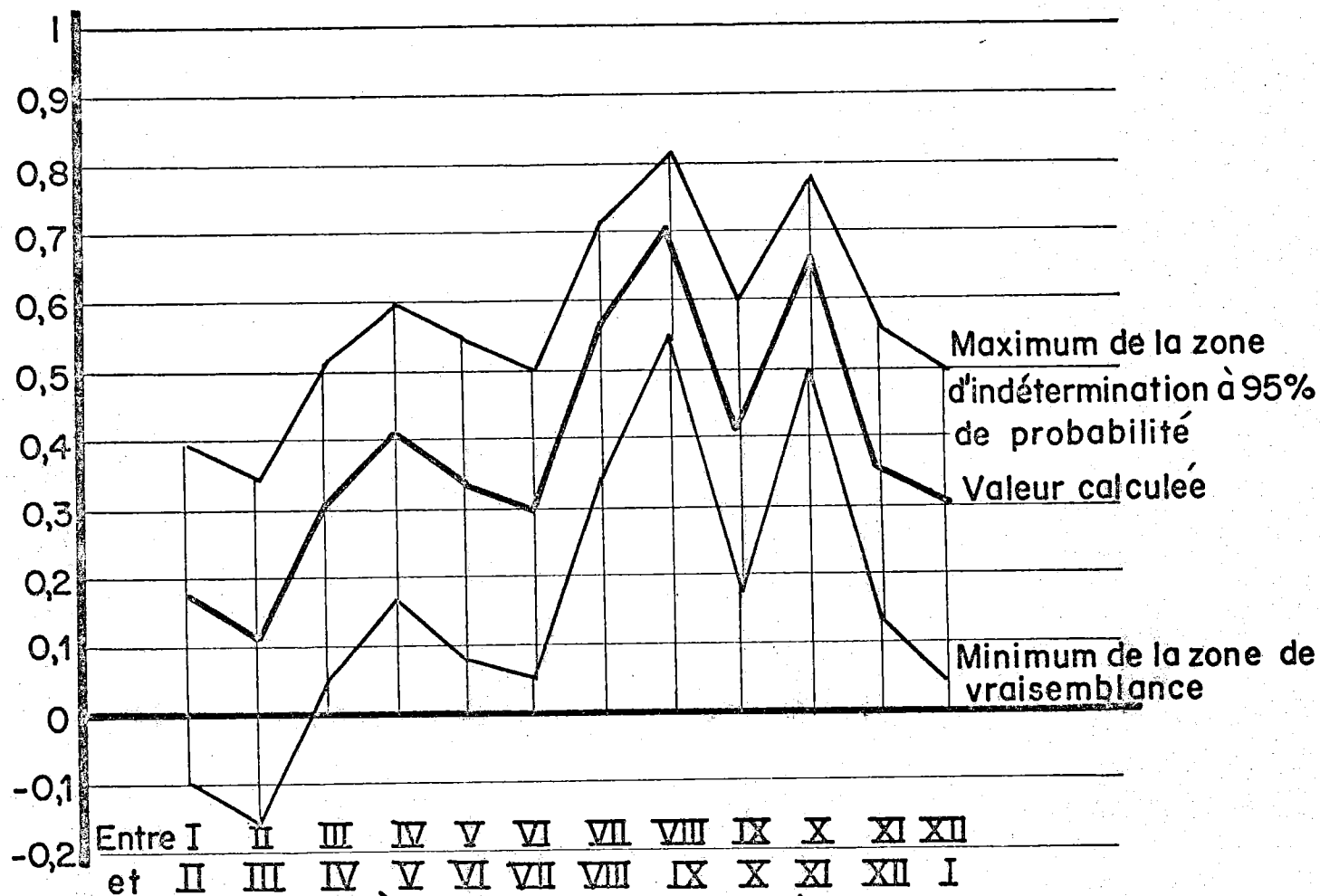
COEFFICIENT DE VARIATION DES MODULES PARTICULIERS DE QUELQUES RIVIERES

1901 - 1962

Histogrammes des modules annuels particuliers ramenés à la moyenne globale de 297 m³/s

Origine de l'année
1 Janvier
2 Mai
3 Aout
4 Novembre





Moselle à Cochem (1901-1963)

Variation du coefficient de corrélation entre deux mois consécutifs

Variations saisonnières de la Moselle a Cochem de 1901 a 1963

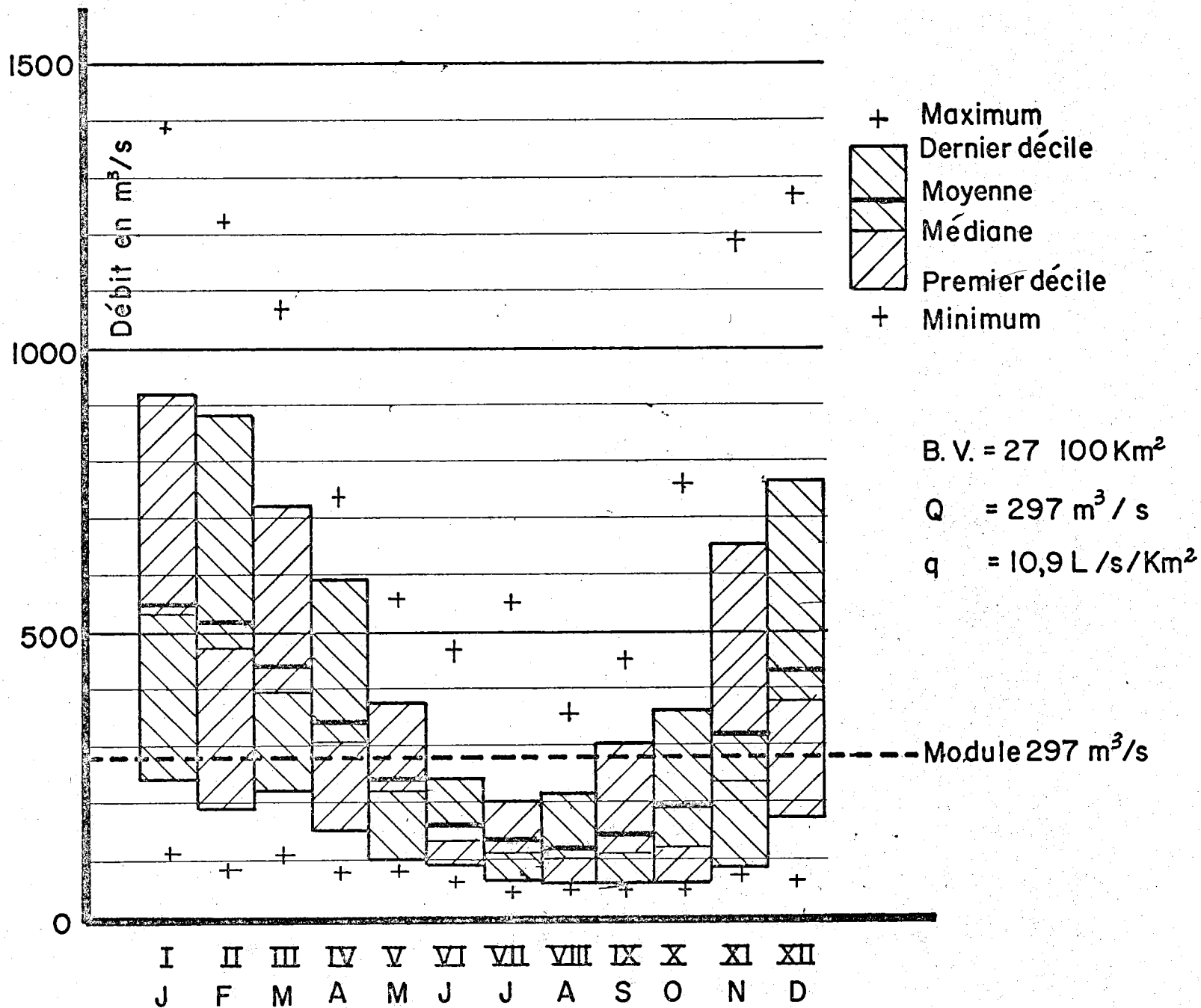


Fig. 9

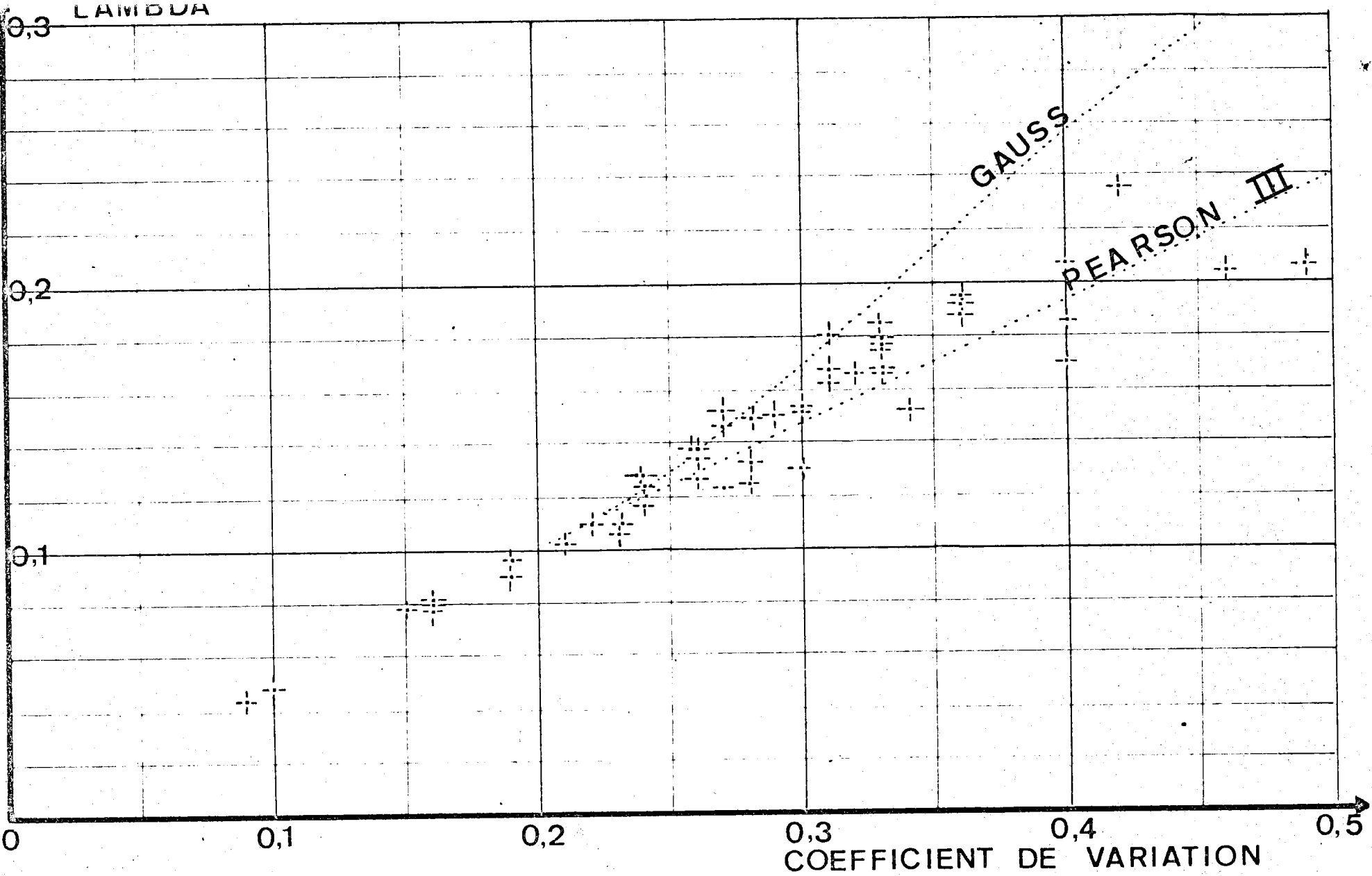
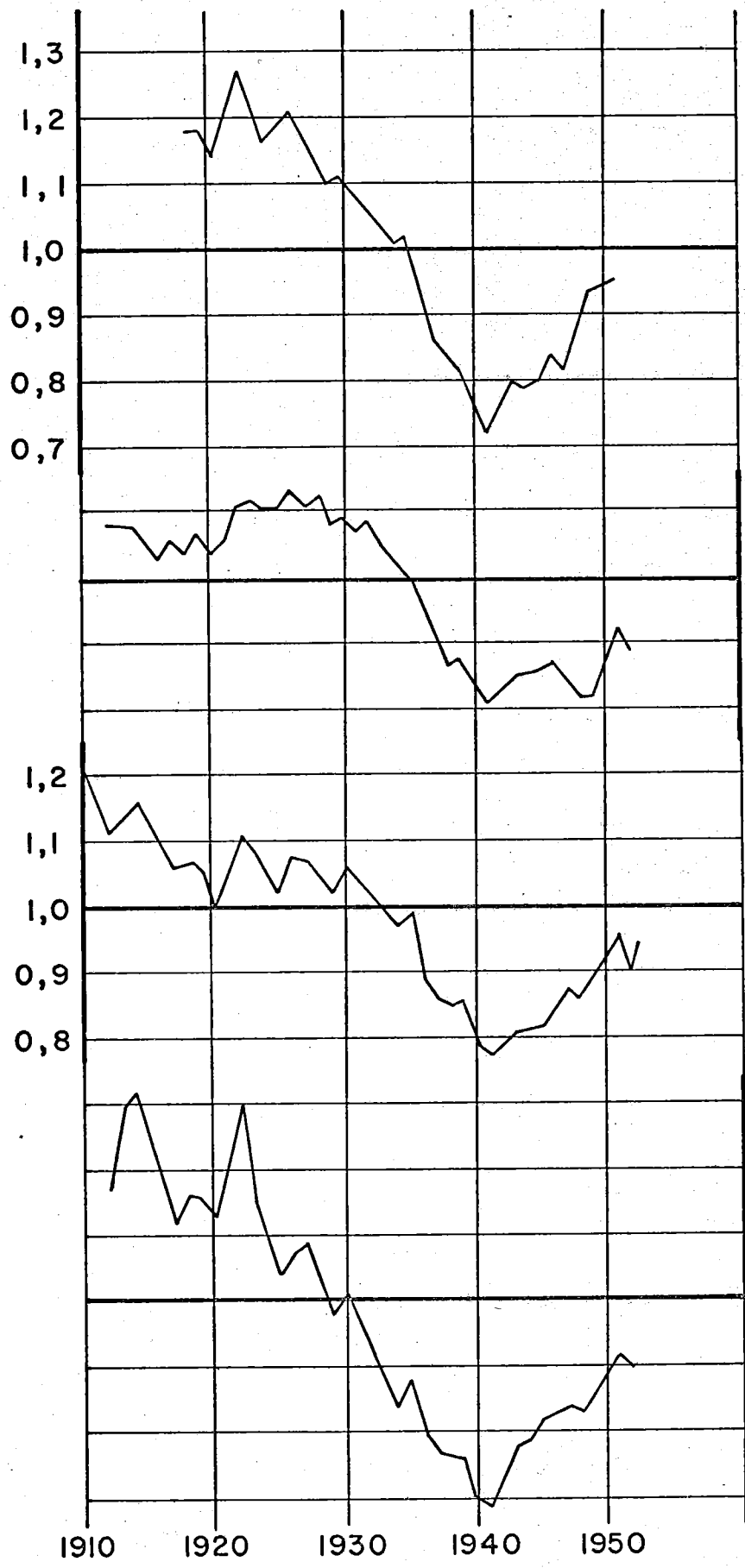


Fig. 10

Dordogne à Bort (110)



Rhone au Teil (490)

1,1 Durance à Ventavon (63)

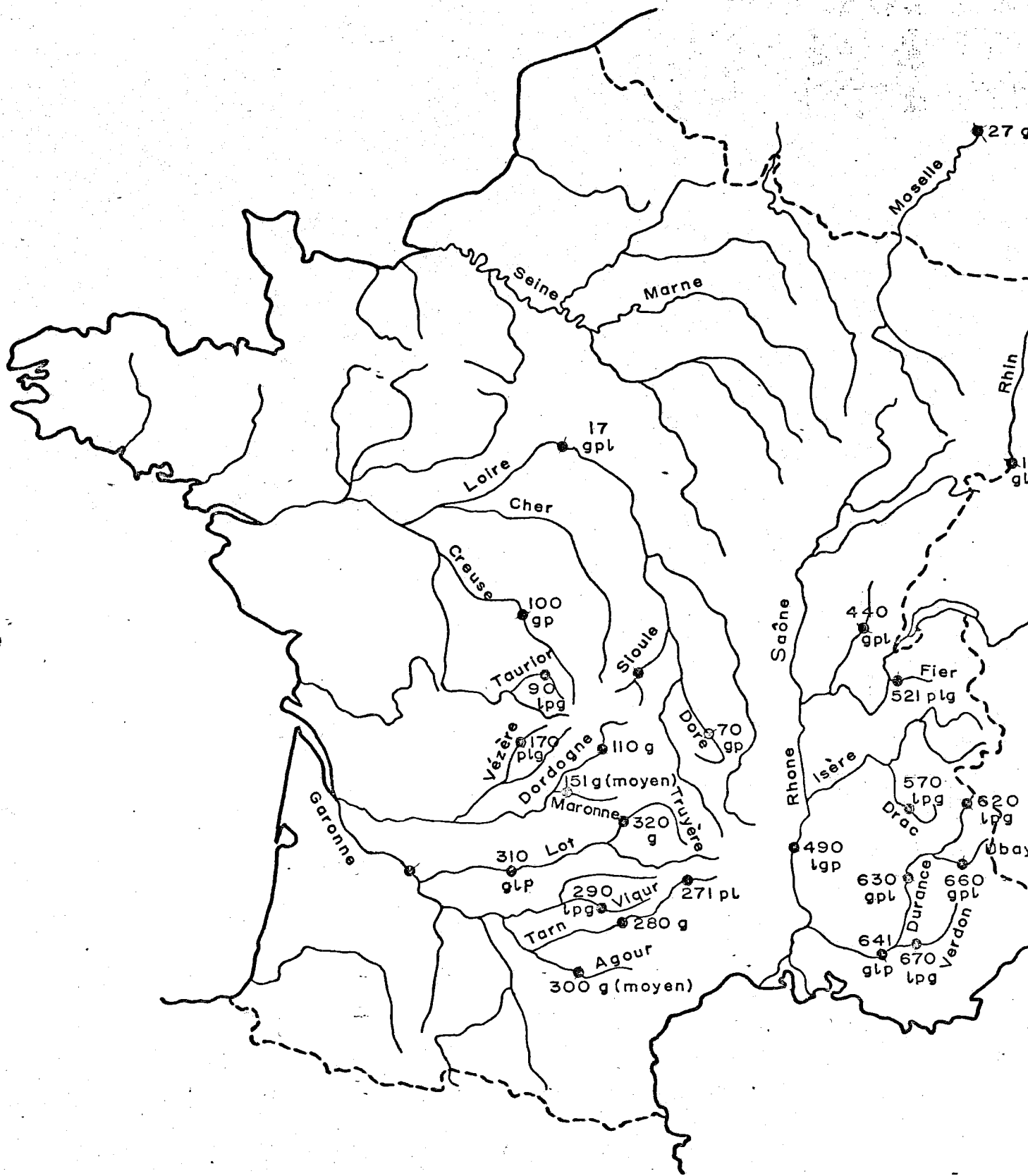
1,0
0,9
0,8

1,3 Fier à Vallières (52)

1,2
1,1
1,0
0,9
0,8
0,7

MOYENNES MOBILES DE 10 ANS

Fig. II

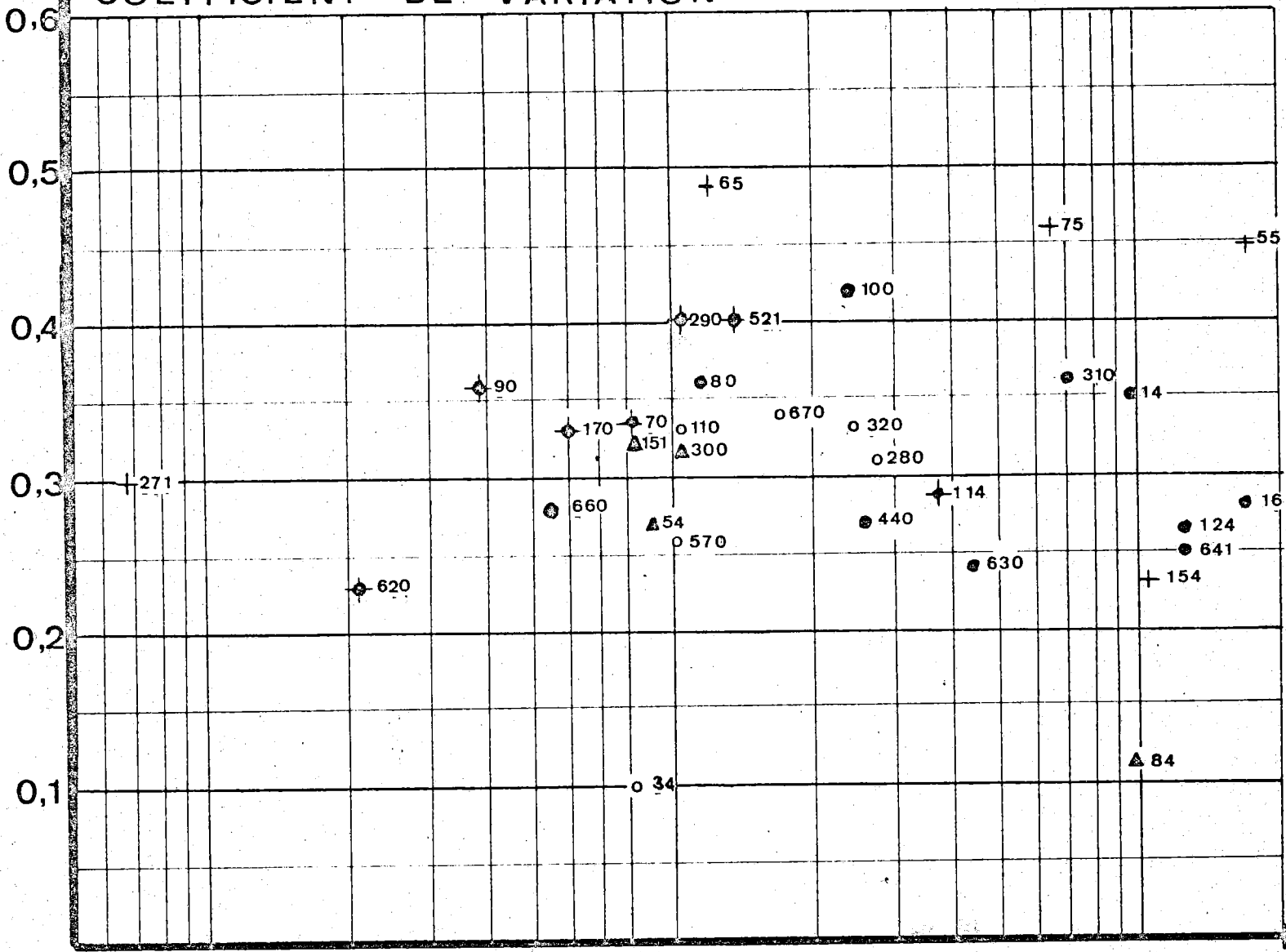


ADEQUATION AU SEUIL 10% DES MODULES PARTICULIERS AUX LOIS SUIVANTES :

- l : Loi de Galton
- g : Loi de Gauss
- p : Loi de Pearson 3

Fig. 12

COEFFICIENT DE VARIATION



ADEQUATION

Unique

- + PEARSON 3
- o GAUSS

Double dans l'ordre

- ◆ PEARSON 3 GAUSS
- GAUSS PEARSON 3

▲ Inadéquation à ces deux lois

BASSIN VERSANT EN KM².

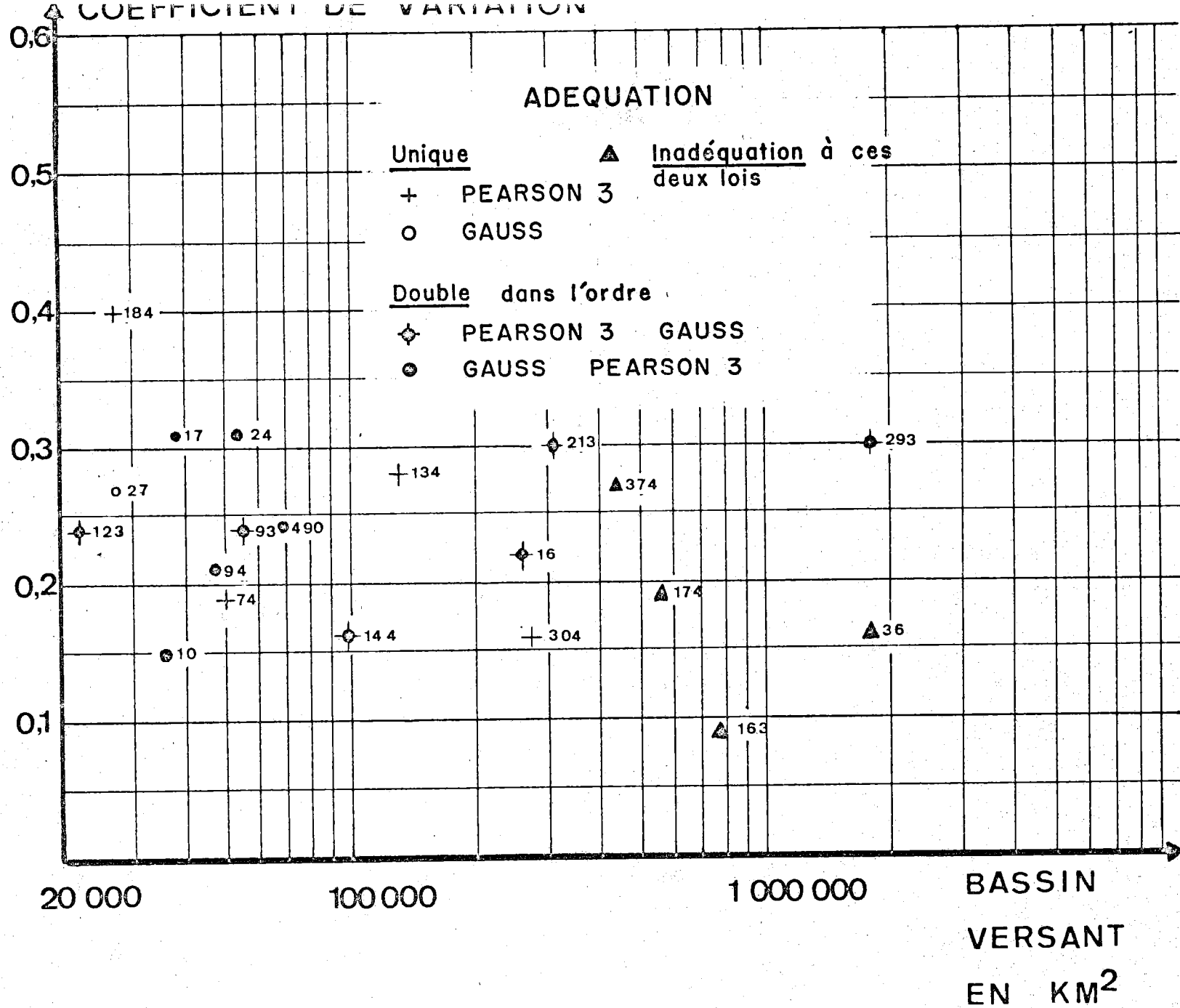


Fig. 14

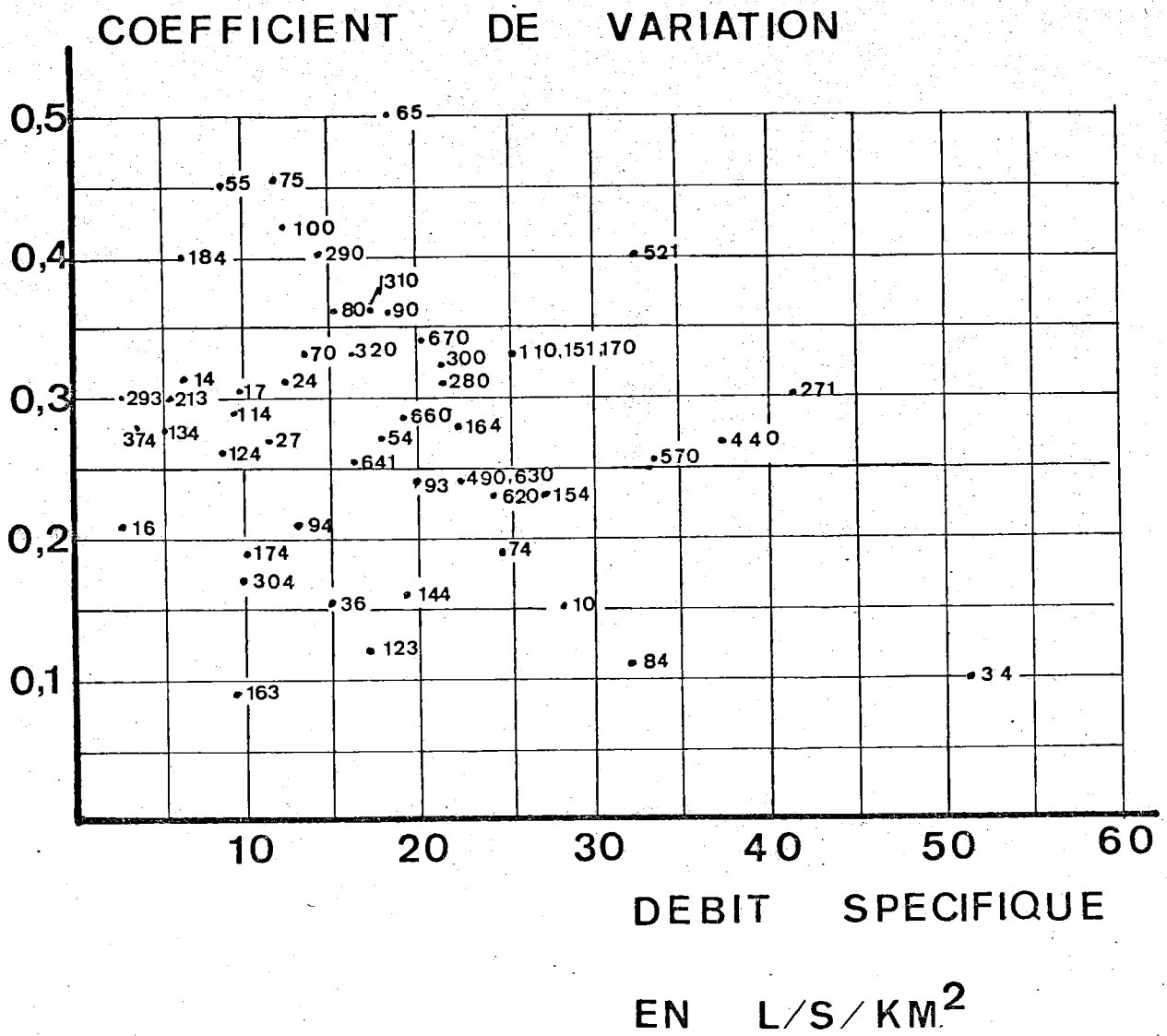


Fig. 15

Index des stations:

N.B. : Le dernier chiffre de chaque numéro détermine le groupe.

Numéros se terminant par 1 ou 0 :

10	Rhin à Rheinfelden
70	Dore à Giroux
80	Sioule à Pont du Bouchet
90	Taurion à Pontarion
100	Creuse à Eguzon
110	Dordogne à Bort
151	Maronne à Basteyroux
170	Vézère à Uzerche
271	Tarn à Fontchalettes
280	Tarn à Pinet
290	Viaur à Thuries
300	Agout à Clot
310	Lot à Cajarc
320	Truyère à Sarrans
440	Ain à Cize Bolozon
490	Rhone au Teil
521	Fier à Vallières
570	Drac au Sautet
620	Durance à la Vachette
630	Durance à Ventavon
641	Durance à Mirabeau
660	Ubaye à Barcelonnette
670	Verdon à Quinson

Numéros se terminant par 3 :

93	Tennessee à Chattanooga (USA)
123	Kanawha à Kanawhafalls "
163	St Laurent à Ogdensburg "
213	Mississippi à Keokuk "
293	Mississippi à St Louis "

Numéros se terminant par 4 :

14	Tamise à Teddington (Ang.)
24	Garonne à Mas d'Agenais (Fr.)
34	Rhone à Brigue (Sui.)
54	Birs à Muenchenstein (Sui.)
74	Rhin à Maxau (All.)
84	Inn à Reisach (All.)
94	Danube à Hofkirchen (All.)
114	Ems à Rheine (All.)
124	Weser à Hann Muenden (All.)
134	Elbe à Darchau (All.)
144	Danube à Vienne (Autr.)
154	Drau à Neubrück (Autr.)
164	Drina à Zvornik (Youg.)
174	Danube à Orshava (Roum.)
184	Mures à Arad (Roum.)
304	Neva à Petrokrepost (URSS)
374	Dnieper à Dnieperpetrovsk (URSS)

Numéros se terminant par 5 :

15	Avoca à Coonoorer Bridge (Aust.)
55	Goulburn à Murchison (Aust.)
65	Kiewa à Kiewa (Aust.)
75	Murray à Jingellic (Aust.)

Numéros se terminant par 6 :

16	Lac Victoria (Ouganda)
36	Nil à Assouan (Egypte)

Numéros se terminant par 7 :

17	Loire à Blois
27	Moselle à Cochem

RIVIERE	BASSIN	MODULE	GLOBAL	C. V.
	KM ²	M ³ /S	L/S/KM ²	
10 Rhin à Bâle	34 600	1 000	30	.15
30 Chalaux à Chaumeçon	98	2	23	.27
40 Blavet à Guerlédan	620	10.8	17	.30
27 Moselle à Cochem	27 000	297	11	.27
Meuse à Maastricht	21 400	295	13	.27
310 Seine à Paris	44 300	273	6	.36
17 Loire à Blois	38 200	360	94	.31
50 Loire à Bas en Basset	3 300	41	12	.33
60 Allier à Vieille Brioude	2 300	28	13	.41
70 Dore à Giroux	820	11	14	.31
80 Sigule à Pont du Bouchet	1 200	17	14	.38
90 Taurion à Pontarion	390	7.2	18	.33
100 Creuse à Eguzon	2 400	30	12	.42
110 Dordogne à Bort	1 010	25	25	.32
120 Dordogne à Argentat	4 400	108	23	.32
130 Dordogne à Domme Cénac	8 700	183	21	.33
170 Vézère à Uzerche	600	15	25	.32
180 Garonne à Valentine	2 200	60	24	.23
190 Garonne à Mas d'Agenais	52 000	615	11	.31
200 Salat à Kercabanac	380	16	43	.16
220 Ariège à Foix	1 340	41	29	.23
260 Nest de Clarabide à Lassoula	16	1	66	.20
271 Tarn à Fontchalettea	67	2.7	41	.31
280 Tarn à Pinet	2 700	58	21	.32
290 Viaur à Thuries	1 050	15	14	.37
310 Lot à Cajarc	7 000	126	18	.36
320 Truyère à Sarrans	2 400	40	15	.32

RIVIERE	BASSIN	MODULE	GLOBAL	C.V.
	KM ²	M ³ /S	L/S/KM ²	
340 Gave de Brousset aux Allias	61	3.5	59	.20
350 Gave d'Aspé à Pont d'Escot	425	23	54	.19
360 Gave d'Oloron à Oloron	1 085	47	43	.20
401 Nive de Béhérobie à St Jean Pied de Port	115	4.9	40	.18
412 Tech à Pas du Loup	236	3.6	14	.32
430 Ain à la Chartreuse de Vaucluse	1 200	38	34	.23
440 Ain à Cize Bolozon	2 600	95	37	.22
450 Doubs à Ocourt	1 200	33	27	.22
461 Rhone à Chancy	10 300	340	33	.12
470 Rhone à Génissiat	10 900	360	33	.12
490 Rhone au Teil	70 000	1 580	22	.21
500 Arve au Pont de Carouge	1 985	81	41	.17
521 Fier à Vallières	1 350	45	32	.29
530 Isère à Moutiers	907	29	32	.21
541 Isère à Beaumont	11 300	330	28	.22
550 Doron de Bozel à La Perrière	305	10.5	32	.11
570 Drac au Sautet	1 020	33	33	.29
590 Romanche au Chambon	220	7.8	35	.20
610 Drome à Luc en Diois	194	3.	16	.35
620 Durance à la Vachette	210	5.2	24	.24
630 Durance à Ventavon	4 215	97	22	.27
641 Durance à Cadarache	12 000	193	16	.32
660 Ubaye à Barcelonnette	550	11	19	.35
670 Verdon à Quinson	1 660	340	20	.36
680 Tinée au Bancairon	532	13	23	.26

N°	RIVIERE	STATION	PAYS	BASSIN	DEBIT	DEBIT	LAME	ALTITUDE	OBSERVATIONS
				EN KM ²	M ³ /S	L/S/KM ²	MM	+ MOY -	
10	RHIN	BALE	Suisse	35 900	1 026	28,5	900	3630,640,320	régime complexe niv-glaciaire de transition
70	DORE	GIROUX	France	823	11	13	423	1600,860,380	pluvial océanique, incidence nivale.
80	SIGOLE	PT DU BOUC- het	France	1 170	17	15	470	1550,790,480	pluvial océanique, incidence nivale.
90	TAURION	PONTARION	France	390	7	18	574	900,500,440	pluvial, océanique.
100	CREUSE	EGUZON	France	2 400	30	12	390	950,440,140	pluvial, océanique.
110	DORDOGNE	BORT	France	1 000	25	25	780	1900,820,420	pluvial océanique, incidence nivale.
151	MARONNE	BASTEYROUX	France	820	20	25	790	1700,660,180	pluvial océanique, incidence nivale.
170	VEZERE	UZERCHE	France	600	15	25	780	970,610,297	pluvial océanique, incidence nivale.
271	TARN	FONTCHALETES	France	67	2,7	41	200	1700,1300,900	pluvio nival, méditerranéen.
280	TARN	PINET	France	2 675	56	21	665	1700,800,300	pluvio nival, méditerranéen.
290	VIAUR	THURIES	France	1 050	15	14	450	1200,700,260	pluvial méditerranéen, été aride.
300	AGOUT	CLOT	France	1 028	19	21	660	1260,730,160	pluvio nival méditerranéen.
310	LOT	CAJARC	France	7 030	122	17	550	1858,345,145	pluvio nival, été aride.
320	TRUYERE	SARRANS	France	2 460	40	16	500	1858,1050,550	pluvio nival.

N°	RIVIERE	STATION	PAYS	BASSIN EN KM ²	DEBIT M ³ /S	DEBIT L/S/KM ²	LAME MM	ALTITUDE + MOY -	OBSERVATIONS
440	AIN	CIZE	France	2 600	95	37	1 200	1550,720,267	pluvio nival, atlant.
490	RHONE	TEIL	France	67 000	1 580	22	690	4807, ,63	pluvio nival glaciaire océanique.
521	FIER	VALLIERES	France	1 350	43	32	1 010	2650,950,295	nivo pluvial, atlantique.
570	DRAC	SAUTET	France	1 020	33	33	1 020	3650, ,650	nival de transition, tendance mediterran.
620	DURANCE	VACHETTE	France	210	5,1	24	770	3900,2200,1350	nival mitigé.
630	DURANCE	VENTAVON	France	4 200	97	22	700	3030,1960,600	nival de transition mediterranéen.
641	DURANCE	MIRABEAU	France	12 000	190	16	500	4100,1300,230	complexe nivo pluvial mediterranéen.
660	UBAYE	BARCELONNETTE	France	550	11	19	610	3400,2200,1133	nival de transition mediterranéen.
670	VERDON	QUINSON	France	1 660	33	20	630	3050,1200,370	nivo pluvial; mediter- ranéen.
93	TENNESSEE	CHATTANOOGA	USA	55 000	1 043	19	590		
123	KANAWHA	KANAWHA	USA	21 700	360	17	527		
163	ST LAURENT	OGDENSBURG	USA	764 000	6 800	8,9	281		
213	MISSISSIPI	KEOKUK	USA	308 000	1 730	5,6	177		

N°	RIVIERE	STATION	PAYS	BASSIN	DEBIT	DEBIT	LAME	ALTITUDE		OBSERVATIONS
				EN KM ²	M ³ /S	L/S/KM ²	MM	+ MOY	-	
293	MISSISSIPI	ST LOUIS	USA	1 820 000	4 960	2,7	86			
14	TAMISE	TEDDINGTON	G.B.	9 900	63	6,4	202			
24	GARONNE	MAS D'AGE- NAIS	France	52 000	630	12,3	390			
34	RHONE	BRIGUE	Suisse	818	42	51	1 620			
54	BIRS	MUENCHEN- STEIN	Suisse	900	15	17	523			
74	RHIN	MAXAU	Allemagne	49 500	1 210	24	768			
84	INN	REISACH	Allemagne	9 630	310	32	1 012			
94	DANUBE	HOFKIRCHEN	Allemagne	46 700	630	13	420			
114	EMS	RHEINE	Allemagne	3 680	33	8,9	280			
124	WESER	HANNMUENDEN	Allemagne	12 300	104	8,5	266			
134	ELBE	DARCHAU	Allemagne	130 000	683	5,2	165			
144	DANUBE	VIENNE	Autriche	100 000	1 920	19	602			
154	DRAU	NEUBRUCKE	Autriche	10 400	284	27	860			

N°	RIVIERE	STATION	PAYS	BASSIN	DEBIT	DEBIT	LAME	ALTITUDE	OBSERVATIONS
				EN KM ²	M ³ /S	L/SKM ²	MM	+ MOY -	
164	DRINA	ZVORNIK	Yougoslavie	17 000	382	22	700		
174	DANUBE	ORSHAVA	Roumanie	560 000	5 400	9,6	302		
184	MURES	ARAD	Roumanie	27 000	167	6,2	195		
304	NEVA	PETROKREPOST	URSS	272 000	2 590	9,5	300		
374	DNIEPER	DNIEPER- PETROVSK	URSS	417 000	1 610	3,8	122		
15	AVOCA	COORONEER	Australie	2 590	2,2	0,84	26		
55	GOULBURN	MURCHISON	Australie	10 700	90	8,4	264		
65	KIEWA	KIEWA	Australie	1 165	21	18	558		
75	MURRAY	JINGELLIC	Australie	6 500	76	12	365		
16	LAC VICTORIA	Sortie	Ouganda	-258 000	662	2,6	81		
36	NIL	ASSOUAN	Egypte	1 800 000	2 650	14,4	454		
17	LOIRE	BLOIS	France	38 180	358	9,4	290		
27	MOSELLE	COCHEM	Allemagne	27 000	297	11	335		

RIVIERE	PERIODE	Origine annuelle	C. V.	L'AMBDA	MOYENNE				C. S.	DECILES			$D = \frac{Q_9}{Q_1}$	$E = \frac{Q_4 \cdot Q_5}{Q_2}$
					harmoni- nique	geome- trique	quadra- tique	quadra- tique inverse		Q ₁	Q ₅	Q ₉		
RHIN à Bale	1808, 1962	Mars	0,15	0,078	1,00	1,01	1,04	0,99	0,007	0,83	1,0	1,25	1,50	1,00
DORE à Giroux	1919, 1962	Mars	0,33	0,167	0,89	0,95	1,05	0,84	0,05	0,57	1,0	1,40	2,46	0,80
SIOULE à Pt Bouchet	1918, 1962	Fév.	0,36	0,191	0,86	0,93	1,06	0,78	0,02	0,55	1,0	1,46	2,65	0,80
TAURION à Pontarion	1919, 1962	Mars	0,36	0,193	0,86	0,93	1,06	0,78	0,002	0,50	0,9	1,46	2,92	0,76
CREUSE à Eguzon	1919, 1962	Mars	0,42	0,237	0,79	0,90	1,08	0,69	-0,003	0,40	1,05	1,51	3,77	0,57
DORDOGNE à Bort	1918, 1962	Mars	0,33	0,179	0,88	0,95	1,06	0,82	-0,009	0,50	1,05	1,47	2,94	0,68
MARONNE à Basteyroux	1918, 1962	Mars	0,33	0,183	0,88	0,94	1,06	0,80	-0,01	0,54	1,04	1,45	2,68	0,74
VEZERE à Uzerche	1918, 1962	Mars	0,33	0,176	0,88	0,94	1,05	0,82	0,02	0,49	1,00	1,47	3,00	0,72
TARN à Fon- tchalettes	1918, 1962	Déc.	0,30	0,125	0,93	0,96	1,04	0,90	0,04	0,67	0,93	1,29	1,92	1,00
TARN à Pinet	1913, 1962	Jan.	0,31	0,167	0,89	0,95	1,05	0,83	0,04	0,59	1,01	1,33	2,25	0,78
VIAUR à Thuries	1920, 1962	Mars	0,40	0,209	0,83	0,91	1,07	0,740	0,06	0,47	0,94	1,52	2,66	0,81
AGOUT à Clot	1918, 1955	Jan.	0,32	0,164	0,91	0,97	1,07	0,86	0,03	0,57	1,04	1,35	2,36	0,71
LOT à Cajarc	1913, 1962	Mars	0,36	0,188	0,86	0,94	1,07	0,79	0,07	0,48	0,99	1,47	3,06	0,71
TRUYERE à Sarrans	1917, 1962	Mars	0,33	0,178	0,88	0,94	1,05	0,81	0,007	0,53	1,01	1,38	2,60	0,73

RIVIERE	P. PERIODE	Origine annuelle	C. V.	L'AMBDA	harmonic	MOYENNE			C. S.	DECILES			$D = \frac{Q_9}{Q_1}$	$E = \frac{Q_9}{Q_5^2}$
						géomé-	quadra-	quadra-		Q ₁	Q ₅	Q ₉		
AIN à Cize	1923, 1962	Mars	0,27	0,123	0,93	0,96	1,03	0,90	0,09	0,68	0,97	1,37	2,01	1,00
RHONE au Teil	1910, 1962	Mars	0,24	0,126	0,93	0,97	1,03	0,90	0,003	0,68	1,00	1,31	1,92	0,89
FIER à Vallières	1912, 1962	Mars	0,40	0,170	0,87	0,93	1,08	0,82	0,36	0,58	0,98	1,50	2,59	0,89
DRAC au Sautet	1920, 1962	Oct.	0,26	0,137	0,90	0,94	1,01	0,86	0,02	0,60	1,00	1,28	2,13	0,77
DURANCE à la Vachette	1917, 1962	Mai	0,23	0,110	0,95	0,98	1,03	0,93	0,05	0,75	1,00	1,37	1,82	1,03
DURANCE à Ventavon	1912, 1962	Mai	0,240	0,122	0,94	0,97	1,03	0,91	0,02	0,73	0,97	1,35	1,84	1,04
DURANCE à Mirabeau	1904, 1962	Mars	0,26	0,126	0,92	0,95	1,02	0,89	0,09	0,70	0,95	1,24	1,77	0,96
DAYE à Barcelonnette	1917, 1956	Sept.	0,28	0,149	0,91	0,96	1,04	0,86	0,03	0,61	0,97	1,32	2,16	0,84
VERDON à Quinson	1906, 1962	Sept.	0,34	0,151	0,92	0,97	1,08	0,88	0,21	0,60	0,97	1,52	2,53	0,94
TENNESSEE à Chattanooga	1874, 1956	Oct.	0,24	0,124	0,94	0,97	1,03	0,91	0,01	0,67	1,00	1,31	1,96	0,88
KANAWHA à Kanawhafalls	1877, 1957	Oct.	0,24	0,116	0,94	0,97	1,03	0,92	0,06	0,70	0,98	1,35	1,93	0,98
ST LAURENT à Ogdensburg	1860, 1957	Oct.	0,09	0,044	0,99	0,99	1,00	0,99	-0,01	0,89	1,00	1,12	1,26	1,00
MISSISSIPPI à Keokuk	1878, 1957	Oct.	0,30	0,151	0,91	0,96	1,04	0,86	0,07	0,67	0,98	1,36	2,03	0,95

RIVIERE	PERIODE	Origine annuelle	C. V.	L'AMBDA	MOYENNE				C. S.	DECILES			$D = \frac{Q_9}{Q_1}$	$E = \frac{Q_9}{Q_5^2}$
					harmoni- que	geome- trique	quadra- tique	quadra- tique inverse		Q ₄	Q ₅	Q ₉		
MISSISSIPI à St Louis	1861, 1957	Oct.	0,30	0,154	0,90	0,95	1,04	0,85	0,05	0,65	0,97	1,43	2,20	0,99
TAMISE à Teddington	1883, 1964	Mars	0,33	0,166	0,89	0,94	1,05	0,83	0,07	0,60	1,01	1,36	2,27	0,80
GARONNE au Mas d'Agénès	1913, 1963	Oct.	0,31	0,180	0,86	0,93	1,03	0,75	0,01	0,65	0,99	1,37	2,10	0,89
RHONE à Brigue	1916, 1957	Oct.	0,10	0,048	0,99	0,99	1,00	0,98	0,01	0,88	0,99	1,11	1,26	0,98
BIRS à Münchenstein	1916, 1957	Oct.	0,27	0,146	0,91	0,96	1,03	0,87	0,02	0,65	1,07	1,36	2,10	0,78
RHIN à Maxau	1900, 1955	Oct.	0,19	0,096	0,96	0,98	1,02	0,94	0,01	0,78	0,97	1,25	1,60	1,04
INN à Reisach	1900, 1955	Oct.	0,11	0,053	0,99	0,99	1,00	0,98	0,00	0,87	0,98	1,12	1,28	1,02
DANUBE à Hofkirchen	1900, 1955	Oct.	0,21	0,102	0,96	0,98	1,02	0,93	0,03	0,77	0,97	1,23	1,59	1,02
EMS à Rheine	1900, 1955	Oct.	0,29	0,150	0,91	0,96	1,04	0,86	0,02	0,64	1,00	1,33	2,07	0,85
WESER à Hannmuenden	1900, 1955	Oct.	0,26	0,134	0,93	0,97	1,03	0,89	0,00	0,67	1,02	1,29	1,92	0,84
ELBE à Darchau	1900, 1955	Oct.	0,28	0,124	0,93	0,96	1,03	0,90	0,14	0,71	0,97	1,33	1,87	0,96
DANUBE à Vienne	1893, 1957	Oct.	0,16	0,080	0,98	0,99	1,01	0,96	0,01	0,81	0,99	1,23	1,51	1,01
DRAU à Neubrück	1901, 1956	Oct.	0,23	0,106	0,95	0,97	1,02	0,93	0,08	0,75	0,96	1,28	1,70	1,00

RIVIERE	PERIODE	Origine annuelle	C. V.	L'AMBOA	MOYENNE				C. S.	DECILES			$D = \frac{Q_9}{Q_1}$	$E = \frac{Q_9}{Q_5^2}$
					Harmonique	géométrique	quadratique	quadratique inverse		Q ₁	Q ₅	Q ₉		
DRINA à Zvornik	1890.1957	Oct.	0,28	0,132	0.93	0.96	1.02	0.89	0.10	0.66	0.93	1.33	2.01	0.88
DANUBE à Orshava	1837.1957	Oct.	0.19	0.090	0.96	0.98	1.02	0.94	0.02	0.79	0.99	1.25	1.58	0.98
MURES à Arad	1876.1957	Oct.	0.40	0.185	0.85	0.92	1.08	0.79	0.22	0.51	0.91	1.59	3.04	0.95
NEVA à Petrokrepos	1859.1937	Oct.	0.16	0.080	0.97	0.99	1.01	0.96	0.03	0.78	1.00	1.27	1.63	0.99
DNIEPER à Dnieperpetrovsk	1881.1957	Oct.	0.27	0.138	0.92	0.96	1.04	0.88	0.04	0.66	0.99	1.39	2.11	0.94
AVOCA à Coonorecr	1889.1948	Oct.	0.82	0.447	0.35	0.64	1.32	0.22	0.51	0.10	0.79	2.15	21.50	0.34
GOULBURN à Murchison	1881.1957	Oct.	0.45	0.216	0.80	0.90	1.10	0.71	0.28	0.50	0.90	1.58	3.16	0.82
KIEWA à Kiewa	1885.1957	Oct.	0.49	0.206	0.82	0.91	1.13	0.73	0.52	0.55	0.90	1.53	2.78	1.04
MURRAY à Jingellic	1890.1957	Oct.	0.46	0.204	0.82	0.90	1.10	0.73	0.37	0.52	0.85	1.48	2.85	1.07
LAC VICTORIA	1898.1957	Oct.	0.22	0.105	0.95	0.98	1.02	0.93	0.04	0.74	0.90	1.27	1.72	0.98
NIL à Assouan	1903.1957	Oct.	0.16	0.080	0.98	0.98	1.01	0.96	0.01	0.83	0.99	1.23	1.48	1.04
LOIRE à Blois	1863.1962	Mars	0.31	0.162	0.90	0.95	1.05	0.84	0.03	0.57	1.00	1.39	2.44	0.79
MOSELLE à Cochem	1901.1962	Mars	0.27	0.151	0.92	0.97	1.05	0.87	-0.03	0.61	1.05	1.33	2.18	0.74

	Blavet à Guarladan	Chaloux	Rhin	Moselle	Meuse	Seine	Loire	Taurion	Dordogne	Garonne	Ariège	Viaur	Gave de Brousset	Tech	Doubs	Rhone	Arve	Isère	Doron de Bozel	Drac	Durance Vachette	Durance Cadarache
Chaloux, Chaumeçon	.65																					
Rhin, Bale	.31	.65																				
Moselle, Cochem	.24	.54	.63																			
Meuse, Maastricht	.26	.51	.52	.93																		
Seine, Paris	.43	.85	.63	.76	.69																	
Loire, Blois	.55	.87	.66	.55	.44	.87																
Taurion, Pontarion	.59	.85	.66	.44	.39	.86	.87															
Dordogne, Bort	.77	.85	.59	.35	.28	.73	.86	.88														
Garonne, Mas d'Agenais	.65	.66	.50	.45	.35	.68	.82	.70	.84													
Ariège, Foix	.33	.61	.53	.41	.31	.55	.63	.56	.57	.59												
Viaur, Thuries	.65	.63	.56	.42	.34	.62	.80	.68	.81	.94	.54											
Gave de Brousset, Allias	.64	.58	.37	.39	.31	.60	.65	.70	.79	.75	.62	.63										
Tech, Pas du Loup	.18	.03	.11	.01	.02	.05	.02	.06	.48	.40	.28	.48	.01									
Doubs, Ocourt	.56	.78	.67	.36	.31	.55	.60	.64	.68	.38	.45	.47	.32	.02								
Rhone, Teil	.71	.84	.76	.54	.41	.73	.80	.79	.87	.75	.55	.74	.63	.17	.80							
Arve, Carouge	.72	.74	.70	.49	.43	.66	.66	.78	.80	.60	.50	.67	.64	.04	.80	.88						
Isère, Pizanco	.69	.62	.73	.62	.50	.63	.63	.66	.74	.70	.40	.73	.60	.22	.64	.90	.90					
Doron de Bozel, Ferrière	.51	.21	.33	.46	.42	.29	.08	.28	.33	.33	.24	.27	.49	.15	.28	.50	.62	.71				
Drac, Sautet	.78	.54	.51	.45	.31	.52	.59	.59	.73	.70	.36	.67	.70	.20	.49	.83	.80	.92	.67			
Durance, Vachette	.59	.38	.41	.47	.37	.48	.55	.51	.60	.69	.29	.69	.65	.18	.34	.68	.66	.81	.58	.88		
Durance, Cadarache	.78	.32	.13	.20	.12	.25	.35	.33	.57	.57	.15	.50	.57	.21	.29	.61	.54	.68	.57	.88	.78	
Tamise, Paddington	.88	.46	.24	.22	.21	.35	.44	.53	.68	.59	.33	.54	.69	.16	.34	.60	.62	.64	.58	.73	.52	.74

CORRELATION DES MODULES PARTICULIERS
DE 1940 A 1961.

N°	RIVIERE	nombre d'années	1° LIGNE : COEFFICIENT MENSUEL DE DEBIT.												LAME MM	MODULE EN M ³ /S
			Jan.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Aout	Sept	Oct.	Nov.	Déc.		
17	LOIRE à Blois	100	1.49 0.48	1.58 0.52	1.55 0.48	1.36 0.54	1.03 0.57	0.76 0.63	0.47 0.60	0.33 0.68	0.37 0.86	0.64 0.89	1.11 0.70	1.36 0.59	290	357
14	Tarnise à Teddington	182	1.83 0.50	1.79 0.51	1.49 0.55	1.10 0.47	0.81 0.50	0.59 0.56	0.43 0.40	0.40 0.48	0.42 0.58	0.62 0.77	1.12 0.70	1.48 0.58	202	63
10	RHIN à Bale	155	0.68 0.37	0.68 0.34	0.78 0.29	0.97 0.25	1.23 0.22	1.52 0.22	1.52 0.23	1.33 0.25	1.11 0.30	0.91 0.31	0.81 0.37	0.74 0.34	768	1 000
27	MOSELLE à Cochem	62	1.86 0.49	1.75 0.52	1.50 0.45	1.14 0.499	0.81 0.48	0.54 0.44	0.46 0.62	0.41 0.56	0.46 0.61	0.64 0.79	1.10 0.76	1.47 0.56	335	297
490	RHONE au Teil	53	1.08 0.46	1.11 0.44	1.11 0.43	1.06 0.41	1.06 0.36	1.13 0.33	0.94 0.32	0.80 0.34	0.78 0.41	0.80 0.51	1.13 0.57	1.01 0.51	690	1 580
630	DURANCE à Ventavon	51	0.44 0.42	0.47 0.40	0.65 0.33	1.03 0.31	1.94 0.36	2.39 0.38	1.31 0.42	0.79 0.32	0.76 0.29	0.83 0.53	0.83 0.66	0.55 0.38	700	97
440	AIN à Cize Dolozon	40	1.29 0.54	1.37 0.71	1.62 0.54	1.13 0.49	0.83 0.62	0.74 0.61	0.51 0.78	0.57 0.89	0.72 0.78	0.91 0.89	1.46 0.74	1.23 0.60	1 200	96
521	PIER à Vallières	51	0.95 0.66	1.09 0.66	1.24 0.62	1.52 0.63	1.31 0.59	1.01 0.68	0.61 0.80	0.58 1.16	0.71 0.79	0.86 0.90	1.22 0.76	0.91 0.69	1 010	43
670	VERDON à Quinson	57	0.90 0.61	0.94 0.57	1.25 0.45	1.35 0.43	1.70 0.44	1.22 0.57	0.56 0.54	0.34 0.30	0.39 0.42	0.77 0.85	1.38 0.88	1.20 0.64	630	33
620	DURANCE à la Vichette	46	0.45 0.30	0.43 0.28	0.49 0.29	0.90 0.33	2.08 0.36	2.69 0.38	1.47 0.40	0.82 0.28	0.76 0.28	0.78 0.40	0.65 0.38	0.49 0.25	770	5.2
660	UBAYE à Barcelette	40	0.28 0.48	0.25 0.45	0.43 0.48	1.05 0.44	2.31 0.37	3.10 0.47	1.51 0.70	0.68 0.52	0.64 0.48	0.72 0.63	0.65 0.73	0.36 0.51	610	10.8
70	LORE à Caroux	44	1.41 0.42	1.54 0.49	1.52 0.54	1.27 0.70	1.09 0.68	0.96 0.81	0.49 0.76	0.38 0.95	0.41 0.84	0.61 0.87	1.09 0.63	1.24 0.57	423	11.1
80	STOULE à Pont du Bouchet	45	1.48 0.44	1.56 0.52	1.42 0.56	1.24 0.60	1.10 0.66	0.77 0.79	0.46 0.84	0.36 0.88	0.42 0.74	0.67 0.80	1.17 0.68	1.37 0.66	470	17.4
90	TAURION à Pontarion	44	1.62 0.53	1.68 0.50	1.39 0.61	1.19 0.70	1.01 0.53	0.73 0.57	0.52 0.84	0.36 0.68	0.37 0.69	0.62 1.00	1.13 0.71	1.39 0.63	574	7.1

N°	RIVIERE	nombre d' années	1° LIGNE: COEFFICIENT MENSUEL DE DEBIT.												LAME MM	MODULE EN M ³ /S
			2° LIGNE: COEFFICIENT DE VARIATION.													
			Jan.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Aout	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.		
100	CREUSE à Euzon	44	1.74 0.50	1.94 0.53	1.56 0.63	1.20 0.73	0.98 0.72	0.65 0.87	0.39 1.22	0.22 0.97	0.23 0.86	0.54 1.42	1.15 0.89	1.42 0.74	390	30.1
110	DORDOGNE à Bort	45	0.97 0.47	0.51 0.52	1.41 0.60	1.29 0.65	0.96 0.56	0.70 0.67	0.45 0.79	0.42 0.82	0.47 0.73	0.70 0.81	1.25 0.61	1.38 0.60	780	24.9
151	MARONNE à Basteyroux	45	1.56 0.49	1.61 0.57	1.42 0.65	1.28 0.69	0.94 0.56	0.67 0.75	0.37 0.91	0.33 0.88	0.40 1.02	0.63 0.97	1.29 0.69	1.51 0.63	790	20.4
170	VEZERE à Uzerche	45	1.57 0.53	1.65 0.50	1.34 0.60	1.16 0.59	0.92 0.50	0.67 0.53	0.51 0.66	0.42 0.65	0.45 0.63	0.70 1.15	1.18 0.69	1.43 0.57	780	14.9
271	TARN à Pontchalettes	45	1.09 0.76	0.99 0.64	1.62 0.60	1.65 0.49	1.29 0.60	0.53 0.73	0.21 0.80	0.11 0.78	0.23 0.96	1.07 1.02	1.61 0.64	1.55 0.65	1 200	2.7
280	TARN au Pinet	50	1.28 0.77	1.20 0.52	1.70 0.69	1.30 0.51	1.11 0.64	0.61 0.59	0.35 0.48	0.27 0.42	0.36 0.65	0.79 1.18	1.35 0.66	1.67 0.73	665	56.5
290	VIAUR à Thuries	43	1.84 0.59	1.98 0.30	1.74 0.70	1.46 0.74	1.07 0.70	0.55 0.91	0.21 1.12	0.12 1.07	0.15 0.97	0.31 1.20	0.86 0.76	1.74 0.75	450	15.1
300	AGOUT à Clot	38	1.57 0.48	1.68 0.50	1.69 0.68	1.39 0.49	1.21 0.58	0.67 0.55	0.38 0.74	0.24 0.52	0.27 0.51	0.45 0.80	0.92 0.57	1.82 0.66	660	22.1
310	LOT à Cajarc	50	1.62 0.62	1.63 0.57	1.76 0.69	1.39 0.64	0.97 0.67	0.61 0.78	0.27 0.70	0.19 0.89	0.27 0.82	0.50 0.66	1.15 0.66	1.65 0.74	550	122
320	TRUYERE à Sarrans	46	1.59 0.62	1.57 0.62	1.80 0.60	1.47 0.65	0.99 0.62	0.64 0.79	0.30 0.81	0.20 0.78	0.30 0.91	0.56 1.04	1.20 0.59	1.50 0.67	500	39.5
570	DRAC au Sautet	43	0.50 0.59	0.54 0.55	0.86 0.37	1.30 0.31	1.86 0.31	1.92 0.43	1.07 0.46	0.63 0.43	0.72 0.47	0.94 0.60	1.02 0.35	0.63 0.44	1 020	33.3
641	DURANCE à Jouques	59	0.79 0.57	0.88 0.54	1.12 0.46	1.29 0.42	1.63 0.37	1.52 0.42	0.76 0.44	0.46 0.40	0.50 0.37	0.83 0.70	1.25 0.67	0.99 0.71	500	192

N°	RIVIERE	NOMBRE D'ANNEES	1° LIGNE: COEFF. DE CORRELATION LINEAIRE (1)													
			2° LIGNE: COEFF. DE CORRELATION LOGARITHMIQUE (1)													
			JAN.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Aout	Sept	Oct.	Nov.	Déc.	MIN.	MAX.
100	CREUSE à Eguzon	44	.38	.16	.30	.70	.46	.20	.71	.73	.39	.58	.73	.47	.16	.73
			.35	.32	.55	.77	.64	.51	.75	.82	.68	.74	.76	.61	.32	.82
110	DORDOGNE à Bort	45	.21	.22	.34	.68	.57	.32	.51	.70	.45	.60	.53	.42	.21	.68
			.17	.28	.52	.74	.59	.51	.62	.76	.61	.63	.59	.39	.17	.76
151	MARONNE à Basteyroux	45	.18	.20	.39	.60	.54	.11	.33	.57	.37	.48	.50	.36	.11	.60
			.13	.25	.59	.65	.58	.31	.45	.69	.52	.56	.53	.39	.13	.69
170	VEZERE & Uzerche	45	.36	.34	.41	.63	.52	.31	.50	.84	.53	.58	.62	.50	.31	.84
			.34	.45	.58	.70	.53	.49	.72	.79	.66	.68	.66	.54	.34	.79
271	TARN à Pontchalettes	45	.48	.23	.42	.52	.45	.42	.43	.18	.38	.23	-.01	.32	-.01	.52
			.58	.37	.54	.48	.45	.49	.51	.20	.63	.50	.20	.31	.20	.63
280	TARN à Pinet	50	.47	.33	.46	.51	.59	.61	.75	.37	.51	.56	-.10	.14	-.10	.75
			.53	.42	.61	.59	.69	.69	.79	.47	.53	.57	.39	.32	.32	.79
290	VIAUR à Thuries	43	.41	.35	.40	.65	.70	.65	.50	.52	.29	.54	.56	.32	.29	.70
			.49	.45	.71	.74	.76	.74	.71	.71	.59	.69	.65	.48	.45	.74
300	AGOUT à Clot	38	.46	.49	.44	.56	.67	.77	.69	.32	.32	.58	.49	.28	.28	.77
			.61	.56	.61	.69	.67	.87	.67	.46	.49	.69	.61	.50	.46	.87
310	LOT à Cajarc	50	.35	.18	.38	.53	.72	.49	.52	.52	.11	.47	.60	.39	.11	.72
			.39	.35	.61	.69	.74	.57	.28	.83	.17	.59	.59	.44	.17	.83
320	TRUYERE à Sarrans	46	.34	.16	.42	.60	.68	.48	.53	.74	.34	.41	.53	.28	.16	.74
			.39	.29	.59	.70	.69	.58	.64	.67	.63	.56	.54	.32	.29	.70
570	DRAC au Sautet	43	.76	.38	.62	.69	.57	.83	.56	.38	.61	.45	.45	.69	.38	.83
			.71	.49	.64	.68	.64	.81	.65	.40	.62	.50	.62	.71	.40	.81
641	DURANCE à Jouques	59	.60	.50	.63	.66	.63	.72	.56	.52	.63	.54	.46	.40	.40	.72
			.61	.56	.71	.70	.68	.72	.65	.52	.66	.61	.65	.55	.52	.72

N°	RIVIERE	NOMBRE D'ANNEES	1° LIGNE: COEFF. DE CORRELATION LINEAIRE (1)													2° LIGNE: COEFF. DE CORRELATION LOGARITHMIQUE (1)	
			Jan.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Aout	Sept	Oct.	Nov.	Déc.	MIN.	MAX.	
17	LOIRE à Blois	100	0.38 0.40	0.25 0.38	0.44 0.55	0.58 0.65	0.66 0.69	0.52 0.62	0.55 0.69	0.41 0.65	0.40 0.58	0.54 0.66	0.67 0.72	0.43 0.47	0.25 0.38	0.67 0.72	
14	TAMISE à Teddington	82	0.55 0.620	0.47 0.55	0.77 0.77	0.60 0.74	0.69 0.79	0.69 0.77	0.67 0.80	0.66 0.80	0.56 0.67	0.54 0.66	0.56 0.69	0.64 0.73	0.47 0.55	0.77 0.85	
10	RHIN à Bale	155	0.48 0.52	0.37 0.43	0.55 0.59	0.58 0.60	0.66 0.68	0.64 0.66	0.65 0.69	0.66 0.68	0.59 0.64	0.57 0.60	0.59 0.60	0.58 0.63	0.37 0.43	0.66 0.69	
27	MOSELLE à Cochem	62	0.14 0.21	0.11 0.19	0.34 0.42	0.42 0.53	0.32 0.45	0.29 0.47	0.56 0.65	0.69 0.77	0.39 0.64	0.66 0.69	0.34 0.51	0.31 0.39	0.11 0.19	0.69 0.77	
490	RHONE au Teil	53	0.39 0.33	0.22 0.31	0.50 0.60	0.73 0.78	0.57 0.62	0.66 0.74	0.67 0.72	0.72 0.70	0.34 0.52	0.68 0.72	0.67 0.65	0.49 0.48	0.22 0.31	0.73 0.78	
630	DURANCE à Ventavon	51	0.95 0.93	0.87 0.85	0.77 0.79	0.23 0.19	0.49 0.39	0.73 0.75	0.76 0.72	0.52 0.52	0.45 0.58	0.73 0.79	0.86 0.91	0.54 0.72	0.23 0.19	0.95 0.93	
440	AIN à Cize Bolozon	40	0.01 0.06	-0.11 -0.09	0.27 0.24	0.23 0.38	0.31 0.30	0.25 0.34	0.44 0.55	0.58 0.46	0.04 0.27	0.48 0.52	0.26 0.21	0.35 0.20	0.01 0.06	0.58 0.55	
521	FIER à Vallières	51	0.36 0.26	0.01 0.18	0.52 0.58	0.70 0.69	0.49 0.42	0.38 0.51	0.55 0.52	0.48 0.58	0.28 0.50	0.60 0.67	0.41 0.47	0.33 0.38	0.01 0.18	0.70 0.69	
670	VERDON à Quinson	57	0.72 0.66	0.66 0.67	0.69 0.72	0.46 0.51	0.70 0.73	0.88 0.86	0.68 0.75	0.18 0.22	0.64 0.56	0.48 0.57	0.43 0.61	0.50 0.59	0.18 0.22	0.88 0.86	
620	DURANCE à la Vachette	46	0.95 0.93	0.87 0.85	0.77 0.79	0.23 0.19	0.49 0.39	0.73 0.75	0.76 0.72	0.52 0.52	0.45 0.59	0.73 0.79	0.86 0.91	0.54 0.72	0.23 0.19	0.95 0.93	
660	UBAYE à Barcelonnette	40	0.76 0.79	0.45 0.55	0.52 0.61	0.37 0.44	0.41 0.42	0.85 0.87	0.90 0.87	0.27 0.52	0.48 0.51	0.62 0.73	0.76 0.72	0.70 0.70	0.27 0.42	0.90 0.87	
70	DORE à Giroux	44	0.17 0.28	0.07 0.22	0.43 0.58	0.57 0.68	0.68 0.66	0.57 0.63	0.48 0.66	0.76 0.80	0.59 0.80	0.41 0.72	0.60 0.53	0.28 0.73	0.07 0.22	0.76 0.80	
80	SIOULE à Pont du Bouquet	45	0.24 0.22	0.25 0.31	0.30 0.46	0.68 0.75	0.63 0.74	0.59 0.70	0.72 0.72	0.50 0.73	0.55 0.74	0.66 0.73	0.64 0.67	0.38 0.41	0.24 0.22	0.72 0.75	
90	TAURION à Pontarion	44	0.35 0.35	0.16 0.32	0.30 0.52	0.68 0.81	0.64 0.67	0.39 0.70	0.68 0.78	0.78 0.77	0.44 0.63	0.61 0.62	0.65 0.69	0.54 0.61	0.16 0.32	0.78 0.81	

bon: Probabilité supérieure à 10%
 moyen: Probabilité comprise entre 5 et 10%
 mauvais: Probabilité inférieure à 5%

N°	RIVIERE	Nombre D'années	TEST 1		TEST 2		GAUSS		PEARSON		α	β	Meilleur Ajustement
			F	Critique	T	Critique	KI ²	Critique	KI ²	Critique			
10	RHIN à Bâle	154	1,06	BON	0,2	BON	3,7	BON	9,4	BON	42,0	0,024	G.
70	DORE à Giroux	43	1,3	BON	2,6	MOYEN	6,3	BON	6,0	BON	9,2	0,11	G. & P.
80	SIOULE à Pont du Bouchet	44	1,4	BON	2,2	MOYEN	2,4	BON	4,4	BON	7,8	0,13	G.
90	TAURION à Pontarion	43	1,1	BON	2,3	MOYEN	6,3	BON	5,3	BON	7,8	0,13	P.
100	CREUSE à Eguzon	43	1,3	BON	2,3	MOYEN	4,0	BON	8,9	BON	5,7	0,17	G.
110	DOROGNE à Bort	44	1,3	BON	2,7	MAUVAIS	3,4	BON	10,7	MOYEN	9,1	0,11	G.
151	MARONNE à Basteyroux	44	1,4	BON	2,5	MOYEN	8,5	BON	10,4	MOYEN	9,1	0,11	G.
170	VEZERE à Uzerche	44	1,4	BON	1,8	BON	5,9	BON	4,4	BON	9,1	0,11	P. & G.
271	TARN à Fontchalettes	44	2,5	MOYEN	0,52	BON	10,4	MOYEN	3,1	BON	11,3	0,088	P.
280	TARN à Pinet	49	1,2	BON	3,2	MAUVAIS	5,1	BON	8,3	BON	10,1	0,099	G.
290	VIAUR à Thuries	42	1,1	BON	2,6	MOYEN	2,3	BON	3,3	BON	6,2	0,16	G. & P.
300	AGOUT à Clot	37	1,0	BON	2,1	MOYEN	10,5	MOYEN	2,0	MOYEN	10,0	0,10	G.
310	LOT à Cajarc	49	1,2	BON	2,9	MAUVAIS	2,0	BON	5,7	BON	7,6	0,13	G.
320	TRUYERE à	45	1,4	BON	1,8	BON	4,6	BON	10,2	MOYEN	9,40	0,11	G.

Bon: Probabilité supérieure à 10%

Moyen: Probabilité comprise entre 5 et 10%

Mauvais: Probabilité inférieure à 5%

N°	RIVIERE	Nombre D'années	TEST 1		TEST 2		GAUSS		PEARSON		α	β	Meilleur Ajustement
			F	Critique	T	Critique	KI ²	Critique	KI ²	Critique			
440	AIN à Cize Bolozon	39	1,42	BON	1,11	BON	2,5	BON	2,5	BON	14,1	0,071	G. & P.
490	RHONE au Teil	52	1,5	BON	3,6	MAUVAIS	2,4	BON	4,5	BON	16,9	0,059	G.
521	FIER à Vallières	50	3,9	MAUVAIS	3,4	MAUVAIS	6,6	BON	2,6	BON	6,0	0,16	P.
570	DRAC au Sautet	42	1,1	BON	1,7	BON	5,3	BON	9,0	BON	14,2	0,069	G.
620	DURANCE à la Vachette	45	1,08	BON	1,94	BON	5,24	BON	6,2	BON	19,3	0,052	P.
630	DURANCE à Ventavon	50	1,1	BON	3,7	MAUVAIS	0,68	BON	2,1	BON	17,3	0,058	G.
641	DURANCE à Mirabeau	58	2,0	MOYEN	0,4	BON	2,8	BON	2,3	BON	14,4	0,069	G. & P.
660	UBAYE à Barcelonnette	39	2,0	MOYEN	0,9	BON	1,7	BON	2,5	BON	12,4	0,081	G. & P.
670	VERDON à Quinson	56	1,6	BON	0,62	BON	6,2	BON	4,5	BON	8,8	0,12	P.
93	TENNESSE à Chattanooga	82	1,2	BON	2,2	MOYEN	5,6	BON	4,6	BON	17,2	0,058	P.
123	KANAWHA à Kanawhafalls	80	1,5	BON	2,9	MAUVAIS	7,8	BON	6,1	BON	17,2	0,058	P.
163	St LAURENT à Ogdensburg	97	1,4	BON	3,7	MAUVAIS	11,2	MAUVAIS	27	MAUVAIS	130,7	0,0076	
213	MISSISSIPI à Keokuk	79	1,3	BON	2,2	MOYEN	6,2	BON	3,8	BON	11,3	0,089	P.

Bon: Probabilité supérieure à 10%

Moyen: Probabilité comprise entre 5 et 10%

Mauvais: Probabilité inférieure à 5%

N°	RIVIERE	Nombre D'années	TEST 1		TEST 2		GAUSS		PEARSON		α	β	Meilleur Ajustement
			F	Critique	T	Critique	KI ²	Critique	KI ²	Critique			
293	MISSISSIPI à St Louis	96	1,4	BON	0,9	BON	6,9	BON	4,5	BON	11,1	0,090	P.
14	TAMISE à Teddington	81	1,05	BON	0,02	BON	2,9	BON	5,0	BON	9,3	0,11	G.
24	GARONNE à Mas d'Agenais	50	1,2	BON	3,9	BON	2,1	BON	5,7	BON	10,5	0,09	G.
34	RHONE à Brigue	41	1,4	BON	0,3	BON	1,8	BON	5,3	BON	03,0	0,0097	G.
54	BIRS à Muenchenstein	41	1,3	BON	0,8	BON	16,5	MAUVAIS	12,1	MOYEN	13,5	0,074	P.
74	RHIN à Maxau	55	1,44	BON	0,3	BON	8,0	BON	6,2	BON	27,4	0,036	P.
84	INN à Reisach	55	1,34	BON	0,6	BON	13,8	BON	8,0	BON	89,0	0,011	P.
94	DANUBE à Hofkirchen	55	1,9	BON	0,1	BON	4,9	BON	6,2	BON	23,0	0,044	G.
114	EMS à Rheine	55	1,12	BON	0,54	BON	5,9	BON	4,4	BON	11,6	0,086	P. & G.
124	WESER & Hannmuenden	55	1,5	BON	1,0	BON	2,6	BON	3,4	BON	15,2	0,066	G. & P.
134	ELBE à Darchau	55	1,9	MOYEN	0,4	BON	14,9	MAUVAIS	4,7	BON	13,2	0,076	P.
144	DANUBE à Vienne	64	1,2	BON	0,1	BON	5,6	BON	7,3	BON	41,7	0,024	P. & G.
154	DRAU à Neubrück	55	1,3	BON	0,6	BON	9,8	MOYEN	7,5	BON	18,9	0,053	P.

Bon: Probabilité supérieure à 10%
 Moyen: Probabilité comprise entre 5 et 10%
 Mauvais: Probabilité inférieure à 5%

N°	RIVIERE	Nombre D'années	TEST 1		TEST 2		GAUSS		PEARSON		α	β	Meilleur Ajustement
			F	Critique	T	Critique	KI ²	Critique	KI ²	Critique			
164	DRINA à Zvornik	67	1,1	BON	-31	BON	1,4	BON	2,3	BON	12,8	0,078	G. & P.
174	DANUBE à Orshava	120	1,1	BON	-47	BON	7,8	MAUVAIS	13,6	MAUVAIS	27,2	0,037	Aucun
184	MURES à Arad	77	1,3	BON	0,25	BON	9,1	BON	2,4	BON	6,2	0,16	P.
304	NEVA à Petrokrepost	76	1,6	MOYEN	-01	BON	8,6	BON	9,5	MOYEN	38,0	0,026	P.
374	DNIEPER à Dnieperpetrovsk	74	1,4	BON	0,01	BON	0,6	MOYEN	10,4	MOYEN	13,3	0,075	P.
15	AVOCA à Cooroneer	59	1,7	MOYEN	0,7	BON	8,9	MAUVAIS	3,7	BON	1,5	0,69	P.
55	GOULBURN à Murchison	73	1,3	BON	-3	BON	1,9	MOYEN	5,0	BON	4,8	0,21	P.
65	KIEWA à Kiewa	72	1,4	BON	0,12	BON	3,6	MAUVAIS	3,4	BON	4,2	0,24	P.
75	MURRAY à Jingellic	67	1,2	BON	-7	BON	3,3	MAUVAIS	5,6	BON	4,7	0,21	P.
16	LAC VICTORIA	54	2,9	MAUVAIS	-6	BON	3,0	BON	0,4	BON	20,9	0,048	P.
36	NIL à Assouan	51	1,8	BON	-2	BON	9,0	BON	9,8	MOYEN	40,4	0,025	G.
17	LOIRE à Blois	99	1,4	BON	0,08	BON	0,6	BON	2,5	BON	10,5	0,095	G.
27	MOSELLE à Cochen	61	1,0	BON	1,3	BON	3,4	BON	12,0	MOYEN	13,5	0,075	G.

N°	RIVIERE	VALEUR DU CHI ²	CRITIQUE
14	TAMISE à Teddington	7.6	BON
24	GARONNE à Mas d'Agenais	5.7	BON
34	RHONE à Brigue	1.8	BON
54	BIRS à Muenchenstein	9.7	MOYEN
74	RHIN à Maxau	6.2	BON
84	INN à Reisach/10	7.0	BON
94	DANUBE à Hofkirchen	6.0	BON
114	EMS à Rheine	6.5	BON
124	WESER à Hann-Muenden	6.0	BON
134	ELBE à Darchau	4.7	BON
144	DANUBE à Vienne/11	5.1	BON
154	DRAU à Neubrück	7.2	BON
164	DRINA à Zvornik	7.9	MOYEN
174	DANUBE à Orshava	13.1	MAUVAIS
184	MURES à Arad	0.9	BON
304	NEVA à Petrokrepost	7.1	BON
374	DNIEPER à Dnieperpetrovsk	6.4	bon
15	AVOCA à Coonooreer Bridge	8.0	MOYEN
55	GOULBURN à Murchison	4.2	BON
65	KIEWA à Kiewa	2.1	BON
75	MURRAY à Jingellic	1.6	BON
16	LAC VICTORIA	0.4	BON
36	NIL & Assouan	6.5	BON
17	LOIRE à Blois	4.3	BON
27	MOSELLE à Cochem	14.6	MAUVAIS

ADEQUATION A LA LOI DE GALTON.

N°	RIVIERE	VALEUR DU CHI ²	CRITIQUE
10	RHIN à Rheinfelden	4.3	BON
70	DORE à Giroux	11.5	MOYEN
80	SIOULE & Pont du Bouchet	7.5	BON
90	TAURION à Pontarion	3.4	BON
100	CREUSE à Eguzon	10.9	MOYEN
110	DORDOGNE à Bort	10.7	MOYEN
151	MARONNE à Basteyroux	9.8	MOYEN
170	VEZERE à Uzerche	5.0	BON
271	TARN à Fontchalettes	4.4	Bon
280	TARN à Pinet	10.6	MOYEN
290	VIAUR à Thuries	1.7	BON
300	AGOUT à Clot	12.8	MOYEN
310	LOT à Cajarc	4.6	BON
320	TRUYERE à Sarrans	9.9	MOYEN
440	AIN à Cize Bolozon	5.3	BON
490	RHONE au Teil	2.1	BON
521	FIER à Vallières	3.7	BON
570	DRAC au Sautet	3.3	BON
620	DURANCE à la Vachette	4.9	BON
630	DURANCE à Ventavon	5.4	BON
641	DURACE à Mirabeau	3.1	BON
660	UBAYE à Barcelonnette	6.0	BON
670	VERDON à Quinson	3.5	BON
93	TENNESSEE à Chattanooga	6.4	BON
123	KANAWHA à Kanawhafalls	3.6	BON
163	ST LAURENT à Ogdensburg	13.8	MAUVAIS
213	MISSISSIPI à Keokuk	6.3	BON
293	MISSISSIPI à St Louis	4.8	BON

A DEQUATION A LA LOI DE GALTON.

N°	RIVIERE	Nombre d'années considérées:	1° ligne: Fréquence des séquences sèches de durée donnée (1)											
			2° ligne: Fréquence des séquences humides de durée donnée (1)											
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	12 ans
10	Rhin à Bale	1 5 2	11,2 8,6	5,3 7,2	3,3 3,9	2,0 0,6	1,3 1,3		0,6				0,6	
70	Dore à Giroux	4 1	17,0 12,2	7,3 4,9		7,3 2,4			2,4					
80	Sivole à Pt du Bouchet	4 2	9,5 11,9	7,1 4,8	2,4 4,8				2,4			2,4		
90	Taurion à Pontarion	4 1	12,2 9,8	4,9 7,3	4,9 4,9		2,4		2,4					
100	Creuse à Eguizon	4 1	14,6 9,8	2,4 7,3	4,9 2,4		4,9		2,4					
110	Dordogne à Bort	4 1	9,8 4,9	2,4 7,3	4,8 2,4		2,4		2,4			2,4		
151	Maronne à Basteyroux	4 1	12,2 4,9	2,4 7,3	2,4 4,9	2,4 4,9	2,4							
170	Vézère à Uzerche	4 2	7,1 7,1	7,1 4,8	4,8 11,9		2,4							
271	Tarn à Fontchalettes	3 3	15,2 15,2	6,1		12,1				3,0				
280	Tarn à Pinet	4 2	12,0 14,3		4,8 2,4		2,4		2,4			2,4		

(1) : Pourcentage du nombre de séquences par rapport au nombre d'années considérées.

NO	RIVIERE	Nombre d'années considérées:	1° ligne: Fréquence des séquences sèches de durée donnée (1)													
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	12 ans		
290	Viavr à Thuries	39	7,7 10,2	10,2 12,8		2,6 2,6		2,6								
300	Agout à Clot	32	9,4	9,4	3,1 3,1						3,1	3,1				
310	Lot à Cajarc	41	7,3 12,2	7,3 9,8	4,9	2,4 2,4	2,4									
320	Truyère à Sarrans	40	15,0 17,5	10,0 12,5	2,5				2,5							
440	Ain à Cize Bolozon	36	11,1 19,4	13,9 8,3	5,6 2,8											
490	Rhone au Teil	50	12,0 8,0	2,0 6,0	6,0 6,0			2,0			2,0					
521	Fier à Vallièves	41	7,3 12,2	4,9 4,9	2,4 2,4	2,4 2,4	2,4	2,4								
570	Drac au Sautet	36	8,3 8,3	5,6 2,8		2,8 2,8			2,8		2,8					
620	Durance à la Vachette	39	7,7 7,7	7,7 5,1		2,6 2,6			2,6				2,6			
630	Durance à Venfavon	43	11,6 14,0	2,3 2,3	2,3		4,6				2,3	2,3				

N°	RIVIERE	Nombre d'années considérées :	1° ligne: Fréquence des séquences sèches de durée donnée (1)											
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	12 ans
			2° ligne: Fréquence des séquences humides de durée donnée (19)											
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	12 ans
641	Durance à Mira beau	56	3,6 8,9	3,6 5,4	5,4	1,8 1,8	1,8 3,6		1,8					
670	Verdon à Quinson	54	7,4 9,2	5,6 3,7	7,4	3,7 1,8	1,8	1,8						
660	Ubaye à Barcelonnette	35	5,7 11,4	5,7 5,7	8,6 2,8	2,8		2,8						
93	Tennessee à Chattanooga	74	9,4 9,4	5,4 4,0	6,8 5,4		1,4 2,7							
123	Kanawha à Kanawha Falls	77	14,3 15,6	6,5 5,2	2,6 2,6	1,3 1,3	1,3 1,3	1,3						
163	S ^r Laurent à Ogdensburg	79	7,6 1,3	1,3 5,1	1,3		2,5 1,3		1,3		1,3	1,3		1,3
213	Mississippi à Keokuk	74	2,7 5,4	4,0 2,7	4,0 2,7		1,4 1,4	1,4		1,4				
293	Mississippi à S ^r Louis	90	6,7 11,1	5,6 3,3	5,6 2,2		2,2 2,2	1,1		1,1	1,1			
14	Tamise à Teddington	77	7,8 7,8	6,5 1,3	2,6 2,6		5,2 1,3	1,3		1,3				
24	Garonne à Mas d'Agénais	45	11,1 2,2	2,2 8,9	2,2 6,7						2,2	2,2		

N°	RIVIERE	Nombre d'années considérées :	1° ligne: Fréquence des séquences sèches de durée donnée (1)															
			2° ligne: Fréquence des séquences humides de durée donnée (1)															
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	12 ans				
34	Rhone à Brigue	36	8,3 8,3	5,6 2,8	5,6 5,6	2,8 5,6												
54	Birs à Muenchenstein	37	13,5 5,4	8,1 8,1	5,4 10,8													
74	Rhin à Maxau	45	15,6 11,1	4,4 8,9	4,4 4,4	2,2		2,2										
84	Imm à Reinsach	53	13,2 18,9	7,5 3,8	5,7 1,9	1,9 3,8												
94	Danube à Hofkirchen	49	6,1 6,1	6,1 10,2	6,1			2,0		2,0								
114	Ems à Rheine	51	5,9 11,8	7,8 2,0	7,8 2,0	2,0 3,9		2,0										
124	Weser à Hann Munden	52	13,5 13,5	5,8 1,9	1,9 1,9	3,8		1,9 1,9		1,9								
134	Elbe à Darchau	53	5,7 9,4	7,5 9,4	5,7 1,9	1,9		1,9				1,9						
144	Danube à Vienne	59	8,5 6,8	6,8 6,8	1,7 6,8	3,4				1,7								
154	Drav à Neubrück	51	5,9 15,7	7,8 2,0	3,9			3,9										

N°	RIVIERE	Nombre d'années considérées :	1° ligne: Fréquence des séquences sèches de durée donnée (1)											
			2° ligne : Fréquence des séquences humides de durée donnée (1)											
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	12 ans
164	Drina à (2) Zvornik	61	9,8 6,6	3,3 4,9	3,3 6,6	1,6	1,6							
174	Danube à Orshava	117	12,8 12,8	6,8 8,5	1,7 1,7	2,6 0,8	0,8		1,7 0,8					
184	Mures à Arad	75	9,3 16,0	6,7 4,0	1,3 4,0	5,3			1,3 1,3					
304	Neva à Petrokre post	70	4,3 1,4	4,3	4,3 1,4	2,8 2,8	1,4 4,3		1,4 1,4					
374	Dnieper à Dnieper petrovsk	68	13,2 10,3	1,5 4,4	5,9 2,9	2,9	2,9			1,5				
15	Avoca à Coonoor Bridge	55	11,0 11,0	9,1 5,4	5,4	1,8			1,8	1,8				
55	Goulburn à Murchison	71	8,4 9,8	4,2 7,0	5,6 2,8	1,4 1,4			1,4			1,4		
65	Kiewa à Kiewa	70	10,0 7,1	4,3 12,8	2,8 1,4	1,4 1,4			1,4				1,4	
75	Murray à Timgellic	64	6,2 7,8	6,2 9,4	3,1 3,1	1,6 1,6	1,6						1,6	
16	Lac Victoria	49	2,0 2,0	2,0 2,0	4,1 2,0	2,0 2,0			2,0 2,0	2,0				

N°	RIVIERE	Nombre d'années considérées :	1° ligne:Fréquence des séquences sèches de durée donnée (1)											
			2° ligne :Fréquence des séquences humides de durée donnée (1)											
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans	11 ans	12 ans
36	Nil à Assouan	48	12,5 16,7	4,2 2,1	8,3 8,3	2,1								
17	Loire à Blois	95	10,5 11,6	8,3 5,3	4,2 3,2	1,0 2,1		1,0 1,0		1,0				
27	Moselle à Cochem	58	12,1 8,6	6,9 5,2	5,2 5,2			1,7			1,7			

Tableau 2

Le nombre de séquences par rapport au nombre d'années considérées.

N°	RIVIERE	COEFFICIENT DE CORRELATION LINEAIRE ENTRE UN MOIS ET LES TROIS SUIVANTS											
		1 & 2	2 & 3	3 & 4	4 & 5	5 & 6	6 & 7	7 & 8	8 & 9	9 & 10	10 & 11	11 & 12	12 & 1
		8 3 8 4	8 4 8 5	8 5 8 6	8 6 8 7	8 7 8 8	8 8 8 9	8 9 8 10	8 10 8 11	8 11 8 12	8 12 8 1	8 1 8 2	8 2 8 3
10	Rhin à	0,48	0,37	0,55	0,58	0,66	0,64	0,65	0,66	0,59	0,57	0,59	0,58
	Bale (1863-1962)	0,15	0,25	0,36	0,46	0,38	0,38	0,36	0,42	0,25	0,29	0,18	0,29
		0,01	0,20	0,47	0,29	0,31	0,26	0,23	0,19	0,09	0,10	0,16	0,15
70	Dore à Giroux	0,17	0,07	0,43	0,57	0,68	0,57	0,48	0,76	0,58	0,41	0,60	0,28
	(1919-1962)	0,10	0,08	0,11	0,17	0,60	0,22	0,50	0,29	0,12	0,24	0,14	0,18
		0,27	-0,10	-0,02	0,45	0,19	0,05	0,23	0,09	0,02	0,04	0,16	-0,23
80	Sioule à Pt	0,24	0,25	0,30	0,68	0,63	0,59	0,72	0,50	0,55	0,66	0,64	0,38
	du Bouchet	0,16	0,04	0,14	0,41	0,44	0,36	0,53	0,24	0,33	0,54	0,16	0,34
	(1918-1962)	0,12	0,14	0,05	0,33	0,33	0,15	0,22	0,14	0,31	0,31	0,25	-0,05
90	Taurion à	0,35	0,16	0,30	0,68	0,64	0,40	0,68	0,78	0,44	0,62	0,65	0,54
	Pontavion	0,11	0,08	0,30	0,34	0,50	0,28	0,52	0,52	0,34	0,32	0,16	0,26
	(1919-1962)	-0,04	0,14	0,10	0,27	0,27	0,14	0,18	0,30	0,06	0,22	0,29	-0,08
100	Creuse à	0,38	0,16	0,30	0,70	0,46	0,20	0,71	0,73	0,39	0,58	0,76	0,47
	Eguzon	0,10	0,11	0,22	0,38	0,29	0,21	0,38	0,29	0,36	0,33	0,23	0,27
	(1919-1962)	0,00	0,18	0,27	0,23	0,17	0,06	0,08	0,28	0,22	0,25	0,31	-0,13
110	Dordogne à	0,21	0,22	0,34	0,68	0,57	0,32	0,51	0,70	0,45	0,60	0,53	0,42
	Bort (1918-1962)	0,10	0,12	0,18	0,27	0,25	0,11	0,59	0,48	0,21	0,36	0,17	0,24
		0,11	0,11	0,08	0,20	0,06	-0,04	0,14	0,15	0,02	0,15	0,22	0,00
151	Maronne à	0,18	0,20	0,39	0,56	0,54	0,11	0,33	0,57	0,37	0,48	0,50	0,36
	Basteyroux	0,02	0,22	0,12	0,22	0,05	-0,05	0,49	0,33	0,24	0,34	0,03	0,19
	(1918-1962)	0,05	0,07	0,04	0,19	-0,05	-0,24	0,16	0,14	0,02	-0,07	0,23	-0,04
170	Vézère à Uzerche	0,36	0,34	0,41	0,63	0,53	0,31	0,50	0,84	0,53	0,58	0,62	0,50
	(1918-1962)	0,11	0,25	0,21	0,30	0,38	0,14	0,44	0,58	0,31	0,32	0,19	0,32
		0,08	0,12	0,01	0,20	0,11	0,01	0,10	0,28	0,06	0,25	0,32	0,00

N°	RIVIERE	COEFFICIENT DE CORRELATION LINEAIRE ENTRE UN MOIS ET LES TROIS SUIVANTS											
		1 & 2	2 & 3	3 & 4	4 & 5	5 & 6	6 & 7	7 & 8	8 & 9	9 & 10	10 & 11	11 & 12	12 & 1
		8 3 8 4	8 4 8 5	8 5 8 6	8 6 8 7	8 7 8 8	8 8 8 9	8 9 8 10	8 10 8 11	8 11 8 12	8 12 8 1	8 1 8 2	8 2 8 3
271	Tarn à	0,48	0,23	0,42	0,52	0,45	0,42	0,43	0,18	0,38	0,23	-0,01	0,32
	Fontchalettes	0,35	0,01	0,18	0,20	0,10	-0,03	0,29	-0,19	-0,11	0,14	-0,09	-0,04
	(1918-1962)	0,23	0,04	0,17	0,09	0,07	-0,20	0,00	0,00	0,33	-0,09	-0,28	0,28
280	Tarn à Pinet	0,47	0,33	0,46	0,51	0,59	0,61	0,74	0,37	0,51	0,56	0,09	0,14
	(1913-1962)	0,42	0,12	0,24	0,40	0,35	0,47	0,39	-0,05	0,44	0,18	-0,06	0,11
		0,26	-0,02	0,19	0,31	0,24	0,07	0,03	0,12	0,29	0,02	-0,25	0,37
290	Vieur à	0,41	0,35	0,39	0,65	0,70	0,65	0,50	0,52	0,29	0,54	0,56	0,32
	Thuyres	0,26	0,25	0,31	0,31	0,51	0,52	0,25	0,04	0,04	0,20	0,11	0,24
	(1920-1962)	-0,03	0,21	0,22	0,19	0,38	0,07	0,27	-0,10	-0,02	0,14	0,27	0,08
300	Agout à Clot	0,46	0,49	0,44	0,56	0,67	0,77	0,69	0,32	0,32	0,58	0,49	0,28
	(1918-1955)	0,48	0,30	0,21	0,36	0,42	0,60	0,28	0,11	0,26	0,44	0,17	0,27
		0,18	0,05	0,13	0,17	0,32	0,26	0,36	-0,12	0,16	0,26	0,14	0,04
310	Lot à Cajarc	0,35	0,18	0,38	0,54	0,72	0,49	0,52	0,52	0,11	0,47	0,60	0,39
	(1913-1962)	0,16	0,17	0,16	0,28	0,42	0,24	0,43	0,00	-0,03	0,17	0,10	0,28
		-0,03	-0,01	0,18	0,24	0,15	0,01	0,21	-0,03	0,01	-0,01	+0,08	0,01
320	Truyère à	0,34	0,16	0,42	0,60	0,68	0,48	0,53	0,74	0,34	0,41	0,53	0,28
	Sarrans	0,01	0,12	0,14	0,25	0,42	0,20	0,51	0,18	0,02	0,19	-0,03	0,20
	(1917-1962)	0,03	-0,02	0,11	0,25	0,24	-0,06	0,26	-0,10	0,02	-0,10	0,01	-0,14
440	Ain à Cize	0,01	-0,11	0,27	0,23	0,31	0,25	0,44	0,58	0,04	0,48	0,26	0,35
	Bolozon	-0,03	0,08	0,02	-0,14	0,33	-0,00	0,33	0,02	-0,02	0,50	-0,06	0,25
	(1923-1962)	0,09	-0,20	-0,16	0,13	0,06	-0,18	-0,02	-0,20	-0,12	-0,04	0,11	-0,16
490	Rhone au Teil	0,39	0,22	0,50	0,73	0,57	0,66	0,67	0,72	0,34	0,68	0,67	0,49
	(1910-1962)	0,11	0,16	0,32	0,38	0,60	0,47	0,29	0,32	0,08	0,39	0,12	0,26

N°	RIVIERE	COEFFICIENT DE CORRELATION LINEAIRE ENTRE UN MOIS ET LES TROIS SUIVANTS											
		1 & 2	2 & 3	3 & 4	4 & 5	5 & 6	6 & 7	7 & 8	8 & 9	9 & 10	10 & 11	11 & 12	12 & 1
		8 3 8 4	8 4 8 5	8 5 8 6	8 6 8 7	8 7 8 8	8 8 8 9	8 9 8 10	8 10 8 11	8 11 8 12	8 12 8 1	8 1 8 2	8 2 8 3
521	Fier à	0,36	0,01	0,52	0,70	0,49	0,38	0,55	0,48	0,28	0,60	0,41	0,33
	Vallières	0,01	0,08	0,36	0,65	0,45	0,17	0,28	0,08	0,26	0,14	-0,08	0,29
	(1912-1962)	0,01	0,07	0,24	0,41	0,28	0,46	0,12	-0,07	0,12	-0,10	0,01	0,09
570	Drac au	0,76	0,38	0,62	0,69	0,57	0,83	0,56	0,38	0,61	0,45	0,45	0,69
	Sautet	0,24	0,54	0,53	0,51	0,39	0,67	0,08	0,27	0,27	0,22	0,10	0,43
	(1920-1962)	0,46	0,44	0,34	0,37	0,51	0,11	0,13	0,37	0,00	-0,02	0,05	0,10
620	Durance à la	0,95	0,87	0,77	0,23	0,49	0,73	0,76	0,52	0,45	0,73	0,86	0,54
	Vachette	0,83	0,67	0,13	0,10	0,35	0,71	0,37	0,22	0,28	0,69	0,42	0,40
	(1917-1962)	0,62	0,19	0,03	0,18	0,43	0,38	0,23	0,30	0,36	0,34	0,29	0,38
630	Durance à	0,75	0,46	0,72	0,50	0,61	0,75	0,70	0,46	0,55	0,56	0,66	0,74
	Ventavon	0,42	0,57	0,45	0,46	0,44	0,56	0,26	0,11	0,18	0,50	0,29	0,51
	(1912-1962)	0,50	0,23	0,39	0,50	0,31	0,20	0,11	0,26	0,22	0,25	0,14	0,36
641	Durance à	0,60	0,50	0,63	0,66	0,63	0,72	0,56	0,52	0,63	0,54	0,46	0,40
	Mirabeau	0,39	0,41	0,51	0,47	0,54	0,44	0,16	0,20	0,30	0,26	0,19	0,28
	(1904-1962)	0,54	0,46	0,36	0,44	0,44	0,09	0,00	0,33	0,05	0,09	0,10	0,13
660	Ubaye à	0,76	0,45	0,52	0,37	0,41	0,85	0,90	0,27	0,48	0,62	0,76	0,70
	Barcelonnette	0,18	0,24	0,26	0,16	0,39	0,79	0,25	0,00	0,13	0,61	0,46	0,66
	(1917-1956)	0,16	0,04	0,38	0,17	0,27	0,12	-0,03	0,18	0,29	0,41	0,40	0,28
670	Verdon à	0,72	0,66	0,69	0,46	0,70	0,88	0,68	0,18	0,64	0,48	0,43	0,50
	Quinson	0,51	0,44	0,39	0,28	0,56	0,69	0,09	0,14	0,16	0,30	0,24	0,31
	(1906-1962)	0,41	0,33	0,36	0,23	0,53	0,06	-0,04	0,23	0,02	0,20	0,08	0,21
14	Tamise à	0,55	0,47	0,77	0,60	0,69	0,69	0,77	0,66	0,56	0,54	0,56	0,64
	Teddington	0,28	0,37	0,40	0,30	0,66	0,54	0,54	0,44	0,38	0,45	0,40	0,40
		0,28	0,27	0,29	0,11	0,11	0,26	0,27	0,24	0,21	0,26	0,21	0,21

N°	RIVIERE	COEFFICIENT DE CORRELATION LOGARITHMIQUE ENTRE UN MOIS ET LES TROIS SUIVANTS											
		1 & 2 & 3 & 4	2 & 3 & 4 & 5	3 & 4 & 5 & 6	4 & 5 & 6 & 7	5 & 6 & 7 & 8	6 & 7 & 8 & 9	7 & 8 & 9 & 10	8 & 9 & 10 & 11	9 & 10 & 11 & 12	10 & 11 & 12 & 1	11 & 12 & 1 & 2	12 & 1 & 2 & 3
10	Rhin à Bale (1863-1962)	0,52	0,43	0,59	0,60	0,68	0,66	0,69	0,68	0,64	0,60	0,60	0,63
		0,24	0,25	0,40	0,48	0,41	0,40	0,41	0,43	0,30	0,30	0,26	0,36
		0,05	0,23	0,44	0,32	0,31	0,28	0,29	0,21	0,13	0,09	0,21	0,22
70	Dore à Giroux (1919-1962)	0,28	0,22	0,58	0,68	0,66	0,62	0,66	0,80	0,72	0,54	0,73	0,23
		0,17	0,13	0,24	0,28	0,52	0,32	0,64	0,49	0,18	0,45	0,18	0,22
		0,28	-0,06	0,05	0,47	0,27	0,18	0,35	0,08	0,10	0,04	0,19	-0,12
80	Sioule à Pont du Boucher (1918-1962)	0,22	0,31	0,46	0,75	0,74	0,70	0,72	0,73	0,74	0,73	0,68	0,41
		0,17	0,07	0,23	0,49	0,58	0,45	0,60	0,50	0,50	0,55	0,26	0,31
		0,18	0,10	0,16	0,46	0,47	0,30	0,47	0,29	0,34	0,27	0,27	0,06
90	Taurion à Pontarion (1919-1962)	0,35	0,32	0,52	0,81	0,67	0,70	0,78	0,77	0,63	0,62	0,69	0,61
		0,19	0,19	0,42	0,51	0,59	0,51	0,55	0,65	0,42	0,47	0,30	0,3-4
		0,13	0,25	0,27	0,40	0,38	0,29	0,50	0,30	0,14	0,32	0,28	0,06
100	Creuse à Eguzon (1919-1962)	0,35	0,32	0,55	0,78	0,64	0,51	0,75	0,82	0,68	0,74	0,76	0,61
		0,16	0,21	0,37	0,48	0,50	0,38	0,56	0,51	0,48	0,54	0,39	0,34
		0,19	0,17	0,32	0,38	0,34	0,26	0,37	0,34	0,28	0,34	0,31	0,04
110	Dordogne à Bort (1918-1962)	0,17	0,28	0,52	0,74	0,59	0,51	0,62	0,76	0,61	0,63	0,60	0,39
		0,10	0,10	0,26	0,31	0,39	0,25	0,52	0,45	0,35	0,46	0,20	0,23
		0,21	0,07	0,12	0,28	0,28	0,08	0,35	0,23	0,14	0,15	0,22	0,04
151	Maronne à Bas Feyroux (1918-1962)	0,13	0,25	0,59	0,65	0,58	0,31	0,45	0,69	0,52	0,56	0,53	0,39
		0,06	0,10	0,25	0,27	0,09	-0,03	0,38	0,36	0,22	0,51	0,14	0,26
		0,14	0,06	0,07	0,20	0,04	-0,24	0,24	0,16	0,10	0,03	0,24	0,00

N°	RIVIERE	COEFFICIENT DE CORRELATION LOGARITHMIQUE ENTRE UN MOIS ET LES TROIS SUIVANTS											
		1 & 2	2 & 3	3 & 4	4 & 5	5 & 6	6 & 7	7 & 8	8 & 9	9 & 10	10 & 11	11 & 12	12 & 1
		& 3	& 4	& 5	& 6	& 7	& 8	& 9	& 10	& 11	& 12	& 1	& 2
170	Vézère à	0,34	0,45	0,58	0,70	0,53	0,49	0,72	0,79	0,66	0,68	0,66	0,54
	Uzerche	0,15	0,24	0,30	0,32	0,40	0,30	0,49	0,58	0,41	0,46	0,26	0,37
	(1918-1962)	0,18	0,12	0,31	0,39	0,23	0,16	0,35	0,24	0,14	0,15	0,31	0,07
271	Tarn à	0,58	0,37	0,54	0,48	0,45	0,49	0,51	0,20	0,63	0,50	0,20	0,31
	Fontchalettes	0,33	0,16	0,21	0,11	0,07	0,03	0,30	-0,14	0,12	0,16	-0,03	-0,04
	(1918-1962)	0,26	0,00	0,05	0,09	0,20	-0,21	0,10	-0,04	0,21	-0,12	-0,16	0,08
280	Tarn à	0,53	0,42	0,61	0,59	0,69	0,69	0,79	0,46	0,53	0,57	0,39	0,32
	Pinet	0,32	0,29	0,36	0,44	0,45	0,58	0,46	0,05	0,38	0,42	0,06	0,17
	(1913-1962)	0,25	0,15	0,27	0,51	0,44	0,17	0,19	0,09	0,38	0,15	-0,06	0,34
290	Vivier à	0,49	0,45	0,71	0,74	0,76	0,74	0,71	0,71	0,58	0,69	0,65	0,48
	Thuries	0,32	0,33	0,44	0,49	0,55	0,54	0,54	0,35	0,21	0,50	0,29	0,36
	(1920-1962)	0,14	0,29	0,27	0,48	0,48	0,25	0,43	0,01	0,10	0,26	0,35	0,19
300	Agout à Clot	0,61	0,56	0,61	0,69	0,67	0,87	0,67	0,46	0,49	0,69	0,61	0,50
		0,46	0,24	0,35	0,40	0,54	0,65	0,44	0,13	0,34	0,57	0,30	0,42
	(1918-1955)	0,18	0,11	0,17	0,35	0,46	0,40	0,49	-0,07	0,21	0,41	0,20	0,16
310	Lot à Cajarc	0,39	0,35	0,62	0,69	0,74	0,57	0,28	0,83	0,17	0,59	0,59	0,44
	(1913-1962)	0,22	0,21	0,31	0,39	0,35	0,34	0,19	0,06	0,01	0,36	0,21	0,24
		0,16	0,11	0,20	0,33	0,29	0,21	0,26	-0,06	-0,02	0,09	0,12	0,15
320	Troyère à	0,39	0,29	0,59	0,70	0,69	0,58	0,64	0,67	0,63	0,56	0,54	0,32
	Sarrans	0,12	0,21	0,20	0,35	0,37	0,33	0,50	0,33	0,14	0,40	0,10	0,21
	(1917-1962)	0,16	0,12	0,09	0,39	0,40	0,04	0,33	0,00	0,08	0,07	0,08	0,00

Tableau 3

N°	RIVIERE	COEFFICIENT DE CORRELATION LOGARITHMIQUE ENTRE UN MOIS ET LES TROIS SUIVANTS											
		1 & 2	2 & 3	3 & 4	4 & 5	5 & 6	6 & 7	7 & 8	8 & 9	9 & 10	10 & 11	11 & 12	12 & 1
		& 3 & 4	& 4 & 5	& 5 & 6	& 6 & 7	& 7 & 8	& 8 & 9	& 9 & 10	& 10 & 11	& 11 & 12	& 12 & 1	& 1 & 2	& 2 & 3
440	Ain à Cize	0,06	-0,10	0,24	0,38	0,30	0,34	0,55	0,46	0,27	0,52	0,21	0,20
	Bolozon	0,03	-0,05	0,08	-0,13	0,11	0,10	0,34	0,16	0,05	0,27	-0,20	0,27
	(1923-1962)	0,20	-0,15	-0,13	0,12	0,10	-0,05	0,02	-0,13	-0,10	-0,26	0,17	-0,13
490	Rhone au Teil	0,33	0,31	0,60	0,78	0,62	0,74	0,72	0,70	0,50	0,72	0,65	0,48
	(1910-1962)	0,23	0,25	0,43	0,49	0,63	0,56	0,39	0,42	0,23	0,48	0,14	0,27
		0,54	0,18	0,46	0,52	0,56	0,29	0,33	0,31	0,12	0,14	0,09	0,13
521	Fier à Vallières	0,26	0,18	0,58	0,69	0,42	0,51	0,52	0,58	0,50	0,67	0,47	0,38
	(1912-1962)	0,14	0,11	0,37	0,33	0,32	0,36	0,31	0,36	0,39	0,30	-0,01	0,27
		0,18	0,15	0,23	0,36	0,44	0,29	0,24	0,12	0,17	-0,08	0,03	0,15
570	Drac au Savtet	0,71	0,49	0,64	0,68	0,64	0,81	0,65	0,40	0,62	0,50	0,62	0,71
	(1920-1962)	0,30	0,51	0,57	0,54	0,48	0,70	0,23	0,26	0,29	0,35	0,28	0,39
		0,44	0,48	0,47	0,40	0,58	0,14	0,28	0,28	0,00	0,03	0,12	0,10
620	Durance à la	0,93	0,85	0,79	0,19	0,39	0,75	0,72	0,52	0,58	0,79	0,91	0,72
	Vachette	0,80	0,70	0,15	0,09	0,30	0,70	0,39	0,31	0,45	0,72	0,60	0,56
	(1917-1962)	0,64	0,24	0,02	0,14	0,36	0,33	0,37	0,39	0,46	0,47	0,44	0,45
630	Durance à	0,71	0,53	0,75	0,54	0,62	0,76	0,77	0,52	0,60	0,66	0,78	0,76
	Ventavon	0,45	0,58	0,46	0,48	0,47	0,65	0,36	0,22	0,35	0,58	0,47	0,52
	(1912-1962)	0,49	0,28	0,44	0,53	0,40	0,26	0,24	0,34	0,27	0,34	0,29	0,39
641	Durance à	0,61	0,56	0,71	0,70	0,68	0,72	0,65	0,52	0,66	0,61	0,65	0,55
	Mirabeau	0,46	0,50	0,57	0,48	0,50	0,51	0,25	0,26	0,27	0,41	0,34	0,40
	(1904-1962)	0,54	0,55	0,37	0,44	0,51	0,10	0,09	0,21	0,11	0,18	0,23	0,18

N°	RIVIERE	COEFFICIENT DE CORRELATION LOGARITHMIQUE ENTRE UN MOIS ET LES TROIS SUIVANTS											
		1 & 2	2 & 3	3 & 4	4 & 5	5 & 6	6 & 7	7 & 8	8 & 9	9 & 10	10 & 11	11 & 12	12 & 1
		8 3	8 4	8 5	8 6	8 7	8 8	8 9	8 10	8 11	8 12	8 1	8 2
660	Ubaye à	0,73	0,55	0,61	0,44	0,42	0,87	0,87	0,52	0,51	0,73	0,72	0,70
	Barcelonnette	0,28	0,30	0,31	0,26	0,44	0,78	0,49	0,10	0,27	0,67	0,42	0,70
	(1917-1956)	0,23	0,10	0,36	0,32	0,33	0,32	0,13	0,12	0,38	0,52	0,42	0,43
670	Verdon à	0,66	0,67	0,72	0,51	0,73	0,86	0,75	0,22	0,56	0,57	0,61	0,59
	Quinson	0,43	0,43	0,42	0,33	0,59	0,71	0,18	0,14	0,14	0,36	0,37	0,34
	(1906-1962)	0,31	0,38	0,38	0,32	0,56	0,15	0,00	0,10	-0,03	0,25	0,19	0,19
14	Tamise à	0,62	0,55	0,77	0,74	0,80	0,77	0,85	0,80	0,67	0,66	0,69	0,73
	Teddington	0,32	0,45	0,55	0,55	0,76	0,68	0,68	0,55	0,47	0,54	0,51	0,52
	(1883-1964)	0,41	0,43	0,44	0,72	0,59	0,54	0,44	0,40	0,38	0,43	0,48	0,40
17	Loire à Blois	0,40	0,38	0,55	0,65	0,70	0,62	0,69	0,65	0,58	0,66	0,72	0,47
	(1863-1962)	0,14	0,23	0,14	0,32	0,46	0,44	0,44	0,41	0,38	0,45	0,32	0,25
		0,29	0,10	0,06	0,27	0,32	0,24	0,32	0,36	0,22	0,13	0,30	0,18
27	Moselle à	0,21	0,19	0,42	0,53	0,45	0,47	0,65	0,77	0,64	0,69	0,51	0,40
	Cochem	0,03	0,10	0,31	0,19	0,18	0,30	0,41	0,43	0,55	0,49	0,27	0,40
	(1901-1962)	0,27	0,28	0,27	0,00	0,24	0,14	0,22	0,47	0,21	0,16	0,28	0,18

α	U_1	U_2	U_3	U_4	U_5	U_6
0.2	0.007	0.015	0.036	0.092	0.303	0.932
0.4	0.021	0.060	0.147	0.335	0.675	1.381
0.6	0.048	0.140	0.299	0.540	0.919	1.630
0.8	0.094	0.240	0.434	0.708	1.103	1.806
1.0	0.153	0.338	0.559	0.850	1.254	1.947
1.5	0.313	0.557	0.819	1.131	1.546	2.218
2.0	0.463	0.743	1.033	1.357	1.774	2.430
2.5	0.614	0.919	1.217	1.549	1.967	2.610
3	0.749	1.074	1.382	1.786	2.136	2.770
4	1.000	1.349	1.670	2.013	2.429	3.049
5	1.224	1.591	1.921	2.267	2.632	3.291
6	1.429	1.810	2.145	2.494	2.907	3.508
7	1.620	2.010	2.350	2.700	3.112	3.707
8	1.799	2.196	2.540	2.891	3.302	3.891
9	1.966	2.370	2.717	3.070	3.480	4.065
10	2.126	2.535	2.884	3.238	3.647	4.228
11	2.278	2.692	3.043	3.397	3.805	4.383
12	2.420	2.838	3.191	3.568	3.953	4.528
13	2.563	2.985	3.339	3.694	4.101	4.674
14	2.696	3.120	3.476	3.831	4.238	4.808
15	2.828	3.255	3.612	3.963	4.374	4.942
16	2.952	3.382	3.740	4.096	4.502	5.067
17	3.076	3.508	3.867	4.223	4.629	5.192
18	3.194	3.627	3.987	4.344	4.748	5.310
19	3.311	3.746	4.107	4.464	4.868	5.429
20	3.422	3.859	4.220	4.578	4.981	5.541
21	3.532	3.972	4.334	4.691	5.094	5.653
22	3.638	4.080	4.442	4.832	5.202	5.760
23	3.744	4.187	4.550	4.974	5.310	5.867
24	3.846	4.290	4.654	5.044	5.414	5.969
25	4.044	4.492	4.856	5.214	5.616	6.169
26	3.947	4.393	4.757	5.114	5.517	6.071
27	4.142	4.590	4.955	5.313	5.715	6.267
28	4.236	4.685	5.051	5.408	5.810	6.362
29	4.331	4.780	5.147	5.504	5.906	6.457
30	4.422	4.872	5.239	5.596	5.998	6.548
31	4.514	4.964	5.331	5.689	6.090	6.639
32	4.602	5.053	5.420	5.778	6.180	6.730
33	4.690	5.142	5.510	5.868	6.269	6.816
34	4.775	5.228	5.596	5.954	6.356	6.904
35	4.860	5.315	5.683	6.041	6.442	6.991
36	4.944	5.398	5.767	6.125	6.566	7.072
37	5.027	5.482	5.851	6.209	6.689	7.155
38	5.108	5.564	5.932	6.291	6.731	7.236
39	5.189	5.645	6.014	6.372	6.773	7.316

ANNEXE I :

LOI DE PEARSON III. Détermination des limites de classe

α	U_1	U_2	U_3	U_4	U_5	U_6
40	5.268	5.744	6.094	6.452	6.872	7.396
41	5.346	5.843	6.174	6.532	6.932	7.475
42	5.423	5.901	6.252	6.610	7.010	7.552
43	5.501	5.959	6.329	6.688	7.087	7.629
44	5.576	6.035	6.405	6.764	7.163	7.704
45	5.650	6.111	6.481	6.840	7.239	7.780
46	5.724	6.184	6.555	6.914	7.313	7.854
47	5.799	6.258	6.629	6.988	7.387	7.927
48	5.860	6.331	6.702	7.061	7.460	8.000
49	5.941	6.404	6.775	7.134	7.532	8.072
50	6.012	6.474	6.846	7.205	7.603	8.142
51	6.083	6.545	6.917	7.276	7.674	8.213
56	6.306	6.791	7.181	7.558	7.976	8.541
61	6.583	7.089	7.496	7.889	8.325	8.924
66	6.854	7.380	7.804	8.214	8.667	9.600
71	7.124	7.672	8.112	8.538	9.010	9.648
81	7.605	8.190	8.660	9.114	9.618	10.300
91	8.080	8.701	9.201	9.684	10.218	10.943
101	8.507	9.161	9.687	10.195	10.758	11.581
111	8.922	9.607	10.159	10.692	11.283	12.083
121	9.319	10.035	10.611	11.162	11.795	12.620

ANNEXE 2 :
 LOI DE PEARSON III. Determination des limites de classe (suite)

ERRATA

Page 36 : 2) Régime pluvial océanique
au lieu de : Régime fluvial océanique.

Page 52 : $\frac{E}{N \bar{Y}^2} = 2,5 \cdot 10^{-2}$ soit $\frac{E}{N \bar{Y}^2} = 16\%$

Tableau 20 : Valeurs de T pour 164 et 174 :
- 0,31 et - 0,47 au lieu de - 31 et - 47.