
SERVICE HYDROLOGIQUE

LABORATOIRE DE GÉOLOGIE DYNAMIQUE

ÉTUDE DES EFFETS DE PERSISTANCE DANS UNE SÉRIE CHRONOLOGIQUE

APPLICATION A L'ÉTUDE DES SÉQUENCES DE JOURS DE PLUIE

par C. BOUVIER

MÉMOIRE DE D.E.A. SCIENCES DE L'EAU

- 66 -

LE RAIZET

Station no 621445

Seuil inférieur=0.1 mm

Période étudiée:1951-1978

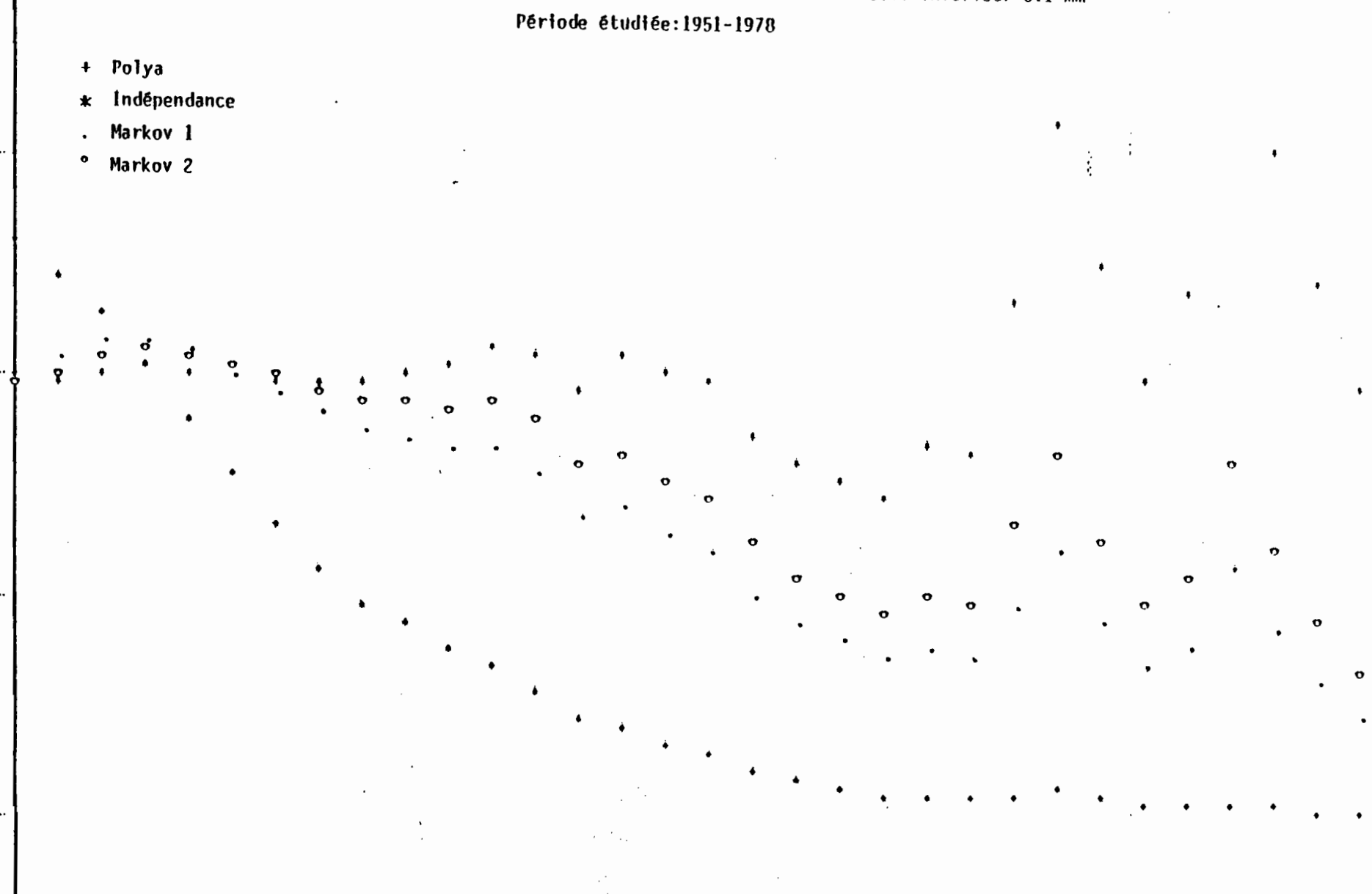
- + Polya
- * Indépendance
- . Markov 1
- o Markov 2

0.3

-0.3

-1

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32



SOMMAIRE

	Pages
INTRODUCTION	
I - ETUDE DES EFFETS DE DEPENDANCE DANS UNE SERIE CHRONOLOGIQUE	2
1.1 - Position du problème	2
1.2 - Traitement des données	2
1.2.1 - Représentation analytique des données	2
1.2.2 - Méthode du corrélogramme	3
1.2.3 - Interprétation du corrélogramme	7
1.2.4 - Influence de la persistance sur l'exactitude des moyennes	9
II - ETUDE DES SEQUENCES DES JOURS DE PLUIE	12
2.1 - Position du problème	12
2.2 - Schéma de Polya	12
2.3 - Chaînes de Markov	14
2.3.1 - Généralités	14
2.3.2 - Utilisation des probabilités conditionnelles dans l'étude des séquences de jours de pluie	14
2.4 - Résultats et commentaires	17
2.4.1 - Calcul théorique du nombre de séquences	17
2.4.2 - Calcul des récurrences	24
2.4.3 - Influence de l'effet saisonnier	26
2.4.4 - Définition des pluies "utiles"	31
2.4.5 - Conclusion	33
ANNEXE A	38
1 - CALCUL DES PARAMETRES DU SCHEMA DE POLYA PAR LA METHODE DES MOMENTS	39
2 - VALEUR MODALE	40
3 - COMPORTEMENT AUX LIMITES	41
ANNEXE B	43
DETAIL DU PROGRAMME UTILISE POUR L'ETUDE DES SEQUENCES DE JOURS DE PLUIE	44
ANNEXE C	55
APPLICATION DU SCHEMA DE POLYA A L'ETUDE DE LA DISTRIBUTION DES HAUTEURS DE PLUIE ANNUELLES	56
ANNEXE D	60
RESULTATS DETAILLES	61
BIBLIOGRAPHIE	81

R E M E R C I E M E N T S

Pour la réalisation de ce travail, je tiens à remercier :

MM. les Professeurs JAUZEIN et LETOLLE, respectivement Directeur du DEA des Sciences de l'Eau et Chef du Laboratoire de Géologie Dynamique de PARIS VI, pour m'avoir offert la possibilité de présenter ce mémoire dans le cadre du DEA des Sciences de l'Eau.

De même, j'adresse mes remerciements à :

MM. PIEYNS et COLOMBANI, respectivement Chef du Département de la Formation et Chef du Département de la Recherche au Service Hydrologique de l'ORSTOM.

MM. GUISCAFRE, COCHONNEAU et L'HÔTE, hydrologues de l'ORSTOM.

pour leur contribution effective concernant la démarche et le déroulement de ce travail.

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

La prévision des phénomènes climatologiques est un problème de première importance : il n'est pas un domaine des activités de l'homme qui ne soit pas, directement ou indirectement, influencé par la nature du temps.

Si les causes de tel ou tel phénomène ne sont pas encore bien éclaircies, il est possible, à partir des observations relevées de longue date, de faire apparaître certains mécanismes classiques (le cycle des saisons en est un des plus simples). Ces mécanismes montrent que l'occurrence d'un événement climatique n'est pas uniquement due au hasard, mais peut dépendre d'une certaine chronologie ou encore d'événements extérieurs au système étudié.

C'est ainsi que la connaissance de ces interactions revêt un aspect essentiel, dans le sens où elle permet d'apporter une information supplémentaire qui réduit le caractère aléatoire du phénomène. Nous nous proposons ici, après avoir décrit les différents types d'interactions agissant au niveau des observations chronologiques d'une variable, d'étudier statistiquement les séquences de jours de pluie au cours du temps.

Toute autre étude concernant les séquences d'un état qualitatif de la variable peut évidemment être menée de la même façon.

PREMIERE PARTIE

1 - ETUDE DES EFFETS DE DEPENDANCE DANS UNE SERIE CHRONOLOGIQUE

1.1 - Position du problème

Les valeurs ou les états que prennent à un instant donné les variables climatologiques ou hydrologiques ne sont pas sans rapport avec le passé. Les divers effets de dépendance affectant les termes d'une série chronologique (1) peuvent être représentés par :

- . un effet de tendance : l'espérance mathématique (moyenne) des valeurs observées croît (ou décroît) avec le temps ;
- . des effets cycliques ou pseudo-cycliques : l'espérance mathématique d'une valeur observée est fonction de la chronologie, mais la valeur moyenne de séries suffisamment longues peut être considérée comme stationnaire.
- . un effet de persistance : une valeur n'est pas indépendante de la ou des valeurs précédentes (processus marbovies ou autre), mais la suite est stationnaire.

Remarquons que, dans ce dernier cas, la dépendance qui peut exister entre valeurs successives décroît lorsqu'augmente l'intervalle de temps séparant les observations considérées.

1.2 - Traitement des données

1.2.1 - Représentation analytique des données

Si $F(t)$ représente la valeur de la variable étudiée à l'instant t , nous admettrons schématiquement que $F(t)$ peut s'exprimer sous la forme :

$$F(t) = T(t) + C(t) + S(t) + R(t)$$

où :

T représente la tendance générale

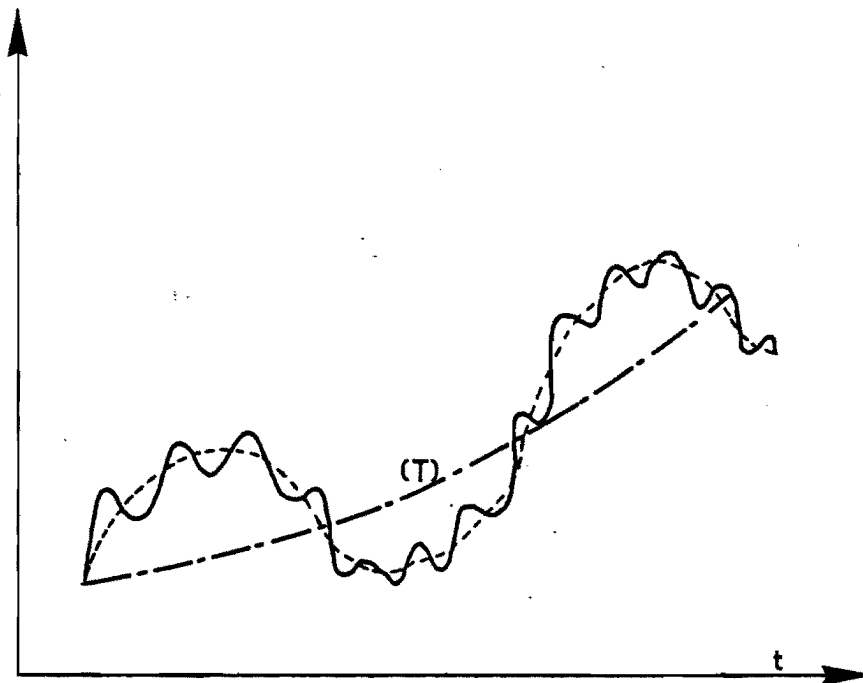
C représente le mouvement cyclique

S représente la variation saisonnière

et R tient compte à la fois du phénomène de persistance et des variations résiduelles purement aléatoires.

(1) On suppose que les données étudiées sont corrigées des erreurs systématiques.

Ainsi, la figure 1.1 représente graphiquement la composition des 3 premiers mouvements.



- T tendance générale
- - - - - tendance générale + mouvement cyclique
- tendance générale + mouvement cyclique +
variation saisonnière

Fig-1.1

1.2.2 - Méthode du corrélogramme

Le coefficient de corrélation ρ , calculé entre 2 variables X et Y de la manière suivante :

$$\rho = \frac{E ((X-\bar{X})(Y-\bar{Y}))}{(\text{var } X \cdot \text{var } Y)^{1/2}}$$

met en évidence la force de la liaison de dépendance entre ces deux variables.

L'analyse des effets de dépendance dans une série chronologique (X_i) s'effectue de la même façon en calculant le coefficient de corrélation des variables représentant 2 valeurs successives (resp. 2 valeurs séparées par k intervalles de temps). Ce coefficient s'appelle le coefficient d'autocorrélation d'ordre 1 (resp. d'ordre k) de la variable X .

$$\rho_k = \frac{E (X_i - \bar{X}) (X_{i+k} - \bar{X})}{\text{var } X}$$

En pratique, ce coefficient ρ_k se calcule d'après l'échantillon :

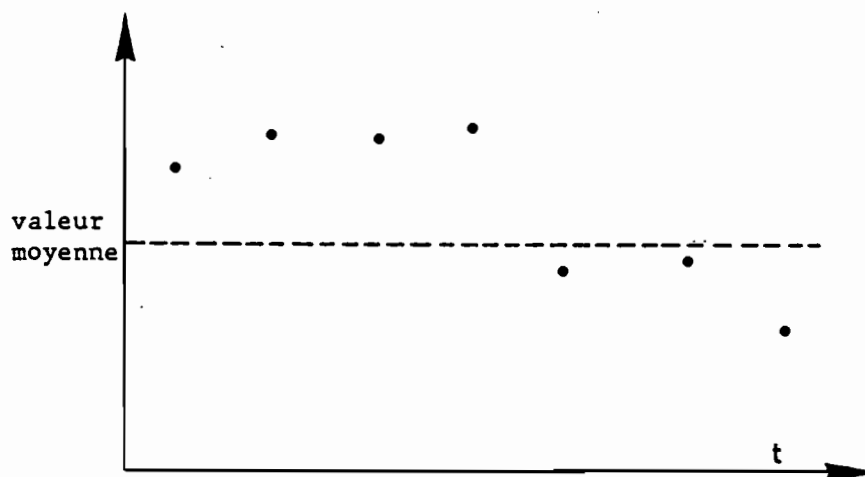
$$\rho_k = \frac{\frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} (X_i - \bar{X})(X_{i+k} - \bar{X})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

Quel que soit l'ordre k d'un coefficient d'autocorrélation :

$$- 1 < \rho_k < 1$$

la valeur absolue $|\rho_k|$ exprime le degré de dépendance affectant les observations distantes de k intervalle de temps : plus $|\rho_k|$ est proche de 1, plus les écarts $|X_i - \bar{X}|$ et $|X_{i+k} - \bar{X}|$ sont voisins; les valeurs de la série chronologique sont indépendants si et seulement si $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = \dots = 0$.

Le signe de ρ_k indique la répartition des valeurs X_i et X_{i+k} par rapport à la moyenne (fig. 1.2.).



$\rho_1 > 0$ les valeurs successives de la variable ont tendance à être groupées.

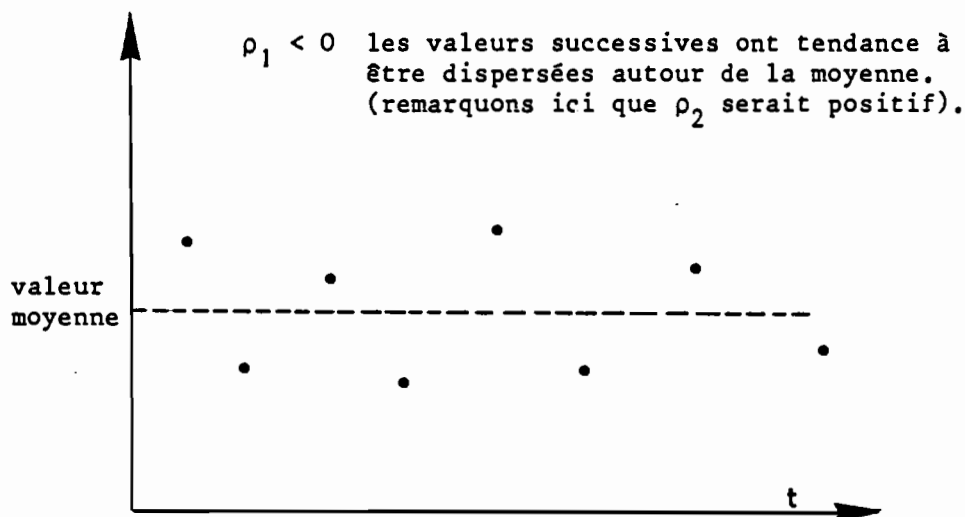


Fig-1.2

Le corrélogramme de la série chronologique représente la courbe obtenue en reportant la valeur du coefficient d'autocorrélation d'ordre k en fonction de la valeur k .

Le tableau 1.3 montre ainsi le début du corrélogramme calculé à partir des hauteurs d'eau mensuelles relevées à la station LE RAIZET (Guadeloupe) de 1951 à 1978.

Les coefficients d'autocorrélation ainsi calculés à partir des données brutes tiennent compte des effets de dépendance de toute nature. Pour pouvoir estimer l'influence respective de chaque effet, il serait nécessaire d'effectuer une correction des données, afin de pouvoir calculer les coefficients d'autocorrélation à partir des valeurs affectées du seul effet considéré (2). L'examen du corrélogramme brut de la variable étudiée permet souvent de caractériser tel ou tel effet, ou tout au moins d'indiquer dans quelle voie les corrections doivent être effectuées. Il n'est pas inintéressant de calculer par la suite un nouveau corrélogramme à partir des données corrigées.

(2) Un certain nombre de méthodes graphiques ou analytiques sont présentées dans l'ouvrage de M. GRISOLLET "Climatologie".

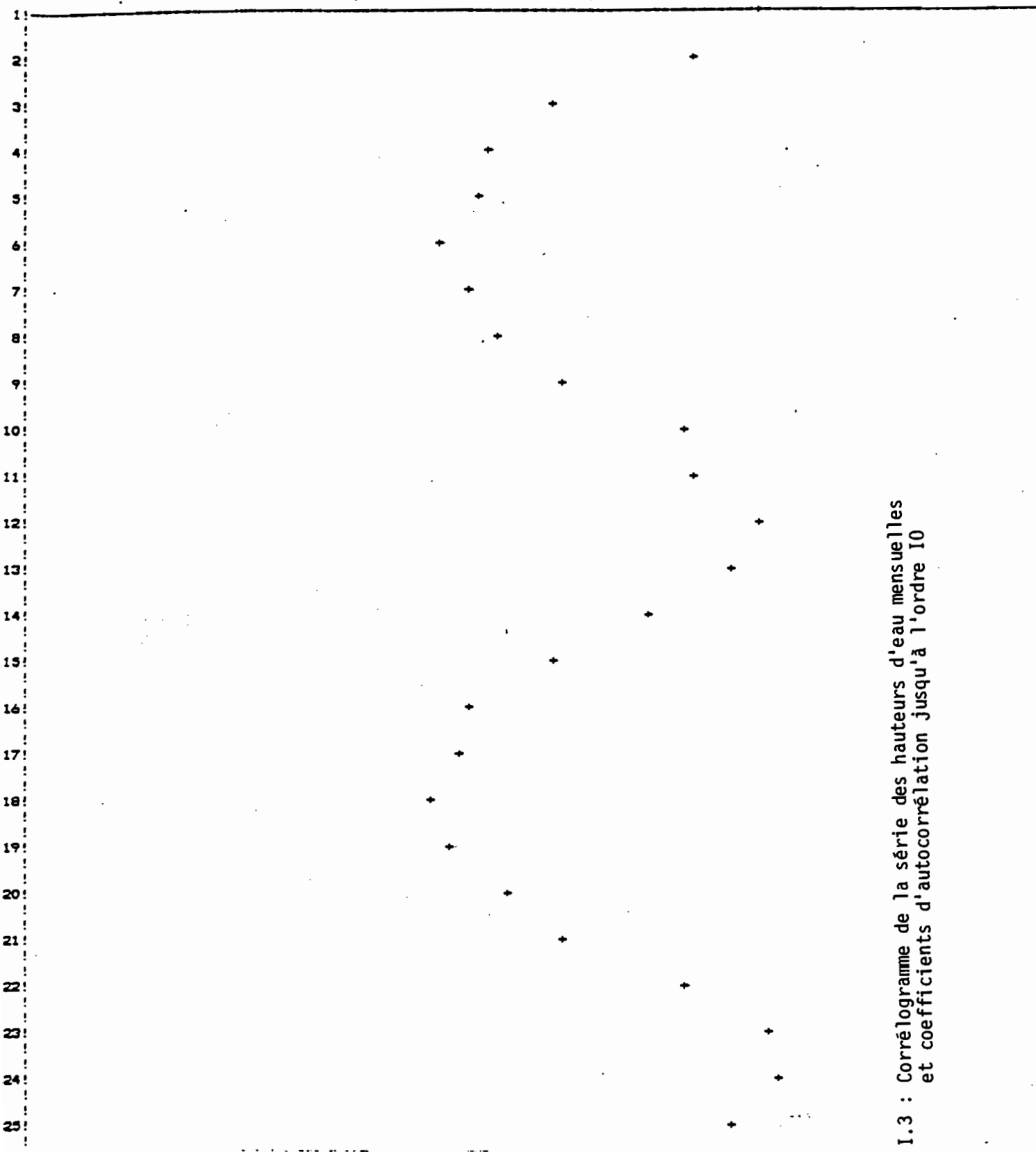
-1

-0.5

0

0.5

- 6 -



I.3 : Corrélogramme de la série des hauteurs d'eau mensuelles et coefficients d'autocorrélation jusqu'à l'ordre 10

LE RAIZET

NO DE LA STATION 621445
 PERIODE D'OBSERVATION=1951-1978

MOYENNE= 148.934 VARIANCE= 8711.992

COEFFICIENTS D.:	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AUTOCORRELATION:	0.38	0.23	-0.06	-0.21	-0.24	-0.31	-0.26	-0.18	-0.05	0.22

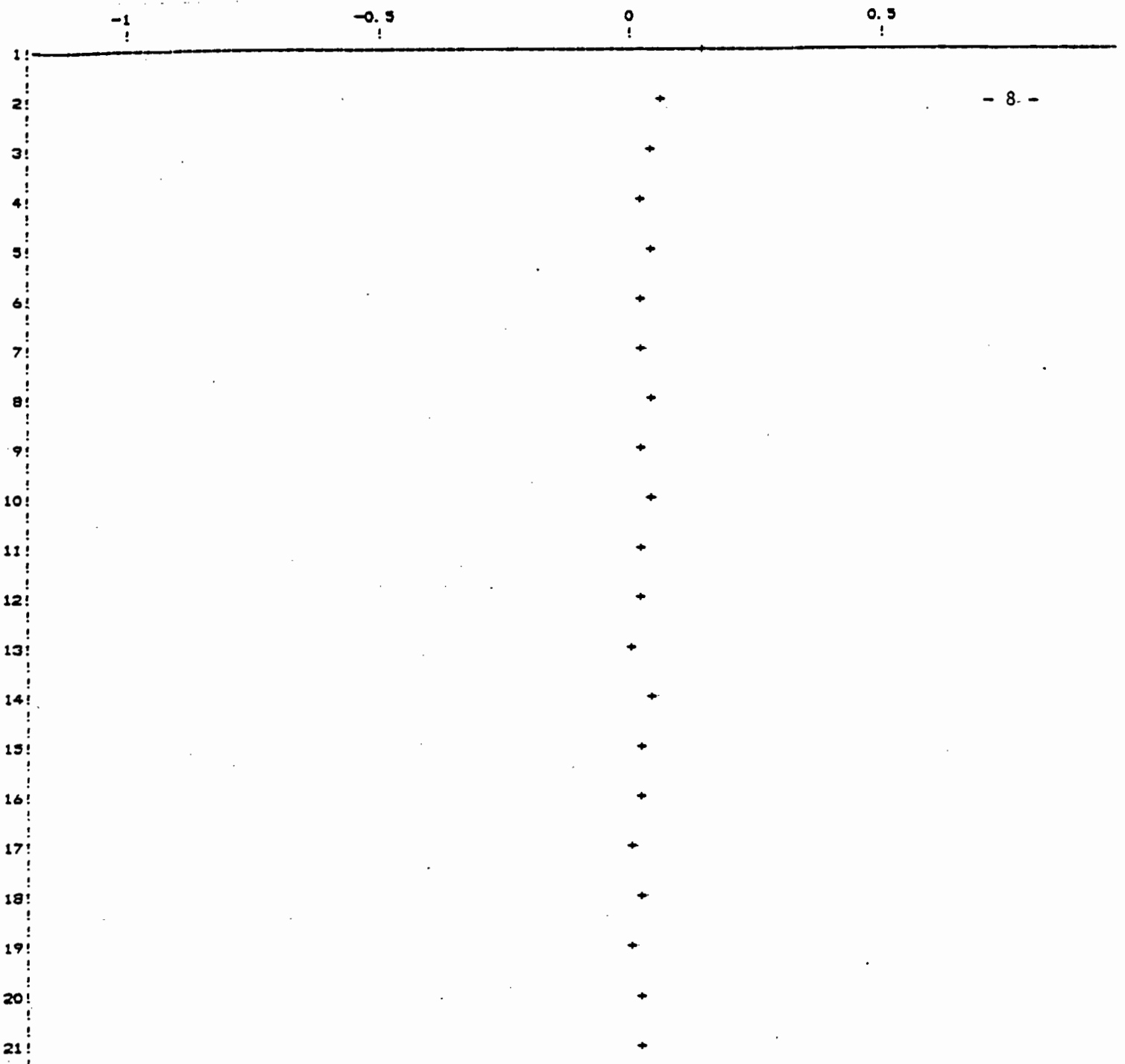
1.2.3 - Interprétation du corrélogramme

L'examen du tableau 1.3 met en évidence l'existence d'un cycle dont la période est égale à 12 mois : il s'agit évidemment du cycle annuel des saisons. Lorsque le corrélogramme présente ainsi une allure oscillatoire qui ne s'amortit pas, on peut conclure à l'existence d'un élément cyclique dans l'organisation de la série.

La caractérisation de l'effet de tendance est moins facile : la meilleure méthode consiste à trouver l'expression analytique de la courbe de tendance (voir figure 1.1), éventuellement par la méthode des moindres carrés, et à remplacer dans le calcul des coefficients d'autocorrélation la valeur moyenne \bar{X} par la valeur $\bar{X}(t)$ qui traduit l'évolution de cette valeur moyenne en fonction du temps. Néanmoins, les essais ainsi effectués n'ont conduit à aucun changement notable dans le calcul des ρ_k .

Le corrélogramme 1.4, calculé à partir des hauteurs d'eau journalières observées à la station LE RAIZET, représente assez bien celui d'une série chronologique dont les termes sont affectés de l'effet de persistance. La décroissance des coefficients d'autocorrélation, à mesure que l'intervalle de temps séparant les observations croît, est à cet égard significative. Dans ce cas, les coefficients d'autocorrélation expriment à la fois la force et l'étalement dans le temps du phénomène de persistance. Cette information est essentielle lorsqu'on veut étudier des séries de valeurs indépendantes. Ainsi, à la station LE RAIZET, il apparaît que la persistance se manifeste pendant 2 jours, d'une façon plus marquée le premier jour ($\rho_1=0,15$) que le second ($\rho_2=0,07$) : pour constituer une série de précipitations journalières indépendantes entre elles, il serait donc nécessaire de prendre les jours de 3 en 3.

En conclusion, si le calcul des coefficients d'autocorrélation peut fournir d'intéressantes précisions sur la nature des effets de dépendance, il demeure indispensable de comparer ces résultats à ceux qu'on obtiendrait en employant d'autres tests existants (test des pics et des phases par exemple) pour déceler une éventuelle organisation de la série. En outre, si l'on entreprend d'étudier un système ne prenant qu'un nombre fini et limité d'états qualitatifs (état sec-état pluvieux par exemple), on ne peut envisager d'étudier des coefficients d'autocorrélation. Nous verrons plus loin que, dans ce cas, il est possible de caractériser la persistance par un autre coefficient, le paramètre de contagion du schéma de Polya.



LE RAIZET

NO DE LA STATION 621445
PERIODE D'OBSERVATION=1951-1978

MOYENNE= 4.890 VARIANCE= 125.486

! COEFFICIENTS D. !	1 !	2 !	3 !	4 !	5 !	6 !	7 !	8 !	9 !	10 !
! AUTOCORRELATION !	0.15 !	0.07 !	0.05 !	0.03 !	0.05 !	0.03 !	0.03 !	0.04 !	0.02 !	0.04 !

I.4 : Corrélogramme de la série des hauteurs d'eau journalières
et coefficients d'autocorrélation jusqu'à l'ordre 10

1.2.4 - Influence de la persistance sur l'exactitude des moyennes

Soit X une variable représentant les valeurs d'une série chronologique, dont la moyenne \bar{X} et l'écart-type σ_x de la population mère sont parfaitement connus.

Si les valeurs X_i de cette variable sont indépendantes, l'espérance mathématique (valeur moyenne) de m termes consécutifs en chronologie est \bar{X} et la variance de cette moyenne est :

$$V_o = \frac{\sigma_x^2}{m}$$

Il n'en est pas de même si les valeurs X_i ne sont pas indépendantes : pour fixer les idées, supposons que nous tirions un échantillon de n valeurs de la population mère et étudions sur cet échantillon la moyenne et la variance de cette moyenne pour m = 2 termes consécutifs.

$$Y_i = \frac{X_i + X_{i+1}}{2} = \text{moyenne de 2 termes consécutifs} \\ (i \text{ varie de } 1 \text{ à } n-1)$$

$$\bar{Y} \text{ se calcule par } \sum_1^{n-1} \frac{Y_i}{n-1} = \sum_1^{n-1} \frac{X_i + X_{i+1}}{2(n-1)} \\ = \frac{1}{2} \left(\sum_1^{n-1} \frac{X_i}{n-1} + \sum_1^{n-1} \frac{X_{i+1}}{n-1} \right) = \bar{X}$$

d'où l'espérance mathématique de Y est \bar{X} .

$$\sigma_y^2 \text{ se calcule par } \frac{1}{n-1} \sum_1^{n-1} (Y_i - \bar{Y})^2 \\ = \frac{1}{n-1} \left(\sum_1^{n-1} \frac{(X_i - \bar{X})^2}{4} + \sum_1^{n-1} \frac{(X_{i+1} - \bar{X})^2}{4} + \sum_1^{n-1} \frac{(X_i - \bar{X})(X_{i+1} - \bar{X})}{2} \right) \\ = \frac{1}{2} \sigma_x^2 + \frac{1}{2} \rho_1 \cdot \sigma_x^2 = \frac{\sigma_x^2}{2} (1 + \rho_1) \\ \text{d'où la variance de Y est : } \frac{\sigma_x^2}{2} (1 + \rho_1)$$

On montre par récurrence sur m que la valeur moyenne de m termes consécutifs en chronologie est \bar{X} et que la valeur de cette moyenne est :

$$V = \frac{\sigma_x^2}{m} \left(m+2(m-1)\rho_1 + \dots + 2\rho_{m-2} + \rho_{m-1} \right)$$

où $\rho_1 \dots \rho_{m-1}$ sont les coefficients d'autocorrélation d'ordre $1 \dots m-1$, de la variable X .

Si les valeurs de cette variable sont indépendantes,

$$\rho_1 = \dots = \rho_{m-1} = 0 ; \text{ on retrouve bien : } V_0 = \frac{\sigma_x^2}{m}$$

Dans le cas où k valeurs X_i ne sont soumises qu'au seul effet de persistance, on peut considérer que l'approximation :

$$\rho_k = \rho_1^k \text{ pour tout } k \in \{1 \dots\}$$

représente assez bien le comportement des coefficients d'autocorrélation.

On trouve alors :

$$V = \frac{\sigma_x^2}{m} \left(\frac{1+\rho_1}{1-\rho_1} - \frac{2\rho_1}{m} \frac{(1-\rho_1^m)}{(1-\rho_1)^2} \right)$$

Pour m assez grand, la variance de la valeur moyenne de m termes consécutifs en chronologie est donc :

$$V = \frac{\sigma_x^2}{m} \cdot \frac{1+\rho_1}{1-\rho_1}$$

En particulier, cette formule s'applique à la moyenne des valeurs d'un échantillon tiré d'une population mère distribuée normalement : si les paramètres de la distribution de la population mère sont \bar{X} et σ_x , les paramètres de la distribution de la moyenne de l'échantillon sont :

$$\bar{X} \text{ et } \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{1+\rho_1}{1-\rho_1}}$$

DEUXIEME PARTIE

2 - ETUDE DES SEQUENCES DES JOURS DE PLUIES

2.1 - Position du problème

La répartition des jours de pluie au cours d'une période donnée n'est pas purement aléatoire. Le phénomène de persistance se manifeste en disant que la probabilité d'observer un jour de pluie dépend des états (secs ou pluvieux) des jours précédents. Ainsi, en Guadeloupe, cette probabilité augmente jusqu'à atteindre un maximum, enregistré lorsqu'on a observé précédemment 5 ou 6 jours de pluie, puis décroît ensuite.

Pour étudier la succession chronologique des jours de pluie, il est donc souhaitable d'employer des schémas tenant compte de cet effet de persistance : le schéma de Polya et les chaînes de Markov.

Nous définirons ainsi 2 états : un état sec et un état pluvieux au moyen de seuils (inférieur et éventuellement supérieur) ; à chaque jour sera attribué l'un de ces 2 états en fonction de la précipitation observée ce jour et des valeurs choisies pour les seuils.

2.2 - Schéma de Polya

Le schéma de Polya considère qu'entre les tirages au sort successifs et effectués dans un certain ordre dans N urnes contenant toutes des boules blanches et des boules noires en proportion différente, il y a interdépendance, c'est-à-dire qu'après chaque tirage, non seulement on remet la boule tirée dans l'urne, mais en plus b boules de la même couleur, ce qui caractérise la contagion ou la persistance du phénomène (1).

Dans le schéma de Polya, la probabilité P_k de k occurrences d'un événement dans une série de n observation est :

$$P_0 = \frac{1}{(1+d)^{m/d}}$$

et pour $k \geq 1$

$$P_k = \frac{m(m+d) \dots (m+(k-1)d)}{k! (1+d)^{m/d+k}}$$

ou encore

$$P_k = P_{k-1} \cdot \frac{m+(k-1)d}{k(1+d)}$$

(1) Une variante consiste à soustraire, et non pas ajouter, b boules de la couleur tirée

La loi est donc entièrement définie par 2 paramètres, m et d, qui représentent respectivement (voir annexe A) :

m = moyenne des occurrences de l'événement considéré

$d = \frac{\sigma^2}{m} - 1$ ou σ^2 est la variance des occurrences de l'événement considéré.

d caractérise la persistance du phénomène de la manière suivante :

- . si $d = 1$, c'est-à-dire si $\sigma^2 = 0$, on obtient toujours le même nombre n d'occurrences, ce qui signifie en particulier que le fait d'avoir observé n occurrences rend impossible une occurrence supplémentaire du même événement.
- . si $d = 0$, c'est-à-dire si $\sigma^2 = m$, on retrouve la loi de Poisson (voir annexe A) et l'occurrence d'un événement est indépendante des précédentes.
- . si $-1 < d < 0$, l'occurrence d'un événement rend plus probable l'occurrence de l'événement contraire.
- . si $d > 0$, l'occurrence d'un événement rend plus probable une nouvelle occurrence du même événement.

Dans le cas de notre étude des séquences de jours de pluie, l'événement considéré est : "1 jour de pluie suit un jour de pluie". Notons d'abord que, dans ces conditions, une séquence de k jours de pluie se traduit par (k-1) occurrences de l'événement cité : par exemple, 0 occurrence de l'événement correspond à un jour de pluie isolé, autrement dit à une séquence de longueur 1. Si on appelle S_k le nombre de séquences observées de longueur k et \bar{S} le nombre total des séquences observées, les probabilités expérimentales de k occurrences $P_{\text{exp}}(k)$ où k varie de 0 à l'infini sont donc égales à $\frac{S_{k+1}}{\bar{S}}$.

Les paramètres n et d sont calculés d'après l'échantillon :

$$m = \sum_0 k \cdot P_{\text{exp}}(k) = \sum_0 k \frac{S_{k+1}}{\bar{S}} = \sum_1 \frac{(k-1)S_k}{\bar{S}} = \frac{J-\bar{S}}{\bar{S}}$$

où $J = \sum_1 k S_k$ représente le nombre de jours de pluie.

$$\sigma^2 = \sum_0 (k-m)^2 \cdot P_{\text{exp}}(k) = \sum_1 (k-m-1)^2 \cdot \frac{S_k}{\bar{S}}$$

d'où l'on déduit $d = \frac{\sigma^2}{m} - 1$; "paramètre de contagion"

Les nombres de séquences de longueur k (=k-1 occurrence) théoriquement calculés par le schéma de Polya sont obtenus en multipliant \bar{S} par P_{k-1} .

2.3 - Chaînes de Markov

2.3.1 - Généralités

Considérons une variable climatologique X ne pouvant prendre qu'un nombre fini d'états $E_1 \dots E_n$. Si la probabilité que la variable X prenne un état quelconque E_i dans l'intervalle t ne dépend que des états qu'elle a pris dans l'intervalle précédent $t-1$, on peut représenter la succession des valeurs prises par X par une chaîne de Markov d'ordre 1. Si cette probabilité $\text{Prob}(X(t) = E_i)$ dépend non seulement des états pris par X dans l'intervalle $t-1$, mais aussi des états pris aux instants $t-2$, $t-3 \dots$, $t-k$, la chaîne est dite d'ordre k . Les chaînes de Markov permettent donc de représenter la structure de dépendance chronologique de variable ne pouvant prendre qu'un nombre fini d'états n au moyen de matrices de probabilités dites de transition. On peut noter ces probabilités :

$$P(E_1 \dots E_k : E_{k+1}) = \text{Prob} \left(X(t) = E_{k+1} / X(t-k) = E_1 \dots X(t-1) = E_k \right) \quad (2)$$

ceci implique que le nombre de probabilités à estimer est directement proportionnel au nombre d'états n d'une part, et à l'ordre de la chaîne d'autre part. Dans la pratique, pour un nombre d'états n fixé, l'information dont on dispose n'étant pas toujours très importante, il convient de réaliser un compromis quant au choix de l'ordre de la chaîne pour obtenir une bonne précision dans les résultats et dans l'estimation des paramètres (ou du moins dans la confiance avec laquelle on peut affirmer que ceux-ci représentent bien les paramètres de la population mère).

2.3.2 - Utilisation des probabilités conditionnelles dans l'étude des séquences de jours de pluie

Le nombre des états du système est ici limité à 2 : un état sec et un état pluvieux.

-
- (2) Il est également possible de représenter l'évolution chronologique d'une variable continue X par un processus markovien d'ordre k , sous la forme :

$$X_i = U_i + Y(X_{i-k} \dots X_{i-1})$$

où U désigne une variable dont les valeurs sont indépendantes

Y est une fonction de k variables.

(voir l'étude de MM. BRUNET-MORET et ROCHE - Cahiers Hydro, vol. XII, n° 3, 1975).

Convenons de noter 1 l'état pluvieux

" " 2 l'état sec

L'événement "observer une séquence d'exactly k jours pluvieux" est réalisé si l'on observe la succession chronologique suivante :

Jour sec, k jours pluvieux, jour sec, c'est-à-dire :

$$\underbrace{2 \ 1 \ \dots \ 1 \ 2}_k$$

Nous appelons P_k la probabilité d'obtenir une séquence de longueur k

$$P_k = \text{prob} \left(\underbrace{2 \ 1 \ \dots \ 1 \ 2}_k \right)$$

. dans le cas où les états du système sont indépendants entre eux (assimilable à une chaîne d'ordre 0)

$$\begin{aligned} P_1 &= \text{prob}(212) = \text{prob}(2) \cdot \text{prob}(1) \cdot \text{prob}(2) \\ &= \text{prob}(2)^2 \cdot \text{prob}(1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{et } P_k &= \text{prob}(\underbrace{21 \dots 12}_k) = \text{prob}(2) \cdot \underbrace{\text{prob}(1) \dots \text{prob}(1)}_k \cdot \text{prob}(2) \\ &= \text{prob}(2) \cdot \text{prob}(1)^k \\ &= \text{prob}(1) \cdot P_{k-1} \end{aligned}$$

Pour calculer ces probabilités, il est donc nécessaire de calculer d'après l'échantillon la valeur du paramètre $\text{prob}(1)$

$$\text{prob}(1) = \frac{\text{nombre de jours de pluie}}{\text{nombre de jours observés}}$$

d'où l'on déduit $\text{prob}(2) = 1 - \text{prob}(1)$

. dans le cas où l'état pris à l'instant t dépend de l'état pris à l'instant t-1 (dépendance d'ordre 1).

$$P_1 = \text{prob}(212) = \text{prob}(2/21) \cdot \text{prob}(21) \quad (3)$$

et $\text{prob}(2/21) = \text{prob}(2/1)$ et $\text{prob}(21) = \text{prob}(1/2) \cdot \text{prob}(2)$

donc $P_1 = \text{prob}(2/1) \cdot \text{prob}(1/2) \cdot \text{prob}(2)$

$$\text{pour } k \geq 2 \quad P_k = \text{prob}(\underbrace{21 \dots 12}_k)$$

$$= \text{prob}(2/1) \cdot \underbrace{\text{prob}(1/1) \dots \text{prob}(1/1)}_{k-1} \cdot \text{prob}(1/2) \cdot \text{prob}(2)$$

(3) d'après le schéma des probabilités conditionnelles

$$P(A|B) = P(B|A) \cdot P(A)$$

$$P_k = \text{prob}(2/1) \cdot \text{prob}(1/1)^{k-1} \cdot \text{prob}(1/2) \cdot \text{prob}(2)$$

$$= \text{prob}(1/1)^{k-1} \cdot P_{k-1}$$

il est alors nécessaire d'estimer 4 paramètres, dont 3 seulement sont indépendants.

$$\begin{aligned} & \text{prob}(1/1) \\ & \text{prob}(1/2) \\ & \text{prob}(2) \\ & \text{prob}(2/1) = 1 - \text{prob}(1/1) \end{aligned}$$

de la manière suivante :

$$\text{prob}(j/i) = \frac{\text{nombre de couples } ij}{\text{nombre de jours } i} \quad i = 1,2 \quad j = 1,2$$

• dans le cas où l'état pris à l'instant t dépend des états pris aux instants t-1 et t-2 (dépendance d'ordre 2).

$$P_1 = \text{prob}(212) = \text{prob}(2121) \cdot \text{prob}(21)$$

$$P_2 = \text{prob}(2112) = \text{prob}(2/211) \cdot \text{prob}(211)$$

$$= \text{prob}(2/11) \cdot \text{prob}(1/21) \cdot \text{prob}(21)$$

pour $k \geq 3$

$$P_k = \text{prob}(\underbrace{21 \dots 12}_k) = \text{prob}(2/11) \cdot \underbrace{\text{prob}(1/11) \dots \text{prob}(1/11)}_{k-2} \cdot \text{prob}(1/21) \cdot \text{prob}(21)$$

$$= \text{prob}(2/11) \cdot \text{prob}(1/11)^{k-2} \cdot \text{prob}(1/21) \cdot \text{prob}(21)$$

$$= \text{prob}(1/11)^{k-2} \cdot P_2$$

il faut donc calculer d'après l'échantillon 5 paramètres, dont 3 seulement sont indépendants :

$$\text{prob}(21) = \frac{\text{nombre de couples } 21}{\text{nombre de couples observés}}$$

$$\begin{aligned} & \text{prob}(1/11)) \\ & (\text{prob}(k/ij) = \frac{\text{nombre de triplets } ijk}{\text{nombre de couples } ij} \\ & \text{prob}(1/21)) \end{aligned}$$

$$i = 1,2 ; j = 1,2 ; k = 1,2$$

$$\text{prob}(2/11) = 1 - \text{prob}(1/11)$$

$$\text{prob}(2/21) = 1 - \text{prob}(1/21)$$

Quelque soit l'ordre de dépendance retenu (0,1 ou 2) le nombre théorique de séquences de longueur k s'obtient en multipliant les probabilités p_k par N, nombre de jours observés.

2.4 - Résultats et commentaires

Les groupes de stations étudiées ont été choisis en fonction de leur appartenance à des régimes climatiques variés :

. 3 stations de la Guadeloupe

621445	LE RAIZET	1951 - 1978)	
620810	BOYVINIERE	1929 - 1978	(climat tropical
622130	DUCLOS	1954 - 1978)	maritime

(2 années manquantes)

. 2 stations de Côte d'Ivoire

90055	BOUAKE	1921 - 1973	climat équatorial de transition
90160	ODIENNE	1921 - 1973	climat tropical de transition

2.4.1 - Calcul théorique du nombre de séquences

Dans un premier temps, nous étudions les séquences de jours de pluie pour chacune des stations précédentes à l'échelle annuelle, c'est-à-dire en prenant en considération tous les jours de l'année.

Le tableau 2.1 établit la comparaison des nombres théoriques des séquences d'exactly k jours ($k = 1 \dots$) de pluie calculés pour chaque schéma (d'après les considérations faites aux paragraphes 2.2 et 2.3) par rapport aux nombres observés, à la station LE RAIZET, pour un seuil inférieur fixé à 0,1 mm.

Dans la colonne "différence observée" sont calculées pour chaque schéma les différences entre les nombres de séquences calculés par ce schéma et le nombre de séquences observés de même longueur.

Le calcul est effectué jusqu'à la plus grande longueur l_{\max} observée, plus 1, soit 35 jours ici. En conséquence, la dernière longueur du tableau représente ici les nombres de séquences observés et calculés d'au moins 35 jours.

Dans ce tableau figure également la valeur du paramètre d, dénommé "contagion", intervenant dans le schéma de Polya (ici contagion = 4,089).

LE RAIZET

NO DE LA STATION 621445
PERIODE D'OBSERVATION=1951-1978

SEQUENCES JOURNALIERES

NOMBRE TOTAL DE JRB 10227
DE PLUIE... 6922
SEQUENCES..... 1715

SEUIL INFERIEUR= 0.1 SEUIL SUPERIEUR=***** CONTAGION= 4.089

!LONGUEUR DES! ! SEQUENCES	NOMBRE DE ! SEQUENCES OBS.	POLYA		INDEPENDANCE		CHAINE D ORDRE1		CHAINE D ORDRE 2	
		!SEQUENCES !CALCULEES	DIFFERENCE! OBSERVEE	!SEQUENCES !CALCULEES	DIFFERENCE! OBSERVEE	!SEQUENCES !CALCULEES	DIFFERENCE! OBSERVEE	!SEQUENCES !CALCULEES	DIFFERENCE! OBSERVEE
1	492	512.4	20.4	722.9	230.9	424.7	-67.3	491.0	-1.0
2	327	305.7	-21.3	489.3	162.3	319.5	-7.5	287.3	-39.7
3	229	214.0	-15.0	331.2	102.2	240.4	11.4	219.8	-9.2
4	150	157.2	7.2	224.1	74.1	180.9	30.9	168.2	18.2
5	110	118.2	8.2	151.7	41.7	136.1	26.1	128.7	18.7
6	87	90.1	3.1	102.7	15.7	102.4	15.4	98.5	11.5
7	69	69.3	0.3	69.5	0.5	77.0	8.0	75.3	6.3
8	53	53.6	0.6	47.0	-6.0	57.9	4.9	57.6	4.6
9	47	41.7	-3.3	31.8	-15.2	43.6	-3.4	44.1	-2.9
10	34	32.5	-1.5	21.5	-12.5	32.8	-1.2	33.7	-0.3
11	28	25.5	-2.5	14.6	-13.4	24.7	-3.3	25.8	-2.2
12	18	20.0	2.0	9.9	-8.1	18.6	0.6	19.8	1.8
13	10	15.7	5.7	6.7	-3.3	14.0	4.0	15.1	5.1
14	16	12.4	-3.6	4.5	-11.5	10.5	-3.5	11.6	-4.4
15	8	9.8	1.8	3.1	-4.9	7.9	-0.1	8.8	0.8
16	7	7.7	0.7	2.1	-4.9	5.9	-1.1	6.8	-0.2
17	3	6.1	3.1	1.4	-1.6	4.5	1.5	5.2	2.2
18	4	4.8	0.8	0.9	-3.1	3.4	-0.6	4.0	-0.0
19	4	3.8	-0.2	0.6	-3.4	2.5	-1.5	3.0	-1.0
20	3	3.0	0.0	0.4	-2.6	1.9	-1.1	2.3	-0.7
21	5	2.4	-2.6	0.3	-4.7	1.4	-3.6	1.8	-3.2
22	2	1.9	-0.1	0.2	-1.8	1.1	-0.9	1.4	-0.6
23	4	1.5	-2.5	0.1	-3.9	0.8	-3.2	1.0	-3.0
24	2	1.2	-0.8	0.1	-1.9	0.6	-1.4	0.8	-1.2
25	0	1.0	1.0	0.1	0.1	0.5	0.5	0.6	0.6
26	0	0.8	0.8	0.0	0.0	0.3	0.3	0.5	0.5
27	1	0.6	-0.4	0.0	-1.0	0.3	-0.7	0.4	-0.6
28	1	0.5	-0.5	0.0	-1.0	0.2	-0.8	0.3	-0.7
29	0	0.4	0.4	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.2
30	0	0.3	0.3	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.2
31	0	0.2	0.2	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
32	0	0.2	0.2	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
33	0	0.2	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1
34	1	0.1	-0.9	0.0	-1.0	0.0	-1.0	0.1	-0.9
> 35	0	0.5	0.5	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.2

2.1 : Calcul des séquences d'exactement k jours de pluie

LE RAIZET

NO DE LA STATION 621445
PERIODE D'OBSERVATION=1951-1978

SEQUENCES JOURNALIERES

NOMBRE TOTAL DE JRS 10227
DE PLUIE... 6922
SEQUENCES..... 1715

SEUIL INFERIEUR= 0.1 SEUIL SUPERIEUR=***** CONTACTION= 4.089

		POLYA		INDEPENDANCE		CHAINE D ORDRE1		CHAINE D ORDRE 2	
LONGUEUR DES SEQUENCES	NOMBRE DE SEQUENCES OBS.	SEQUENCES CALCULEES	DIFFERENCE OBSERVEE	SEQUENCES CALCULEES	DIFFERENCE OBSERVEE	SEQUENCES CALCULEES	DIFFERENCE OBSERVEE	SEQUENCES CALCULEES	DIFFERENCE OBSERVEE
> 1	1715	1715.0	0.0	2237.0	522.0	1715.0	0.0	1714.2	-0.8
> 2	1223	1202.6	-20.4	1514.1	291.1	1290.3	67.3	1223.1	0.1
> 3	896	896.9	0.9	1024.8	128.8	970.7	74.7	935.8	39.8
> 4	667	683.0	16.0	693.6	26.6	730.3	63.3	716.0	49.0
> 5	517	525.8	8.8	469.5	-47.5	549.5	32.5	547.9	30.9
> 6	407	407.6	0.6	317.8	-89.2	413.4	6.4	419.2	12.2
> 7	320	317.6	-2.4	215.1	-104.9	311.0	-9.0	320.7	0.7
> 8	251	248.3	-2.7	145.6	-105.4	234.0	-17.0	245.4	-5.6
> 9	198	194.7	-3.3	98.5	-99.5	176.0	-22.0	187.8	-10.2
> 10	151	153.0	2.0	66.7	-84.3	132.4	-18.6	143.7	-7.3
> 11	117	120.5	3.5	45.1	-71.9	99.6	-17.4	109.9	-7.1
> 12	89	95.0	6.0	30.6	-58.4	75.0	-14.0	84.1	-4.9
> 13	71	75.0	4.0	20.7	-50.3	56.4	-14.6	64.3	-6.7
> 14	61	59.3	-1.7	14.0	-47.0	42.4	-18.6	49.2	-11.8
> 15	45	46.9	1.9	9.5	-35.5	31.9	-13.1	37.7	-7.3
> 16	37	37.2	0.2	6.4	-30.6	24.0	-13.0	28.8	-8.2
> 17	30	29.5	-0.5	4.4	-25.6	18.1	-11.9	22.1	-7.9
> 18	27	23.4	-3.6	2.9	-24.1	13.6	-13.4	16.9	-10.1
> 19	23	18.6	-4.4	2.0	-21.0	10.2	-12.8	12.9	-10.1
> 20	19	14.7	-4.3	1.4	-17.6	7.7	-11.3	9.9	-9.1
> 21	14	11.7	-4.3	0.9	-15.1	5.8	-10.2	7.6	-8.4
> 22	11	9.3	-1.7	0.6	-10.4	4.4	-6.6	5.8	-5.2
> 23	9	7.4	-1.6	0.4	-8.6	3.3	-5.7	4.4	-4.6
> 24	5	5.9	0.9	0.3	-4.7	2.5	-2.5	3.4	-1.6
> 25	3	4.7	1.7	0.2	-2.8	1.9	-1.1	2.6	-0.4
> 26	3	3.7	0.7	0.1	-2.9	1.4	-1.6	2.0	-1.0
> 27	3	3.0	-0.0	0.1	-2.9	1.1	-1.9	1.5	-1.5
> 28	2	2.4	0.4	0.1	-1.9	0.8	-1.2	1.2	-0.8
> 29	1	1.9	0.9	0.1	-0.9	0.6	-0.4	0.9	-0.1
> 30	1	1.5	0.5	0.0	-1.0	0.5	-0.5	0.7	-0.3
> 31	1	1.2	0.2	0.0	-1.0	0.3	-0.7	0.5	-0.5
> 32	1	1.0	-0.0	0.0	-1.0	0.3	-0.7	0.4	-0.6
> 33	1	0.8	-0.2	0.0	-1.0	0.2	-0.8	0.3	-0.7
> 34	1	0.6	-0.4	0.0	-1.0	0.1	-0.9	0.2	-0.8
> 35	0	0.5	0.5	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.2

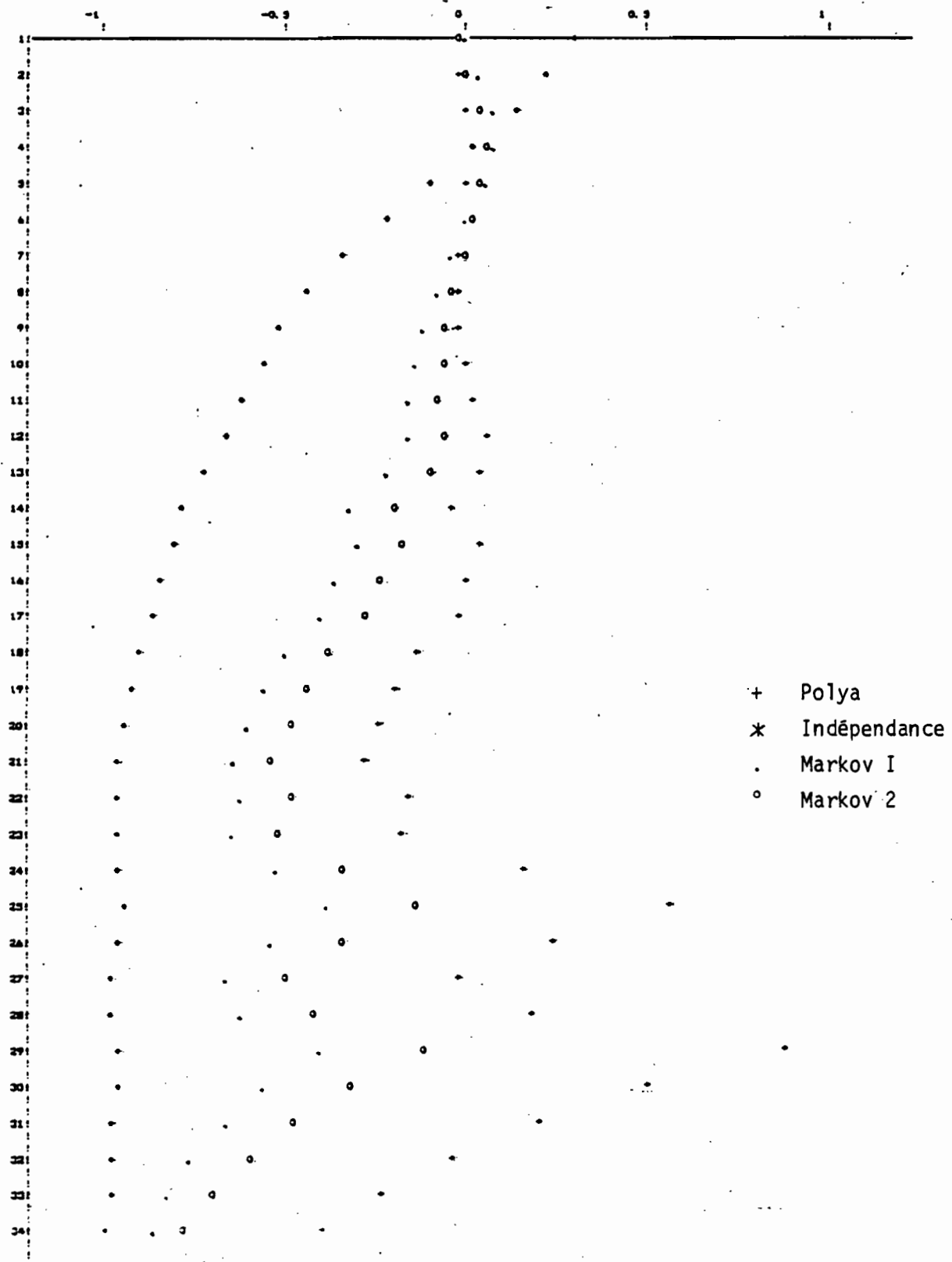
2.2 : Calcul des séquences d'au moins k jours de pluie

LE RAIZET

Station no 621445

Seuil inférieur=0.1 mm

Période d'observation:1951-1978



2.3 : Comparaison des ajustements fournis par les schémas de Polya, Indépendance, Markov I et 2

Il est souvent plus utile, dans la plupart des problèmes, de connaître le nombre de séquences d'au moins $k(=1\dots)$ jours de pluie. C'est l'étude de ces nombres, observés d'une part et calculés d'autre part pour chaque schéma, que nous développerons par la suite. Ces nombres sont représentés par le tableau 2.2.

Pour rendre compte clairement de la qualité de l'ajustement fourni par chaque schéma, en ce qui concerne les séquences de longueur supérieure à k jours de pluie, nous traçons, à partir des résultats du tableau 2.2, le graphique 2.3 de la manière suivante : nous reportons l'erreur relative commise sur le calcul du nombre théorique de séquences, pour chaque schéma, en fonction de la longueur k de ces séquences.

en abscisse : erreur relative = $\frac{\text{différence observée}}{\text{nombre de séquences observé}}$

en ordonnée : longueur des séquences

donc, pour chaque longueur k ($k=1\dots, l_{\max}+1$), nous obtenons

4 points :

les points + représentent l'ajustement de Polya

les points * " " Indépendance

les points . " " Markov 1

les points o " " Markov 2

Il est évident que la meilleure qualité d'un ajustement est obtenue par un maximum de points dont l'abscisse (erreur relative) est proche de la valeur nulle. Toutefois, il convient de ne pas accorder une trop grande importance aux points représentant les séquences de longueurs extrêmes, compte tenu de la faiblesse de l'information fournie par l'échantillon à ce sujet. Pratiquement, les points d'abscisse voisins de 0 sont ceux qui correspondent aux séquences relativement courtes, donc les plus significatives du point de vue de l'information, et ce n'est pas trahir l'interprétation du résultat que de comparer la qualité de l'ajustement fourni par un schéma au nombre de points obtenus par le schéma correspondant situés dans une bande encadrant la valeur d'abscisse 0.

Par exemple, si nous retenons comme critère de qualité une erreur relative comprise entre $\pm 10\%$, on compte d'après le graphique 2.3 :

19	points	pour le schéma de Polya
13	"	Markov 2
8	"	Markov 1
2	"	Indépendance

répondant à ce critère, pour un maximum de 34 points, les résultats obtenus pour l'ensemble des stations étudiées en Guadeloupe et en Côte d'Ivoire et exprimés sous cette forme sont consignés dans le tableau 2.4

Tableau 2.4

Nom de la station	Polya	Markov 2	Markov 1	Indép.	Longueur maximale observée
621445 LE RAIZET	19	13	5	2	34
620810 BOYVINIERE	11	7	5	1	23
622130 DUCLOS	19	15	12	2	40
90055 BOUAKE	5	3	2	1	27
30160 ODIENNE	9	4	4	1	31

De la même façon, le tableau 2.5 indique, pour chaque schéma, le nombre de points affectés d'une erreur relative comprise entre $\pm 25\%$.

Tableau 2.5

Nom de la station	Polya	Markov 2	Markov 1	Indép.	Longueur maximale observée
621445 LE RAIZET	29	18	13	5	34
620180 BOYVINIERE	13	8	7	2	23
622130 DUCLOS	22	22	18	5	40
90055 BOUAKE	11	6	5	1	27
30160 ODIENNE	14	7	5	1	31

Les résultats détaillés sont reportés sous la forme de graphique du type 2.3 en Annexe D.

L'utilisation du test du χ^2 confirme ce que nous avons pressenti quant à la qualité respective des ajustements.

Voici, par exemple, les résultats de ce test, à partir des données du tableau 2.2, en ce qui concerne les ajustements de Polya, Markov 1 et Markov 2. Nous considérons les séquences de jours de pluie dont les longueurs varient entre 1 et 34.

Limites des classes	Effectif observé	Effectif théorique Polya	Effectif théorique Markov 1	Effectif théorique Markov 2
< 2	6	6	10	8
2 - 10	6	7	5	7
10 - 50	8	7	6	6
50 - 200	6	6	5	5
200 - 1715	8	8	8	8
TOTAL	34	34	34	34

Soit :

$$\chi^2 \text{ Polya} = 0,285 \quad \text{d}^\circ \text{ de liberté} = 2 \quad 0,100 < P(\chi^2) < 0,900$$

$$\chi^2 \text{ Markov 1} = 3,333 \quad \text{d}^\circ \text{ de liberté} = 1 \quad 0,050 < P(\chi^2) < 0,100$$

$$\chi^2 \text{ Markov 2} = 1,509 \quad \text{d}^\circ \text{ de liberté} = 1 \quad 0,100 < P(\chi^2) < 0,900$$

Si on choisit 0,05 comme valeur du seuil du risque d'adéquation, aucun des 3 ajustements n'est à rejeter : la meilleure probabilité du χ^2 est obtenue par l'ajustement de Polya et ensuite par l'ajustement de Markov 2, ces 2 probabilités étant nettement supérieures à la probabilité du χ^2 fournie par l'ajustement de Markov 1.

2.4.2 - Calcul des récurrences

L'estimation des périodes de retour d'un événement est indispensable à la réalisation de tout équipement et répond souvent à des impératifs économiques ou humains, tout en garantissant le bon fonctionnement de l'ouvrage en accord avec le phénomène étudié : à cet égard, le calcul des récurrences revêt une très grande importance.

Les données observées ne permettent pas, du fait de leur nombre limité, d'établir avec précision les récurrences de certains événements, particulièrement dans le cas des événements qui se produisent rarement. C'est pourquoi on cherche à adopter les données à un modèle mathématique, la loi statistique qui conduit à extrapoler les résultats dans les zones où l'information est insuffisante.

Notre étude consiste ici à déterminer les périodes de retour des séquences de jours de pluie, tous les jours de l'année étant comptabilisés. Remarquons qu'il est également possible de n'étudier le phénomène qu'au cours d'une certaine période de l'année (mois, saison ... voir 2.4.3).

Quelle que soit la période de l'année considérée, nous définirons les probabilités expérimentales et théoriques suivant 2 échelles de temps distinctes :

- La récurrence journalière R_j telle qu'une séquence de longueur supérieure à k débute en moyenne tous les R_j jours de la période considérée

$$R_j(k) = \frac{\text{nombre de jours d'observations}}{\text{nombre de séquences de longueur } \geq k} = \frac{N}{\text{PCVM}(K,k)}$$

- La récurrence annuelle R_a telle qu'une séquence de longueur supérieure à k débute en moyenne tous les R_a ans

$$R_a(k) = \frac{\text{nombre d'années d'observations}}{\text{nombre de séquences de longueur } \geq k} = \frac{\text{NAN}}{\text{PCVM}(K,k)}$$

$$\text{i.e. } R_a(k) = R_j(k) \times \frac{\text{NAN}}{N}$$

Ainsi, si notre étude s'effectue à l'échelle annuelle, c'est-à-dire si tous les jours de l'année sont comptabilisés, alors :

$$R_a(k) = R_j(k)/365$$

par contre si nous ne considérons que les jours appartenant à la période Mai-Octobre

$$R_a(k) = R_j(k)/184$$

LE RAIZET

NO DE LA STATION 621445
PERIODE D'OBSERVATION=1951-1970

SEQUENCES JOURNALIERES

SEUIL INFERIEUR= 0.1 SEUIL SUPERIEUR=***** CONTACTION= 4.089

CALCUL DES RECURRENCES

LONGUEUR DES SEQUENCES OBSERVEES		SEQUENCES POLYA		SEQUENCES INDEP.		SEQUENCES D ORDRE 1		SEQUENCES D ORDRE 2		
SEQUENCES	JOURS	ANNEES	JOURS	ANNEES	JOURS	ANNEES	JOURS	ANNEES	JOURS	ANNEES
> 1	5.96	0.02	5.96	0.02	4.57	0.01	5.96	0.02	5.97	0.02
> 2	8.36	0.02	8.50	0.02	6.75	0.02	7.93	0.02	8.36	0.02
> 3	11.41	0.03	11.40	0.03	9.98	0.03	10.54	0.03	10.93	0.03
> 4	15.33	0.04	14.97	0.04	14.74	0.04	14.00	0.04	14.28	0.04
> 5	19.78	0.05	19.45	0.05	21.78	0.06	18.61	0.05	18.67	0.05
> 6	25.13	0.07	25.09	0.07	32.19	0.09	24.74	0.07	24.40	0.07
> 7	31.96	0.09	32.21	0.09	47.55	0.13	32.88	0.09	31.89	0.09
> 8	40.74	0.11	41.19	0.11	70.25	0.19	43.71	0.12	41.68	0.11
> 9	51.65	0.14	52.53	0.14	103.79	0.28	58.09	0.16	54.47	0.15
> 10	67.73	0.19	66.83	0.18	153.34	0.42	77.21	0.21	71.19	0.20
> 11	87.41	0.24	84.88	0.23	224.54	0.62	102.63	0.28	93.04	0.25
> 12	114.91	0.31	107.63	0.29	334.65	0.92	136.41	0.37	121.60	0.33
> 13	144.04	0.39	136.30	0.37	494.34	1.35	181.31	0.50	158.93	0.44
> 14	167.66	0.46	172.39	0.47	730.14	2.00	240.98	0.66	207.71	0.57
> 15	227.27	0.62	217.84	0.60	1078.28	2.95	320.29	0.88	271.47	0.74
> 16	276.41	0.76	275.01	0.75	1592.08	4.36	425.69	1.17	354.79	0.97
> 17	340.90	0.93	346.92	0.93	2349.98	6.44	565.77	1.55	463.68	1.27
> 18	378.78	1.04	437.32	1.20	3467.06	9.50	751.93	2.06	605.98	1.64
> 19	444.65	1.22	550.92	1.31	5111.71	14.00	999.30	2.74	791.93	2.17
> 20	538.26	1.47	693.62	1.90	7529.03	20.63	1327.98	3.64	1034.93	2.84
> 21	639.19	1.75	872.82	2.37	11073.30	30.34	1764.67	4.83	1352.44	3.71
> 22	929.73	2.55	1097.77	3.01	16251.25	44.52	2344.75	6.42	1767.28	4.84
> 23	1136.33	3.11	1380.05	3.78	23776.30	65.14	3115.16	8.53	2309.24	6.33
> 24	2045.40	5.60	1734.17	4.75	34629.28	94.87	4138.10	11.34	3017.18	8.27
> 25	3409.00	9.34	2178.24	5.97	50111.11	137.29	5495.85	15.06	3941.77	10.80
> 26	3409.00	9.34	2734.93	7.49	71853.62	196.86	7297.19	19.99	5149.04	14.11
> 27	3409.00	9.34	3432.55	9.40	101728.19	278.71	9685.58	26.54	6724.97	18.42
> 28	5113.50	14.01	4306.45	11.80	141565.75	387.85	12849.77	35.20	8781.34	24.06
> 29	10227.00	28.02	5400.71	14.80	192620.56	527.73	17037.28	46.68	11463.30	31.41
> 30	10227.00	28.02	6770.29	18.55	254822.12	698.14	22571.23	61.84	14958.93	40.98
> 31	10227.00	28.02	8483.57	23.24	326095.44	893.41	29870.07	81.84	19511.24	53.46
> 32	10227.00	28.02	10625.56	29.11	402244.00	1102.04	39475.82	108.15	25433.18	69.68
> 33	10227.00	28.02	13301.76	36.44	477783.94	1308.91	52073.22	142.67	33125.86	90.76
> 34	10227.00	28.02	16642.72	45.60	547291.00	1499.43	66525.19	187.74	43100.31	118.08

2.6 - Calcul des récurrences journalières et annuelles dans le cadre d'une étude à l'échelle annuelle.

Nous calculons ainsi, dans le cadre de l'étude à l'échelle annuelle des séquences de jours de pluie à la station LE RAIZET, les récurrences qui figurent dans le tableau 2.6

L'interprétation du graphique 2.3, qui montre que le meilleur ajustement est fourni par le schéma de Polya, nous conduit à penser que la récurrence d'une séquence d'au moins 34 jours de pluie est proche de 45 ans.

2.4.3 - Influence de l'effet saisonnier

L'étude de certains problèmes n'implique pas la prise en compte de tous les jours de l'année. C'est le cas par exemple lorsque l'agronome doit calculer la récurrence d'une séquence d'au moins k jours secs au cours de la saison des pluies, en vue de procéder éventuellement à une irrigation de complément ou de définir le volume d'une retenue.

Quelle que soit la nature des états (secs ou pluvieux) et la période de l'année considérées, le problème peut se poser en ces termes :

"Sachant que la récurrence annuelle d'un événement est R si tous les jours de l'année sont comptabilisés, et que a % de ces événements sont relevés pendant une certaine période de l'année, quelle est la récurrence annuelle R_p de cet événement au cours de la période considérée ?".

La réponse est $R_p = \frac{1}{a} \times R$ ($\frac{1}{a}$ étant compris entre 1 et ∞ , R_p est toujours supérieur à R quelle que soit la période de l'année considérée).

Ainsi, si par exemple, à l'échelle annuelle, la récurrence d'une séquence d'au moins 10 jours de pluie est égale à 100 ans et que 80 % de ces séquences sont relevées lors de la saison des pluies, une séquence d'au moins 10 jours de pluie se produit en moyenne :

1 fois tous les $\frac{100}{0,8} = 125$ ans au cours de la saison des pluies.

1 fois tous les $\frac{100}{0,2} = 500$ au cours de la saison sèche.

Pour calculer ces récurrences saisonnières, nous préférons néanmoins étudier directement la série chronologique formée uniquement des jours appartenant à la période de l'année considérée.

SEQUENCES JOURNALIERES

BAISIN SECIE Novembre-Avril

SEUIL INFERIEUR= 0.1 SEUIL SUPERIEUR=***** CONTAGION= 4.697

CALCUL DES RECURRENCES

! LONGUEUR DES SEQUENCES !	! SEQUENCES OBSERVEES !		! SEQUENCES POLYA !		! SEQUENCES INDEP. !		! SEQUENCES D ORDRE 1 !		! SEQUENCES D ORDRE 2 !	
	JOURS !	ANNEES !	JOURS !	ANNEES !	JOURS !	ANNEES !	JOURS !	ANNEES !	JOURS !	ANNEES !
> 1	6.08!	0.03!	6.08!	0.03!	4.35!	0.02!	6.08!	0.03!	6.08!	0.03!
> 2	8.93!	0.05!	9.24!	0.05!	6.78!	0.04!	8.17!	0.05!	8.93!	0.05!
> 3	12.47!	0.07!	12.55!	0.07!	10.57!	0.06!	10.99!	0.06!	11.67!	0.06!
> 4	17.03!	0.09!	16.50!	0.09!	14.49!	0.09!	14.78!	0.08!	15.26!	0.08!
> 5	21.90!	0.12!	21.33!	0.12!	25.72!	0.14!	19.88!	0.11!	19.94!	0.11!
> 6	27.43!	0.15!	27.27!	0.15!	40.11!	0.22!	26.73!	0.15!	26.06!	0.14!
> 7	34.52!	0.19!	34.62!	0.19!	62.53!	0.35!	35.94!	0.20!	34.05!	0.19!
> 8	43.75!	0.24!	43.71!	0.24!	97.55!	0.54!	48.34!	0.27!	44.50!	0.25!
> 9	57.02!	0.31!	54.95!	0.30!	152.13!	0.84!	65.00!	0.36!	58.16!	0.32!
> 10	73.55!	0.41!	68.86!	0.38!	237.24!	1.31!	87.41!	0.40!	76.00!	0.42!
> 11	93.75!	0.53!	86.04!	0.47!	369.95!	2.04!	117.54!	0.65!	99.32!	0.55!
> 12	120.03!	0.67!	107.26!	0.59!	576.03!	3.18!	158.06!	0.87!	129.79!	0.72!
> 13	145.00!	0.80!	133.46!	0.74!	897.30!	4.96!	212.55!	1.17!	169.62!	0.94!
> 14	198.59!	0.88!	165.77!	0.91!	1401.72!	7.73!	285.81!	1.58!	221.66!	1.22!
> 15	220.65!	1.22!	205.40!	1.13!	2184.12!	12.05!	384.31!	2.12!	289.66!	1.60!
> 16	253.73!	1.40!	254.66!	1.41!	3401.46!	18.77!	516.76!	2.85!	378.52!	2.07!
> 17	298.53!	1.65!	315.08!	1.74!	5293.01!	29.20!	694.01!	3.83!	494.63!	2.73!
> 18	330.33!	1.87!	389.41!	2.15!	8226.14!	45.39!	934.10!	5.15!	646.33!	3.57!
> 19	390.30!	2.15!	480.04!	2.65!	12757.87!	70.40!	1255.92!	6.93!	844.54!	4.66!
> 20	461.36!	2.55!	593.22!	3.27!	19733.10!	108.87!	1688.31!	9.31!	1103.47!	6.09!
> 21	507.50!	2.80!	731.29!	4.03!	30377.79!	167.60!	2269.28!	12.52!	1441.70!	7.95!
> 22	645.83!	4.67!	900.85!	4.97!	46440.06!	256.22!	3049.65!	16.83!	1883.46!	10.39!
> 23	845.83!	4.67!	1108.78!	6.12!	70257.94!	387.64!	4077.47!	22.61!	2460.31!	13.57!
> 24	1268.75!	7.00!	1364.34!	7.53!	104607.44!	577.60!	5503.62!	30.36!	3213.37!	17.73!
> 25	1691.67!	9.33!	1677.50!	9.26!	152652.87!	842.22!	7389.34!	40.77!	4196.23!	23.15!
> 26	1691.67!	9.33!	2064.36!	11.37!	216140.00!	1192.54!	9915.76!	54.71!	5478.38!	30.23!
> 27	1691.67!	9.33!	2531.68!	13.97!	274759.00!	1626.26!	13296.26!	73.36!	7150.12!	39.45!
> 28	2537.50!	14.00!	3107.64!	17.15!	384397.37!	2120.81!	17811.87!	98.27!	9328.27!	51.47!
> 29	3075.00!	28.00!	3812.61!	21.04!	477505.31!	2634.51!	23830.01!	131.48!	12163.62!	67.11!
> 30	3075.00!	28.00!	4673.03!	25.79!	565399.56!	3118.89!	31826.34!	175.59!	15850.05!	87.45!
> 31	3075.00!	28.00!	5729.41!	31.61!	640847.81!	3535.71!	42408.40!	233.98!	20635.58!	113.85!
> 32	3075.00!	28.00!	7017.66!	38.72!	700908.25!	3067.08!	56337.89!	310.83!	26035.38!	148.06!
> 33	3075.00!	28.00!	8590.50!	47.40!	745719.69!	4114.31!	74545.75!	411.29!	34046.45!	192.26!
> 34	3075.00!	28.00!	10307.16!	57.90!	777597.44!	4290.18!	98129.12!	541.40!	45163.02!	249.18!

2.7 - Calcul des récurrences journalières et annuelles des séquences de longueur supérieure à k jours de pluie pendant la période Novembre-Avril.

Cette série, que nous qualifierons de "tronquée" pour la différencier de la série chronologique initiale tenant compte de tous les jours de l'année, s'obtient par le découpage de l'année en périodes distinctes : nous raccordons artificiellement le dernier jour de la période étudiée au premier jour de la même période de l'année suivante. Si la période considérée est assez longue et si nous disposons d'un grand nombre d'années d'observations, ce découpage n'introduit pas d'erreurs d'échantillonnage notables.

L'avantage de cette méthode par rapport à la précédente réside dans le fait de pouvoir estimer directement les paramètres en fonction de la période considérée. Cette estimation s'avère nécessairement plus adéquate qu'une estimation globale à l'échelle annuelle, particulièrement dans le cas où les différentes saisons sont très marquées, et fournit par conséquent des résultats plus fiables.

Le tableau 2.7 répertorie les résultats obtenus lors de l'étude des séquences de jours pluvieux dans le cadre de la période Novembre-Avril à la station LE RAIZET. Si nous nous référons au schéma de Polya, nous constatons ainsi qu'une séquence de longueur supérieure à 34 jours, qui se produit en moyenne :

1 fois tous les 46 ans pendant l'année (voir tableau 2.6)
se produit :

1 fois tous les 58 ans au cours de la période Novembre -
Avril.

La même étude effectuée dans le cadre de la période Mai -
Octobre montre que cette séquence se produit :

1 fois tous les 150 ans au cours de cette période.

il est facile d'en déduire que d'après Polya :

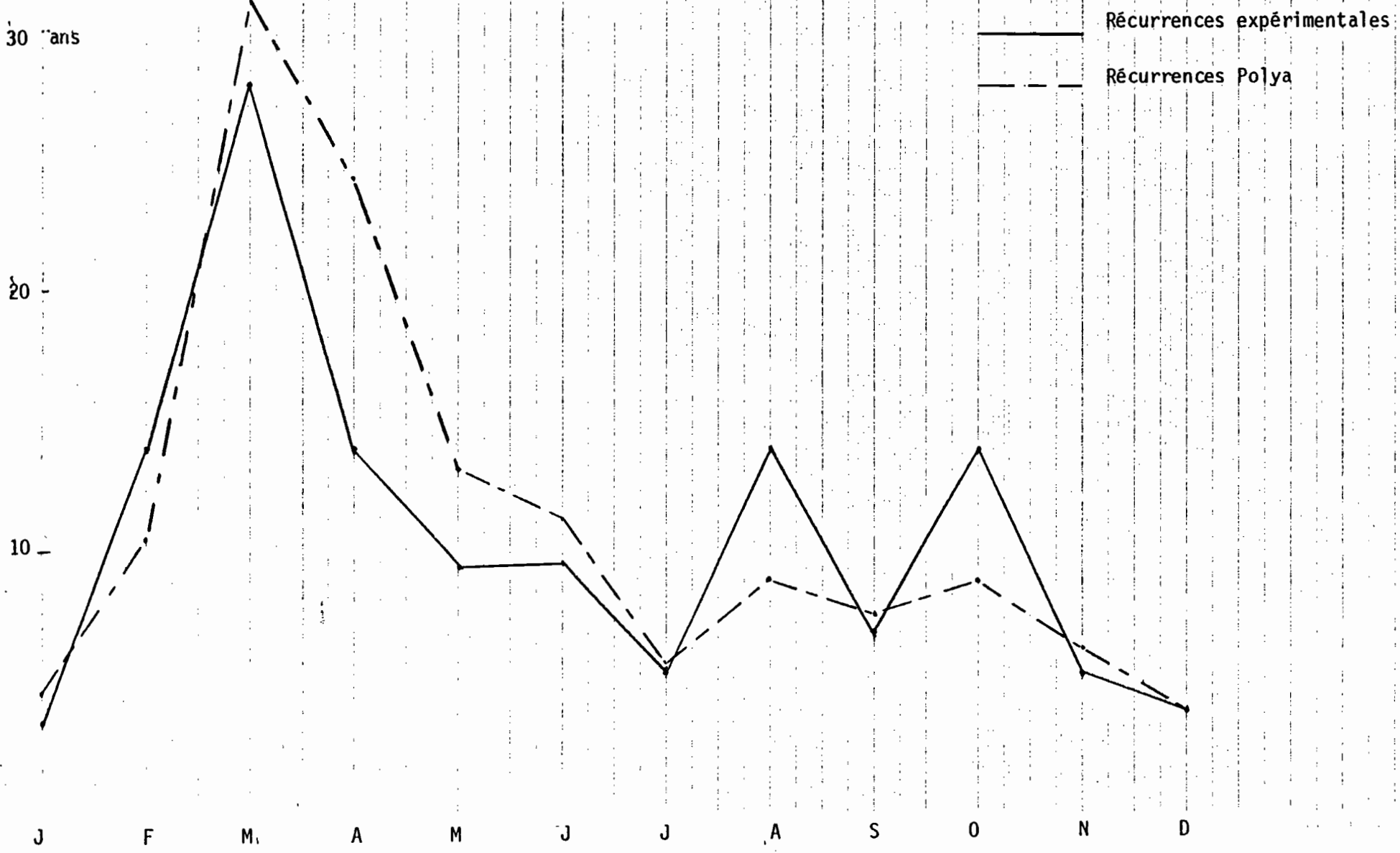
- 72 % des séquences de plus de 34 jours de pluie sont relevées au cours de la période Novembre - Avril.
- 28 % des séquences de plus de 34 jours de pluie sont relevées au cours de la période Mai - Octobre.

Nous pouvons ainsi calculer la récurrence à l'échelle annuelle R :

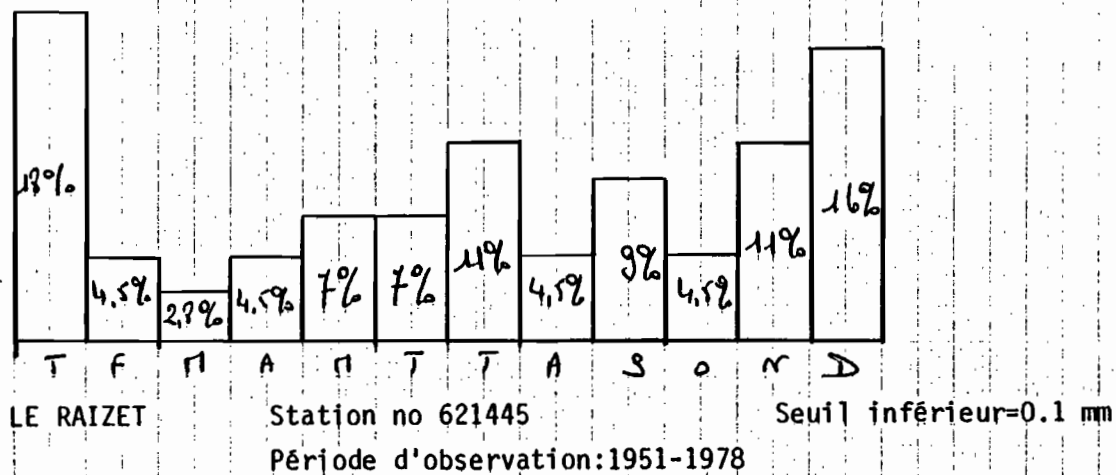
$$R = 58 \times \frac{72}{100} \text{ (ou } R = 150 \times \frac{28}{100}) = 42 \text{ ans}$$

Ce résultat, calculé à partir des récurrences saisonnières, s'accorde assez bien avec la valeur trouvée lors de l'étude à l'échelle annuelle, qui était de 46 ans.

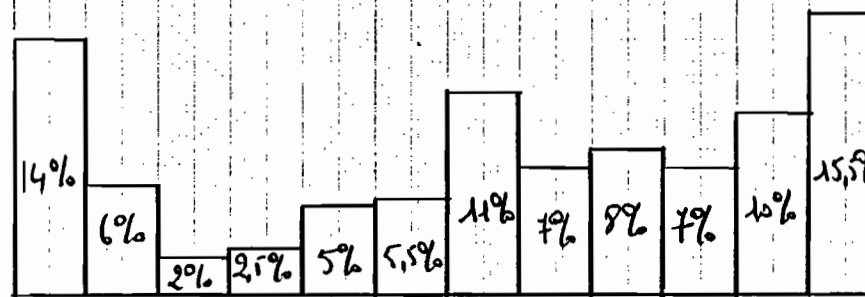
2.8 : Evolution des récurrences des séquences de plus de 15 jours de pluie au cours de l'année



d'après l'échantillon



d'après Polya



2,9 : Répartition des séquences de plus de 15 jours de pluie au cours de l'année

D'éventuelles différences entre les résultats obtenus par les 2 méthodes évoquées résultent des interférences que peut produire un effet saisonnier trop marqué dans l'estimation des paramètres des schémas de probabilité. Il n'est donc pas très étonnant d'enregistrer des résultats très cohérents pour les stations de la GUADELOUPE, dont le régime des précipitations est assez régulier. Il n'en est pas toujours de même en ce qui concerne les stations de la COTE d'IVOIRE par exemple, à propos desquelles une étude saisonnière est vivement conseillée, même si la nature du problème ne l'exige pas : cet examen approfondi peut conduire en particulier, en cas de différences notables, à rejeter les résultats obtenus lors de l'étude globale à l'échelle annuelle. Notons que les récurrences expérimentales, dans lesquelles n'intervient aucun paramètre, ne sauraient être soumises à ces interférences et que, si des différences apparaissent lors du calcul de la récurrence à l'échelle annuelle R, soit par une étude globale, soit à partir des récurrences saisonnières expérimentales, ces différences ne traduisent que les erreurs d'échantillonnage introduites par le découpage de l'année en plusieurs périodes.

Une étude à l'échelle mensuelle (découpage de l'année en 12 périodes mensuelles) peut être également envisagée : la courbe 2.8 décrit l'évolution des récurrences annuelles des séquences de plus de 15 jours de pluie à la station LE RAISET :

- la courbe en trait plein représente les récurrences expérimentales ;
- la courbe en pointillé représente les récurrences Polya.

Nous joignons également le tableau 2.9 montrant la répartition de ces séquences au cours de l'année, déterminée d'après les nombres expérimentaux et d'après les nombres théoriques du schéma de Polya.

2.4.4 - Définition des pluies "utiles"

Nous avons considéré jusqu'à maintenant l'état pluvieux comme un état de pluie effective (hauteur d'eau journalière supérieure à 0,1 mm). Il est bien sûr possible de choisir d'autres valeurs pour les seuils, en fonction du problème étudié. Ainsi, si nous voulons connaître la répartition et la fréquence de jours de pluie "utiles" au terroir, nous sommes amenés à fixer les valeurs des seuils en fonction de la région considérée : la pluie utile peut, par exemple, être définie par une hauteur d'eau journalière comprise entre 5 et 20 mm, ou encore supérieure au seuil d'évapotranspiration (variable dans le temps et dans l'espace).

Dans ces conditions, l'état pluvieux doit être considéré comme l'occurrence d'une certaine pluie "utile" à l'opérateur. L'état sec ne représente pas alors l'absence de précipitations, mais simplement l'événement contraire de l'état pluvieux précédemment évoqué.

Pour juger des comportements de nos schémas de probabilité, en fonction de la valeur des seuils, nous avons étudié les séquences d'états pluvieux définis successivement par :

- Une hauteur d'eau journalière > 1 mm
seuil inférieur = 1 mm ; seuil supérieur = $+\infty$
- Une hauteur d'eau journalière > 5 mm
seuil inférieur = 5 mm ; seuil supérieur = $+\infty$
- Une hauteur d'eau journalière > 10 mm
seuil inférieur = 10 mm ; seuil supérieur = $+\infty$

Les tableaux suivants, du type 2.4 et 2.5, comparent qualitativement les résultats obtenus pour chaque schéma, le critère de qualité retenu étant une erreur relative comprise entre ± 25 %.

Seuil inférieur = 1 mm

Nom de la station	Polya	Markov 2	Markov 1	Indép.	Longueur maximale observée
621445 LE RAIZET	16	10	8	3	21
620810 BOYVINIERE	13	8	7	1	23
622130 DUCLOS	18	18	14	4	27
90055 BOUAKE	8	5	4	2	14
90160 ODIENNE	9	7	5	1	14

Seuil inférieur = 5 mm

Nom de la station	Polya	Markov 2	Markov 1	Indép.	Longueur maximale observée
621445 LE RAIZET	8	7	7	2	8
620810 BOYVINIERE	10	10	6	2	11
622130 DUCLOS	9	8	7	2	11
90055 BOUAKE	5	4	3	1	9
90160 ODIENNE	7	6	4	2	13

Seuil inférieur = 10 mm

Nom de la station	Polya	Markov 2	Markov 1	Indép.	Longueur maximale observée
621445 LE RAIZET	6	6	5	1	6
620810 BOYVINIERE	6	7	3	1	11
622130 DUCLOS	6	6	6	1	6
90055 BOUAKE	3	5	3	1	9
90160 ODIENNE	7	6	3	1	9

Les résultats détaillés sont reportés sous la forme de graphiques de type 2.3 en Annexe D.

L'examen de ces tableaux montre que la qualité des ajustements n'est pas moindre lorsqu'augmente la valeur du seuil inférieur. Remarquons également qu'à partir d'une valeur du seuil inférieur égale à 5 mm, le processus markovien d'ordre 2 présente des résultats sensiblement équivalents à ceux du schéma de Polya.

2.4.5 - Conclusion

Les résultats obtenus tout au long de ce paragraphe montrent que, quelle que soient la nature de l'étude envisagée (découpage de l'année, valeur des seuils) et les conditions climatiques rencontrées, le schéma de Polya convient davantage à l'étude des séquences de jours de pluie que les processus markoviens. En ce qui concerne ces derniers, les calculs effectués sous l'hypothèse d'indépendance conduisent systématiquement à surestimer les séquences courtes au détriment des séquences plus longues, ce qui n'est pas étonnant compte tenu que le paramètre de persistance d reste toujours supérieur à 2, quelle que soit la station étudiée : il convient de rejeter ce schéma. D'autre part, si l'ajustement fourni par le processus markovien d'ordre 2 se montre supérieur en qualité à celui d'ordre 1, n'oublions pas qu'il fait intervenir dans le calcul des paramètres une plus grande liaison vis à vis de l'échantillon, ce qui limite la confiance qu'on peut lui accorder dans certaines extrapolations.

BOYVINIERE

NO DE LA STATION 620010
PERIODE D'OBSERVATION-1929-1970

Seuil inférieur=0.1 mm

PROBABILITE D UN JOUR DE PLUIE SACHANT QUE LES K JOURS PRECEDENTS SONT EGALEMENT PLUVIEUX

K	OBSERVEE	POLYA	INDEPENDANCE	MARKOV 1	MARKOV 2
1	0.53	0.51	0.42	0.50	0.53
2	0.58	0.60	0.42	0.50	0.62
3	0.57	0.63	0.42	0.50	0.62
4	0.61	0.65	0.42	0.50	0.62
5	0.63	0.66	0.42	0.50	0.62
6	0.63	0.66	0.42	0.50	0.62

2.10 - Calcul des probabilités conditionnelles.

LE RAIZET

NO DE LA STATION 621445
PERIODE D'OBSERVATION-1951-1970

Seuil inférieure=0.1 mm

PROBABILITE D UN JOUR DE PLUIE SACHANT QUE LES K JOURS PRECEDENTS SONT EGALEMENT PLUVIEUX

K	OBSERVEE	POLYA	INDEPENDANCE	MARKOV 1	MARKOV 2
1	0.71	0.70	0.60	0.75	0.71
2	0.73	0.75	0.60	0.75	0.77
3	0.74	0.76	0.60	0.75	0.77
4	0.78	0.77	0.60	0.75	0.77
5	0.79	0.78	0.60	0.75	0.77
6	0.79	0.78	0.60	0.75	0.77

ODIENNE

NO DE LA STATION 90160
PERIODE D'OBSERVATION=1921-1973

Seuil inférieur=0.1 mm

PROBABILITE D UN JOUR DE PLUIE SACHANT QUE LES K JOURS PRECEDENTS SONT EGALEMENT PLUVIEUX

K	OBSERVEE	POLYA	INDEPENDANCE	MARKOV 1	MARKOV 2
1	0.44	0.40	0.30	0.51	0.44
2	0.52	0.57	0.30	0.51	0.50
3	0.56	0.62	0.30	0.51	0.58
4	0.58	0.64	0.30	0.51	0.58
5	0.64	0.66	0.30	0.51	0.58
6	0.66	0.67	0.30	0.51	0.58

BOUAKE

NO DE LA STATION 90055
PERIODE D'OBSERVATION=1921-1973

Seuil inférieur=0.1 mm

PROBABILITE D UN JOUR DE PLUIE SACHANT QUE LES K JOURS PRECEDENTS SONT EGALEMENT PLUVIEUX

K	OBSERVEE	POLYA	INDEPENDANCE	MARKOV 1	MARKOV 2
1	0.40	0.35	0.27	0.45	0.40
2	0.44	0.52	0.27	0.45	0.51
3	0.40	0.57	0.27	0.45	0.51
4	0.58	0.59	0.27	0.45	0.51
5	0.63	0.61	0.27	0.45	0.51
6	0.67	0.62	0.27	0.45	0.51

DUCLOS

NO DE LA STATION 622130
PERIODE D'OBSERVATION=1954-1978

Seuil inférieure=0.1 mm

PROBABILITE D UN JOUR DE PLUIE SACHANT QUE LES K JOURS PRECEDENTS SONT EGALEMENT PLUVIEUX

K	OBSERVEE	POLYA	INDEPENDANCE	MARKOV 1	MARKOV 2
1	0.72	0.71	0.69	0.76	0.72
2	0.76	0.76	0.69	0.76	0.78
3	0.78	0.77	0.69	0.76	0.78
4	0.78	0.78	0.69	0.76	0.78
5	0.77	0.78	0.69	0.76	0.78
6	0.78	0.79	0.69	0.76	0.78

Au niveau des zones géographiques, quel que soit l'ajustement considéré, les résultats obtenus aux stations de la GUADELOUPE sont bien meilleurs que ceux de la COTE d'IVOIRE. Nous avons attribué pour une grande part cette différence de qualité à l'existence de fluctuations saisonnières, beaucoup plus nettes en COTE d'IVOIRE qu'en GUADELOUPE. Là encore, le schéma de Polya semble se comporter de meilleure façon que les processus markoviens, dont la plus grande rigidité les rend moins aptes à l'étude d'un phénomène trop irrégulier. Rappelons que, pour pallier à cet inconvénient, il est possible d'effectuer une étude saisonnière (d'ailleurs souhaitable dans la plupart des cas) destinée à uniformiser les données.

Le tableau 2.10 illustre la plus grande souplesse qui manifeste le schéma de Polya à s'adapter à l'échantillon (les probabilités $p(k)$ calculées sont égales au rapport du nombre de séquences de longueur supérieure à $k+1$ et du nombre de séquences de longueur supérieure à k).

Signalons que le programme conçu pour étudier les séquences de jours de pluie permet également, en autres utilisations, d'effectuer la même étude en ce qui concerne les séquences de jours secs. Dans ce cas, les résultats sont très satisfaisants et il apparaît très nettement que, au niveau de la qualité, le schéma de Polya précède encore les processus markoviens (voir graphique 2.11).

Toutes ces considérations nous amènent naturellement à privilégier le schéma de Polya, dans le cadre de notre étude des séquences d'états pluvieux (ou d'états secs) d'une série d'observations chronologiques.

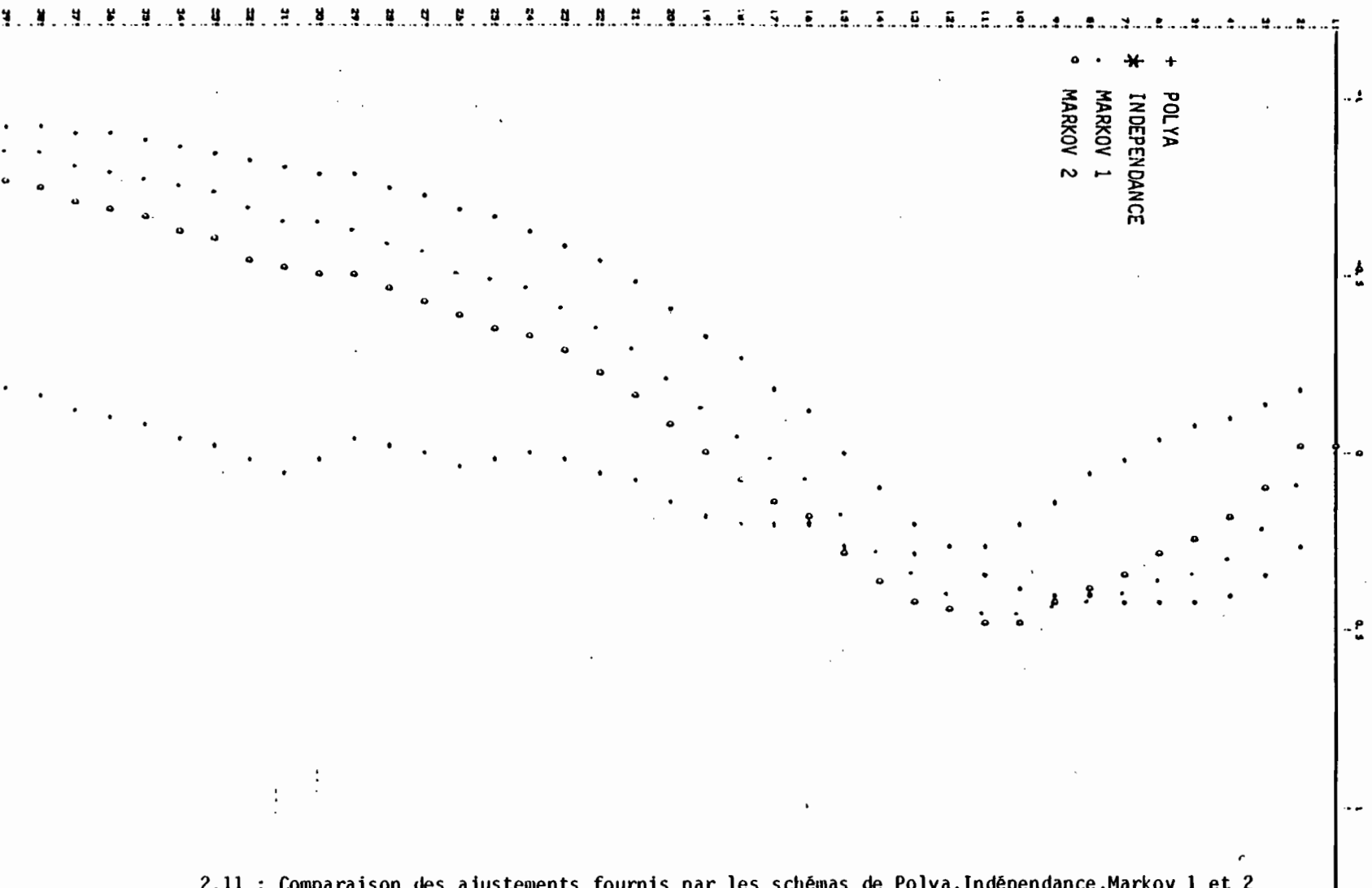
BOUAKE

Station no 90055

Seuil inférieur=0.1 mm

Période d'observation:1921-1973

SAISON SECHE: Novembre-Avril 1



2.11 : Comparaison des ajustements fournis par les schémas de Polya, Indépendance, Markov 1 et 2 relativement aux séquences de jours secs pendant la période Novembre-Avril à BOUAKE

ANNEXE A

1 - CALCUL DES PARAMETRES DU SCHEMA DE POLYA PAR LA METHODE DES MOMENTS

Les calculs suivants découlent du développement en série entière de :

$$(1 + x)^a = 1 + ax + \dots + \frac{a(a-1)\dots(a-n+1)}{n!} x^n + \dots$$

Moment d'ordre 0

$$\begin{aligned} I_0 &= \sum_0^{+\infty} P_i = P_0 + \sum_1^{+\infty} \frac{1}{(1+d)^{m/d}} = \frac{1}{(1+d)^{m/d}} \left(1 + \sum_1^{\infty} \frac{m(m+d)\dots(m+(i-1)d)}{i! (1+d)^i} \right) \\ &= \frac{1}{(1+d)^{m/d}} \left(1 + \sum_1^{\infty} \frac{m/d (m/d+1)\dots(m/d+i-1)}{i!} \left(\frac{d}{1+d} \right)^i \right) \\ &= \frac{1}{(1+d)^{m/d}} \left(1 + \sum_1^{\infty} \frac{(-m/d)(-m/d-1)\dots(-m/d-i+1)}{i!} \left(-\frac{d}{1+d} \right)^i \right) \\ &= \frac{1}{(1+d)^{m/d}} \cdot \left(1 - \frac{d}{1+d} \right)^{-m/d} = \frac{1}{(1+d)^{m/d}} \cdot \frac{1}{(1+d)^{-m/d}} = 1 \end{aligned}$$

Moment d'ordre 1 (espérance mathématique)

$$\begin{aligned} I_1 &= \sum_0^{+\infty} i P_i = \sum_1^{+\infty} \frac{i m (m+d)\dots(m+(i-1)d)}{i! (1+d)^{m/d+i}} \\ &= \frac{1}{(1+d)^{m/d+1}} \left(\sum_1^{\infty} \frac{m (m+d)\dots(m+(i-1)d)}{(i-1)! (1+d)^{i-1}} \right) \\ &= \frac{m}{(1+d)^{m/d+1}} \left(1 + \sum_2^{\infty} \frac{(m+d)\dots(m+d+(i-2)d)}{(i-1)! (1+d)^{i-1}} \right) \\ &= \frac{m}{(1+d)^{m/d+1}} \left(1 + \sum_1^{\infty} \frac{(m+d)\dots(m+d+(i-1)d)}{i! (1+d)^i} \right) \\ &= \frac{m}{(1+d)^{m/d+1}} \cdot \frac{1}{(1+d)^{-m/d-1}} = m \end{aligned}$$

De même, sans entrer dans le détail des calculs, on trouve :

$$I_2 = \text{variance} = m(1+d) \Rightarrow d = \frac{\sigma^2}{m} - 1$$

$$I_3 = \sum_0^{+\infty} (i-m)^3 P_i = m(1+3d+2d^2)$$

$$I_4 = \sum_0^{+\infty} (i-m)^4 P_i = m(3m+3md^2+6md+6d^3+12d^2+7d+1)$$

ce qui permet de calculer les coefficients B_1 et B_2 de PEARSON, mesurant respectivement la dissymétrie et l'aplatissement de k distribution :

$$B_1 = \frac{I_3^2}{I_2^3} \quad \text{et} \quad B_2 = \frac{I_4}{I_2^2}$$

2 - VALEUR MODALE

La valeur modale correspond à la fréquence la plus grande, c'est-à-dire ici à l'entier positif : dont la probabilité P_i est la plus grande.

Etudions la différence $P_i - P_{i-1}$ ou $i \in |1...|$

$$P_i - P_{i-1} = \left(\frac{m + (i-1)d}{i(1+d)} - 1 \right) \cdot P_{i-1}$$

Le signe de la différence $P_i - P_{i-1}$ est donc celui de l'expression

$$f(i) = \frac{m + (i-1)d}{i(1+d)} - 1, \text{ car } P_{i-1} \text{ est toujours positif.}$$

Considérons f comme une fonction du réel i , variant de 1 à $+\infty$:

$$f'(i) = \frac{d-n}{i^2(1+d)} \text{ garde un signe constant sur l'intervalle } \Sigma 1, +\infty \Sigma.$$

. si $d-n \geq 0$ i $d \geq m$

$$f \text{ croît de } f(i) = \frac{m-d-1}{1+d} \text{ à } \lim_{i \rightarrow +\infty} f = \frac{1}{1+d}$$

ces 2 valeurs étant strictement négatives, le signe de $f(i)$ reste toujours négatif et $\forall i \in |1...|$.

$$P_{i-1} \geq P_i$$

La valeur modale est donc 0.

. si $d-m \leq 0$ ie $d \leq m$

$$f \text{ décroît de } f(i) = \frac{m-d-1}{(1+d)} \text{ à } \lim_{i \rightarrow +\infty} f = -\frac{1}{1+d}$$

Nous devons alors considérer 2 cas :

* $m-d-1 < 0$ ie $m < 1+d$

alors $f(i)$ garde un signe négatif et la valeur modale est 0.

* $m-d-1 \geq 0$ ie $m \geq 1+d$

alors il existe un réel k tel que $k > 1$ et $f(k) = 0$.

ce réel est égal à $m-d$ (solution de l'équation $f(k)=0$).

Dans ce cas, l'entier j le plus proche de $m-d$ représente la valeur modale car :

$$\begin{aligned} \forall i \leq j & \quad P_i > P_{i-1} \\ \forall i > j & \quad P_i < P_{i-1} \end{aligned}$$

En conclusion

Valeur modale = $\sup(0, \text{entier le plus proche de } m-d)$.

3 - COMPORTEMENT AUX LIMITES ($d = -1$ ou $d = 0$)

a) $d = -1$ ie. $\sigma^2 = 0$

$$\lim_{-1^+} P_0 = \lim_{-1^+} e^{-m/d \text{ Log}(1+d)} \quad \text{or } \text{Log}(1+d) \rightarrow -\infty$$

$$\begin{aligned} \text{et si } m \neq 0 & \quad -m/d \text{ Log}(1+d) \rightarrow +\infty \\ m = 0 & \quad -m/d \text{ Log}(1+d) \rightarrow 0 \end{aligned}$$

$$\text{donc } \lim_{-1^+} P_0 = \begin{cases} 1 & \text{si } m=0 \\ 0 & \text{si } m \neq 0 \end{cases}$$

$$\lim_{-1^+} P_i = \lim_{-1^+} \frac{m(m+d)\dots(m+(i-1)d)}{i! (1+d)^{m/d+i}} \quad i \quad (1\dots)$$

si $i \neq m$ le numérateur tend vers une quantité finie

$$\text{et } \lim_{-1^+} (1+d)^{m/d+i} = \lim_{-1^+} e^{(m/d+i)\text{Log}(1+d)}$$

or $\text{Log}(1+d) \rightarrow -\infty$ et $m/d+i \rightarrow i-m (\neq 0)$.

$$\text{donc } \lim_{-1^+} (1+d)^{m/d+i} = \infty \quad \text{et } \lim_{-1^+} P_i = 0$$

si $i = m$

$$\begin{aligned} \lim_{-1^+} (1+d)^{m/d+i} &= \lim_{-1^+} e^{(M/d+i) \text{Log}(1+d)} \\ &= \lim_{-1^+} e^{m/d (1+d) \text{Log}(1+d)} \\ &= 1 \text{ car } \lim_{-1^+} (1+d) \text{Log}(1+d) = 0 \end{aligned}$$

$$\text{Donc } \lim_{-1^+} P_m = \frac{m(m-1)\dots(m-(m-1))}{m!} = \frac{m!}{m!} = 1$$

En conclusion

Quel que soit l'entier $i \in |0\dots|$

$$\lim_{-1^+} P_i = \begin{cases} 1 & \text{si } i=m \\ 0 & \text{si } i \neq m \end{cases}$$

On retrouve bien le cas où si $d = -1$, le résultat de l'épreuve est toujours le même nombre d'occurrences m de l'événement.

b) $d = 0$ ie $\sigma^2 = m$

$$\lim_{0} P_0 = \lim_{0} \frac{1}{(1+d)^{m/d}} = \lim_{0} e^{-m/d \text{Log}(1+d)}$$

or si $d \rightarrow 0$ $\text{Log}(1+d) \sim d$

$$\text{donc } \lim_{0} P_0 = e^{-m}$$

quel que soit l'entier $i \in |1\dots|$

$$\begin{aligned} \lim_{0} P_i &= \lim_{0} \frac{m(m+d)\dots(m+(i-1)d)}{i! (1+d)^{m/d+i}} \\ &= \lim_{0} \frac{m(m+d)\dots(m+(i-1)d)}{i! (1+d)^{m/d} \cdot (1+d)^i} = \frac{m^i}{i!} e^{-m} \end{aligned}$$

En conclusion

Quel que soit l'entier $i \in |0\dots|$

$$\lim_{0} P_i = \frac{m^i}{i!} e^{-m}$$

On retrouve les probabilités de la Loi de Poisson.

ANNEXE B

DETAIL DU PROGRAMME UTILISE
POUR L'ETUDE DES SEQUENCES DE JOURS DE PLUIE

Le programme reproduit à la fin de cette annexe est conçu pour étudier les séquences de jours de pluie, globalement à l'échelle annuelle, c'est-à-dire en prenant en considération tous les jours de l'année.

Nous donnons pour chaque partie du programme des remarques pouvant faciliter sa compréhension, ainsi que les éventuelles modifications à apporter pour déboucher sur l'étude d'autres problèmes.

PROGRAMME PRINCIPAL

Le programme principal a pour fonction de mettre les données sous la forme d'un vecteur unidimensionnel, destiné à être transmis dans les sous-programmes.

Eventuelles modifications

- . étude des séquences journalières à l'échelle saisonnière (découpage de l'année en 2 saisons).

remplacer ISN 005 INTEGER PPL (1,20000)

ISN 023 MO = 1

ISN 024 MMO = 1

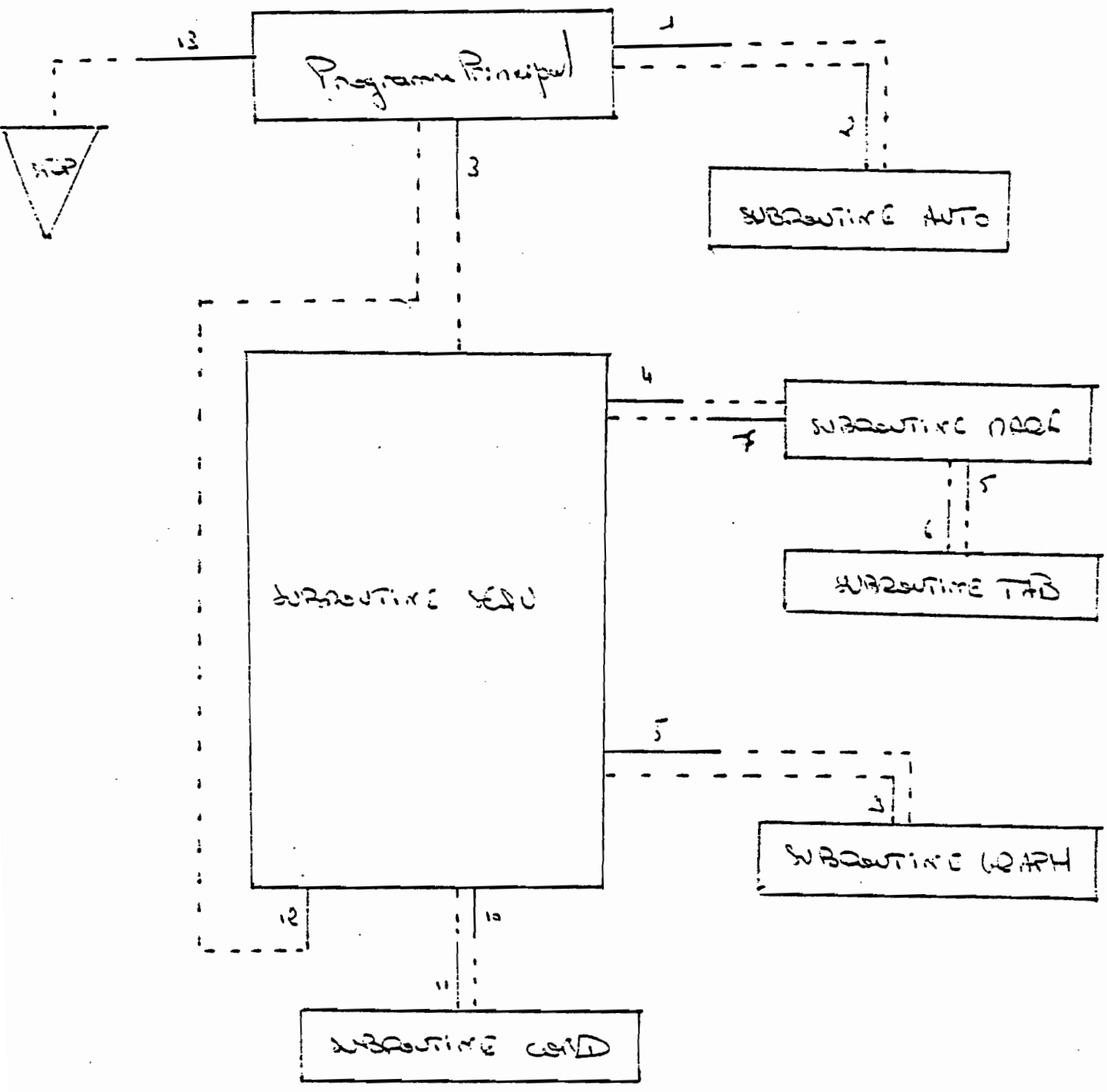
respectivement par :

005 INTEGER PPL (2,15000)

023 (IF (M.GE.5.AND.M.LE.10) MO = 1
) IF (M.LT.5.O5.M.GT.10) MO = 2

024 MMO = 2

Diagrama



- . étude des séquences journalières à l'échelle mensuelle (découpage de l'année en périodes correspondant chacune à un mois).

remplacer : ISN 005 INTEGER PPL (1,20000)

ISN 023 MO = 1

ISN 024 MMO = 1

respectivement par :

005 INTEGER PPL(12.2000)

023 MO = M

024 MMO = 12

- . valeur des seuils

ces valeurs sont introduites dans l'ordre d'appel

ISN 076 3 CALL SEQU (PL, 1, 1000000, N, B(1))

attention : les données étant exprimées en 1/10ème de mm, il en est de même pour la valeur de seuils.

ici seuil inférieur = 1 (= 0,1 mm)

seuil supérieur = 100000 (= 10000 mm).

- . étude des séquences mensuelles (resp. annuelles)

ajouter après ISN 076

CALL SEQU (PM, x, x, NM, B(2))

(resp. CALL SEQU (PA, x, x, NAN, B(3))

et changer les formats mentionnant "séquences journalières".

SOUS-PROGRAMME SEQU (PI, SINF, SSUP, N, C)

<u>Arguments</u>	PI	vecteur des données
	SINF	seuil inférieur
	SSUP	seuil supérieur
	N	nombre de données
	C	variable texte

Fonction Transforme les données hauteur d'eau en données état sec-état pluvieux.
Calcul des probabilités expérimentales et Polya.

Sorties

- . calcul des nombres observés et théoriques de séquences (voir tableaux 2.1 et 2.2).
- . calcul des récurrences (voir tableau 2.6).

Eventuelles modifications

- . étude des séquences d'états secs
remplacer ISN 019 IF((PL(J)-SINF) x (SSUP-PL(J))) 3,2,2
par IF((PL(J)-SINF) x (SSUP-PL(J))) 2,3,3
et changer les formats mentionnant "de pluie" ou "pluvieux".
- . extension des calculs initialement prévus jusqu'à $l_{\max} . 1$:
si on veut calculer par exemple les nombres théoriques des séquences de longueur > 50 :
ajouter après ISN 039 7 CONTINUE
l'instruction NC = 50

SOUS-PROGRAMME AUTO (X, N)

Arguments X vecteur des données
N nombre de données

Sorties Calcul des coefficients d'autocorrélation à partir des hauteurs d'eau jusqu'à l'ordre 10.

SOUS-PROGRAMME GRAPH (Y, N)

Arguments Y erreur relative commise sur le calcul des nombres théoriques de séquences de longueur $\geq k$ calculé par chaque schéma.
N longueur maximale observée.

Sorties Voir graphique 2.3.

SOUS-PROGRAMME COND (C)

Arguments C variable texte.

Sorties Calcul des probabilités : " un jour de pluie sachant que les k jours précédents sont également pluvieux" (k = 1....6).

SOUS-PROGRAMME MARK (NH, X, P, N)

Arguments NH ordre de la chaîne de Markov
 X vecteur des données
 P probabilité théorique calculée d'après les chaînes de Markov.
 N nombre de données.

Fonction Calcul des probabilités théoriques d'après les chaînes de Markov.

SOUS-PROGRAMME TAB (N, X, NH)

Arguments N nombre de données
 X vecteur des données
 NH ordre de la chaîne

Fonction Estimation des paramètres pour le calcul des probabilités d'après les chaînes de Markov.

```

ISN 0002      COMMON/C1/NC, L(90), NS, KU, PCUM(5, 90)
ISN 0003      COMMON/C2/NOSTAT, A, NAN, KI, MMO
ISN 0004      INTEGER A(100), PL(20000), PM(1000), PA(1000)
ISN 0005      INTEGER PPL(1, 20000)
ISN 0006      DIMENSION B(3), J(12), NN(12)
ISN 0007      READ(3, 3002)(B(I), I=1, 3)
ISN 0008      K1=1
ISN 0009      K2=13
ISN 0010      KA=0
ISN 0011      M1=0
ISN 0012      I=1
ISN 0013      DO 1 K=1, 12
ISN 0014      1 J(K)=1
ISN 0015      DO 33 JJ=1, 1000
ISN 0016      PM(JJ)=0
ISN 0017      33 PA(JJ)=0
ISN 0018      990 READ(9, 3001, END=999)NOSTAT, NA, M, NG, (PL(K), K=K1, K2)
ISN 0019      A(I)=NA
ISN 0020      KA=KA+1
ISN 0021      N=K2
ISN 0022      MM1=MM+M1
ISN 0023      MO=1
ISN 0024      MMO=1
ISN 0025      DO 30 K=K1, K2
ISN 0026      IF(PL(K), LT, 0)PL(K)=0
ISN 0028      30 PM(MM1)=PM(MM1)+PL(K)
ISN 0029      JM=J(MO)
ISN 0030      DO 2 K=K1, K2
ISN 0031      PPL(MO, JM)=PL(K)
ISN 0032      2 JM=JM+1
ISN 0033      J(MO)=JM
ISN 0034      IF(MOD(KA, 24), NE, 0)GO TO 31
ISN 0036      MM2=MM1-11
ISN 0037      DO 32 JJ=MM2, MM1
ISN 0038      32 PA(I)=PA(I)+PM(JJ)
ISN 0039      M1=MM+I
ISN 0040      I=I+1
ISN 0041      31 K1=K2+1
ISN 0042      IF(2-NG)20, 20, 21
ISN 0043      20 K2=K1-14
ISN 0044      GO TO 990
ISN 0045      21 IF(MOD(M+1, 2), EQ, 0, AND, M, LT, 8)K2=K1+13
ISN 0047      IF(MOD(M, 2), EQ, 0, AND, M, GT, 7)K2=K1+13
ISN 0049      IF(M, EQ, 2, AND, MOD(NA, 4), NE, 0)K2=K1+12
ISN 0051      IF(M, EQ, 2, AND, MOD(NA, 4), EQ, 0)K2=K1+13
ISN 0053      IF((K2-K1-13)*(K2-K1-13)*(K2-K1-12), NE, 0)K2=K1+14
ISN 0055      GO TO 990
ISN 0056      999 NAN=N/365
ISN 0057      MM=NAN+12
ISN 0058      WRITE(6, 6011)(PM(I), I=1, MM)
ISN 0059      WRITE(6, 6012)(PA(I), I=1, NAN)
ISN 0060      KU=1
ISN 0061      DO 3 K=1, MMO
ISN 0062      KI=K
ISN 0063      NN(K)=J(K)-1
ISN 0064      N=NN(K)
ISN 0065      DO 4 KK=1, N
ISN 0066      4 PL(KK)=PPL(K, KK)
ISN 0067      WRITE(6, 6004)NOSTAT, A(1), A(NAN)
ISN 0068      WRITE(6, 6007)
ISN 0069      IF(MMO, EQ, 12)WRITE(6, 6014)KI
ISN 0071      IF(MMO, EQ, 2, AND, KI, EQ, 1)WRITE(6, 6015)
ISN 0073      IF(MMO, EQ, 2, AND, KI, EQ, 2)WRITE(6, 6016)
ISN 0075      CALL AUTO(PL, N)
ISN 0076      3 CALL SEQU(PL, 1, 10000, N, B(1))
ISN 0077      3001 FORMAT(I4, I4, I2, I1, 16I4)
ISN 0078      3002 FORMAT(3A7)
ISN 0079      6007 FORMAT(/, 3X, 22('-',), /, 3X, 'SEQUENCES JOURNALIERES', /, 3X, 22('-',), /)
ISN 0080      6004 FORMAT('1', 40X, 'NO DE LA STATION', I7, /, 40X, 'PERIODE D'OBSERVATION=
1', I4, '-', I4, /)
ISN 0081      6011 FORMAT(3X, 24I3)
ISN 0082      6012 FORMAT(3X, 20I6)
ISN 0083      6014 FORMAT(/, 3X, 'MOIS ', I2, /, 3X, 7('-',), /)
ISN 0084      6015 FORMAT(/, 3X, 'SAISON DES PLUIES', /, 3X, 17('-',), /)
ISN 0085      6016 FORMAT(/, 3X, 'SAISON SECHE', /, 3X, 12('-',), /)
ISN 0086      STOP
ISN 0087      END

```

```

ISN 0002      SUBROUTINE SEGU(PI, SINF, SSUP, N, C)
ISN 0003      COMMON/C1/NC, L(90), NS, KU, PCUM(3, 90)
ISN 0004      COMMON/C2/NOSTAT, A, NAN, KI, MMO
ISN 0005      INTEGER A(100)
ISN 0006      DIMENSION P(3, 90), T(90), F(3, 90), R(3, 90), RJ(3, 90), RA(3, 90), D(3, 90)
ISN 0007      DIMENSION JSQ(2), JS(90)
ISN 0008      INTEGER PL(20000), STAT, SINF, SSUP, PI(N)
ISN 0009      DATA JSQ/' ', '>'/
ISN 0010      DO 12 I=1, N
ISN 0011      12 PL(I)=PI(I)
ISN 0012      DO 1 I=1, 90
ISN 0013      1 L(I)=0
ISN 0014      NJP=0
ISN 0015      NS=0
ISN 0016      I=1
ISN 0017      4 K=0
ISN 0018      DO 4 J=I, N
ISN 0019      IF((PL(J)-SINF)*(SSUP-PL(J)))3, 2, 2
ISN 0020      2 NJP=NJP+1
ISN 0021      PL(J)=1
ISN 0022      IF(K, EQ, 0)NS=NS+1
ISN 0024      4 K=K+1
ISN 0025      L(K)=L(K)+1
ISN 0026      GO TO 3
ISN 0027      3 PL(J)=2
ISN 0028      IF(K, GT, 90)K=90
ISN 0030      IF(K, EQ, 0)GO TO 255
ISN 0032      L(K)=L(K)+1
ISN 0033      255 I=J+1
ISN 0034      IF(I, LE, N)GO TO 6
ISN 0036      3 DO 7 I=1, 90
ISN 0037      IF(L(I))7, 7, 8
ISN 0038      8 NC=I+1
ISN 0039      7 CONTINUE
ISN 0040      XM=0.
ISN 0041      VA=0.
ISN 0042      IF(NS, EQ, 0)WRITE(6, 6010)
ISN 0044      IF(NS, EQ, 0)RETURN
ISN 0046      DO 9 I=1, NC
ISN 0047      P(1, I)=FLOAT(L(I))
ISN 0048      9 XM=XM+(I-1)*P(1, I)/NS
ISN 0049      DO 14 I=1, NC
ISN 0050      14 VA=VA+(I-1-XM)*(I-1-XM)+P(1, I)/NS
ISN 0051      S2=SQRT(VA)
ISN 0052      PP=FLOAT(NJP)/FLOAT(N)
ISN 0053      IF(XM, LT, 1. E-5)XM=.00001
ISN 0055      DC=VA/XM-1.
ISN 0056      IF(ABS(DC+1. ), LT, 1. E-5)DC=-0. 9999
ISN 0058      IF(ABS(DC), LT, 1. E-5) DC=.00001
ISN 0060      NC1=NC-1
ISN 0061      P(2, 1)=1. /(1. +DC)+*(XM/DC)*NS
ISN 0062      F(2, 1)=P(2, 1)
ISN 0063      P(3, 1)=(1-PP)+*2*PP*N
ISN 0064      F(3, 1)=P(3, 1)/N.
ISN 0065      DO 10 I=2, NC1
ISN 0066      P(2, I)=P(2, I-1)*(XM+(I-2)*DC)/(I-1)/(1. +DC)
ISN 0067      P(3, I)=(1-PP)+*2*PP+*I*N
ISN 0068      F(2, I)=F(2, I-1)+P(2, I)
ISN 0069      10 F(3, I)=F(3, I-1)+P(3, I)/N
ISN 0070      P(2, NC)=NS-F(2, NC1)
ISN 0071      P(3, NC)=(1-PP)*PP+*NC
ISN 0072      XM=XM+1
ISN 0073      DO 100 K=1, 2
ISN 0074      CALL MARK(K, PL, T, N)
ISN 0075      DO 101 I=1, NC
ISN 0076      101 P(K+3, I)=T(I)
ISN 0077      100 CONTINUE
ISN 0078      DO 105 K=2, 3
ISN 0079      DO 106 I=1, NC
ISN 0080      JS(I)=JSQ(1)
ISN 0081      106 D(K, I)=P(K, I)-L(I)
ISN 0082      105 CONTINUE
ISN 0083      WRITE(6, 6100)NOSTAT, A(1), A(NAN)
ISN 0084      WRITE(6, 6107)
ISN 0085      IF(MMO, EQ, 12)WRITE(6, 6014)KI
ISN 0087      IF(MMO, EQ, 2 AND, KI, EQ, 1)WRITE(6, 6015)
ISN 0089      IF(MMO, EQ, 2 AND, KI, EQ, 2)WRITE(6, 6016)
ISN 0091      WRITE(6, 6003) C, N, NJP, NS
ISN 0092      W1=SINF/10.
ISN 0093      W2=SSUP/10.
ISN 0094      WRITE(6, 6005)W1, W2, DC
ISN 0095      JS(NC)=JSQ(2)
ISN 0096      WRITE(6, 6000)
ISN 0097      DO 200 I=1, NC
ISN 0098      200 WRITE(6, 6001)JS(I), I, L(I), P(2, I), D(2, I), P(3, I), D(3, I), P(4, I), D(4, I),
          P(5, I), D(5, I)

```

```

ISN 0099      WRITE(6, 6100)NOSTAT, A(1), A(NAN)
ISN 0100      WRITE(6, 6107)
ISN 0101      IF(MMO. EQ. 12)WRITE(6, 6014)KI
ISN 0103      IF(MMO. EQ. 2. AND. KI. EQ. 1)WRITE(6, 6015)
ISN 0105      IF(MMO. EQ. 2. AND. KI. EQ. 2)WRITE(6, 6016)
ISN 0107      WRITE(6, 6003) C, N, NUP, NS
ISN 0108      WRITE(6, 6005)W1, W2, DC
ISN 0109      WRITE(6, 6000)
ISN 0110      DO 103 K=1, 5
ISN 0111      PCUM(K, NC)=P(K, NC)
ISN 0112      DO 104 J=1, NC1
ISN 0113      I=NC-J
ISN 0114      PCUM(K, I)=PCUM(K, I+1)+P(K, I)
ISN 0115      IF(K. EQ. 1)GO TO 107
ISN 0117      D(K, I)=PCUM(K, I)-PCUM(1, I)
ISN 0118      107 R(K, I)=1. / (PCUM(K, I)+10. **(-50)) * N
ISN 0119      IF(KU. EQ. 1)RJ(K, I)=R(K, I)
ISN 0121      IF(KU. EQ. 1)RA(K, I)=R(K, I)/N * NAN
ISN 0123      IF(KU. EQ. 2)RJ(K, I)=R(K, I)*30.
ISN 0125      IF(KU. EQ. 2)RA(K, I)=R(K, I)/12.
ISN 0127      IF(KU. EQ. 3)RJ(K, I)=R(K, I)*365.
ISN 0129      IF(KU. EQ. 3)RA(K, I)=R(K, I)
ISN 0131      104 CONTINUE
ISN 0132      103 CONTINUE
ISN 0133      KONT=0
ISN 0134      DO 202 I=1, NC
ISN 0135      JS(I)=JS0(2)
ISN 0136      LCU=INT(PCUM(1, I))
ISN 0137      IF(LCU. EQ. 0. AND. KONT. EQ. 0)NCC=I-1
ISN 0139      IF(LCU. EQ. 0)KONT=KONT+1
ISN 0141      202 WRITE(6, 6001)JS(I), I, LCU, PCUM(2, I), D(2, I), PCUM(3, I), D(3, I), PCUM(4
1, I), D(4, I), PCUM(5, I), D(5, I)
ISN 0142      DO 13 K=2, 5
ISN 0143      DO 13 I=1, NCC
ISN 0144      13 D(K, I)=D(K, I)/PCUM(1, I)
ISN 0145      CALL GRAPH(D, NCC)
ISN 0146      WRITE(6, 6100)NOSTAT, A(1), A(NAN)
ISN 0147      WRITE(6, 6107)
ISN 0148      IF(MMO. EQ. 12)WRITE(6, 6014)KI
ISN 0150      IF(MMO. EQ. 2. AND. KI. EQ. 1)WRITE(6, 6015)
ISN 0152      IF(MMO. EQ. 2. AND. KI. EQ. 2)WRITE(6, 6016)
ISN 0154      WRITE(6, 6005)W1, W2, DC
ISN 0155      WRITE(6, 6006)
ISN 0156      DO 201 I=1, NC1
ISN 0157      201 WRITE(6, 6004)JS(I), I, RJ(1, I), RA(1, I), RJ(2, I), RA(2, I), RJ(3, I), RA(3,
I), RJ(4, I), RA(4, I), RJ(5, I), RA(5, I)
ISN 0158      CALL COND(C)
ISN 0159      5000 FORMAT(42X, 'POLYA', 13X, 'INDEPENDANCE', 7X, 'CHAINE D ORDRE1', 4X, 'CHA
LINE D ORDRE 2', //, 5X, 114('-',) //, 5X, 'LONGUEUR DES!', 3X, 'NOMBRE DE',
23X, 4('! SEQUENCES DIFFERENCE'), //, 5X, 'SEQUENCES !', 'SEQUENCE
3S OBS. !', 4('CALCULEES OBSERVEE !'), //, 5X, 114('-',)
ISN 0160      6006 FORMAT( //, 6X, 'CALCUL DES RECURRENCES', //, 6X, 22('-',) //, 5
1X, 114('-',) //, 5X, 'LONGUEUR DES!', 'SEQUENCES OBSERVEES!', ' SEQUENC
IES POLYA !', ' SEQUENCES INDEP. !', ' SEQUENCES D ORDRE 1 !', ' SEQUE
NCES D ORDRE 2 !', //, 5X, //, 12X, //, 100('-',) //, 5X, 'SEQUENCES !', 5
4(' JOURS ! ANNEES !'), //, 5X, 114('-',)
ISN 0161      6001 FORMAT(5X, //, 4X, A1, I3, 4X, //, 5X, [4, 6X, //, 4(2X, F6. 1, 4X, F6. 1, 2X, '!'
1'))
ISN 0162      6003 FORMAT(//, 20X, 'NOMBRE TOTAL DE', A7, 10(' '), I5, //, 41X, 'DE PLUIE', 3('
1, '), I5, //, 36X, 'SEQUENCES', 7(' '), I3)
ISN 0163      6002 FORMAT(5X, //, 5X, '>', I2, A7, 3X, I4, 6X, //, 4(2X, F6. 1, 4X, F6. 1, 2X, '!'
1, //, 5X, 114('-',)
ISN 0164      6004 FORMAT(5X, //, 4X, A1, I3, 4X, //, 5(F9. 2, //, F9. 2, //))
ISN 0165      6005 FORMAT(//, 10X, 'SEUIL INFERIEUR=', F6. 1, 5X, 'SEUIL SUPERIEUR=', F6. 1, 5
1X, 'CONTAGION=', F6. 3, //)
ISN 0166      6010 FORMAT(//, 'AUCUNE SEQUENCE')
ISN 0167      6100 FORMAT('1', 40X, 'NO DE LA STATION', I7, //, 40X, 'PERIODE D OBSERVATION=
1', I4, '-', I4, //)
ISN 0168      6107 FORMAT(//, 5X, 22('-',) //, 5X, 'SEQUENCES JOURNALIERES', //, 5X, 22('-',) //, //)
ISN 0169      6108 FORMAT(//, 5X, 20('-',) //, 5X, 'SEQUENCES MENSUELLES', //, 5X, 20('-',) //, //)
ISN 0170      6109 FORMAT(//, 5X, 19('-',) //, 5X, 'SEQUENCES ANNUELLES', //, 5X, 19('-',) //, //)
ISN 0171      6014 FORMAT(//, 5X, 'MOIS', I2, //, 5X, 7('-',) //)
ISN 0172      6015 FORMAT(//, 5X, 'SAISON DES PLUIES', //, 5X, 17('-',) //)
ISN 0173      6016 FORMAT(//, 5X, 'SAISON SECHE', //, 5X, 12('-',) //)
ISN 0174      RETURN
ISN 0175      END

```



```

ISN 0002      SUBROUTINE MARK(NH, X, P, N)
ISN 0003      COMMON/C1/NC, L(90), NS, KU, PCUM(5, 90)
ISN 0004      COMMON/C3/CP(2, 2), CPC(2, 2), I(2)
ISN 0005      DIMENSION P(NC)
ISN 0006      INTEGER X(N)
ISN 0007      DO 10 K=1, 2
ISN 0008      10 I(K)=1
ISN 0009      DO 1 J1=1, 2
ISN 0010      I(1)=J1
ISN 0011      IF(NH, EQ. 1)CALL TAB(N, X, NH)
ISN 0012      IF(NH, EQ. 1)GO TO 1
ISN 0013      DO 2 J2=1, 2
ISN 0014      I(2)=J2
ISN 0015      IF(NH, EQ. 2)CALL TAB(N, X, NH)
ISN 0016      IF(NH, EQ. 2)GO TO 2
ISN 0017      2 CONTINUE
ISN 0018      1 CONTINUE
ISN 0019      DO 20 K=1, 2
ISN 0020      20 I(K)=1
ISN 0021      P(NH)=(1-CPC(I(1), I(2)))*CPC(I(1)+1, I(2))+CP(I(1)+1, I(2))*N
ISN 0022      NH1=NH+1
ISN 0023      NC1=NC-1
ISN 0024      DO 30 K=NH1, NC
ISN 0025      30 P(K)=CPC(I(1), I(2))+P(K-1)
ISN 0026      NH2=NH-1
ISN 0027      IF(NH2, LT. 1)GO TO 80
ISN 0028      DO 70 K=1, NH2
ISN 0029      70 P(K)=0.
ISN 0030      80 DO 40 K=1, 2
ISN 0031      IF(NH-K, LT. 1)GO TO 50
ISN 0032      IF(K, EQ. 1)I(1)=2
ISN 0033      IF(K, EQ. 1)P(NH-K)=(1-CPC(I(1), I(2)))*CP(I(1), I(2))+N
ISN 0034      IF(K, EQ. 1)GO TO 40
ISN 0035      DO 31 J1=1, 2
ISN 0036      I(1)=J1
ISN 0037      IF(K, EQ. 2)I(K)=2
ISN 0038      IF(K, EQ. 2)P(NH-K)=P(NH-K)+(1-CPC(I(1), I(2)))*CP(I(1), I(2))+N
ISN 0039      IF(K, EQ. 2)GO TO 31
ISN 0040      DO 32 J2=1, 2
ISN 0041      I(2)=J2
ISN 0042      32 CONTINUE
ISN 0043      31 CONTINUE
ISN 0044      40 CONTINUE
ISN 0045      50 F=0
ISN 0046      DO 60 K=NH, NC1
ISN 0047      60 F=F+P(K)
ISN 0048      P(NC)=CP(2, 1)+CPC(2, 1)+CPC(1, 1)+F/NC+N
ISN 0049      RETURN
ISN 0050      END

```

```

ISN 0002      SUBROUTINE TAB(N, X, NH)
ISN 0003      COMMON/C1/NC, L(90), NS, KU, PCUM(5, 90)
ISN 0004      COMMON/C3/CP(2, 2), CPC(2, 2), I(2)
ISN 0005      INTEGER X(N)
ISN 0006      KP=0
ISN 0007      KPC=0
ISN 0008      NN=N-NH+1
ISN 0009      NN1=NN-1
ISN 0010      DO 1 K=1, NN1
ISN 0011      KK=K
ISN 0012      DO 10 JK=1, NH
ISN 0013      10 JK=JK
ISN 0014      IF(I(JK), NE. X(KK))GO TO 1
ISN 0015      10 KK=KK+1
ISN 0016      KP=KP+1
ISN 0017      IF(X(KK), EQ. 1)KPC=KPC+1
ISN 0018      1 CONTINUE
ISN 0019      DO 2 K=NN, N
ISN 0020      2 JK=J
ISN 0021      IF(I(JK), NE. X(K))GO TO 3
ISN 0022      JK=JK+1
ISN 0023      2 CONTINUE
ISN 0024      KP=KP-1
ISN 0025      3 CP(I(1), I(2))=FLOAT(KP)/FLOAT(NN)
ISN 0026      IF(KP, EQ. 0)RETURN
ISN 0027      CPC(I(1), I(2))=FLOAT(KPC)/FLOAT(KP)
ISN 0028      RETURN
ISN 0029      END

```



```

ISN 0002      SUBROUTINE COND(C)
ISN 0003      COMMON/C1/NC,L(90),NS,KU,PCUM(5,90)
ISN 0004      COMMON/C2/NOSTAT,A,NAN,KI,MMO
ISN 0005      INTEGER A(100)
ISN 0006      DIMENSION PCOND(5,90)
ISN 0007      WRITE(6,6100)NOSTAT,A(1),A(NAN)
ISN 0008      IF(MMO.EQ.12)WRITE(6,6014)KI
ISN 0010      IF(MMO.EQ.2.AND.KI.EQ.1)WRITE(6,6015)
ISN 0012      IF(MMO.EQ.2.AND.KI.EQ.2)WRITE(6,6016)
ISN 0014      WRITE(6,6101)
ISN 0015      DO 1 I=2,7
ISN 0016      DO 2 J=1,5
ISN 0017      2 PCOND(J,I)=(PCUM(J,I)+10.+(C(-5)))/(PCUM(J,I-1)+10.+(C(-15))
ISN 0018      I1=I-1
ISN 0019      1 WRITE(6,6103)I1,(PCOND(J,I),J=1,5)
ISN 0020      WRITE(6,6102)
ISN 0021      6100 FORMAT('1',40X,'NO DE LA STATION',I7,/,40X,'PERIODE D'OBSERVATION=
1',I4,'-',I4,/)
ISN 0022      6101 FORMAT(////,5X,'PROBABILITE D UN JOUR DE PLUIE SACHANT QUE LES K J
IOURS PRECEDENTS SONT EGALEMENT PLUVIEUX',/,5X,72('-'),/,5X,'! X
2 ! OBSERVEE ! POLYA ! INDEPENDANCE ! MARKOV ! ! MARKOV 2
3!',/,5X,72('-'))
ISN 0023      6102 FORMAT(5X,72('-'),////)
ISN 0024      6103 FORMAT(5X,'!',I3,'!',5(F8.2,'!'))
ISN 0025      6014 FORMAT(/,5X,'MOIS ',I2,/,5X,7('-'),/)
ISN 0026      6015 FORMAT(/,5X,'SAISON DES PLUIES',/,5X,17('-'),/)
ISN 0027      6016 FORMAT(/,5X,'SAISON SECHE',/,5X,12('-'),/)
ISN 0028      RETURN
ISN 0029      END

```

ANNEXE C

APPLICATION DU SCHEMA DE POLYA
A L'ETUDE DE LA DISTRIBUTION DES HAUTEURS DE PLUIE ANNUELLES

Nous proposons ici de compléter le programme des 9 lois (POH 143) par l'adjonction d'un 10^{ème} loi, la loi de Polya.

Dans le contexte de l'étude des hauteurs de pluie annuelles, on admet alors qu'une chute de h mm en 1 an est équivalente à h occurrences de 1 mm en cette même année.

Dans le programme, les modifications nécessaires sont les suivantes :

- . dimensionner KL(10, PA(6,10), XP(31,10), CM(10,9) dans tous les COMMON.
- . dans le sous-programme DISTRI :

ajouter	1 "POLY DISTRIBUTION DE POLYA" dans le format 60 "POLY" dans le DATA AT IF(K.EQ.10) CALL DIS8
dimensionner	ET(10), EL(10)
changer	ISN 014 DO 1 I = 1,10 ISN 020 DO 2 K = 2,10

- . introduire SUBROUTINE DIS8, voir tableau 2.12.

Les résultats obtenus par la loi de Polya sont assez variables, en fonction des stations étudiées. Toutefois, la méthode proposée permet d'envisager des prolongements intéressants à l'échelle journalière ou mensuelle par exemple, pour lesquelles la loi de Polya peut s'avérer plus adéquate.

Les données représentant les hauteurs d'eau annuelles observées à la station de BOUAKE, le tableau 2.13 établit la comparaison :

- des ajustements fournis par les 10 lois du programme, le meilleur ajustement correspondant à celui dont la valeur du test (proposé par M. BRUNET-MORET) est minimale.
- des quantités calculées pour chacune des 10 lois et le classement des données, ainsi que les récurrences expérimentales.

```

ISN 0002      SUBROUTINE DIS8
ISN 0003      COMMON N, M, XI, KL(10), X(200), P(31), NO(200)
ISN 0004      COMMON L, K, XM, VA, S2, FC(200), PA(6, 10), XP(31, 10), VF(200), CM(10, 9), XJ
ISN 0005      KP=0
ISN 0006      CONT=S2/XM-1.
ISN 0007      DO 60 I=1, N
ISN 0008      LP=INT(X(I)*S2)
ISN 0009      IF(KP. GT. 0)GO TO 40
ISN 0011      KP=KP+1
ISN 0012      F=0.
ISN 0013      PP=1. /((1. +CONT)**(XM*S2/CONT))
ISN 0014      JP=1
ISN 0015      IQ=1
ISN 0016      40 IF(JP. GT. LP)GO TO 60
ISN 0018      DO 50 J=JP, LP
ISN 0019      PP=PP*(XM*S2+(J-1)*CONT)/J/((1. +CONT))
ISN 0020      F=F+PP
ISN 0021      IF(P(IQ). GT. F)GO TO 50
ISN 0023      XP(IQ, L)=J-1
ISN 0024      IQ=IQ+1
ISN 0025      50 CONTINUE
ISN 0026      JP=LP+1
ISN 0027      60 FC(I)=F
ISN 0028      IF(IQ. EQ. M)GO TO 70
ISN 0030      DO 80 I=IQ, M
ISN 0031      80 XP(I, L)=1. E20
ISN 0032      70 PA(1, L)=CONT
ISN 0033      PA(2, L)=XM*S2
ISN 0034      CM(L, 1)=PA(2, L)
ISN 0035      CM(L, 2)=PA(2, L)-PA(1, L)/3.
ISN 0036      CM(L, 3)=AMAX1(0., PA(2, L)-PA(1, L))
ISN 0037      CM(L, 4)=S2*S2
ISN 0038      CM(L, 5)=S2/PA(2, L)
ISN 0039      CM(L, 6)=(1. +3. *PA(1, L)+2. *PA(1, L)*PA(1, L))**2/PA(2, L)/(1. +PA(1, L))
ISN 0040      CM(L, 7)=(1. +3. *PA(2, L)+6. *PA(1, L)*PA(2, L)+3. *PA(2, L)*PA(1, L)*PA(1, L)+7. *PA(1, L)+12. *PA(1, L)*PA(1, L)+6. *PA(1, L)**3)/PA(2, L)/(1. +PA(1, L))**2
ISN 0041      RETURN
ISN 0042      END

```

2.12 - Sous programme DIS8

ANALYSE STATISTIQUE DES PLUVES ANNUELLES

STATION NO 70055 COTE D'IVOIRE BOUAKE

VALEURS OBSERVEES DANS L'ORDRE D'APPARITION

ORDRE	VALEUR	ORDRE	VALEUR	ORDRE	VALEUR	ORDRE	VALEUR
1721	740.000	1722	1160.000	1723	1176.000	1724	1300.000
1723	1312.000	1726	1337.000	1727	1307.000	1728	1306.000
1727	1330.000	1730	1456.000	1731	1146.000	1732	1120.000
1733	1177.000	1734	770.000	1735	1144.000	1736	871.000
1737	1344.000	1738	1043.000	1739	1180.000	1740	704.000
1741	1007.000	1742	710.000	1743	1323.000	1744	1226.000
1745	1226.000	1746	776.000	1747	1260.000	1748	1163.000
1749	1756.000	1750	706.000	1751	1674.000	1752	1131.000
1753	1267.000	1754	1106.000	1755	1230.000	1756	772.000
1757	1624.000	1758	715.000	1759	1204.000	1760	1261.000
1761	841.000	1762	1074.000	1763	1366.000	1764	1153.000
1765	1001.000	1766	1344.000	1767	741.000	1768	1311.000
1769	771.000	1770	707.000	1771	1266.000	1772	1204.000
1773	730.000						

MOYENNE OBSERVEE	1173.863
MEDIANE OBSERVEE	1108.000
MODE PROBABLE	1144.603
VARIANCE	30118.132
COEF VARIATION	0.171
COEF ASYMETRIE	0.270
COEF APLATISSEMENT	-0.018

POINTAGE DES 53 VALEURS OBSERVEES RANGEES AVEC ORDRE D'APPARITION

PROBABILITE = (RANG - 5) / TAILLE ECHANTILLON

RANG	ORDRE	PROBABILITE	VALEUR	RECURRENCE	VALEUR	PROBABILITE	RANG	ORDRE
1	1721	0.0074	740.000	106.000	1756.000	0.7706	53	1747
2	1734	0.0203	770.000	35.333	1674.000	0.7717	52	1751
3	1756	0.0472	772.000	21.200	1624.000	0.7528	51	1757
4	1761	0.0660	841.000	15.143	1530.000	0.7340	50	1727
5	1736	0.0849	871.000	11.778	1456.000	0.7151	49	1730
6	1750	0.1038	706.000	9.636	1387.000	0.8762	48	1727
7	1742	0.1226	710.000	8.154	1386.000	0.8774	47	1728
8	1758	0.1415	715.000	7.067	1366.000	0.8585	46	1763
9	1773	0.1604	730.000	6.239	1344.000	0.8396	45	1737
10	1767	0.1792	741.000	5.377	1344.000	0.8208	44	1766
11	1740	0.1981	784.000	5.048	1307.000	0.8017	43	1726
12	1770	0.2170	707.000	4.607	1323.000	0.7830	42	1743
13	1767	0.2358	771.000	4.240	1312.000	0.7642	41	1725
14	1746	0.2547	776.000	3.926	1311.000	0.7453	40	1768
15	1765	0.2736	1001.000	3.659	1300.000	0.7264	39	1724
16	1741	0.2925	1007.000	3.417	1204.000	0.7075	38	1737
17	1738	0.3113	1043.000	3.212	1204.000	0.6887	37	1772
18	1762	0.3302	1074.000	3.027	1267.000	0.6698	36	1753
19	1754	0.3491	1106.000	2.863	1268.000	0.6507	35	1747
20	1732	0.3679	1120.000	2.718	1266.000	0.6321	34	1771
21	1732	0.3868	1131.000	2.583	1261.000	0.6132	33	1760
22	1735	0.4057	1144.000	2.465	1230.000	0.5943	32	1755
23	1731	0.4245	1146.000	2.356	1226.000	0.5753	31	1744
24	1764	0.4434	1153.000	2.253	1226.000	0.5564	30	1749
25	1722	0.4623	1160.000	2.163	1177.000	0.5377	29	1733
26	1748	0.4811	1163.000	2.078	1176.000	0.5187	28	1723
27	1737	0.5000	1180.000	2.000	1180.000	0.5000	27	1737

2.13 - Résultats du POH 143 ; valeurs classées et récurrences expérimentales.

AJUSTEMENTS AUX 10 DISTRIBUTIONS RETENUES
 PAR LA METHODE DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
 LES PARAMETRES D'ECHELLE ETANT POSITIFS A PRIORI

VALEURS CALCULEES

VALEUR LIMITE INFERIEURE CHOISIE POUR LES DONNEES INFERIEURES 0.0

GAUSS DISTRIBUTION DE LAPLACE-GAUSS DITE NORMALE
 GUMB DISTRIBUTION DE GUMBEL, DOUBLEMENT EXPONENTIELLE
 GALT DISTRIBUTION DE GALTON, GAUSS-LOGARITHMIQUE
 PEAR DISTRIBUTION DE PEARSON III, GAMMA INCOMPLETE, EN X
 PEAV DISTRIBUTION DE PEARSON V, GAMMA INCOMPLETE, EN 1/X
 GOOD DISTRIBUTION DE GOODRICH, EXPD GENERALISEE, EN X**A
 FREC DISTRIBUTION DE FRECHET, EXPD GENERALISEE, EN 1/X**A
 LOAM DISTRIBUTION WRC-USA, LOG-GAMMA DE 1ERE ESPECE
 FUIT DISTRIBUTION DE LA LOI DES FUITES
 POLY DISTRIBUTION DE POLYA

DISTRIBUTION PARAMETRES	GAUSS	GUMB	GALT	PEAR	PEAV	GOOD	FREC	LOAM	FUIT	POLY
D'ECHELLE	221.749	203.154	1152.750	42.349	30405.055	594.566	1044.814	23.958	20.934	41.695
DE POSITION	1173.862	1065.325	0.0	0.0	0.0	645.715	0.0	23.958	0.0	1173.862
DE FORME PREMIER	*****	*****	0.194	27.719	26.875	0.391	-0.195	400.000	56.076	*****
DE FORME SECOND	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	0.010	*****	*****
DONNEE INFERIEURE	*****	*****	0.0	0.0	0.0	645.715	0.0	23.958	0.0	*****
DONNEE SUPERIEURE	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****
MOYENNE	1173.862	1102.589	1174.681	1173.062	1173.093	1173.547	1210.411	1198.672	1173.861	1173.862
MEDIANE	1173.862	1139.783	1152.750	1159.775	1145.546	1160.805	1122.159	1149.031	1163.301	1159.964
MODE	1173.862	1065.325	1110.109	1131.513	1090.782	1135.199	1009.193	1100.106	1142.321	1132.167
VARIANCE	49172.512	67889.000	53002.492	49711.516	26176.844	49089.219	135278.500	53806.020	49146.082	50118.148
COEF VARIATION	0.189	0.220	0.196	0.190	0.138	0.189	0.304	0.194	0.189	0.191
COEF ASYMETRIE	0.0	1.139	0.595	0.380	0.836	0.335	3.402	0.711	0.283	0.142
COEF APPLATISSEMENT	0.0	2.400	0.637	0.216	1.355	-0.166	39.441	0.938	0.107	3.213
VALEUR DE TEST	4.226	7.086	3.984	3.240	3.396	3.663	17.132	4.626	3.230	3.261
FREQ AU DEPASSEMENT	0.427	0.088	0.471	0.615	0.261	0.533	0.002	0.363	0.621	0.616

PROBABILITE RECURRENCE

0.0100	.1000E+03	658.002	755.072	733.816	718.039	752.940	743.903	775.899	745.183	705.531	715.000
0.0200	.5000E+02	718.451	708.212	773.690	762.515	708.500	774.769	800.957	782.583	753.382	760.000
0.0300	.3333E+02	756.802	810.441	800.119	791.694	812.261	797.273	818.217	807.477	784.508	789.000
0.0400	.2500E+02	785.652	827.831	820.587	814.142	830.731	815.683	831.979	826.808	808.279	811.000
0.0500	.2000E+02	809.119	842.427	837.622	832.722	846.208	831.977	843.708	842.965	827.068	830.000
0.1000	.1000E+02	889.681	895.800	898.035	898.727	902.353	892.081	888.070	901.323	897.128	897.000
0.2000	.5000E+01	907.234	960.647	978.979	983.292	977.269	976.219	952.208	970.507	984.642	982.000
0.5000	.2000E+01	1173.862	1139.783	1152.750	1159.781	1145.544	1160.805	1122.159	1149.031	1163.367	1159.000
0.8000	.5000E+01	1360.490	1370.044	1357.366	1356.226	1354.755	1362.044	1399.484	1355.462	1356.970	1357.000
0.9000	.1000E+02	1458.042	1522.496	1478.393	1467.129	1484.491	1469.066	1619.836	1480.450	1464.101	1468.000
0.9500	.2000E+02	1538.604	1668.732	1586.434	1563.040	1604.284	1559.302	1863.738	1593.821	1555.545	1566.000
0.9600	.2500E+02	1562.071	1715.120	1619.366	1591.737	1641.554	1585.363	1948.531	1620.719	1582.800	1595.000
0.9700	.3333E+02	1590.922	1774.610	1660.792	1627.522	1688.866	1617.300	2062.946	1672.873	1616.404	1631.000
0.9800	.5000E+02	1629.272	1858.020	1717.505	1675.770	1734.731	1659.716	2234.764	1733.583	1661.932	1681.000
0.9900	.1000E+03	1689.719	1999.864	1810.846	1753.849	1863.517	1726.799	2560.449	1834.700	1734.715	0.0

2.13(suite) : Resultats du POH 143; Comparaison des ajustements et des quantiles

ANNEXE D

RESULTATS DETAILLES

Comparaison des ajustements obtenus aux stations :

- . 621445 LE RAIZET
- . 620810 BOYVINIERE
- . 622130 DUCLOS
- . 90055 BOUAKE
- . 90160 ODIENNE

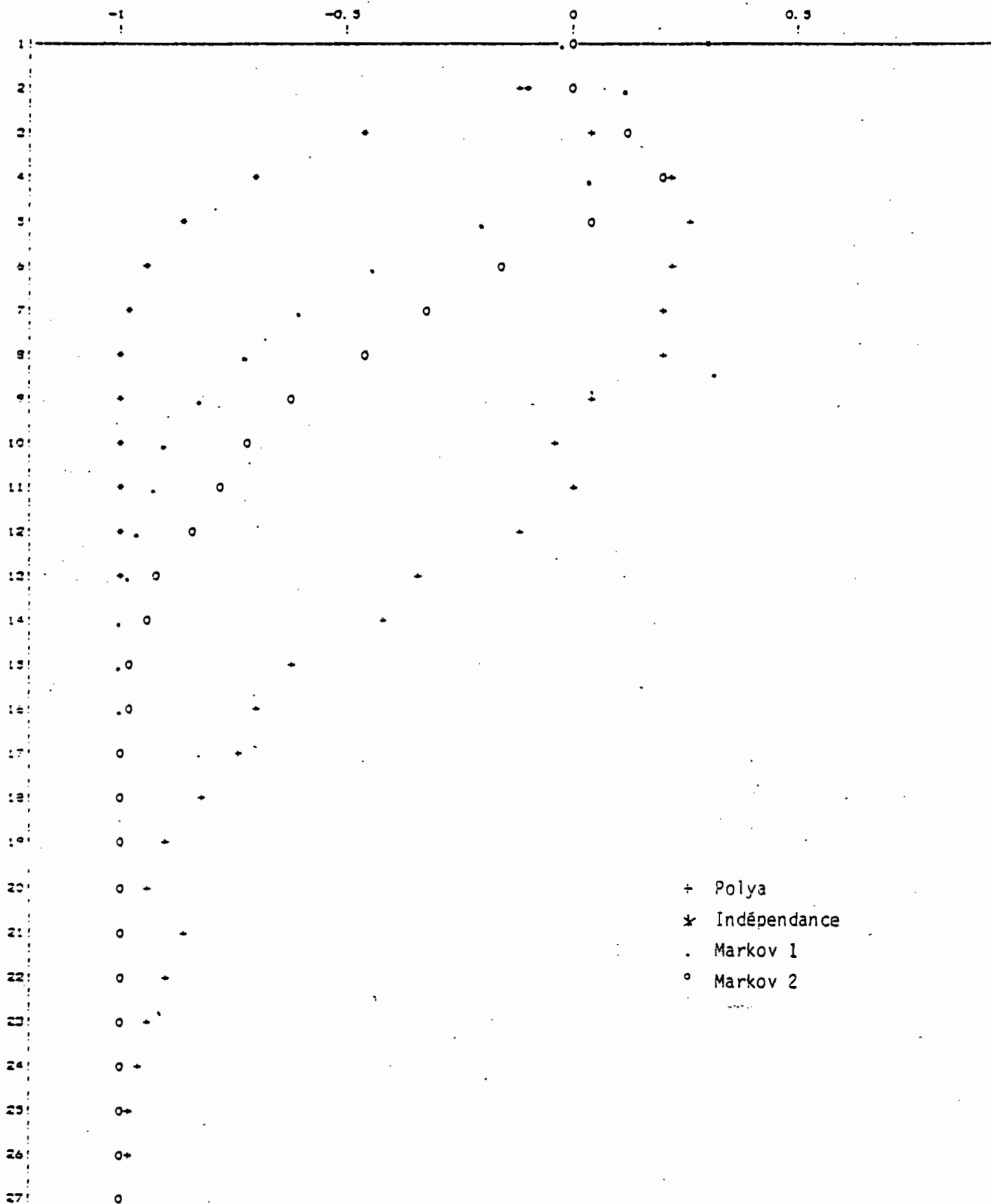
pour des valeurs du seuil inférieur suivantes :

- . 0,1 mm
- . 1 mm
- . 5 mm
- . 10 mm

BOUAKE

NO DE LA STATION 90035
PERIODE D'OBSERVATION=1921-1973

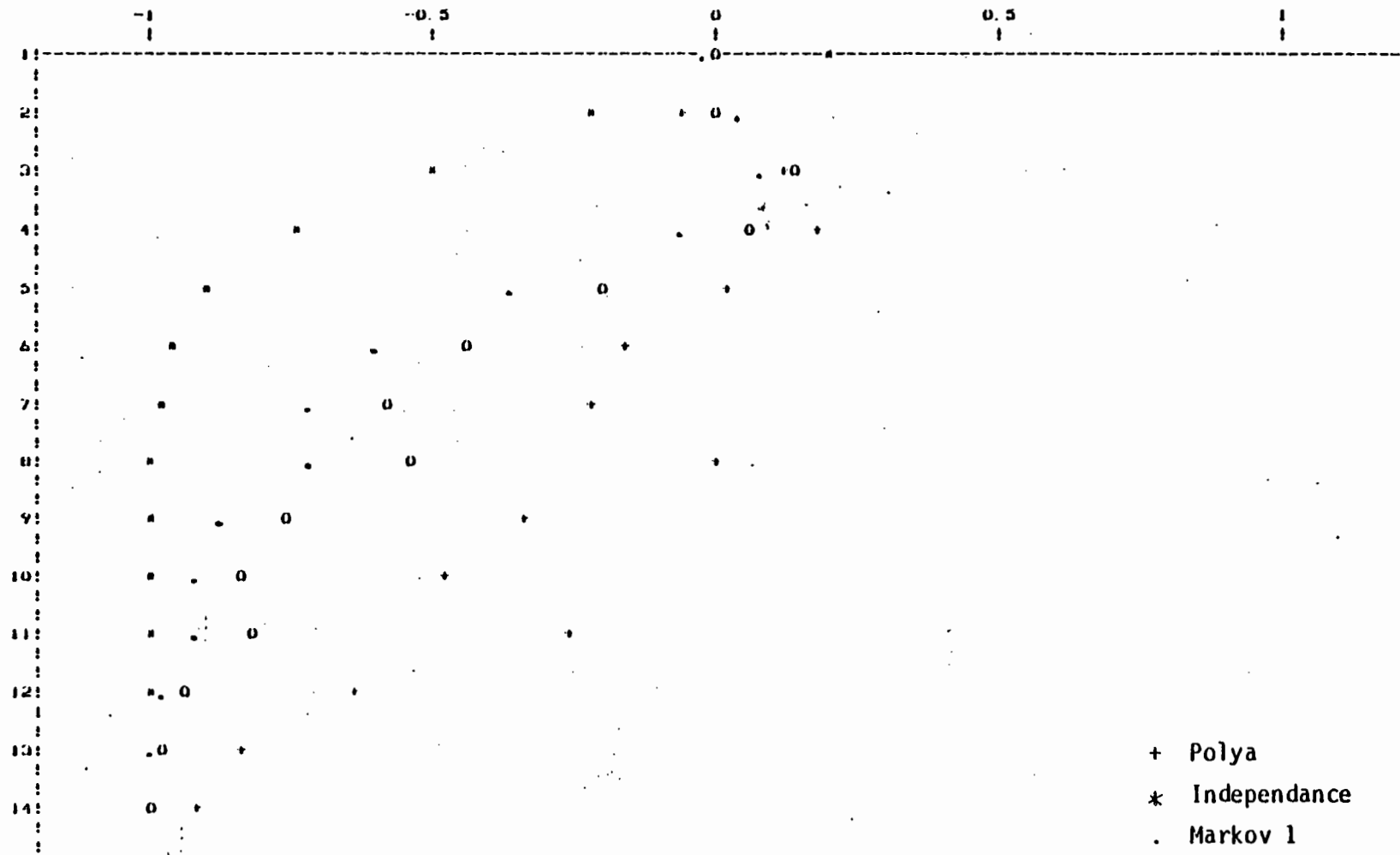
Seuil inférieur=0.1 mm



BOUAKE

NO DE LA STATION 70035
PERIODE D'OBSERVATION 1921-1973

Seuil inférieur=1 mm

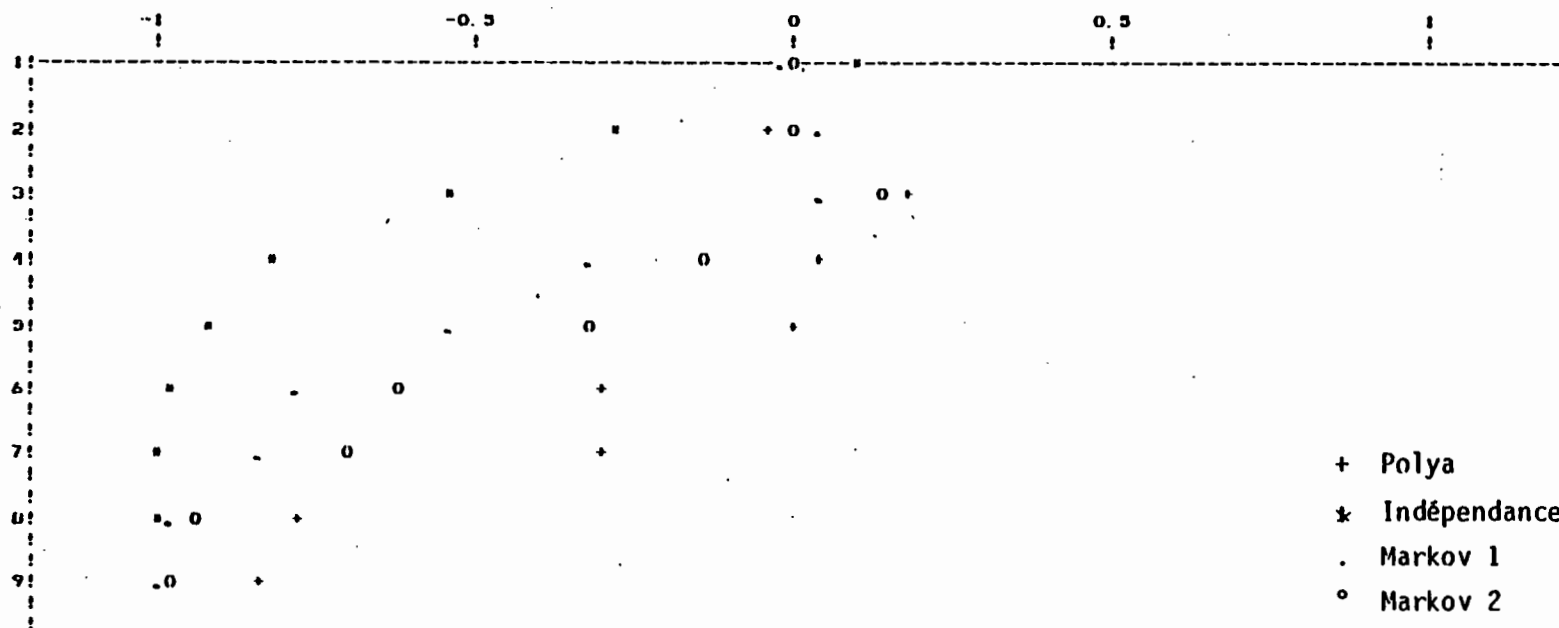


- + Polya
- * Independance
- . Markov 1
- o Markov 2

BOUAKE

NO DE LA STATION 90033
PERIODE D'OBSERVATION=1921-1973

Seuil inférieur=5 mm

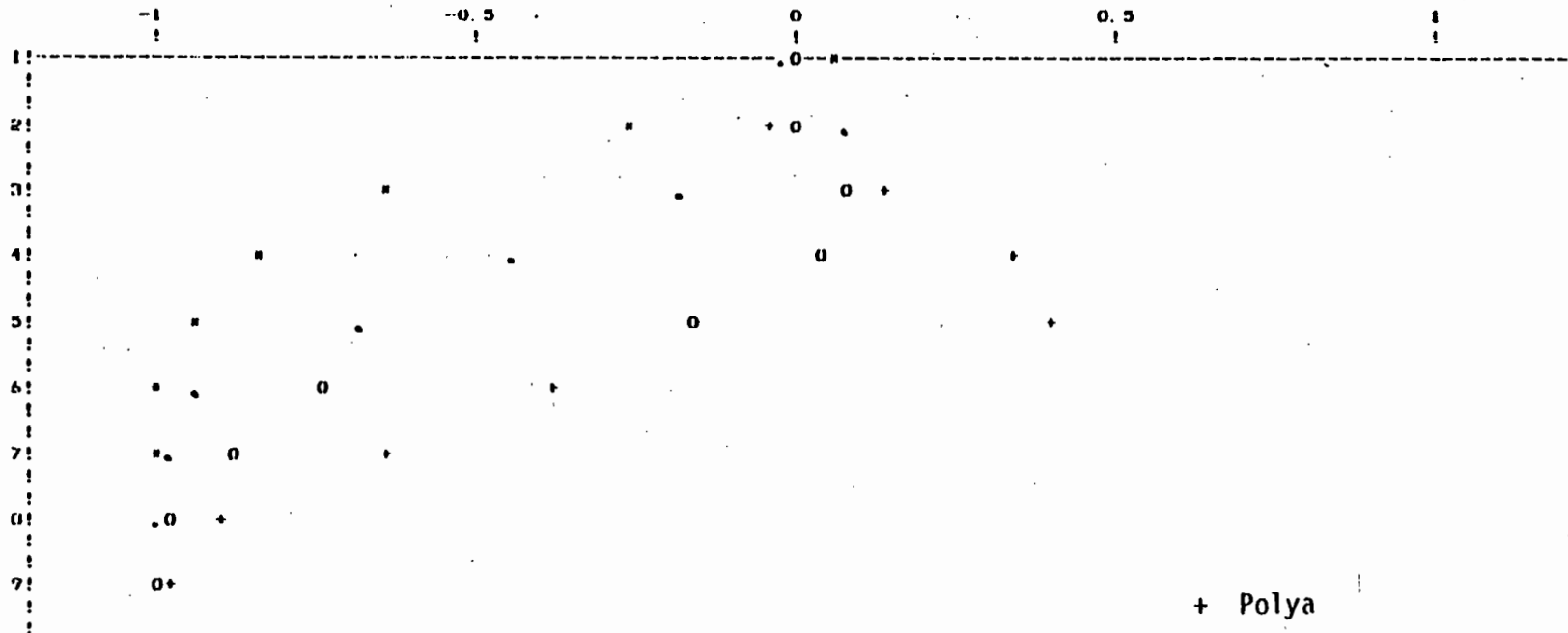


+ Polya
* Indépendance
· Markov 1
o Markov 2

BOUAKE

NO DE LA STATION 90033
PERIODE D'OBSERVATION-1921-1973

Seuil inférieur=10 mm

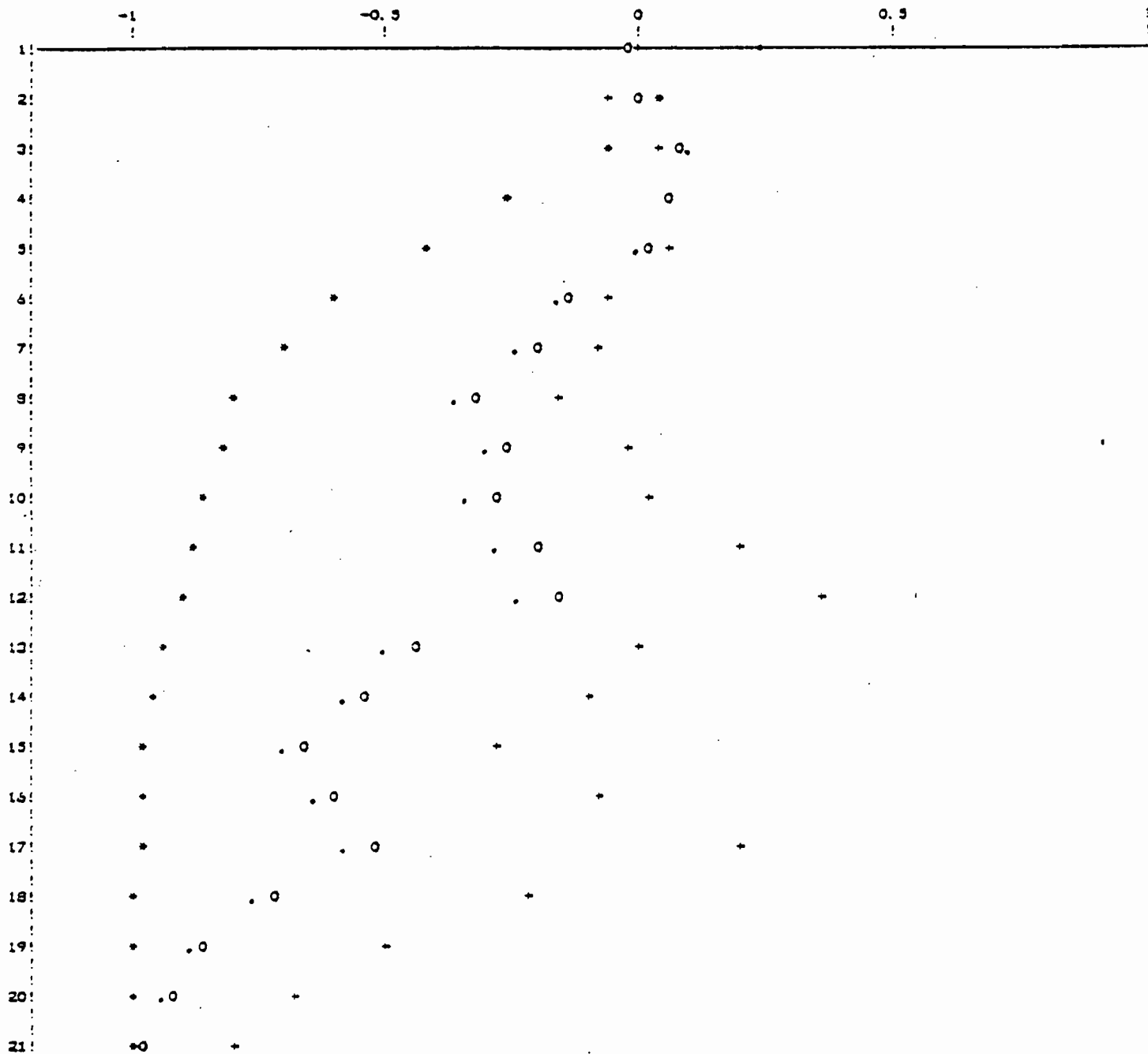


+ Polya
* Indépendance
. Markov 1
o Markov 2

LE RAIZET

NO DE LA STATION 621449
PERIODE D'OBSERVATION=1951-1973

Seuil inférieur=1 mm

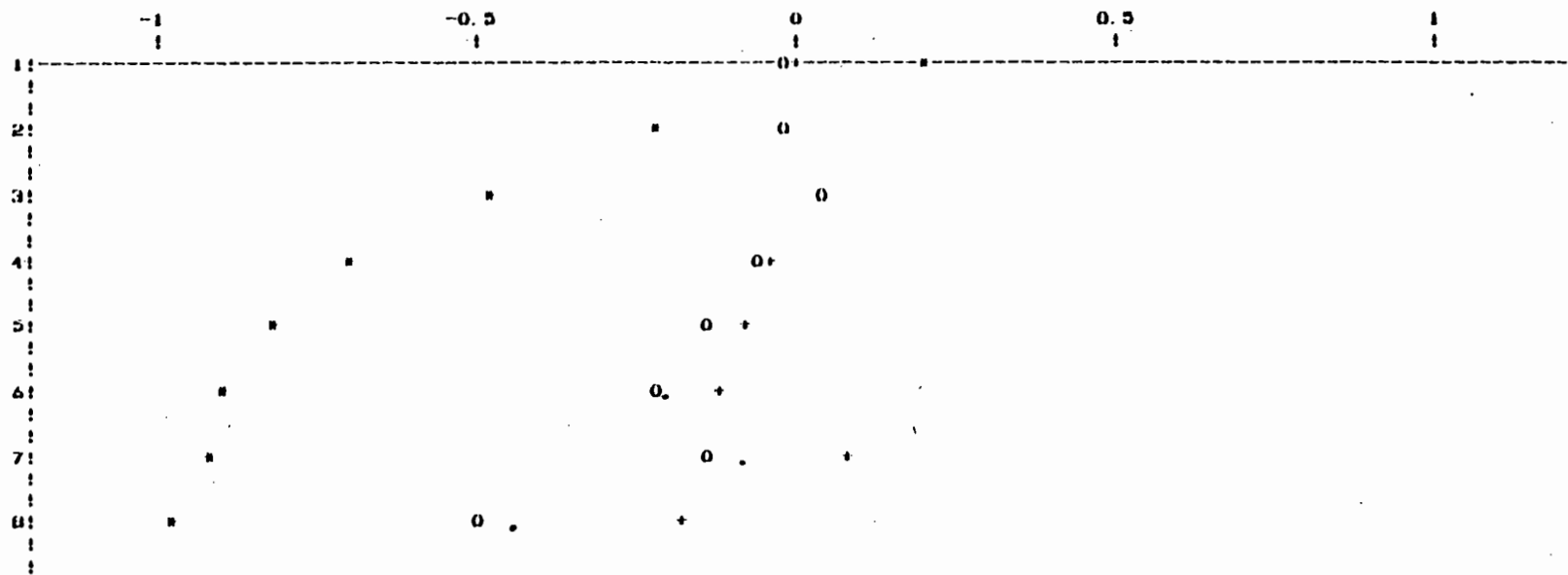


- + Polya
- * Indépendance
- . Markov 1
- o Markov 2

LE RAIZET

NO DE LA STATION 421445
PERIODE D'OBSERVATION=1951-1970

Seuil inférieur=5 mm

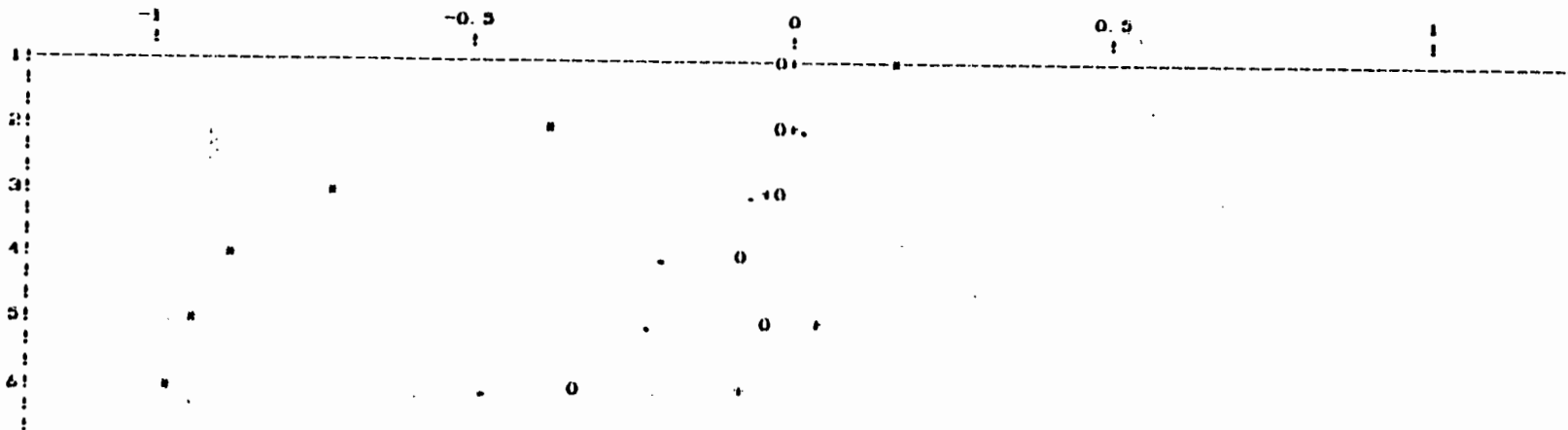


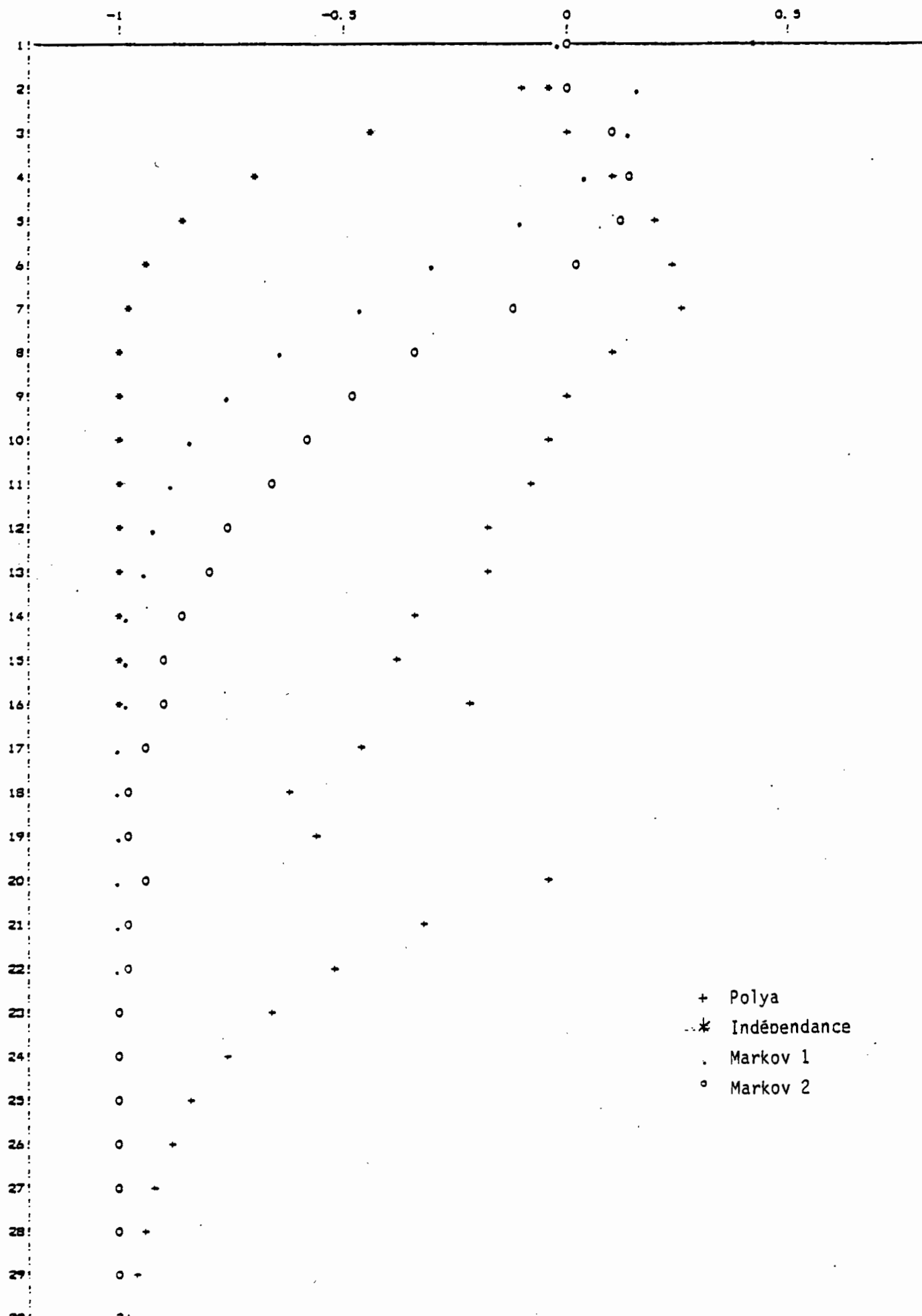
LE RAIZET

NO DE LA STATION 421445
PERIODE D'OBSERVATION=1951-1970

Seuil inférieur=10 mm

- + Polya
- * Indépendance
- . Markov 1
- o Markov 2

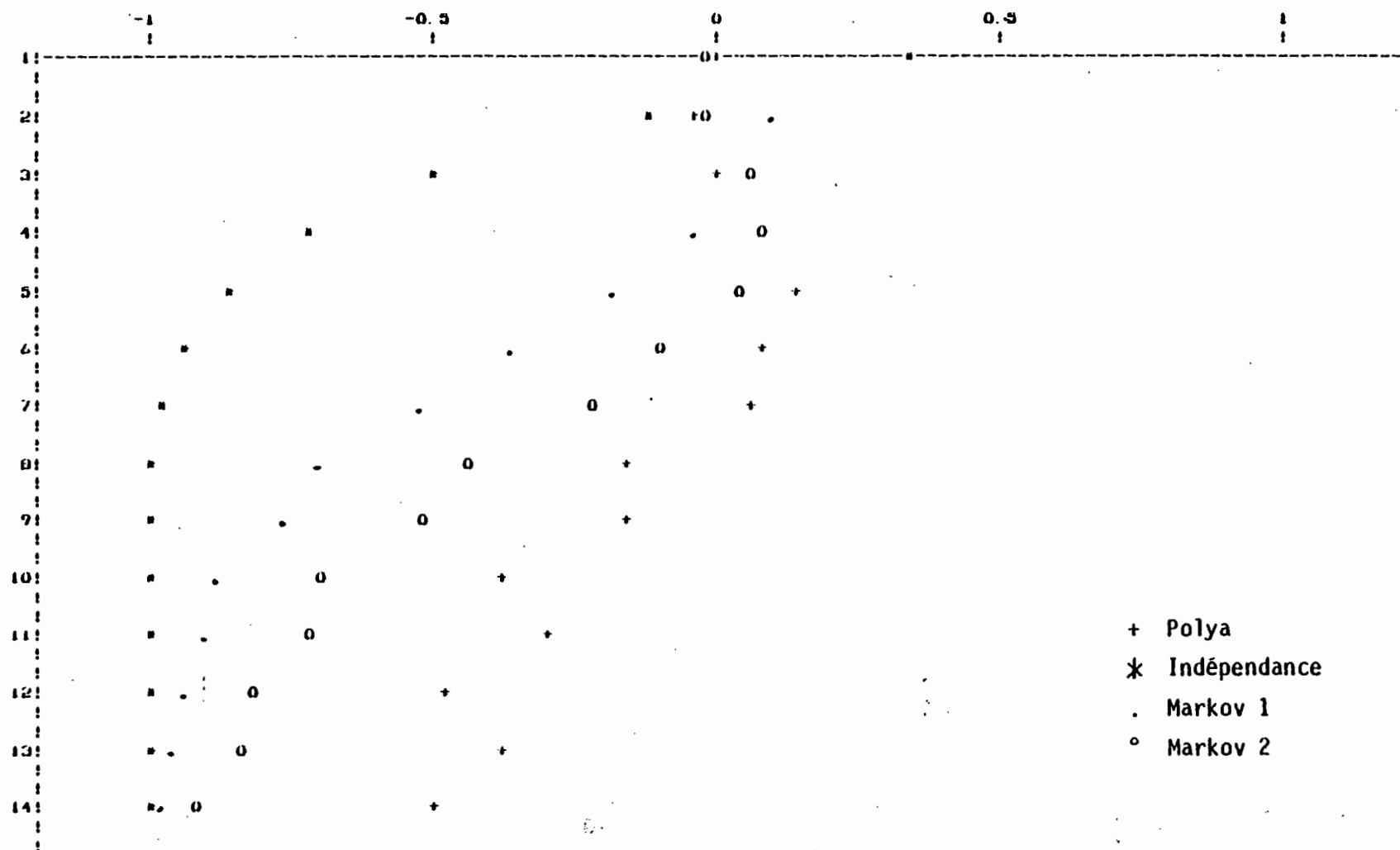




UDIENNE

PERIODE D'OBSERVATION=1921-1973

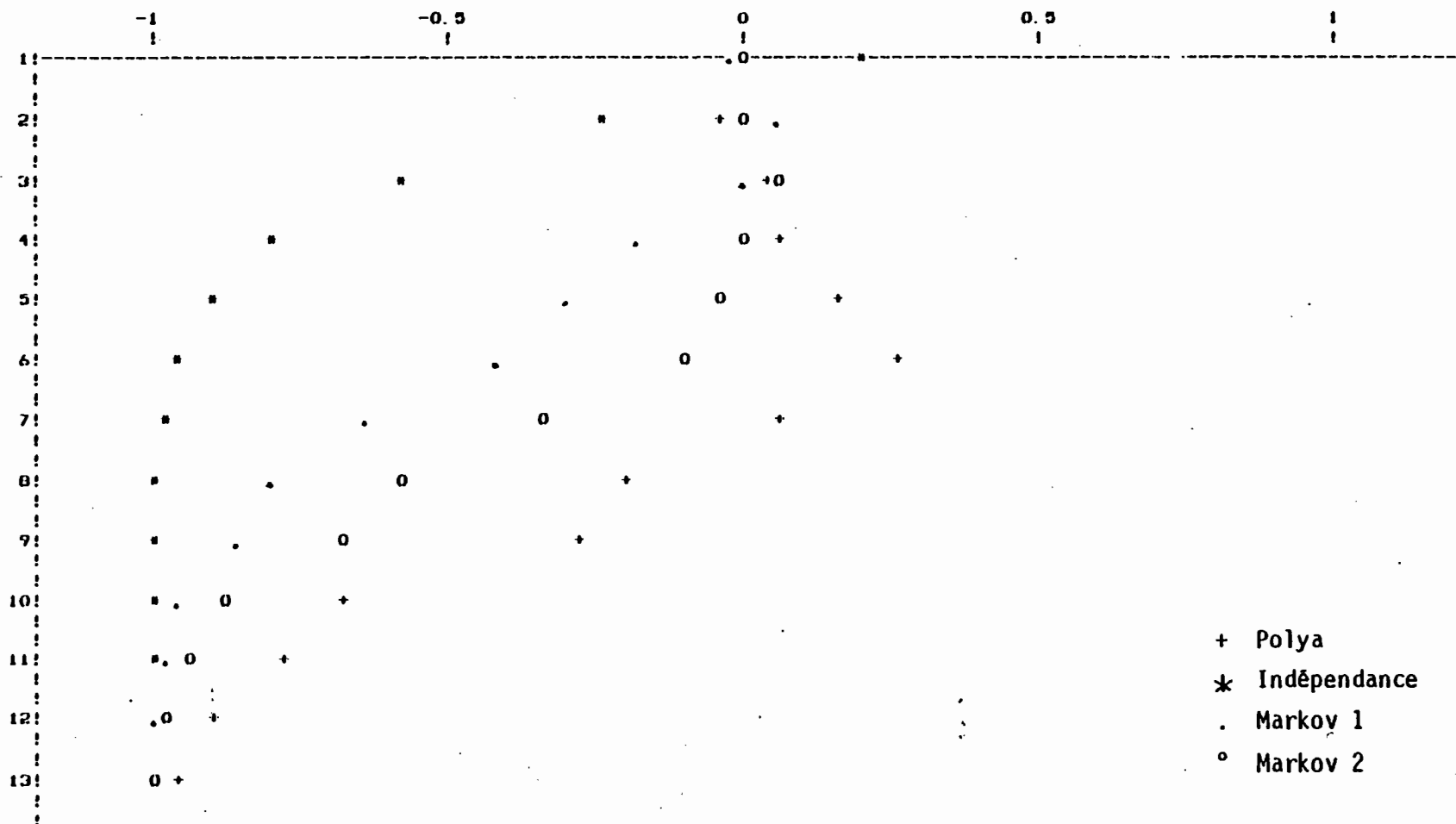
SEUIL THEORETIQUE=1 mm



ODIENNE

NO DE LA STATION 90160
PERIODE D'OBSERVATION=1921-1973

Seuil inférieur=5 mm

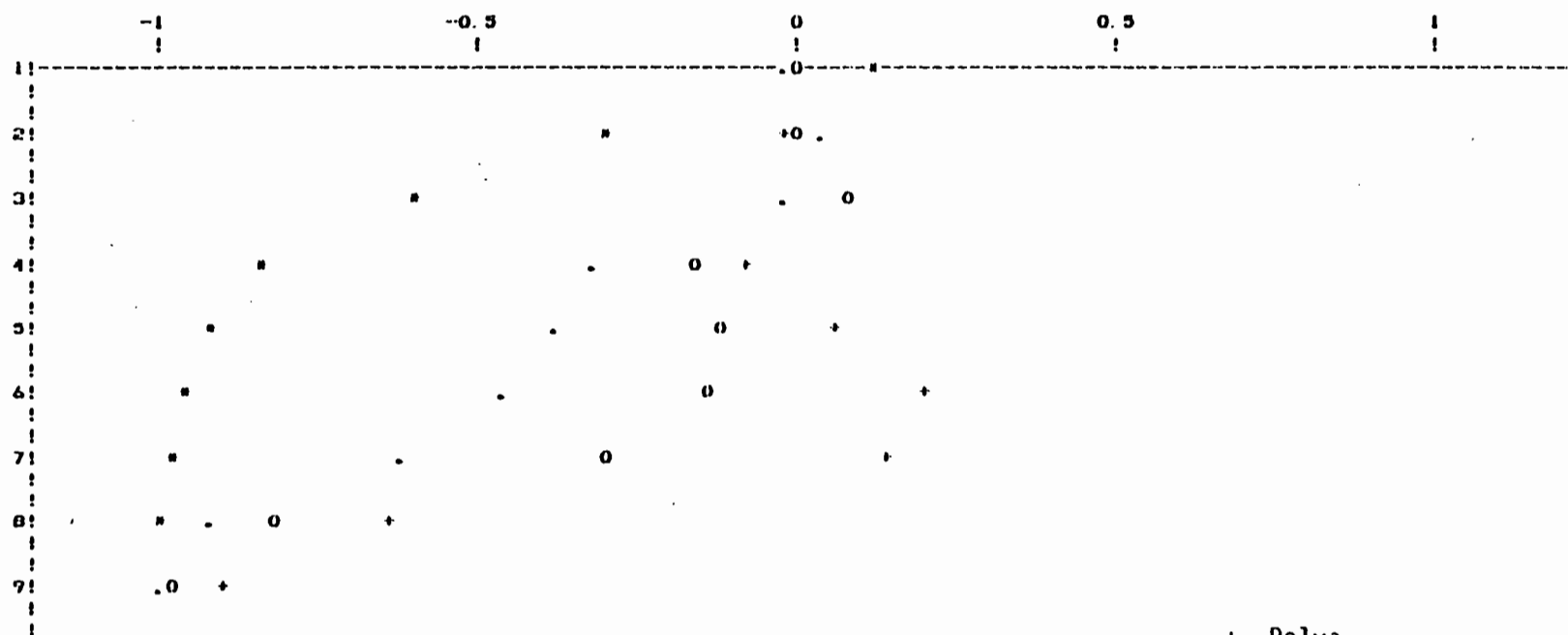


+ Polya
* Indépendance
. Markov 1
o Markov 2

ODIENNE

NO DE LA STATION 70160
PERIODE D'OBSERVATION=1921-1970

Seuil inférieur=10 mm

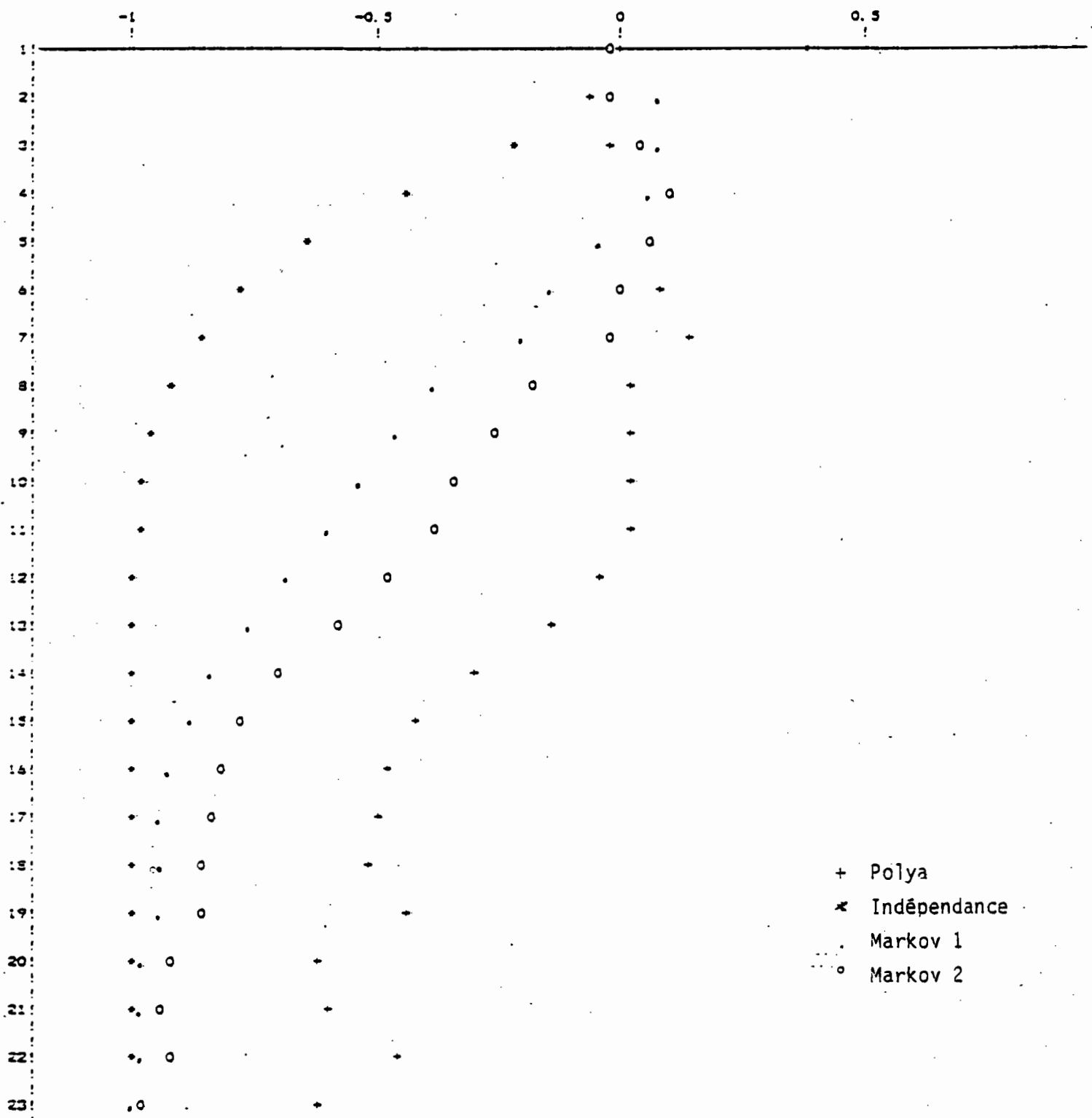


- + Polya
- * Indépendance
- . Markov 1
- o Markov 2

BOYVINIERE

NO DE LA STATION 620810
PERIODE D'OBSERVATION=1929-1978

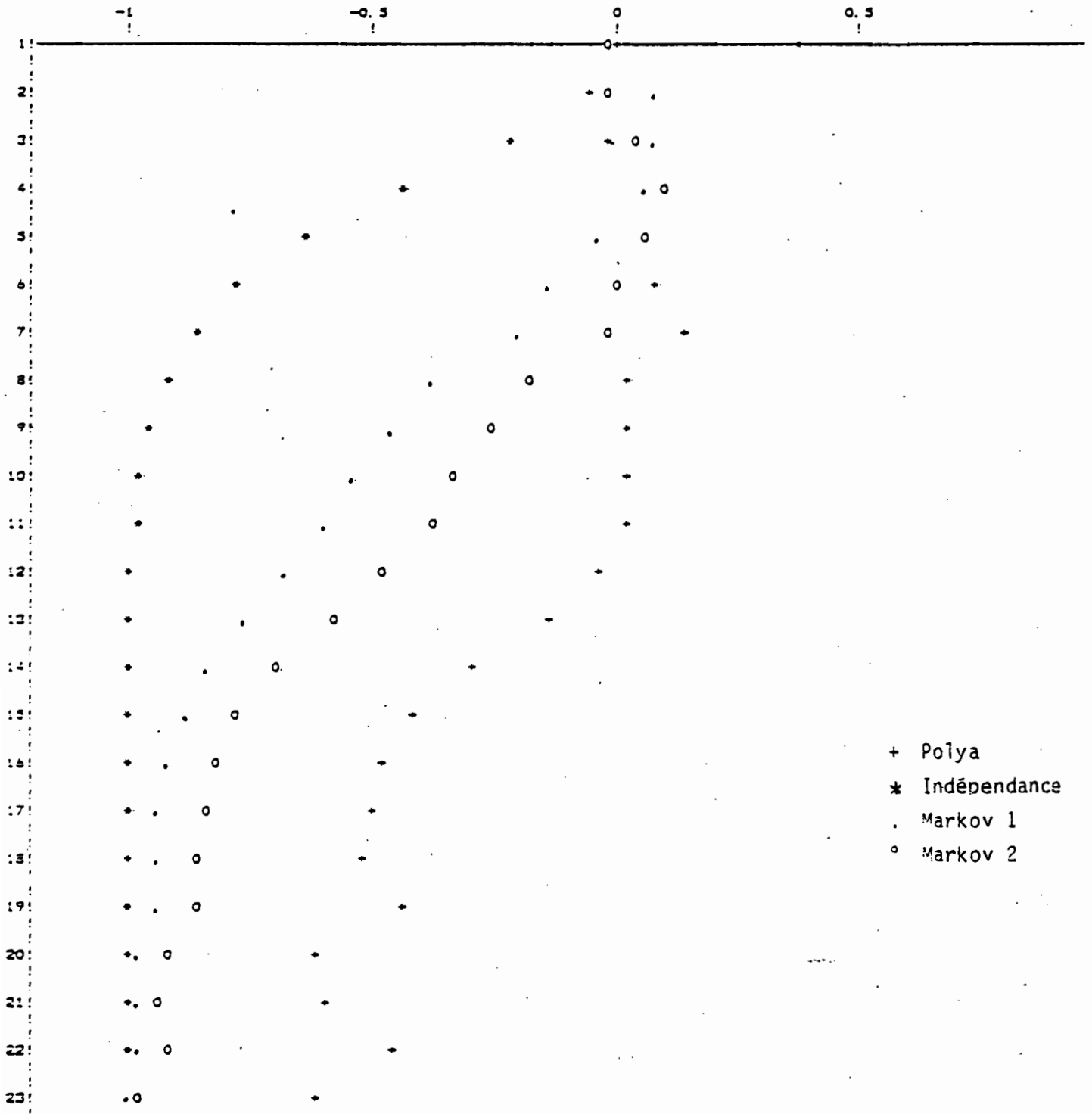
Seuil inférieur=0.1 mm



BOYVINIERE

NO DE LA STATION 620810
PERIODE D'OBSERVATION=1929-1978

Seuil inférieur=1 mm



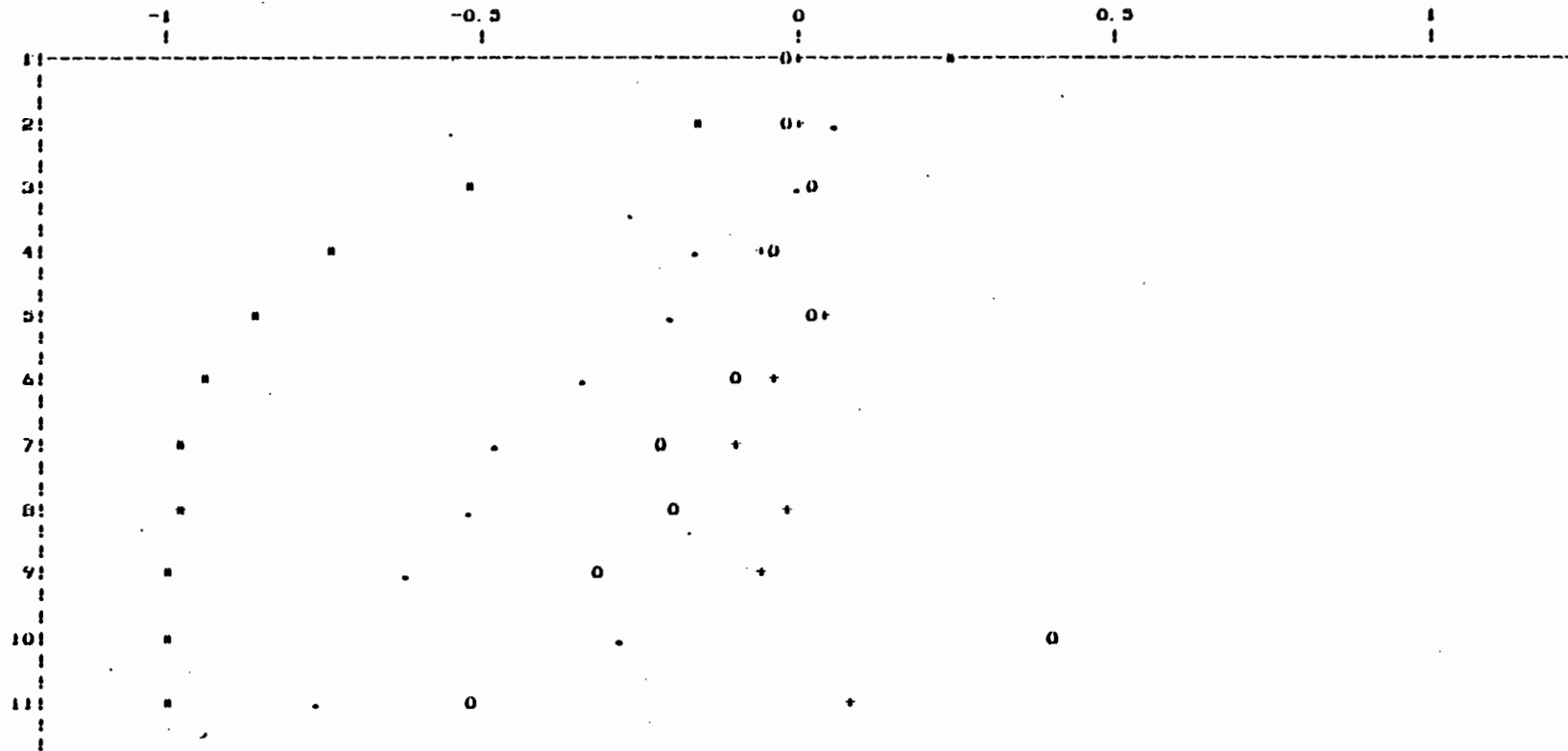
+ Polya
* Indépendance
. Markov 1
o Markov 2

N.B. : Les résultats sont identiques à ceux obtenus pour une valeur du seuil inférieur égale à 0.1 mm, les pluies inférieures à 1 mm n'ayant jamais été relevées à Boyvinière

BOYVINIERE

NO DE LA STATION 420010
PERIODE D'OBSERVATION-1929-1970

Seuil inférieur=5 mm

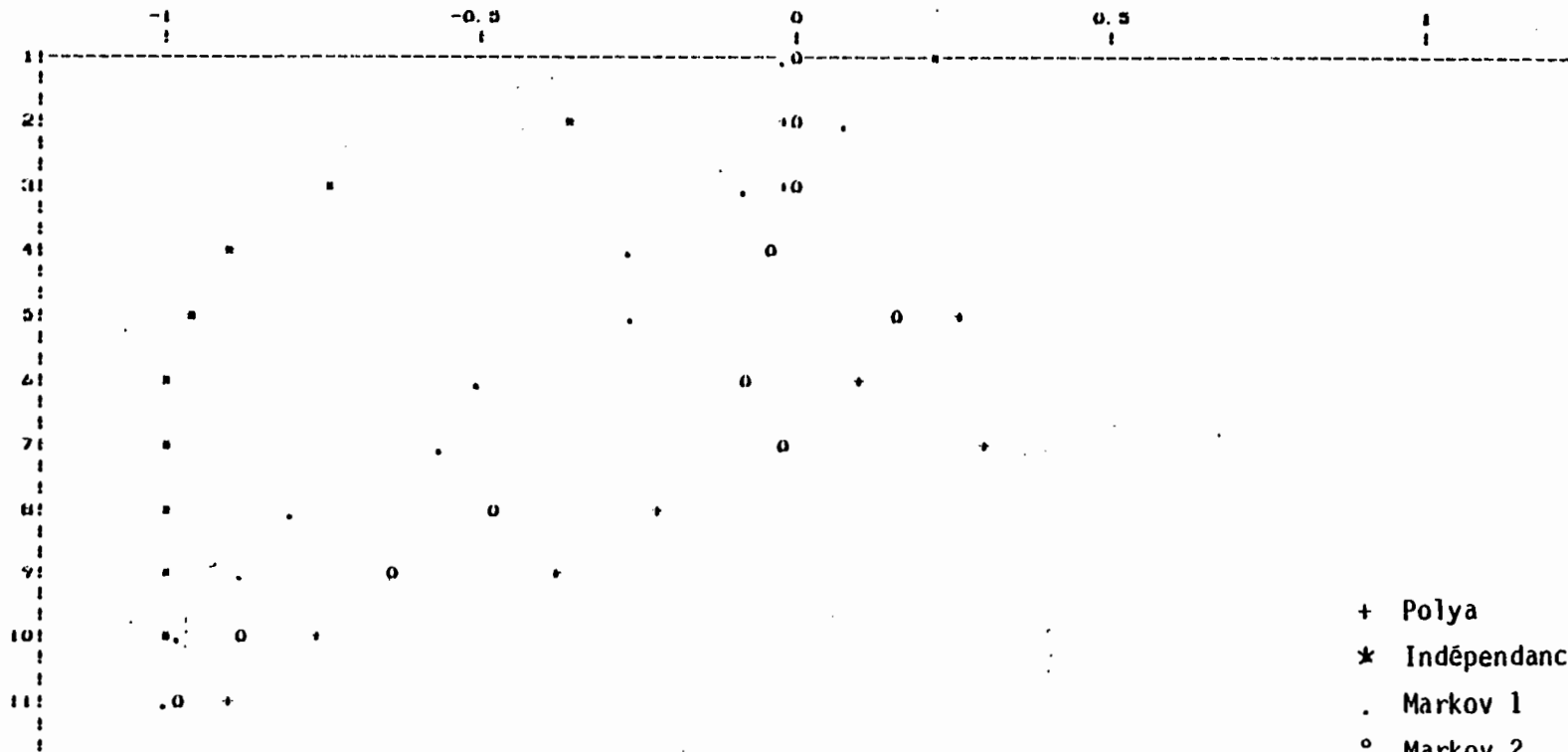


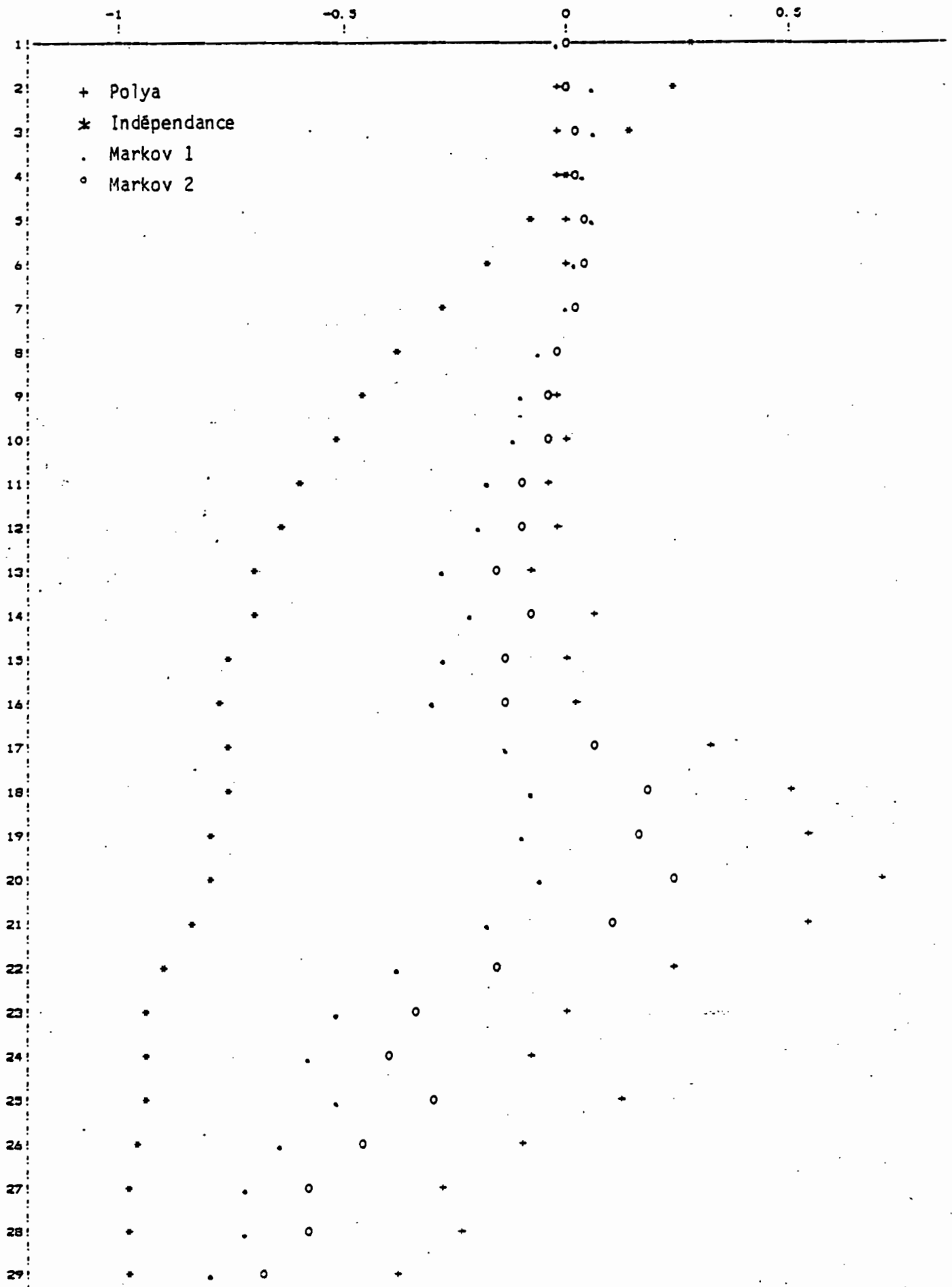
+ Polya
* Indépendance
. Markov 1
o Markov 2

BOYVINIERE

NO DE LA STATION 420010
PERIODE D'OBSERVATION-1929-1970

Seuil inférieur=10 mm



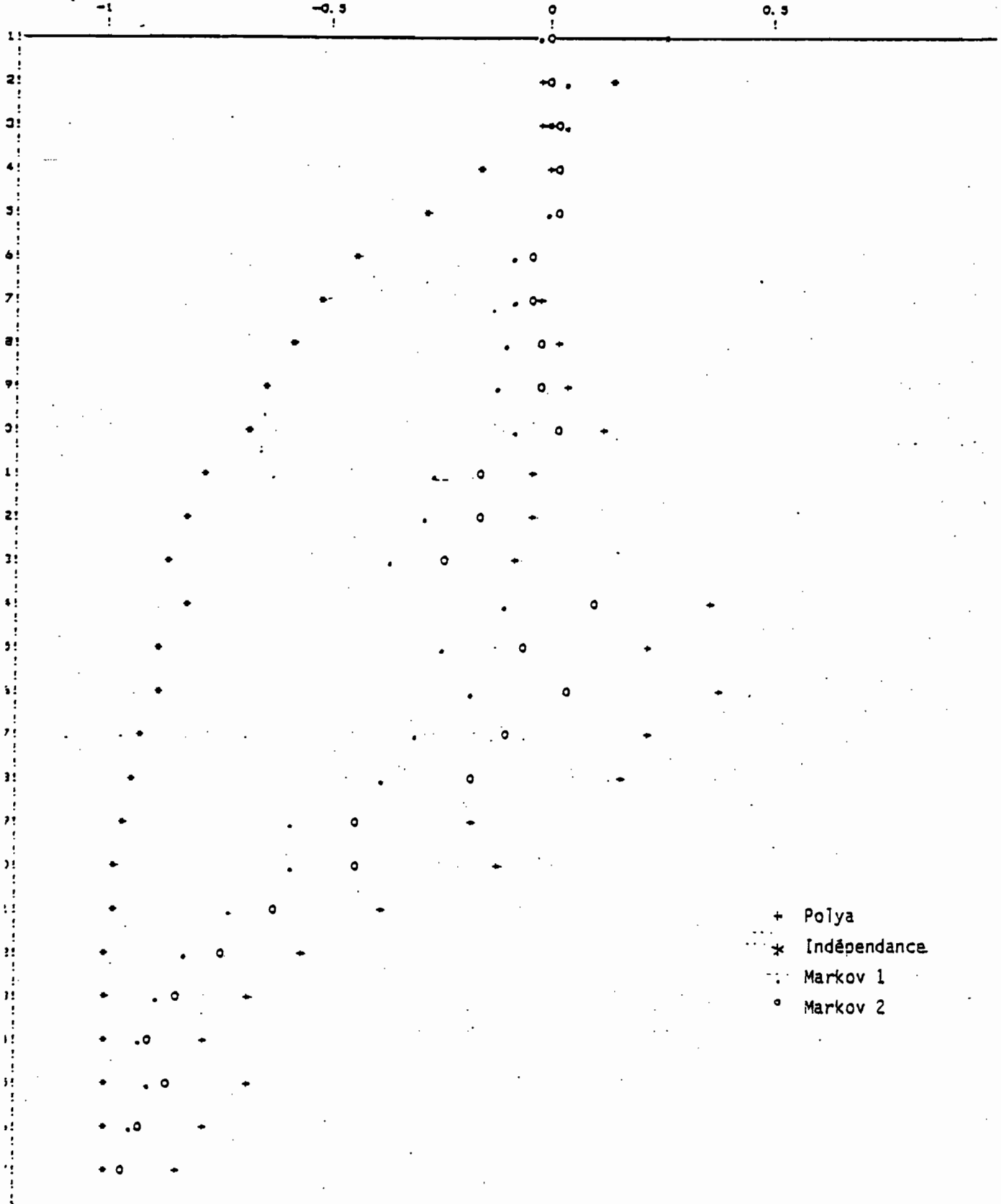


OUCLOS

NO DE LA STATION 622130
PERIODE D'OBSERVATION=1954-1978

Seuil inférieur=1 mm

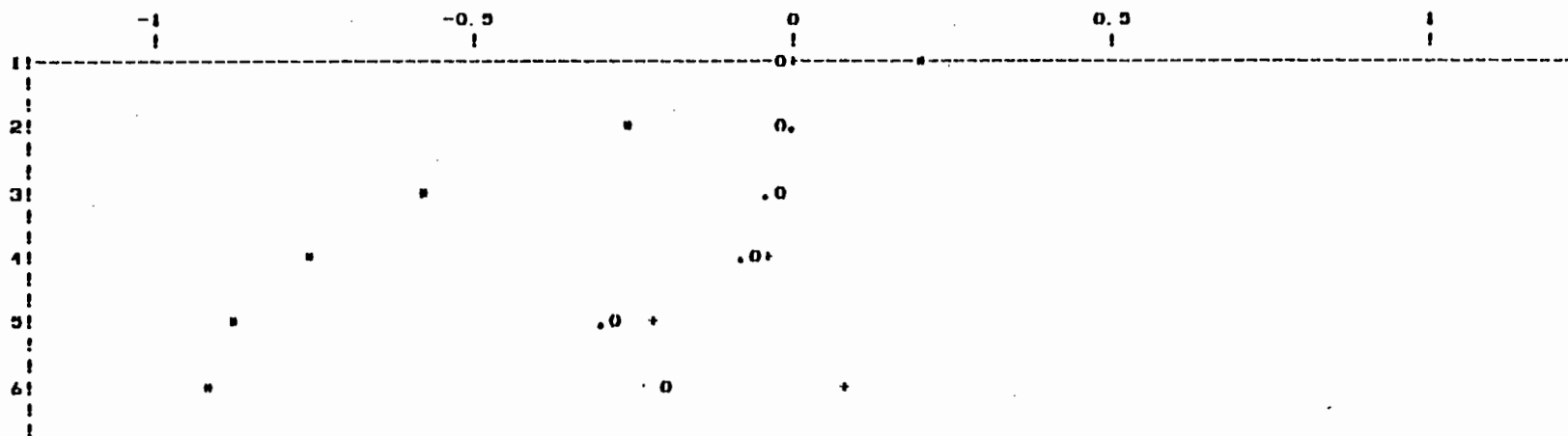
- 78 -



DUCLOS

NO DE LA STATION 622130
PERIODE D'OBSERVATION-1954-1970

Seuil inférieur=5 mm

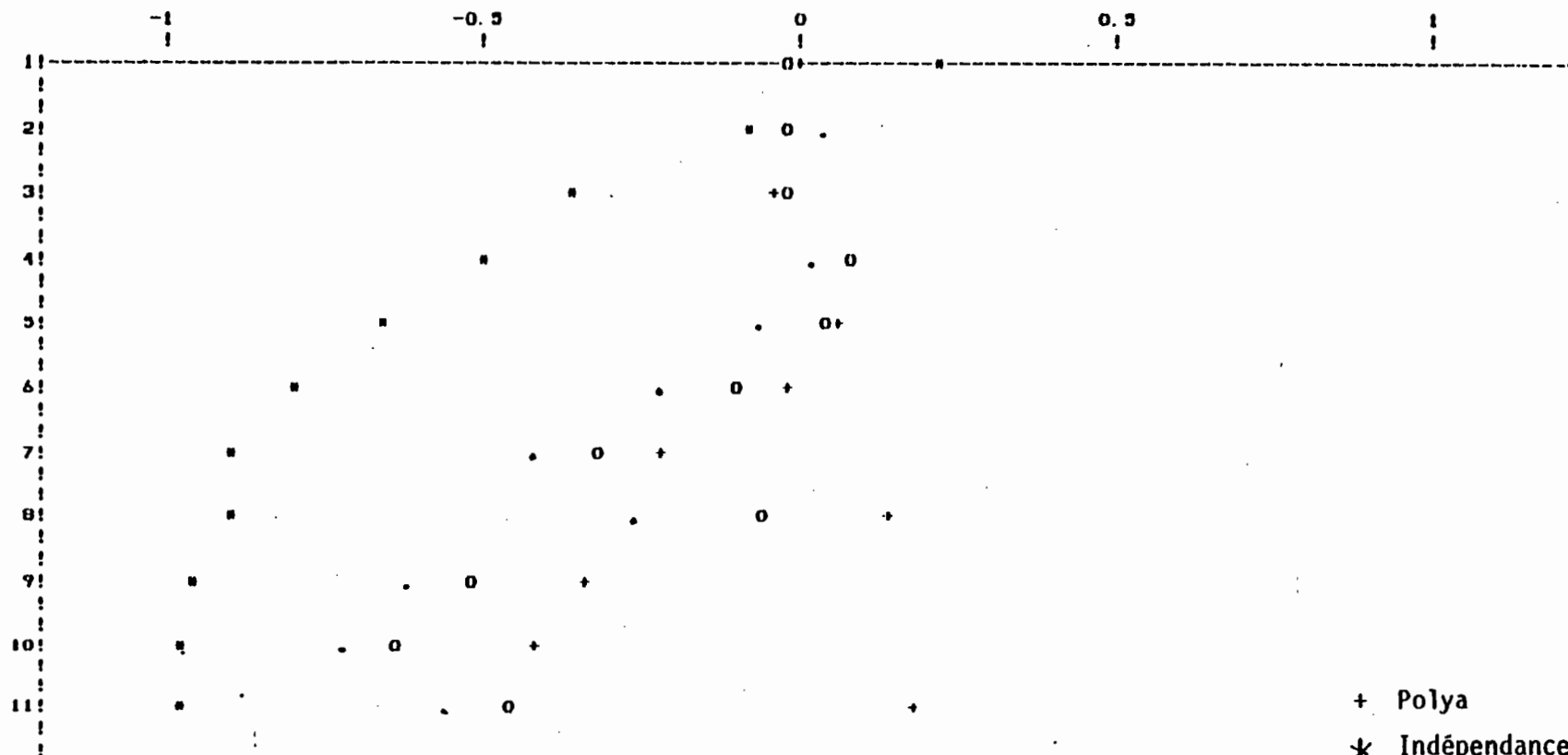


- + Polya
- * Indépendance
- ° Markov 1
- ° Markov 2

DUCLOS

NO DE LA STATION 622130
PERIODE D'OBSERVATION-1954-1978

Seuil inférieur=10 mm



- + Polya
- * Indépendance
- . Markov 1
- o Markov 2

B I B L I O G R A P H I E

- M. GRISOLLET, B. GUILMET, R. ARLERY
Climatologie, Méthodes et Pratiques.

- M. KENDALL et A. STUART
The advanced theory of statistics, Volume 3.

- Y. BRUNET-MORET
Test d'homogénéité, Cahiers Hydrologie, Vol. XIV, n° 2, 1977.

- Y. BRUNET-MORET et M. ROCHE
Persistance dans les suites chronologiques de précipitations annuelles.
Cahiers Hydrologie, Vol. XII, n° 3, 1975.

- J-M MASSON
Persistance des états pluvieux en fonction de leur dérive.
Cahiers Hydrologie, Vol. XIV, n° 2, 1977.

- F. MONIOD
Les précipitations en un et plusieurs jours dans le massif forestier landais.
Cahiers Hydrologie, Vol. XIV, n° 2, 1977.

- P. DUBREUIL
Etude des précipitations appliquée à la mise en valeur hydro-agricole.
Service Hydrologique de l'ORSTOM, Avril 1975.