

INRS-Eau
Université du Québec
C.P. 7500
Sainte-Foy
Québec
G1V 4C7

RAPPORT SCIENTIFIQUE
No 105f

Ajustement des distributions Pearson type 3,
Gamma, Log-Pearson type 3 et Log-Gamma

par
B. Bobée et P. Boucher

LECTURE SUR
PLACE SEULEMENT

Janvier 1981

INRS - Eau

Ajustement des distributions Pearson type 3,
Gamma, Log-Pearson type 3 et Log-Gamma

INRS-Eau
Université du Québec
C.P. 7500
Sainte-Foy
Québec
G1V 4C7

RAPPORT SCIENTIFIQUE
No 105f

par
B. Bobée et P. Boucher

Janvier 1981

ISBN: 978-2-89146-721-6

Tous droits de traduction, de reproduction et d'adaptation réservés

© 1979 - Institut national de la recherche scientifique

Note:

Ce rapport reprend pour l'essentiel le contenu du rapport scientifique No 70, rédigé à l'INRS-Eau en 1976. Certaines modifications ont cependant été apportées concernant en particulier:

- la méthode du maximum de vraisemblance dans le cas des lois Pearson type 3 et Log-Pearson type 3. On envisage également pour ces distributions, la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel;
- le calcul de la variance d'échantillonnage d'un évènement de période de retour donnée lors de l'ajustement par la méthode du maximum de vraisemblance des distributions Pearson type 3 et Log-Pearson type 3.
- le calcul de la variance d'échantillonnage d'un évènement de période de retour donnée lors de l'ajustement par la méthode des moments sur la série des valeurs observées des distributions Log Gamma et Log Pearson type 3.

TABLE DES MATIERES

	Page
BUT DU PROGRAMME	1
1. GENERALITES SUR L'UTILISATION DES DISTRIBUTIONS STATISTIQUES	2
1.1 Condition d'indépendance	2
1.2 Condition d'homogénéité	3
1.3 Probabilité empirique	5
2. ASPECTS THEORIQUES	5
2.1 Caractéristiques de l'échantillon	5
2.2 Loi Pearson type 3	6
2.3 Loi Log-Pearson type 3	8
2.4 Méthodes d'estimation des paramètres	10
2.5 Evaluation d'un événement de probabilité au dépassement donné	32
2.6 Variance de l'évènement X_p	35
2.7 Intervalle de confiance de X_p	42
3. UTILISATION DU PROGRAMME	43
3.1 Cartes de données	43
3.2 Sous-routines	45
3.3 Principales variables utilisées dans le programme	47
3.4 Modifications possibles	47
3.5 Sortie des résultats	48

TABLE DES MATIERES (SUITE)

	<u>Page</u>
4. CHOIX DES LOIS	49
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	50
ANNEXE 1: Test d'homogénéité: Programme HOMOG (exemple de calcul)	51
ANNEXE 2: Listing du programme AJUST (exemple de calcul)	62

BUT DU PROGRAMME

Ce programme permet d'effectuer de manière automatique l'ajustement des distributions statistiques Gamma, Pearson type 3, Log-Gamma et Log-Pearson type 3 à un échantillon de valeurs observées.

Pour chacun des ajustements considérés, on effectue:

- le calcul des paramètres de la distribution;
- le calcul des moments de la population dont provient l'échantillon;
- l'estimation des événements de probabilité au dépassement donnée et des intervalles de confiance associés.

Bien que ce programme soit particulièrement adapté à l'étude des débits de crue, il peut être utilisé pour toute autre caractéristique (de débit, de précipitation,...).

Dans le cas des lois Gamma, Log-Gamma, Log-Pearson type 3, on ne peut considérer que des échantillons de valeurs positives, alors que la loi Pearson type 3 permet de considérer des échantillons de valeurs positives et négatives.

Les principaux aspects théoriques permettant la compréhension du programme, ainsi que quelques considérations générales sur l'utilisation des distributions statistiques, sont résumés dans les paragraphes suivants.

1. GENERALITES SUR L'UTILISATION DES DISTRIBUTIONS STATISTIQUES

1.1 Condition d'indépendance

Lors de la détermination des paramètres d'une distribution théorique à partir d'un échantillon, on doit vérifier que les éléments de l'échantillon sont indépendants. Pour ce faire, on utilise le test de Wald-Wolfowitz (1943).

Soit l'échantillon (X_1, \dots, X_N) . On considère la quantité R telle que:

$$R = \sum_{i=1}^{N-1} X_i X_{i+1} + X_1 X_N$$

Si les éléments de l'échantillon sont indépendants, R suit une distribution approximativement normale de moyenne:

$$\bar{R} = \frac{S_1^2 - S_2}{N-1}$$

de variance:

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

avec:

$$S_r = \sum_{i=1}^N X_i^r$$

La quantité:

$$u = \frac{R - \bar{R}}{\sqrt{\text{Var}(R)}}$$

suit une loi normale centrée réduite et il est possible de tester l'indépendance de l'échantillon.

Soient $u_1 = 1.96$, $u_2 = 2.57$ les variables normales dont la probabilité au dépassement est respectivement 2.5% et 0.5%.

Si $|u| < u_1$: on accepte l'hypothèse d'indépendance au niveau de signification 5%;

Si $u_1 < |u| < u_2$: on rejette l'hypothèse d'indépendance au niveau de signification 5%, on l'accepte au niveau 1%;

Si $u_2 < |u|$: on rejette l'hypothèse d'indépendance au niveau de signification 1%.

1.2 Condition d'homogénéité.

Les éléments d'un échantillon doivent provenir de la même population statistique. Par exemple, dans l'étude des crues, on établit un échantillon en prenant le débit maximum de chaque année. Suivant les années, il est possible que ce maximum se produise au printemps (crue de fonte de neige) ou en automne (crue due aux précipitations); il est alors possible que les éléments de l'échantillon proviennent de deux populations statistiques différentes et que l'on doive considérer séparément les crues d'automne et de printemps. On vérifiera l'homogénéité d'un échantillon au moyen du test de Mann-Whitney (1947).

On regroupe les deux échantillons de tailles respectives p et q en un échantillon total (de taille $N = p + q$) classé par ordre croissant.

Soient V et W les quantités définies par

$$V = T - \frac{p(p+1)}{2}$$

$$W = pq - V$$

T est la somme des rangs des éléments de l'échantillon 1 dans l'échantillon total;

V est le nombre de dépassements des éléments de l'échantillon 2 par ceux de l'échantillon 1;

W est le nombre de dépassements des éléments de l'échantillon 1 par ceux de l'échantillon 2.

On montre que lorsque les deux échantillons proviennent de la même population, V et W sont distribuées avec:

$$\text{une moyenne: } \bar{V} = \bar{W} = \frac{pq}{2}$$

$$\text{une variance: } \text{Var}(V) = \text{Var}(W) = \frac{pq}{12} (p+q+1)$$

Pour $N > 20$, $p > 3$, $q > 3$, on peut admettre que V et W sont distribués normalement. Il est alors possible de tester l'hypothèse (H_0) que les deux échantillons proviennent de la même population au niveau de signification α en comparant la quantité

$$u = \left| \frac{V - \bar{V}}{\sqrt{\text{Var}(V)}} \right|$$

avec la variable normale centrée réduite de probabilité au dépassement $\alpha/2$. Le programme de calcul permettant de tester la condition d'homogénéité ainsi qu'un exemple d'application se trouvent en annexe 1.

1.3 Probabilité empirique (plotting position).

On attribue à chaque observation classée d'un échantillon une probabilité empirique. La connaissance de cette probabilité est essentielle lorsque l'on veut comparer la distribution observée avec une distribution théorique donnée. Parmi les principales formules donnant la probabilité empirique d'ordre k dans un échantillon de taille N , on peut citer:

a) la formule de Hazen proposée en 1930 telle que:

$$p_k = \frac{k - 0.5}{N}$$

b) la formule de Weibull recommandée pour l'étude des crues:

$$p_k = \frac{k}{N + 1}$$

c) la formule de Chegodayev très largement utilisée en URSS:

$$p_k = \frac{k - 0.3}{N + 0.4}$$

Ces trois formules peuvent être utilisées dans le programme (cf 3.1).

2. ASPECTS THEORIQUES

2.1 Caractéristiques de l'échantillon (X_1, \dots, X_N)

- Taille: N

- Moyenne

$$M = \frac{\sum X_i}{N}$$

- Ecart type (dédruit de la variance non biaisée)

$$S = \left[\frac{\sum (X_i - M)^2}{N - 1} \right]^{\frac{1}{2}}$$

- Coefficient d'asymétrie

$$CS1 = \frac{N}{(N-1)(N-2)} \frac{\sum (X_i - M)^3}{S^3}$$

- Coefficient de variation

$$C_V = \frac{S}{M}$$

2.2 Loi Pearson type 3 (caractéristiques générales)

La fonction densité de la distribution Pearson type 3 est définie sous sa forme la plus générale par:

$$f(x) = \frac{|\alpha|}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha(x-m)} [\alpha(x-m)]^{\lambda-1}$$

où $\Gamma(\lambda)$ est la fonction gamma.

L'intervalle de définition de x est tel que $\alpha(x-m) \geq 0$,

donc:

$$\text{si } \alpha > 0, m \leq x < +\infty$$

$$\text{si } \alpha < 0, -\infty < x \leq m$$

La distribution Pearson 3 dépend de 3 paramètres:

m paramètre de position (borne inférieure ou supérieure de l'intervalle de définition de x, suivant que $\alpha > 0$ ou $\alpha < 0$);

α paramètre d'échelle

- si $\alpha > 0$, la distribution est à asymétrie positive,
- si $\alpha < 0$, la distribution est à asymétrie négative;

λ paramètre de forme, toujours positif.

Cas particulier:

Si $m = 0$, on obtient la distribution Gamma:

$$f(x) = \frac{|\alpha|}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha x} (\alpha x)^{\lambda-1}$$

avec:

$$\lambda > 0$$

$$0 \leq x < +\infty \quad (\text{si } \alpha > 0)$$

$$-\infty < x \leq 0 \quad (\text{si } \alpha < 0)$$

Les moments et coefficients de la distribution Pearson 3 sont:

. moyenne

$$\mu = m + \frac{\lambda}{\alpha}$$

. variance

$$\sigma^2 = \frac{\lambda}{\alpha^2}$$

. coefficient d'asymétrie:

$$C_s = \frac{\alpha}{|\alpha|} \frac{2}{\sqrt{\lambda}}$$

. coefficient de variation:

$$C_v = \frac{\alpha}{|\alpha|} \frac{\sqrt{\lambda}}{\lambda + m\alpha}$$

Dans le cas de la loi Gamma, on obtient les moments et coefficients de la distribution en faisant $m = 0$ et l'on a en particulier:

$$C_s = 2C_v$$

2.3 Loi Log-Pearson type 3 (caractéristiques générales)

La loi Log-Pearson 3 est déduite de la loi Pearson 3 par une transformation logarithmique. En effet, si $y = \log_a x$ suit une loi Pearson 3, x suit une distribution Log-Pearson 3, dont la fonction de densité prend la forme suivante (Bobée, 1975):

$$g(x) = \frac{|\alpha|}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha (\log_a x - m)} [\alpha (\log_a x - m)]^{\lambda-1} \frac{k}{x}$$

avec:

$$k = \log_a e$$

$$(e \approx 2.71828)$$

$$\lambda > 0$$

$$-\infty < m < +\infty$$

L'intervalle de variation de x est tel que:

si $\alpha > 0$: $a^m = e^{m/k} \leq x < +\infty$

si $\alpha < 0$: $0 \leq x \leq a^m = e^{m/k}$

En pratique, on utilise la transformation logarithme décimale ($a = 10$).

Cas particulier:

Si $m = 0$, on obtient la loi log-Gamma.

Les moments et coefficients de la distribution log-Pearson 3 sont:

- moment non centré d'ordre r :

$$\mu_r = \frac{e^{mr/k}}{\left(1 - \frac{r}{\beta}\right)^\lambda}$$

avec $\beta = \alpha k$

si on pose $r = 1$, on obtient la moyenne.

- variance:

$$\sigma^2 = e^{2m/k} \left[\frac{1}{\left(1 - \frac{2}{\beta}\right)^\lambda} - \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)^{2\lambda}} \right]$$

- coefficient d'asymétrie:

$$C_S = \frac{\left[\frac{1}{\left(1 - \frac{3}{\beta}\right)^\lambda} - \frac{3}{\left(1 - \frac{2}{\beta}\right)^\lambda \left(1 - \frac{1}{\beta}\right)^\lambda} + \frac{2}{\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)^{3\lambda}} \right]}{\left[\frac{1}{\left(1 - \frac{2}{\beta}\right)^\lambda} - \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)^{2\lambda}} \right]^{3/2}}$$

- coefficient de variation:

$$C_V = \left\{ \left[\frac{\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)^2}{\left(1 - \frac{2}{\beta}\right)} \right]^\lambda - 1 \right\}^{\frac{1}{2}}$$

2.4 Méthodes d'estimation des paramètres

2.4.1 Loi Gamma - méthode des moments

On écrit que la moyenne, la variance de la population (fonction des paramètres α, λ) sont égales aux valeurs correspondantes de l'échantillon. On obtient deux équations à deux inconnues:

$$\mu = \frac{\lambda}{\alpha} = M$$

$$\sigma = \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{\alpha} = S$$

d'où on tire les estimateurs de λ, α :

$$\hat{\lambda} = \left(\frac{M}{S}\right)^2$$

$$\hat{\alpha} = \frac{M}{S^2}$$

Les moments et coefficients de la population sont estimés par:

. moyenne:

$$\hat{\mu} = \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\alpha}}$$

. écart type:

$$\hat{\sigma} = \frac{\sqrt{\hat{\lambda}}}{\hat{\alpha}}$$

. coefficient d'asymétrie:

$$(\hat{C}_s)_p = \frac{2}{\sqrt{\hat{\lambda}}}$$

. coefficient de variation:

$$(\hat{C}_v)_p = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$$

2.4.2 Loi Gamma - maximum de vraisemblance.

On peut montrer, Markovic (1965), que le paramètre λ est estimé par:

$$\hat{\lambda} = \lambda_0 - \Delta \hat{\lambda}$$

avec

$$\lambda_0 = \frac{1 + (1 + \frac{4}{3} (\ln M - \frac{1}{N} \sum \ln X_i))^{1/2}}{4 (\ln M - \frac{1}{N} \sum \ln X_i)}$$

$\Delta \hat{\lambda}$ est estimé par:

$$\Delta \hat{\lambda} = 0.04475 (.26)^{\lambda_0}$$

Le paramètre α est déterminé par:

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\lambda}}{M}$$

Les moments et coefficients de la population sont déduits des estimations de α et λ de la même manière qu'en 2.4.1.

2.4.3 Loi Pearson type 3 - méthode des moments avec le coefficient d'asymétrie corrigé C_S :

Le coefficient d'asymétrie de la population est défini par:

$$C_S = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$$

où μ_2 et μ_3 sont les moments d'ordre 2 et 3 centrés par rapport à la moyenne.

On peut estimer le coefficient d'asymétrie de la population à partir de celui de l'échantillon. Pour de petits échantillons, cependant, on utilise certains facteurs de correction. Soit:

$$C_s = \frac{m_3}{m_2^{3/2}}$$

le coefficient d'asymétrie brut où m_3 et m_2 sont les estimés des moments centrés d'ordre 2 et 3 de l'échantillon. On peut alors utiliser les corrections suivantes:

$$\bullet \text{ CS1} = \frac{\sqrt{N(N-1)}}{N-2} C_s$$

$$\bullet \text{ CS2} = \left(1 + \frac{8.5}{N}\right) \text{CS1}$$

$$\bullet \text{ CS3} = C_s \left[\left(1 + \frac{6.51}{N} + \frac{20.20}{N^2}\right) + \left(\frac{1.48}{N} + \frac{6.77}{N^2}\right) C_s^2 \right]$$

(correction proposée par Bobée et Robitaille, 1975)

On écrit que la moyenne, la variance, le coefficient d'asymétrie de la population sont égaux aux valeurs correspondantes de l'échantillon et l'on obtient 3 équations à 3 inconnues.

D'où on tire les estimateurs de λ , α et m :

$$\hat{\lambda} = \frac{4}{(CS1)^2}$$

$$\hat{\alpha} = + \frac{\sqrt{\hat{\lambda}}}{S} \quad \text{si } CS1 > 0 \quad (\alpha > 0)$$

$$\hat{\alpha} = - \frac{\sqrt{\hat{\lambda}}}{S} \quad \text{si } CS1 < 0 \quad (\alpha < 0)$$

$$\hat{m} = M - \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\alpha}}$$

Les moments et coefficients de la population sont estimés par:

$$\hat{\mu} = \hat{m} + \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\alpha}}$$

$$\hat{\sigma} = \frac{\sqrt{\hat{\lambda}}}{\hat{\alpha}} \frac{|\hat{\alpha}|}{\hat{\alpha}}$$

$$(\hat{C}_V)_p = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\mu}}$$

$$(\hat{C}_S)_p = \frac{|\hat{\alpha}|}{\hat{\alpha}} \frac{2}{\sqrt{\hat{\lambda}}} \quad ((\hat{C}_S)_p \text{ est de même signe que } \hat{\alpha})$$

2.4.4 Loi Pearson type 3 - méthode des moments avec le coefficient d'asymétrie corrigé CS2.

Voir méthode décrite en 2.4.3 en remplaçant CS1 par CS2.

2.4.5 Loi Pearson type 3 - méthode des moments avec le coefficient d'asymétrie corrigé CS3.

Voir méthode décrite en 2.4.3 en remplaçant CS1 par CS3.

2.4.6 Loi Pearson type 3: Maximum de vraisemblance

a- *Equation du Maximum de Vraisemblance*

On considère un échantillon de taille N (x_1, \dots, x_N).
La fonction de densité de la loi Pearson III est

$$f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} e^{-\alpha(x - m)} [\alpha(x - m)]^{\lambda-1} \quad (1)$$

La fonction de vraisemblance, en considérant la densité donnée par (1), est définie par

$$L = \prod_{i=1}^N f(x_i) \quad (2)$$

On considère le cas $\alpha > 0$

L'estimation des paramètres s'obtient en dérivant (2) par rapport à ces paramètres; en pratique on dérive $\ln L$ ce qui est équivalent

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^N \ln f(x_i) \\ &= \sum_{i=1}^N \left[\ln \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} - \alpha(x_i - m) + (\lambda - 1) \ln \alpha (x_i - m) \right] \\ &= N \ln \alpha - N \ln \Gamma(\lambda) - \alpha \sum_{i=1}^N (x_i - m) \\ &\quad + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^N \ln \alpha (x_i - m) \end{aligned}$$

La solution du maximum de vraisemblance est obtenue en annulant les dérivées partielles de $\text{Ln } L$ par rapport aux paramètres, elle est donnée par le système d'équations 3, 4, 5.

$$\frac{\partial \text{Ln } L}{\partial \alpha} = \lambda \frac{N}{\alpha} - \sum_{i=1}^N (x_i - m) = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \text{Ln } L}{\partial \lambda} = -N \frac{d \text{Ln } \Gamma(\lambda)}{d \lambda} + \sum_{i=1}^N \text{Ln} [\alpha (x_i - m)] = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \text{Ln } L}{\partial m} = N \alpha - (\lambda - 1) \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{x_i - m} \right) = 0 \quad (5)$$

avec: $\frac{d \text{Ln } \Gamma(\lambda)}{d \lambda} = \Psi(\lambda)$ (fonction digamma)

L'équation (5) conduit toujours à une solution telle que $\lambda > 1$

La fonction digamma est tabulée (Davis, 1933) par rapport au paramètre λ . On a à résoudre un système de trois équations implicites à trois inconnues (α, λ, m). On procède alors par approximations successives pour trouver la solution:

1. on fixe une valeur m de départ, soit m_0

2. des équations (3) et (5), on déduit α et λ en fonction de m :

$$\lambda = \frac{A}{A - B} \quad (6)$$

$$\alpha = \frac{1}{N} \frac{AB}{A - B} \quad (7)$$

avec

$$A = \sum_{i=1}^N \frac{1}{x_i - m}$$

$$B = \frac{N^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - m)}$$

Soit α_0, λ_0 les valeurs de α, λ correspondant à m_0

3. on porte les valeurs m_0, λ_0, α_0 dans le premier membre de l'équation (4), ce qui donne:

$$R_0 = -N \psi(\lambda_0) + \sum_{i=1}^N \text{Ln } \alpha_0 (x_i - m_0) \quad (10)$$

et si (10) est équivalente à (4), c'est-à-dire si:

$$R_0 = 0$$

alors α_0, λ_0 et m_0 sont les solutions cherchées.

b- Solution par itération

En pratique, R_0 peut être très petit sans être nul et convenir quand même.

On pose

$$R = -N\psi(\lambda) + \sum \text{Ln} \alpha (x-m) \quad (11)$$

A l'itération k , on a en utilisant la formule de Taylor

$$R(m_{k+1}) = R(m_k) + \left(\frac{dR}{dm} \right)_{m_k} \cdot (m_{k+1} - m_k) \quad (12)$$

Comme on veut satisfaire l'équation (4), on pose $R(m_{k+1}) = 0$
d'où:

$$(m_{k+1} - m_k) = - \frac{R(m_k)}{\left(\frac{dR}{dm} \right)_{m_k}} \quad (13)$$

Cette relation permet le calcul de m_{k+1}

Le calcul de $\left(\frac{dR}{dm} \right)$ est donné en c

A la première itération en particulier on a:

$$(m_1 - m_0) = - \frac{R(m_0)}{\left(\frac{dR}{dm} \right)_{m_0}}$$

Si $|(m_1 - m_0)| < \epsilon |m_0|$, on arrête, α_0 , λ_0 et m_0 sont solutions.

Si $| (m - m_0) | \geq \epsilon |m_0|$, on continue le processus.

De manière générale, avant l'itération k , on connaît m_k , on en déduit α_k, λ_k par les relations (6) et (7), $R(m_k)$ par la relation (11), et $\left(\frac{dR}{dm}\right)_{m_k}$ (cf c)

On peut alors déterminer m_{k+1} par la relation (13).

Si $| m_{k+1} - m_k | = \left| \frac{R(m_k)}{\left(\frac{dR}{dm}\right)_{m_k}} \right| < \epsilon |m_k|$, la solution est

m_k, α_k et λ_k .

Si $| m_{k+1} - m_k | \geq \epsilon |m_k|$, on continue.

En pratique, dans le programme, on a fixé $\epsilon = 10^{-4}$ et on a imposé un nombre maximum d'itérations de 100.

c- Détermination de $\frac{dR}{dm}$

$$R = -N \psi(\lambda) + \sum_{i=1}^N \ln \alpha (x_i - m)$$

$$R = -N \psi(\lambda) + \sum_{i=1}^N [\ln \alpha + \ln (x_i - m)]$$

$$R = -N \psi(\lambda) + N \ln \alpha + \sum_{i=1}^N \ln (x_i - m)$$

$$\frac{dR}{dm} = \frac{d[-N\psi(\lambda)]}{dm} + \frac{d[N \ln \alpha]}{dm} + \frac{d\left[\sum_{i=1}^N \ln (x_i - m)\right]}{dm}$$

$$\frac{d [-N\psi(\lambda)]}{dm} = -N \psi'(\lambda) \frac{d\lambda}{dm}$$

En remplaçant λ d'après la relation (6), on a :

$$= -N \psi'(\lambda) \frac{d}{dm} \left[\frac{A}{(A-B)} \right]$$

ou encore, avec $C = \frac{dA}{dm}$ et $D = \frac{dB}{dm}$

$$= -N \psi'(\lambda) \left[\frac{C}{A-B} - \frac{A}{(A-B)^2} (C-D) \right]$$

$$= -N \psi'(\lambda) \left[\frac{AD - CB}{(A-B)^2} \right]$$

De la même manière en utilisant la relation (7), il vient

$$\frac{d [N \ln \alpha]}{dm} = N \frac{d}{dm} \left[\ln \left(\frac{1}{N} \cdot \frac{AB}{(A-B)} \right) \right]$$

$$= \frac{N}{\alpha} \frac{1}{N} \left[\frac{(CB + AD)}{(A-B)} - \frac{AB (C-D)}{(A-B)^2} \right]$$

$$= \frac{A^2D - CB^2}{\alpha (A-B)^2}$$

$$\begin{aligned} \frac{d}{dm} \left[\sum_{i=1}^N \ln(x_i - m) \right] &= \sum_{i=1}^N \frac{d}{dm} [\ln(x_i - m)] \\ &= - \sum_{i=1}^N \frac{1}{(x_i - m)} \cdot (-1) \\ &= -A \end{aligned}$$

$$\frac{dR}{dm} = -N\psi'(\lambda) \left[\frac{AD - CB}{(A - B)^2} \right] + \frac{A^2D - CB^2}{\alpha (A - B)^2} - A$$

avec

$$A = \sum_{i=1}^N \frac{1}{x_i - m} \quad C = \frac{dA}{dm} \quad C = \sum_{i=1}^N \frac{1}{(x_i - m)^2}$$

$$B = \frac{N^2}{\sum_{i=1}^N x_i - m} \quad D = \frac{dB}{dm} \quad D = \frac{1}{N} \left(\frac{N^2}{\sum_{i=1}^N x_i - m} \right)^2$$

$$\lambda = \frac{A}{A - B} \quad \alpha = \frac{1}{N} \frac{AB}{(A - B)}$$

d- Variation de R en fonction de m (équation (11))

Dans le cas $\alpha > 0$, les formes de courbes suivantes peuvent être rencontrées:

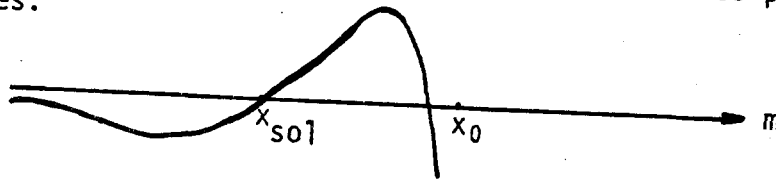


Fig. 1

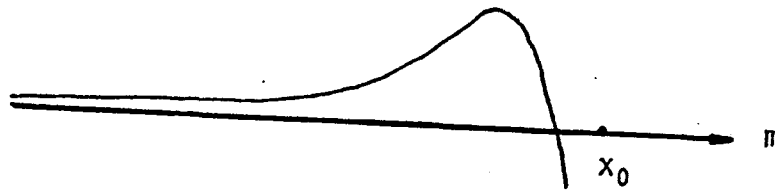


Fig. 2

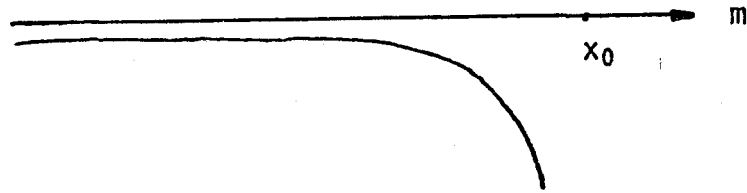


Fig. 3

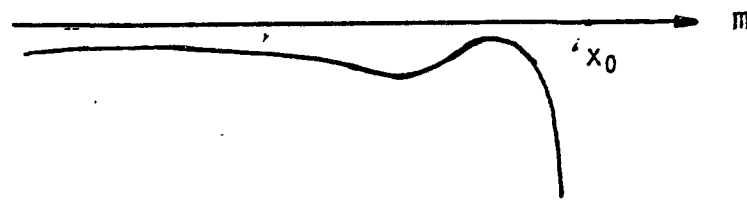


Fig. 4

avec x_0 : valeur minimum de l'échantillon.

- La Fig. 3 est un cas limite de la Fig. 4 avec les maximum et minimum relatifs confondus.
- Seule la Fig. 1 conduit à une solution du maximum de vraisemblance (au point x_{sol})

Pour isoler la solution, on procède comme suit:

1° on choisit la première valeur de m , m_1 , telle que

$$m_0 = k_1 x_0$$

avec

$$k_1 = 0.99999$$

- Si la dérivée de R , R'_1 , au point m_0 est positive (Fig. 5), la solution par le maximum de vraisemblance est alors comprise entre m_0 et x_0 .

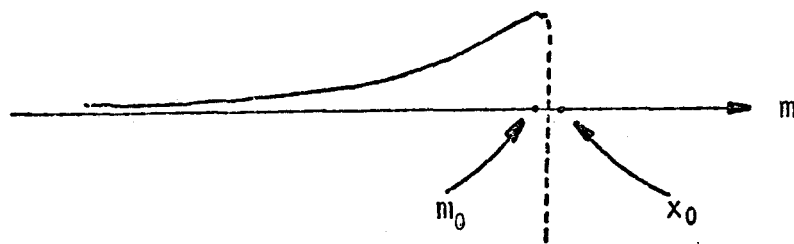


Fig. 5

Les valeurs m_0 et x_0 étant très près l'une de l'autre, il devient impossible d'apporter des corrections sur la valeur de m_0 .

On suppose alors qu'il n'y a pas de solution par la méthode du maximum de vraisemblance.

2° - Si $R'_j < 0$, on continue avec une nouvelle valeur de m en posant

$$k_{j+1} = k_j - 9 * 10^{j-6}$$

$$m_{j+1} = k_{j+1} * x_0$$

On fait varier $j = 1, \dots, 4$ jusqu'au premier $R_k^j > 0$ trouvé, pour $2 \leq k \leq 5$ et on sort de la boucle.

- Si $R_j^i < 0$, $j = 1, \dots, 5$, on suppose qu'il n'y a pas de solution par le maximum de vraisemblance.

3° S'il existe un k tel que $R_k^i > 0$, alors on regarde le signe de R_k :

* si $R_k > 0$, on emploie la méthode décrite précédemment avec la correction calculée par la formule de Taylor;

* si $R_k < 0$, alors on considère l'intervalle défini par (m_k, m_{k-1}) et on subdivise cet intervalle en 100 points; pour chacun de ces points, si R_i est négatif ($i=1, \dots, 100$), on suppose qu'il n'y a pas de solution; s'il existe un i tel que R_i est positif, alors à l'aide de la correction, on isole la solution.

Schématiquement, on a:

$$- m_0 = 0.99999 x_0 = k_1 x_0$$

• Si $R_1^j > 0$, on arrête

• Si $R_1^j < 0$.

$$k_{j+1} = k_j - 9 * 10^{j-6}$$

$$m_{j+1} = k_{j+1} * x_0$$

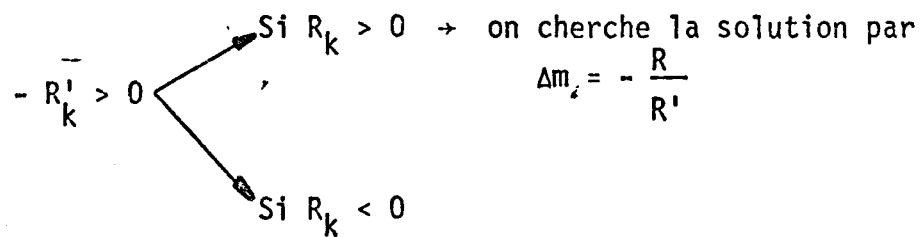
$$j=1, \dots, 4$$

- on continue jusqu'à:

$$R'_k > 0 \quad 2 \leq k \leq 5$$

et on sort de la boucle.

Si $R'_j < 0, \forall j$, on arrête



$$i=1, \dots, 100$$
$$m_i = m_k - \frac{i}{100} (m_k - m_{k-1})$$

• si $R_i < 0, \forall i$, pas de solution

• si $R_i > 0$, à partir de m_i , on cherche la solution m (avec $m < m_i$).

Les moments et les coefficients de la population sont:

$$\mu = m + \frac{\lambda}{\alpha}$$

$$\sigma = \frac{(\lambda)^{\frac{1}{2}}}{\alpha} \frac{|\alpha|}{\alpha}$$

$$(C_V)_p = \frac{\sigma}{\mu}$$

$$(C_S)_p = \frac{|\alpha|}{\alpha} \frac{2}{(\lambda)^{\frac{1}{2}}}$$

La théorie et les applications de la méthode du maximum de vraisemblance ont été décrites pour $\alpha > 0$. On peut aussi employer cette méthode pour le cas $\alpha < 0$.

Si on a un échantillon, (x_1, \dots, x_N) , qui suit une loi Pearson III de paramètres α, λ, m

avec

$$\alpha < 0$$

alors l'échantillon $(-x_1, \dots, -x_N)$ suit une loi Pearson III de paramètres α_1, λ_1, m_1

avec

$$\alpha_1 = -\alpha$$

$$\lambda_1 = \lambda$$

$$m_1 = -m$$

En pratique, soit un échantillon (Z_1, \dots, Z_N) tel que le coefficient d'asymétrie, (\hat{C}_s) , est négatif. Si $\hat{C}_s < 0$, alors $\alpha < 0$. On change le signe de nos valeurs échantillonnées, ce qui rend le coefficient d'asymétrie positif (donc $\alpha > 0$). On emploie la méthode du maximum de vraisemblance sur les valeurs transformées. Soit la solution, si elle existe, α_1, λ_1, m_1 . Pour venir à notre échantillon initial, les valeurs des paramètres seront

$$\alpha = -\alpha_1$$

$$\lambda = \lambda_1$$

$$m = -m_1$$

e- Remarque sur $|C_s|$

Soit $(C_s)_e$ = coefficient d'asymétrie de l'échantillon

$(C_s)_p$ = coefficient d'asymétrie de la population.

1) Si $|(C_s)_e| \geq 2$, $\lambda < 1$ d'après la relation

$$C_s = \frac{2}{\sqrt{\lambda}}$$

or, d'après l'équation (5), on a toujours $\lambda > 1$, ce qui veut dire que lorsque $|C_s| > 2$, la solution du maximum de vraisemblance est biaisée. Le programme impose dans ce cas, le maximum de vraisemblance conditionnel; on fixe à priori une valeur m et $Z_i = x_i - m$ suivent une loi Gamma (cf 2.4.7).

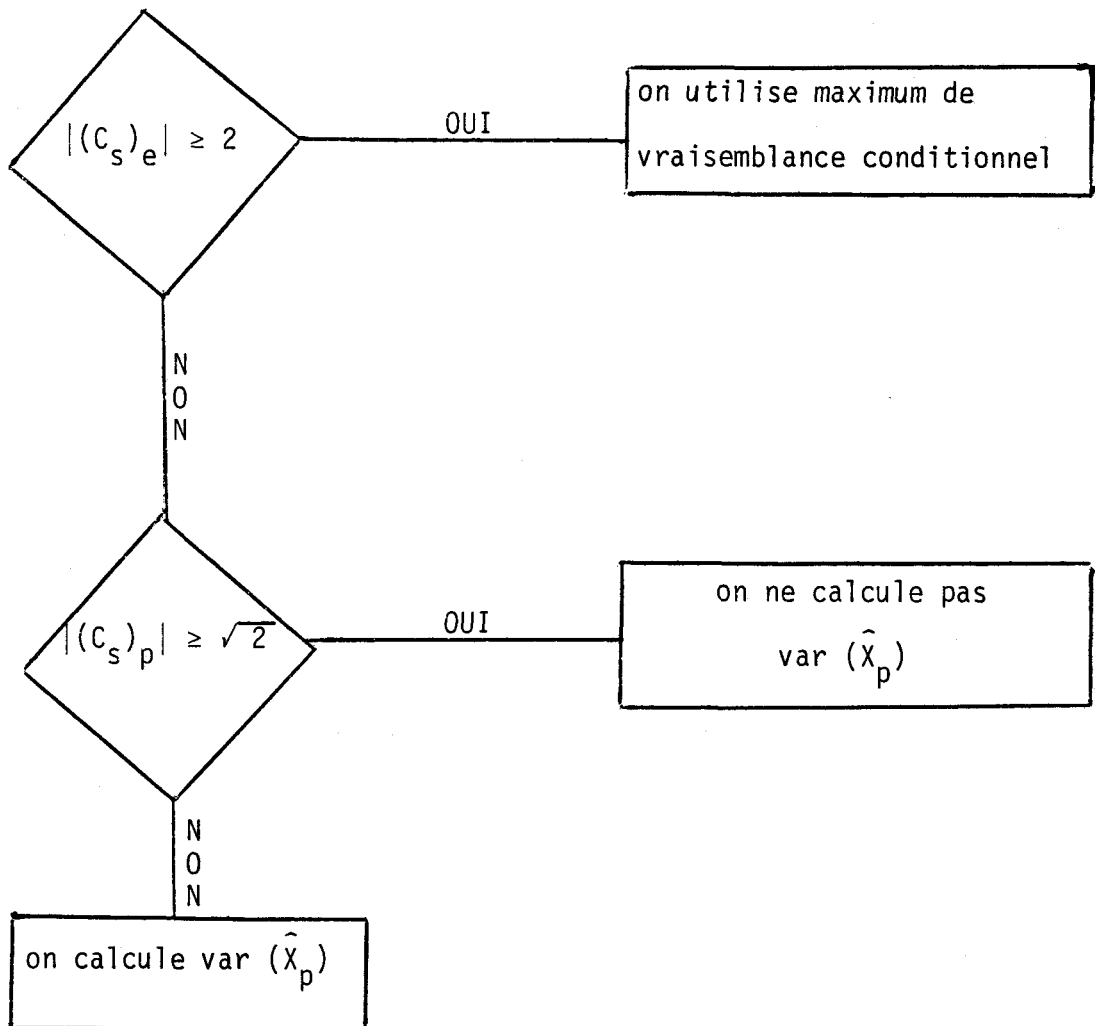
2) $|(C_s)_e| < 2$

On peut estimer les paramètres de la loi. On calcule alors $|(C_s)_p|$.

Si $|(C_s)_p| \geq \sqrt{2}$, le calcul de $\text{var}(\hat{X}_p)$ devient très complexe et n'est pas prévu dans ce programme.

Si $|(C_s)_p| < \sqrt{2}$ on calcule $\text{var}(\hat{X}_p)$.

On peut résumer cette distinction par un diagramme



2.4.7 Loi Pearson type 3, maximum de vraisemblance conditionnel

Soit X_i suivant une loi Pearson type 3, m est connu, alors

$Z_i = X_i - m$, suit une loi Gamma.

Note: en pratique, on pose $m_* = x_1$ où x_1 est la plus petite valeur de l'échantillon et on applique 2.4.2.

Dans le cas $\alpha < 0$, on a $m_* = x_N$ (x_N est la plus grande valeur de l'échantillon).

L'ajustement par la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel peut être effectué:

- comme cas particulier du maximum de vraisemblance, appliqué à la loi Pearson type 3 (cf 2.4.6)
- de manière automatique s'il est demandé (codes 34 et 55).

2.4.8 Loi Log-Gamma: maximum de vraisemblance.

On applique la méthode décrite en 2.4.2 sur l'échantillon des logarithmes (base 10) des valeurs observées.

2.4.9 Loi log-Gamma: méthode des moments sur le logarithme des valeurs observées.

On applique la méthode décrite en 2.4.1 sur l'échantillon des logarithmes (base 10) des valeurs observées.

2.4.10 Loi Log-Gamma: méthode des moments sur la série des valeurs observées. (Voir section 2.3).

Soit ℓ_r le moment d'ordre r autour de l'origine de l'échantillon (X, \dots, X_n) . L'application de la méthode des moments à la loi log-Gamma conduit aux deux équations suivantes:

$$\begin{cases} \log \ell_1 = -\lambda \log (1 - 1/\beta) \\ \log \ell_2 = -\lambda \log (1 - 2/\beta) \end{cases}$$

ou encore,

$$\begin{cases} \frac{\log \ell_2}{\log \ell_1} = \frac{\log (1 - 2/\beta)}{\log (1 - 1/\beta)} \\ \lambda = \frac{\log \ell_1}{\log \left(\frac{\beta}{\beta-1} \right)} \end{cases}$$

L'échantillon permet d'évaluer la quantité

$$A = \frac{\log \ell_2}{\log \ell_1}$$

Connaissant A, on peut déterminer par approximations successives l'estimation $\hat{\beta}$.

Les valeurs estimées des paramètres sont alors données par:

$$\hat{\alpha} = \hat{\beta} \ln 10$$

$$\hat{\lambda} = \frac{\log \ell_1}{\log \left(\frac{\hat{\beta}}{\hat{\beta}-1} \right)}$$

Les moments et coefficients de la population sont estimés par:

$$\hat{\mu} = \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\alpha}}$$

$$\hat{\sigma} = \frac{\sqrt{\hat{\lambda}}}{|\hat{\alpha}|}$$

$$(\hat{C}_s)_D = \frac{2}{\sqrt{\hat{\lambda}}}$$

2.4.11 loi log-Pearson type 3 - méthode des moments sur le logarithme des valeurs observées (méthode de Water Resources Council).

On emploie la méthode décrite en 2.4.3 sur l'échantillon des logarithmes (base 10) des valeurs observées.

2.4.12 Loi log-Pearson type 3 - méthode des moments sur la série des valeurs observées (Bobée, 1975).

Soit ℓ_r le moment d'ordre r autour de l'origine de l'échantillon (X_1, \dots, X_n) . L'application de la méthode des moments à la loi Log-Pearson 3 conduit aux équations suivantes:

$$\begin{cases} \log \ell_1 = m - \lambda \log [1 - 1/\beta] \\ \log \ell_2 = 2m - \lambda \log [1 - 2/\beta] \\ \log \ell_3 = 3m - \lambda \log [1 - 3/\beta] \end{cases}$$

Ce qui peut s'exprimer comme:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\log \{ [1 - 1/\beta]^3 / [1 - 3/\beta] \}}{\log \{ [1 - 1/\beta]^2 / [1 - 2/\beta] \}} = \frac{\log \ell_3 - 3 \log \ell_1}{\log \ell_2 - 2 \log \ell_1} \quad (1) \end{array} \right.$$

$$\lambda = \frac{\log \ell_2 - 2 \log \ell_1}{\log \{ [1 - 1/\beta]^2 / [1 - 2/\beta] \}} \quad (2)$$

$$m = \log \ell_1 + \lambda \log [1 - 1/\beta] \quad (3)$$

L'échantillon permet d'évaluer la quantité:

$$A = \frac{\log \ell_3 - 3 \log \ell_1}{\log \ell_2 - 2 \log \ell_1}$$

Connaissant A, on peut en déduire l'estimation $\hat{\beta}$ par approximations successives ou par utilisation de tables (Bobée, 1975).

Les moments et coefficients de la population des logarithmes qui suit une distribution Pearson type 3 sont estimés par:

$$\hat{\mu} = \hat{m} + \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\alpha}}$$

$$\hat{\sigma} = \frac{\sqrt{\hat{\lambda}}}{|\hat{\alpha}|}$$

$$(\hat{C}_v)_p = \frac{\hat{\alpha}}{|\hat{\alpha}|} \frac{\sqrt{\hat{\lambda}}}{(\hat{\lambda} + \hat{m} \hat{\alpha})}$$

$$(\hat{C}_s)_p = \frac{\hat{\alpha}}{|\hat{\alpha}|} \frac{2}{\sqrt{\hat{\lambda}}}$$

2.4.13 Loi log-Pearson type 3, $C_s 2$.

On applique la méthode décrite en 2.4.4 sur le logarithme des valeurs observées.

2.4.14 Loi log-Pearson type 3, $C_s 3$.

On applique la méthode décrite en 2.4.5 sur le logarithme des valeurs observées.

2.4.15 Loi log-Pearson type 3, maximum de vraisemblance.

On applique la méthode décrite en 2.4.6 sur le logarithme des valeurs observées.

2.4.16 Loi log-Pearson type 3, maximum de vraisemblance conditionnel.

On applique la méthode décrite en 2.4.7 sur le logarithme des valeurs observées.

2.5 Evaluation d'un événement de probabilité au dépassement donné.

Lorsque l'on représente une population de débits maxima annuels par une distribution statistique, on peut ensuite calculer une estimation de l'événement X_p attaché à une probabilité au dépassement donnée P .

Des tables ont été établies donnant la variable Pearson type 3 standardisée (χ) qui est fonction de la probabilité au non dépassement et du coefficient d'asymétrie de la population (Harter, 1969).

On a alors:

$$\chi = \frac{X_p - \mu_1}{\sqrt{\mu_2}}$$

avec:

μ_1 moyenne de la population

μ_2 variance de la population

Pour éviter d'entrer les tables et pour faciliter le calcul de $\frac{\partial K}{\partial C_S}$ (cf. 2.6.1), on a effectué un ajustement polynomial (voir BOBEE, B. et H. BOUCHER (1981)), pour une probabilité P donnée, de χ en fonction de C_S (le coefficient d'asymétrie de la population):

$$\chi = \sum_{i=0}^{10} a_i (C_S)^i, \quad |C_S| \leq 4$$

Les coefficients a_i , $0 \leq i \leq 10$, sont donnés à la table 1.

a_i	.0001	.0005	.001	.005	.01	.02	.05	.1	.2	.3	.5
a_0	$-.37132 \times 10^1$	$-.32882 \times 10^1$	$-.30890 \times 10^1$	$-.25763 \times 10^1$	$-.23270 \times 10^1$	$-.20543 \times 10^1$	$-.16451 \times 10^1$	$-.12816 \times 10^1$	$-.84157 \times 10^0$	$-.52437 \times 10^0$	$.23043 \times 10^{-7}$
a_1	$.21447 \times 10^1$	$.16480 \times 10^1$	$.14348 \times 10^1$	$.94538 \times 10^0$	$.73922 \times 10^0$	$.53800 \times 10^0$	$.28397 \times 10^0$	$.10640 \times 10^0$	$-.48941 \times 10^{-1}$	$-.12094 \times 10^0$	$-.16665 \times 10^0$
a_2	$-.20279 \times 10^0$	$-.96223 \times 10^{-1}$	$-.58099 \times 10^{-1}$	$.97503 \times 10^{-2}$	$.29249 \times 10^{-1}$	$.42504 \times 10^{-1}$	$.50069 \times 10^{-1}$	$.47665 \times 10^{-1}$	$.36512 \times 10^{-1}$	$.24328 \times 10^{-1}$	$-.80214 \times 10^{-7}$
a_3	$-.12088 \times 10^0$	$-.82073 \times 10^{-1}$	$-.66220 \times 10^{-1}$	$-.33206 \times 10^{-1}$	$-.21482 \times 10^{-1}$	$-.11885 \times 10^{-1}$	$-.31475 \times 10^{-2}$	$.36492 \times 10^{-3}$	$.18418 \times 10^{-2}$	$.22085 \times 10^{-2}$	$.23995 \times 10^{-2}$
a_4	$-.13319 \times 10^{-1}$	$-.15308 \times 10^{-1}$	$-.14744 \times 10^{-1}$	$-.10476 \times 10^{-1}$	$-.77103 \times 10^{-2}$	$-.47873 \times 10^{-2}$	$-.14322 \times 10^{-2}$	$.11302 \times 10^{-3}$	$.57011 \times 10^{-3}$	$.44153 \times 10^{-3}$	$.43557 \times 10^{-7}$
a_5	$.10928 \times 10^{-1}$	$.60320 \times 10^{-2}$	$.41648 \times 10^{-2}$	$.72688 \times 10^{-3}$	$-.22260 \times 10^{-3}$	$-.76447 \times 10^{-3}$	$-.81266 \times 10^{-3}$	$-.44179 \times 10^{-3}$	$.17580 \times 10^{-4}$	$.20179 \times 10^{-3}$	$.28949 \times 10^{-3}$
a_6	$.27893 \times 10^{-2}$	$.23946 \times 10^{-2}$	$.20792 \times 10^{-2}$	$.11047 \times 10^{-2}$	$.64956 \times 10^{-3}$	$.24118 \times 10^{-3}$	$-.11933 \times 10^{-3}$	$-.19393 \times 10^{-3}$	$-.12414 \times 10^{-3}$	$-.63397 \times 10^{-4}$	$-.81258 \times 10^{-8}$
a_7	$-.54774 \times 10^{-3}$	$-.25708 \times 10^{-3}$	$-.15092 \times 10^{-3}$	$.28603 \times 10^{-4}$	$.68106 \times 10^{-4}$	$.80423 \times 10^{-4}$	$.56444 \times 10^{-4}$	$.20063 \times 10^{-4}$	$-.95354 \times 10^{-5}$	$-.16215 \times 10^{-4}$	$-.16724 \times 10^{-4}$
a_8	$-.17668 \times 10^{-3}$	$-.13930 \times 10^{-3}$	$-.11598 \times 10^{-3}$	$-.52298 \times 10^{-4}$	$-.25496 \times 10^{-4}$	$-.34161 \times 10^{-5}$	$.12461 \times 10^{-4}$	$.12075 \times 10^{-4}$	$.51255 \times 10^{-5}$	$.17140 \times 10^{-5}$	$.60995 \times 10^{-9}$
a_9	$.10957 \times 10^{-4}$	$.45089 \times 10^{-5}$	$.22229 \times 10^{-5}$	$-.14058 \times 10^{-5}$	$-.20484 \times 10^{-5}$	$-.20592 \times 10^{-5}$	$-.12096 \times 10^{-5}$	$-.28506 \times 10^{-6}$	$.30666 \times 10^{-6}$	$.35985 \times 10^{-6}$	$.29747 \times 10^{-6}$
a_{10}	$.39062 \times 10^{-5}$	$.29409 \times 10^{-5}$	$.23865 \times 10^{-5}$	$.95649 \times 10^{-6}$	$.39017 \times 10^{-6}$	$-.49100 \times 10^{-7}$	$-.31236 \times 10^{-6}$	$-.24548 \times 10^{-6}$	$-.74356 \times 10^{-7}$	$-.11832 \times 10^{-7}$	$-.15842 \times 10^{-10}$

Table 1 : Coefficients du développement de $K(C_S) = \sum_{i=0}^{10} a_i(C_S)^i$ pour $-4 < C_S < +4$ et $P < .5$.

Pour $P > .5$ $K_P(C_S) = -K_{1-P}(-C_S)$

(P : probabilité au non-dépassement)

Ce développement $\chi (C_S)$, n'est valable que pour les probabilités au non-dépassement inférieures ou égales à .5. Pour une probabilité au non-dépassement $P > .5$, on doit se servir de la relation de symétrie suivante:

$$K_p (C_S) = -K_{1-p} (-C_S)$$

En pratique, lorsque les paramètres α , λ et m de la distribution sont estimés, on en déduit la moyenne ($\hat{\mu}_1$), la variance ($\hat{\mu}_2$) et le coefficient d'asymétrie de la population $(\hat{C}_S)_p$. On peut alors, pour une probabilité au dépassement donnée P , calculer $K = \chi [(\hat{C}_S)_p]$ par la relation polynomiale précédente et l'évènement χ_p est estimé par $\hat{\chi}_p$ tel que:

$$\hat{\chi}_p = \hat{\mu}_1 + K \sqrt{\hat{\mu}_2}$$

Remarque: en pratique, dans l'utilisation du développement polynomial, on se limite à $|C_s| \leq 4$.

2.6 Variance de l'évènement \hat{X}_p

2.6.1 Loi Pearson type 3, méthode des moments

On peut montrer (Bobée, 1973) que la variance de l'évènement \hat{X}_p est donnée par la relation suivante:

$$\text{Var}(\hat{X}_p) = \frac{\hat{\mu}_2}{N} \left\{ 1 + \frac{K^2}{2} \left(1 + \frac{3}{2} (C_s)_p^2 \right) + K (C_s)_p + 6 \left(1 + \frac{(C_s)_p^2}{4} \right) \left(\frac{\partial K}{\partial C_s} \right) \left[\frac{\partial K}{\partial C_s} \left(1 + 5 \frac{(C_s)_p^2}{4} + \frac{K (C_s)_p}{2} \right) \right] \right\}$$

La quantité $\frac{\partial K}{\partial C_s}$ est la dérivée de

$$K = \sum_{i=0}^{10} a_i (C_s)^i \quad (\text{cf 2.5})$$

2.6.2 Loi Pearson type 3, maximum de vraisemblance

$$\text{Soit } \hat{X}_p = m + \frac{\lambda}{\alpha} + \epsilon \frac{\sqrt{\lambda}}{\alpha} \quad K(\lambda)$$

$$\begin{aligned} \text{avec } \epsilon &= -1 & \text{si } \alpha < 0 \\ \epsilon &= +1 & \text{si } \alpha > 0 \end{aligned}$$

L'inverse de la matrice de dispersion est donnée par:

$$V^{-1} = N \begin{bmatrix} \frac{\lambda}{\alpha^2} & -\frac{1}{\alpha} & -1 \\ -\frac{1}{\alpha} & \psi' & \frac{\alpha}{\lambda - 1} \\ -1 & \frac{\alpha}{\lambda - 1} & \frac{\alpha^2}{\lambda - 2} \end{bmatrix}$$

$$\text{en posant } A = 2 \psi' - \frac{2}{\lambda - 1} + \frac{1}{(\lambda - 1)^2}$$

on obtient:

$$\text{var } \alpha = \frac{(\lambda - 2) \alpha^2}{NA} \left[\frac{\psi'}{\lambda - 2} - \frac{1}{(\lambda - 1)^2} \right]$$

$$\text{var } \lambda = \frac{2}{NA}$$

$$\text{var } m = \frac{\lambda - 2}{NA} \cdot \frac{1}{\alpha^2} \cdot (\psi' \lambda - 1)$$

$$\text{cov } (\alpha, \lambda) = \frac{\alpha}{NA (\lambda - 1)}$$

$$\text{cov } (\alpha, m) = \frac{1}{N} \frac{(\lambda - 2)}{A} \left(\psi' - \frac{1}{\lambda - 1} \right)$$

$$\text{cov } (\lambda, m) = \frac{2 - \lambda}{N\alpha A (\lambda - 1)}$$

D'autre part on a :

$$\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial m} = 1$$

$$\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \alpha} = -\frac{\lambda}{\alpha^2} \left[1 + \frac{\varepsilon}{\sqrt{\lambda}} \cdot K \right]$$

$$\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \lambda} = \frac{1}{\alpha} \left[1 + \frac{\varepsilon}{\sqrt{\lambda}} \cdot \frac{K}{2} - \frac{1}{\lambda} \cdot \left(\frac{\partial K}{\partial C_s} \right) \right]$$

On a qu'à remplacer dans la relation suivante :

$$\begin{aligned} \text{Var } \hat{X}_p &= \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial m} \right)^2 \text{var } m + \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \alpha} \right)^2 \text{var } \alpha + \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \lambda} \right)^2 \text{var } \lambda \\ &+ 2 \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial m} \right) \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \alpha} \right) \text{cov} (\alpha, m) + 2 \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial m} \right) \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \lambda} \right) \text{cov} (\lambda, m) \\ &+ 2 \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \alpha} \right) \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \lambda} \right) \text{cov} (\alpha, \lambda) \end{aligned}$$

Calcul pratique des fonctions digamma (ψ) et trigamma (ψ')

La fonction digamma est définie par :

$$\psi(\lambda) = \frac{d \ln \Gamma(\lambda)}{d\lambda}$$

$\psi(\lambda)$ est approximée par :

$$\begin{aligned} \psi(\lambda) &= \ln C - \frac{1}{2C} - \frac{1}{12C^2} + \frac{1}{120C^4} - \frac{1}{252C^6} \\ &+ \frac{1}{240C^8} - \frac{1}{132C^{10}} + \frac{691}{32760C^{12}} - \frac{1}{12C^{14}} - \frac{1}{\lambda+1} - \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$

avec $C = \lambda + 2$.

La fonction trigamma est définie par:

$$\psi'(\lambda) = \frac{d \psi(\lambda)}{d\lambda} = \frac{d^2 \ln \Gamma(\lambda)}{d\lambda^2}$$

On peut approximer $\psi'(\lambda)$ par la fonction suivante:

soit: $c = \lambda + 2$

$$\begin{aligned} \psi'(\lambda) = & \frac{1}{c} + \frac{1}{2c^2} + \frac{1}{6c^3} - \frac{1}{30c^5} + \frac{1}{42c^7} - \frac{1}{30c^9} \\ & + \frac{10}{132c^{11}} - \frac{691}{2730c^{13}} + \frac{7}{6c^{15}} + \frac{1}{(\lambda+1)^2} + \frac{1}{\lambda^2} \end{aligned}$$

2.6.3 Loi Gamma, méthode des moments

On peut montrer BOBEE (1973) que la variance de l'évènement \hat{X}_p est donnée par la relation

$$\text{var}(\hat{X}_p) = \frac{\hat{\mu}_2}{N^2} [(1+K C_V)^2 + \frac{1}{2} (K+2 C_V \frac{\partial K}{\partial C_S})^2 (1+C_V^2)]$$

La quantité $\frac{\partial K}{\partial C_S}$ est calculée comme en 2.6.1.

2.6.4 Loi Gamma, méthode du maximum de vraisemblance

$$\text{Soit } \hat{X}_p = \frac{\lambda}{\alpha} + \varepsilon \cdot \frac{\sqrt{\lambda}}{\alpha} \cdot K$$

avec $\varepsilon = 1$ si $\alpha > 0$ K est une fonction de λ et P .
 $\varepsilon = -1$ si $\alpha < 0$

L'inverse de la matrice de dispersion est donnée par:

$$V^{-1} = N \begin{bmatrix} \lambda/\alpha^2 & -1/\alpha \\ -1/\alpha & \frac{d^2 \text{Log } \Gamma(\lambda)}{d\lambda^2} \end{bmatrix}$$

en posant $\psi' = \frac{d^2 \text{Log } \Gamma(\lambda)}{d\lambda^2}$ et $\eta = \psi' - 1/\lambda$

(ψ' est la fonction trigamma).

on obtient:

$$\text{var } \alpha = \frac{\alpha^2 \psi'}{N \lambda \eta}$$

$$\text{var } \lambda = \frac{1}{N \eta}$$

$$\text{cov}(\alpha, \lambda) = \frac{\alpha}{N \lambda \eta}$$

Se servant de la relation

$$\text{Var } \hat{X}_p = \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \alpha} \right)^2 \text{var } \alpha + \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \lambda} \right)^2 \text{var } \lambda + 2 \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \alpha} \right) \left(\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \lambda} \right) \text{cov}(\alpha, \lambda) \quad (1)$$

avec

$$\frac{\partial \hat{X}_p}{\partial \alpha} = \frac{-\lambda}{\alpha^2} \left[1 + \frac{\varepsilon}{\sqrt{\lambda}} K \right]$$

$$\frac{\partial \hat{X}_P}{\partial \lambda} = \frac{1}{\alpha} \left[1 + \epsilon \frac{K}{2\sqrt{\lambda}} + \epsilon \sqrt{\lambda} \frac{\partial K}{\partial \lambda} \right]$$

Puisque les tables donnent K en fonction de C_S (pour P fixé), en tenant compte de $C_S = \epsilon \frac{2}{\sqrt{\lambda}}$, on a:

$$\frac{\partial K}{\partial \lambda} = - \frac{\epsilon}{\lambda^{3/2}} \frac{\partial K}{\partial C_S}$$

d'où l'on tire:

$$\frac{\partial \hat{X}_P}{\partial \lambda} = \frac{1}{\alpha} \left[1 + \epsilon \frac{K}{2\sqrt{\lambda}} - \frac{1}{\lambda} \frac{\partial K}{\partial C_S} \right]$$

En remplaçant dans (1), on obtient:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{X}_P) &= \frac{\lambda^2}{\alpha^4} \left(1 + \epsilon \frac{K}{\sqrt{\lambda}} \right)^2 \frac{\alpha^2 \Psi'}{N\lambda\eta} + \frac{1}{\alpha^2} \left(1 + \epsilon \frac{K}{2\sqrt{\lambda}} - \frac{1}{\lambda} \frac{\partial K}{\partial C_S} \right)^2 \frac{1}{N\eta} \\ &\quad - \frac{2\lambda}{\alpha^3} \left(1 + \epsilon \frac{K}{\sqrt{\lambda}} \right) \left(1 + \epsilon \frac{K}{2\sqrt{\lambda}} - \frac{1}{\lambda} \frac{\partial K}{\partial C_S} \right) \cdot \frac{\alpha}{N\lambda\eta} \end{aligned}$$

En posant $\text{var}(\hat{X}_P) = \frac{\sigma^2}{N} \delta_P = \frac{\lambda}{\alpha^2 N} \delta_P$, on obtient après simplification:

$$\delta_P = \frac{1}{\lambda\eta} \left[(\lambda\Psi' - 1) \left(1 + \frac{\epsilon K}{\sqrt{\lambda}} \right)^2 + \frac{K^2}{4\lambda} + \frac{1}{\lambda^2} \left(\frac{\partial K}{\partial C_S} \right)^2 + \frac{\epsilon K}{\lambda \sqrt{\lambda}} \frac{\partial K}{\partial C_S} \right]$$

La quantité $\frac{\partial K}{\partial C_S}$ est calculée comme en 2.6.1.

2.6.5 Loi Log-Pearson type 3

Le calcul de $\text{var } \hat{X}_p$ dépend de la base logarithmique choisie.
Si x suit une loi Log-Pearson type 3, on a :

$$y = \log x \quad (\text{base } 10) \longrightarrow x = 10^y = e^{\ln 10 \cdot y}$$

$$z = \ln x \quad (\text{base } e) \longrightarrow x = e^z$$

y et z suivent une loi Pearson type 3.

$$a) \text{ Var } x = \left(\frac{\partial x}{\partial y} \right)^2 \text{ var } y$$

$$\text{avec } \frac{\partial x}{\partial y} = \ln 10 \cdot e^{y \ln 10} = x \ln 10$$

$$\text{var } x = x^2 (\ln 10)^2 \text{ var } y$$

$$b) \text{ Var } x = \left(\frac{\partial x}{\partial z} \right)^2 \text{ var } z$$

$$\frac{\partial x}{\partial z} = e^z = x$$

$$\text{var } x = x^2 \text{ var } z$$

Les expressions en a) et b) sont égales

$$10^y = e^{y \ln 10} = e^z \longrightarrow z = y \ln 10$$

Donc, si on calcule les x avec la base 10, il faut en tenir compte dans le calcul de $\text{var } x$.

Erreur relative en %:

$$\text{S.E. (\%)} = \frac{\sqrt{\text{var } x}}{x} * 100 = \sqrt{\text{var } \ln x} * 100 = \ln 10 \sqrt{\text{var } \log x} * 100$$

a) Méthode des moments sur la série des logarithmes

Y ou Z suivent une loi Pearson type 3 (suivant la base choisie), on calcule $\text{var } \hat{Y}_p$ ou $\text{var } \hat{Z}_p$ (suivant la base choisie) les paramètres étant déterminés par l'ajustement de la loi Pearson type 3 par la méthode des moments à l'échantillon des logarithmes des valeurs observées [cf. 2.6.1]. On déduit $\text{var } \hat{X}_p$ par les relations précédentes.

b) Méthode du maximum de vraisemblance

On ajuste la loi Pearson type 3 par la méthode du maximum de vraisemblance à la série des logarithmes des valeurs observées [cf. 2.6.2] et on procède comme en (a).

c) Méthode des moments sur la série des valeurs observées

Dans ce cas, on considère directement l'ajustement de la loi Log-Pearson type 3 à la série originale des valeurs observées. Le calcul de $\text{var } \hat{Y}_p$ ou $\text{var } \hat{Z}_p$ (suivant la base choisie) est décrit par Bobée et Boucher (1981). On déduit $\text{var } \hat{X}_p$ comme précédemment.

2.6.6 Loi Log-Gamma

a) Méthode des moments sur la série des logarithmes

On ajuste la loi Gamma par la méthode des moments à l'échantillon des logarithmes des valeurs observées.

On calcule $\text{var } \hat{Y}_p$ ou $\text{var } \hat{Z}_p$ comme en 2.6.3 et on déduit $\text{var } \hat{X}_p$.

b) Méthode du maximum de vraisemblance

On ajuste la loi Gamma par la méthode du maximum de vraisemblance à l'échantillon des logarithmes des valeurs observées, on détermine $\text{var } \hat{Y}_p$ ou $\text{var } \hat{Z}_p$ comme en 2.6.4 et on déduit $\text{var } \hat{X}_p$.

c) Méthode des moments sur la série des valeurs observées

On considère alors directement l'ajustement de la loi Log-Gamma sur la série des valeurs observées. Le calcul de $\text{var } \hat{Y}_p$ ou $\text{var } \hat{Z}_p$ (suivant la base choisie) est décrit par Bobée et Boucher (1981), on détermine ensuite $\text{var } \hat{X}_p$.

2.7 Intervalle de confiance de \hat{X}_p

Lorsque N est suffisamment grand, \hat{X}_p est distribué suivant une loi normale de moyenne X_p avec une variance $\text{var } (\hat{X}_p)$.

L'intervalle de confiance de X_p au niveau $(1 - \alpha)$ est tel que:

$$\hat{X}_p - U_{\alpha/2} \sqrt{\text{var}(\hat{X}_p)} \leq X_p \leq \hat{X}_p + U_{\alpha/2} \sqrt{\text{var}(\hat{X}_p)}$$

où $U_{\alpha/2}$ est la variable normale centrée réduite de probabilité au dépassement $\alpha/2$.

On montre que la base choisie n'a pas d'influence sur l'intervalle de confiance lorsqu'on travaille en logarithme:

$$y = \log_{10} x, \quad y \text{ distribué selon } N(Y, \sigma_y)$$

$$z = \ln x, \quad z \text{ distribué selon } N(Z, \sigma_z)$$

on a:

$$\begin{cases} y - U \sigma_y & \leq Y \leq y + U \sigma_y \\ z - U \sigma_z & \leq Z \leq z + U \sigma_z \end{cases}$$

qui devient:

$$\begin{cases} 10^{y-U\sigma_y} & \leq X \leq 10^{y+U\sigma_y} \\ e^{z-U\sigma_z} & \leq X \leq e^{z+U\sigma_z} \end{cases}$$

Les bornes sont identiques puisque:

$$10^{y+U\sigma_y} = e^{(y+U\sigma_y)\ln 10} = e^{y\ln 10} \cdot e^{U\sigma_y \ln 10} = e^{z+U\sigma_z}$$

3. UTILISATION DU PROGRAMME

Carte JOB: CM 72000, T 100

3.1 Cartes de Données

Première carte

NPE Code de probabilité empirique que l'on veut utiliser

$$=0 : P_K = \frac{K - .5}{N} \quad (\text{HAZEN})$$

$$=1 : P_K = \frac{K}{N + 1} \quad (\text{WEIBULL})$$

$$=2 : P_K = \frac{K - .3}{N + .4} \quad (\text{CHEGODAYEV})$$

ICØDE(I) Codes des ajustements de lois que l'on désire.

FØRMAT (26I3)

- 10 gamma, méthode des moments
- 11 gamma, maximum de vraisemblance
- 30 Pearson 3, méthode des moments (C_S1)
- 31 Pearson 3, méthode des moments (C_S2)
- 32 Pearson 3, méthode des moments (C_S3)
- 33 Pearson 3, maximum de vraisemblance
- 34 Pearson 3, maximum de vraisemblance conditionnel
- 40 Log-gamma, maximum de vraisemblance sur le logarithme des valeurs observées

- 41 Log-gamma, méthode des moments sur le logarithme des valeurs observées
- 42 Log-gamma, méthode des moments sur la série des valeurs observées
- 50 Log-Pearson 3, Water Resources Council
- 51 Log-Pearson 3, méthode des moments sur la série des valeurs observées
- 52 Log-Pearson 3, méthode des moments (C_s^2)
- 53 Log-Pearson 3, méthode des moments (C_s^3)
- 54 Log-Pearson 3, maximum de vraisemblance
- 55 Log-Pearson 3, maximum de vraisemblance conditionnel

Deuxième carte:

N nombre d'observations dans l'échantillon

TITRE titre de l'étude

FØRMAT (I3, 19A4)

Troisième carte:

X (I, J)

Lecture des valeurs échantillonnées et des identificateurs selon le format 1000

1000 FØRMAT (8 (F 6.0, A4)

Si on a plus d'un échantillon à traiter on répète les cartes à partir de la 2^{ème} carte et pour terminer, on place une carte blanche.

3.2 SOUS-ROUTINES:

INDEP:

Sous-routine qui teste l'indépendance d'une série d'observations au moyen du test de Wald-Wolfowitz.

TRI ET TRI2:

Sous-routines triant des valeurs en ordre croissant en entraînant dans un cas (TRI) leurs identificateurs.

MOMENT:

Cette sous-routine calcule la moyenne, l'écart-type, le coefficient d'asymétrie et le coefficient de variation d'un échantillon.

LOGGAM:

Sous-routine fait un ajustement de la loi Log-gamma par la méthode des moments appliquée à la série des valeurs observées.

GAMMO ET GAMMV:

Ces sous-routines font l'ajustement de la loi gamma par la méthode des moments (GAMMO) ou par la méthode du maximum de vraisemblance (GAMMV)

PEAMO ET PEAMV:

Ces sous-routines font l'ajustement de la loi Pearson-3 par la méthode des moments (PEAMO) ou par la méthode du maximum de vraisemblance (PEAMV).

BOBLP:

Sous-routine qui ajuste la loi Log 10 Pearson 3 par la méthode des moments appliquée à la série des valeurs observées.

MVC:

Cette sous-routine effectue l'ajustement de la loi Pearson 3 par le maximum de vraisemblance conditionnel.

APP:

Sous-routine servant à calculer la valeur de B utilisée dans BOBLP.

FROU:

Sous-routine qui calcule la variable standardisée pour une asymétrie donnée et une probabilité au dépassement donnée.

DERIV:

Sous-routine qui calcule la quantité $\frac{dR}{dm}$ utilisée dans PEAMV.

DIGAM:

Fonction utilisée dans DERIV, calcule la valeur de la fonction Digamma (ψ) pour une valeur de λ donnée.

VARIANC:

Sous-routine qui calcule la variance d'un événement de période de retour donnée.

VYTBB:

Sous-routine qui calcule $\text{var}(X_T)$ pour la loi Log-Pearson 3 ajustée par la méthode des moments sur la série des valeurs observées. Cette sous-routine est appelée dans VARIANC.

VYTLG:

Sous-routine qui calcule $\text{var}(X_T)$ pour la loi Log-Gamma ajustée par la méthode des moments sur la série des valeurs observées. Cette sous-routine est appelée dans VARIANC.

INVER:

Sous-routine d'inversion de matrice utilisée dans VYTBB et VYTLG.

3.3 Principales variables utilisées dans le programme.

X: vecteur des valeurs observées
XM: moyenne des valeurs observées
XS: écart-type des valeurs observées
XECS: coefficients d'asymétrie des valeurs observées
Y: vecteur des logarithmes des valeurs observées
XML: moyenne des logarithmes
XSL: écart-type des logarithmes
XECSL: coefficient d'asymétrie des logarithmes
N: nombre de valeurs
NPE: code de la probabilité empirique choisie
ALAM: paramètre lambda
ALP: paramètre alpha
TMO: paramètre m (Pearson-3 seulement)
PMU: moyenne de la population
PS: écart-type de la population
PCS: coefficient d'asymétrie de la population
PCV: coefficient de variation de la population
XT: événement de période de retour donnée
VARXT: variance de XT

3.4 Modifications possibles

* Le programme prévoit un maximum de 500 observations, pour changer ce maximum, il suffit de corriger les cartes suivantes:

DIMENSION X(500), Y(500), X2(500,2), A(21,8)

NE = 500

* Pour rajouter une loi, il faut choisir un code tel que:

. si la loi porte sur les valeurs mêmes de l'échantillon

$1 \leq \text{ICODE} < 40$

. si la loi porte sur le logarithme des valeurs de l'échantillon

$40 \leq \text{ICODE} \leq 99$

* Les intervalles de confiance pour les événements X_p sont calculés aux niveaux 50%, 80% et 95%.

Le vecteur U1, défini au début du programme, en fixe les niveaux:

$$U1 (1) = 0.674 \quad 50\%$$

$$U1 (2) = 1.282 \quad 80\%$$

$$U1 (3) = 1.960 \quad 95\%$$

Si on veut changer un de ces trois niveaux, on change la valeur correspondante de U1 (tirée de la loi normale).

3.5 Sortie des résultats

- 1) Titre
- 2) Série des valeurs observées (matrice X2) avec les identificateurs
- 3) Valeurs classées et probabilité empirique
- 4) Caractéristiques de l'échantillon des valeurs observées et de l'échantillon des logarithmes des valeurs observées.
Résultat du test sur l'indépendance (fait sur l'échantillon des valeurs observées).
- 5) Pour chaque loi:
 - i) valeur des paramètres de la loi
 - ii) caractéristiques de la population
 - iii) les 21 probabilités au dépassement avec l'événement XT, écart-type de XT, intervalles de confiance de XT à 50%, 80% et 95%.

5. CHOIX DES LOIS

Ce programme général permet donc l'ajustement automatique des lois gamma, Pearson type 3, log-gamma, log-Pearson type 3 par différentes méthodes.

Dans aucun cas nous n'avons considéré de tests d'adéquation (chi-carré ou kolmogorov-Smirnov) qui en pratique ont peu d'intérêt, car d'une part, ils ne permettent pas de choisir entre plusieurs lois et, d'autre part, conduisent à une acceptation trop large.

Le choix à priori d'une loi et d'une méthode qui présentent un intérêt pour la variable étudiée doit s'appuyer:

- sur des études existantes; par exemple, dans le cas des maxima annuels de crue, on peut montrer (Bobée et Robitaille, 1976) que plusieurs lois (Pearson type 3, log-Pearson type 3) conviennent bien;
- sur les particularités de la variable étudiée, c'est-à-dire intervalle de variation, signe du coefficient d'asymétrie, existence d'une borne supérieure ou inférieure.

Le choix à posteriori de la loi ou des lois qui représente(nt) une population donnée peut être guidé par l'examen visuel de répartition des points observés autour de la distribution ajustée tracée sur du papier de probabilité.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BENSON, M.A. (1968). Uniform flood-frequency estimating methods for federal agencies. *Wat. Res. Res.*, 4(5), 891-908.
- BOBEE, B. (1973). Sample error of T-year events computed by fitting a Pearson type III distribution. *Wat. Res. Res.*, 9(5), 1264-1270.
- BOBEE, B. (1975). The Log-Pearson type III distribution and its application in hydrology. *Wat. Res. Res.*, 11(5), 681-689.
- BOBEE, B. et R. ROBITAILLE (1975). Correction of bias in the estimation of the coefficient of skewness. *Wat. Res. Res.*, 11(6), 851-854.
- BOBEE, B. et R. ROBITAILLE (1977). The use of the Pearson type III and Log-Pearson type III distributions revisited. *Wat. Res. Res.*, 13(2), 427-443.
- BOBEE, B. et P. BOUCHER (1981). Calcul de la variance d'un événement de période de retour T: Cas des lois Log-Pearson type 3 et Log-Gamma ajustées par la méthode des moments sur la série des valeurs observées. INRS-Eau, rapport scientifique No 135, Québec.
- BOBEE, B. et H. BOUCHER (1981). Ajustement polynomial de la variable Pearson type 3 standardisée en fonction de l'asymétrie de la population, pour une probabilité donnée. INRS-Eau, rapport interne No 75 Québec.
- HARTER, H.L. (1969). A new table of percentage points of the Pearson type III distribution. *Technometrics*, 2(1), 177-187.
- KITE, G.W. (1976). Reply to comment by B. Bobée on "Confidence Limits for Design Events" by G.W. Kite, (*Water Res. Res.*, 11(1), February 1975), (Communication personnelle).
- MANN, H.B. et D.R. WHITNEY (1947). On the test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. *Ann. Math. Stat.*, vol. 8, 50-60.
- MARKOVIC, R.D. (1965). Probability functions to best fit to distributions of annual precipitation and run-off. *Hydrology Papers* 8, Colorado State University.
- TAESOMBUT, V., YEVYEVICH, V. (1978). Use of flood series for estimating distribution of maximum likelihood flood peak. *Hydrology papers*, Colorado State University, Fort Collins.

ANNEXE I

TEST D'HOMOGENEITE

(Programme HOMOG - exemple de calcul)

PROGRAMME "HOMOG"

Ce programme a pour but de tester l'homogénéité d'une série de valeurs par le test de Mann-Whitney. (cf 1.2)

1. UTILISATION DU PROGRAMME

Soit un échantillon de taille N . On décide d'en considérer deux sous-séries de taille N_1 , N_2 , avec $N_1 \leq N_2$. Cette nouvelle classification de l'échantillon résulte d'une intervention de l'utilisateur qui décide à laquelle des sous-séries appartiennent les valeurs échantillonnées.

1° carte lue:

N , N_1 , N_2 , TITRE

N nombre de valeurs dans la série complète

N_1 nombre de valeurs dans la plus petite des deux sous-séries

N_2 nombre de valeurs dans la plus grande des deux sous-séries

TITRE titre de l'étude.

FORMAT (3I3, 1X, 17A4)

(Référence: format no. 1).

2° carte lue et suivantes:

$A(I)$, $I = 1 \dots N$

A contient toutes les valeurs échantillonnées; on doit entrer en premier lieu les valeurs qui composent le plus petit groupe.

FORMAT (8 F 10.0)

(Référence: format no. 2).

Carte(s) suivante(s):

Si on veut étudier plusieurs séries consécutivement, on peut le faire à l'intérieur d'un même passage. On recommence à la 1^o carte lue et on répète le bloc de cartes de lecture tel que défini ci-haut autant de fois qu'on a de séries à tester.

Le travail se termine par une carte blanche.

2. PROGRAMME "HOMOG"

* Le dimensionnement est prévu pour 200 valeurs

A: vecteur des valeurs

R: vecteur des rangs

* Le programme comprend:

- le programme principal HOMOG

- les sousroutines:

RANK (donne les rangs des valeurs échantillonnées)

UTEST (test de Mann-Whitney)

TIE (subroutine utilitaire appelée dans UTEST).

```
1      PROGRAM HOMOG(INPUT,OUTPUT)
C
C A VECTEUR DES VALFURS
C R VECTEUR DES RANGS
5      C TITRE TITRE DE L ETUDE
C N TAILLE D UNE SERIE
C N1 TAILLE DE LA PLUS PETITE SOUS-SERIE
C N2 TAILLE DE LA PLUS GRANDE SOUS-SERIE
C
10     C DIMENSTONNEMENT
C       A(N),R(N)
C
C       DIMENSION A(200),R(200),TITRE(17)
15     1 READ 900,N,N1,N2,TITRE
C       IF(N.EQ.0)STOP
C       READ 901,(A(I),I=1,N)
C       PRINT 902,TITRE
C
C     C APPEL DU TEST DE MANN-WHITNEY
20     C
C       CALL UTEST(A,R,N1,N2,U,Z,IER)
C       PRINT 903
C       PRINT 904,(A(I),R(I),I=1,N)
C       PRINT 905,N1,N2,U,Z
25     IF(IER.EQ.1) GOTO 4
C       IF(Z.EQ.0.) GOTO 5
C
C     C TEST BILATERAL A 5 POUR CENT ET A 1 POUR CENT
30     C
C       IF(ABS(Z).GT.2.57)GOTO 2
C       IF(ABS(Z).LT.1.96)GOTO 3
C       PRINT 906
C       GOTO 1
C     2 PRINT 907
35     GOTO 1
C     3 PRINT 908
C       GOTO 1
C     4 PRINT 909
C       GOTO 1
40     5 PRINT 910
C       GOTO 1
C     900 FORMAT(3I3,1X,17A4)
C     901 FORMAT(8F10.0)
C     902 FORMAT(1H1/4X,17A4// )
45     903 FORMAT(2X,*VALEURS OBSERVEES*,7X,*RANG*//)
C     904 FORMAT(4X,F15.3,2X,F10.2)
C     905 FORMAT(///4X,*NOMBRE DE VALEURS DANS LE 1E GROUPE*,I6/4X,*NOMBRE D
C       1E VALEURS DANS LE 2E GROUPE*,I6/4X,*RESULTAT DU TEST DE MANN-WHITN
C       ZEY*,F9.2/4X,*SIGNIFICATION DU TEST*,14X,F6.2)
50     906 FORMAT(///8X,*ON REJETTE L HYPOTHESE D HOMOGENEITE*//8X,*AU NIVEAU
C       1 DE SIGNIFICATION 5%*//8X,*ON L ACCEPTE AU NIVEAU 1%*)
C     907 FORMAT(///8X,*ON REJETTE L HYPOTHESE D HOMOGENEITE*//8X,*AU NIVEAU
C       1 DE SIGNIFICATION 1%*)
C     908 FORMAT(///8X,*ON ACCEPTE L HYPOTHESE D HOMOGENEITE*//8X,*AU NIVEAU
55     1 DE SIGNIFICATION 5%*)
C     909 FORMAT(///4X,*TOUTES LES VALEURS ECHANTILLONNES SONT EGALES*/4X,*
C       .LE TEST EST INUTILE ET NE PEUT S APPLIQUER*)
```

60

```
910 FORMAT(///4X,*LES TAILLES DES DEUX GROUPES SONT TROP PETITES*/4X,*  
  .POUR UTILISER L APPROXIMATION NORMALE*/4X,*IL EST PREFERABLE D UTI  
  .LISER LES TABLES AVEC LE RESULTAT DU TEST*)  
  END
```



```
1      SUBROUTINE RANK(A,R,N)
      DIMENSION A(1),R(1)
      C
      C A VECTEUR D ENTREE DE N VALEURS
5     C R VECTEUR DE SORTIE LA PLUS PETITE VALEUR A LE RANG 1, LA PLUS GRANDE
      C A LE RANG N
      C N NOMBRE DE VALEURS
      C
      C INITIALISATION
10    C
      DO 10 I=1,N
      10 R(I)=0.
      C
      C RECHERCHE DU RANG
15    C
      DO 100 I=1,N
      C
      C LA VALEUR EST-ELLE DEJA CLASSEE
      C
20    C IF(R(I))20,20,100
      C
      C CLASSEMENT D UNE VALEUR
      C
25    C 20 SMALL=0.0
      EQUAL=0.0
      X=A(I)
      DO 50 J=1,N
      IF(A(J)-X)30,40,50
      C
30    C
      C COMPTE LE NOMBRE DE VALEURS PLUS PETITES
      C
      30 SMALL=SMALL+1.0
      GOTO 50
      C
35    C
      C COMPTE LE NOMBRE DE VALEURS EGALES
      C
      40 EQUAL=EQUAL+1.0
      R(J)=-1.
      50 CONTINUE
40    C
      C TEST S IL Y A PLUS D UNE OBSERVATION A UN RANG DONNE
      C
      IF(EQUAL-1.0)60,60,70
      C
45    C
      C CALCUL DU RANG LORSQU IL N Y A PAS D EGALITE
      C
      60 R(I)=SMALL+1.0
      GOTO 100
      C
50    C
      C CALCUL DU RANG MOYEN LORSQU IL Y A EGALITE
      C
      70 P=SMALL+(EQUAL+1.0)*0.5
      DO 90 J=1,N
      IF(R(J)+1.0)90,80,90
80    R(J)=P
55    90 CONTINUE
      100 CONTINUE
      RETURN
      END
```

```

1      SUBROUTINE UTST(A,R,N1,N2,U,Z,IER)
      DIMENSION A(1),R(1)
C
C   A VECTEUR D ENTREE CONSISTANT EN DEUX GROUPE INDEPENDANTS, LE GROUPE
5      C   LE PLUS PETIT PRECEDENT LE GROUPE LE PLUS GRAND
C   R VECTEUR DE SORTIE DES RANGS
C   N1 TAILLE DU PLUS PETIT GROUPE
C   N2 TAILLE DU PLUS GRAND
C   U SORTIE DE LA STATISTIQUE UTILISEE POUR LE TEST
10     C   Z SIGNIFICATION DE U
C   IER=0 AUCUNE ERREUR
C     =1 SI TOUTES LES VALEURS D UN GROUPE SONT EGALES
C   Z=0 SI N2 EST PLUS PETIT QUE 20
C
15     C     IER=0
      N=N1+N2
C
C   CALCUL DES RANGS DES VALEURS DANS L ECHANTILLON GLOBAL
C
20     C     CALL RANK(A,R,N)
C
C   CALCUL DE LA STATISTIQUE DU TEST:U
C
25     C     Z=0.
      R2=0.
      NP=N1+1
      DO 10 I=NP,N
10     R2=R2+R(I)
      FNX=N1*N2
30     C     FN=N
      FN2=N2
      UP=FNX+FN2+((FN2+1.0)/2.0)-R2
      U=FNX-UP
      IF(U=0)20,30,30
35     C     20 U=UP
C
C   RETOUR SI LA TAILLE DU PLUS GRAND GROUPE EST INFERIEURE A 20
C
40     C     30 IF(N2=20)80,40,40
C
C   CORRECTION DE L ECART TYPE DANS LE CAS DE RANGS EGAUX
C
45     C     40 KT=1
      CALL TIF(R,N,KT,TS)
      IF(TS)50,60,50
C
C   RETOUR SI TOUTES LES VALEURS SONT EGALES
C
50     C     50 IF(TS=(FN*FN*FN-FN)/12)52,51,52
      51 IER=1
      GOTO 80
      52 S=SQRT((FNX/(FN*(FN-1.)))*(((FN*FN*FN-FN)/12.)-TS))
      GOTO 70
      60 S=SQRT(FNX*(FN+1.)/12.)
55     C     70 Z=(U-FNX*0.5)/S
      80 RETURN
      END

```

```
1      SUBROUTINE TIE(P,N,KT,T)
      DIMENSION R(1)
C
C R VECTEUR D ENTREE DES RANGS
5      C N NOMBRE DE VALEURS
C      C KT CODE D ENTREE POUR LE CALCUL DU FACTEUR DE CORRECTION
C      C   =1 EQUATION 1
C      C   =2 EQUATION 2
C      C T FACTEUR DE CORRECTION (SORTIE)
10     C EQUATION 1 T=SUM(CT**3-CT)/12
C      C EQUATION 2 T=SUM(CT*(CT-1)/2)
C      C   OU CT EST LE NOMBRE D OBSERVATIONS A UN RANG DONNE
C
C INITIALISATION
15     C
C      C T=0.
C      C Y=0.
C      C 5 X=1.0E38
C      C IND=0
C
20     C RECHERCHE DU RANG A TESTER (DU PLUS PETIT AU PLUS GRAND)
C      C
C      C DO 30 I=1,N
C      C IF(R(I)-Y)30,30,10
25     C 10 IF(R(I)-X)20,30,30
C      C 20 X=R(I)
C      C IND=IND+1
C      C 30 CONTINUE
C
30     C RETOUR SI TOUS LES RANGS ONT ETE TESTES
C      C
C      C IF(IND)90,90,40
C      C 40 Y=X
C      C CT=0.
35     C
C      C COMPTE LE NOMBRE D OBSERVATIONS A UN RANG DONNE
C      C
C      C DO 60 I=1,N
C      C IF(R(I)-X)60,50,60
40     C 50 CT=CT+1.0
C      C 60 CONTINUE
C
C      C CALCUL DU FACTEUR DE CORRECTION T
C
45     C IF(KT=1)75,80,75
C      C 75 T=T+CT*(CT-1.)/2.
C      C GOTO 5
C      C 80 T=T+(CT*CT*CT-CT)/12.
C      C GOTO 5
50     C 90 RETURN
C      C END
```

EXEMPLE DE CALCUL (HOMOG.)

DONNEES D'ENTREE

SR	3	55	STATION	IF	00					
683.0			1690.0		230.0	974.0	722.0	2400.0	2200.0	1630.0
1040.0			991.0		824.0	912.0	910.0	3710.0	821.0	953.0
2090.0			1830.0		3060.0	725.0	688.0	1290.0	1090.0	960.0
572.0			391.0		2080.0	731.0	317.0	1030.0	983.0	1040.0
2550.0			575.0		1090.0	1070.0	4080.0	1090.0	991.0	957.0
733.0			649.0		889.0	521.0	952.0	379.0	1550.0	1840.0
1520.0			1130.0		2170.0	827.0	1680.0	1370.0	524.0	2710.0
940.0			683.0							

LISTING DES RESULTATS

STATION TF 00

VALEURS OBSERVEES	RANG
683.000	10.50
1690.000	45.00
230.000	1.00
974.000	28.00
722.000	13.00
2400.000	53.00
2200.000	52.00
1630.000	44.00
1040.000	33.50
991.000	30.50
824.000	18.00
912.000	21.00
940.000	22.50
3710.000	57.00
671.000	17.00
963.000	27.00
2090.000	50.00
1630.000	46.00
3060.000	56.00
725.000	14.00
688.000	12.00
1200.000	40.00
1090.000	37.00
960.000	26.00
572.000	6.00
391.000	4.00
2080.000	49.00
731.000	15.00
317.000	2.00
1030.000	32.00
983.000	29.00
1040.000	33.50
2550.000	54.00
575.000	7.00
1090.000	37.00
1670.000	35.00
4080.000	58.00
1090.000	37.00
991.000	30.50
957.000	25.00
733.000	16.00
649.000	9.00
889.000	20.00
581.000	8.00
952.000	24.00
379.000	3.00
1550.000	43.00
1840.000	47.00
1520.000	42.00
1130.000	39.00
2170.000	51.00
627.000	19.00
1680.000	48.00
1370.000	41.00
524.000	5.00
2710.000	55.00
940.000	22.50
683.000	10.50

NOMBRE DE VALEURS DANS LE 1^{ER} GROUPE 3
 NOMBRE DE VALEURS DANS LE 2^{EM} GROUPE 55
 RESULTAT DU TEST DE MANN-WHITNEY 50.50
 SIGNIFICATION DU TEST -1.12

ON ACCPETE L HYPOTHESE D HOMOGENEITE
 AU NIVEAU DE SIGNIFICATION 5%

ANNEXE II
AJUSTEMENT DE LOIS
(PROGRAMME AJUST)


```

1      PROGRAM AJUST(INPUT,OUTPUT,TAPE1)
      C
      C CE PROGRAMME EFFECTUE L-AJUSTEMENT DES LOIS GAMMA,PEARSON 3,
      C LOG-GAMMA ET LOG-PEARSON 3,UNE PROBABILITE EMPIRIQUE CHOISIE
5      C PAR L-USAGER EST ASSOCIEE A CHACUN DES ELEMENTS DES
      C ECHANTILLONS,LE PROGRAMME CALCULE DE FACON AUTOMATIQUE DES
      C EVENEMENTS DE PERIODE DE RETOUR DONNEE ET CE POUR 17
      C PROBABILITES AU DEPASSEMENT,POUR CHACUN DE CES EVENEMENTS,
      C NOTES XT,ON CALCULE L-ECART-TYPE ET 3 INTERVALLS DE CONFIANCE.
10     C
      C VARIABLES LIES,LES CARTES NO2 ET NO3 SE REPETENT POUR CHACUN
      C DES ECHANTILLONS A TRAITER
      C
      C CARTE NO1
      C NPE CODE DE LA PROBABILITE EMPIRIQUE CHOISIE
15     C      0 HAZEN (K=.5)/N
      C      1 WEIBULL K/(N+1)
      C      2 CHERODAYEV (K=.3)/(N+.4)
      C
      C ICODE CODE DES LOIS A AJUSTER
20     C      10 GAMMA,MOMENTS
      C      11 GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
      C      30 PEARSON 3,MOMENTS CS1
      C      31 PEARSON 3,MOMENTS CS2
      C      32 PEARSON 3,MOMENTS CS3
25     C      33 PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
      C      34 PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL
      C      40 LOG-GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE SUR LOG(X)
      C      41 LOG-GAMMA,MOMENTS SUR LOG(Y)
      C      42 LOG-GAMMA,MOMENTS SUR Y
30     C      50 LOG-PEARSON 3,MOMENTS CS1 SUR LOG(X),MRC
      C      51 LOG-PEARSON 3,MOMENTS SUR X
      C      52 LOG-PEARSON 3,MOMENTS CS2 SUR LOG(X)
      C      53 LOG-PEARSON 3,MOMENTS CS3 SUR LOG(X)
      C      54 LOG-PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
35     C      55 LOG-PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL
      C
      C CARTE NO2
      C N TAILLE DE L-ECHANTILLON
40     C
      C TITRE TITRE DE L-ETUDE
      C
      C CARTE NO3 ET SUIVANTES
      C X2 OBSERVATIONS ET LEURS IDENTIFICATEURS
45     C
      C LA DEPMIERE CARTE EST UNE CARTE BLANCHE
      C POUR INDICHER LA FIN DU TRAITEMENT
      C
      C DIMENSION X(500),Y(500),X2(500,2),A(21,A)
      C DIMENSION ICODE(25),S(21,12),P(21),TITRE(19),U1(3)
50     C
      C CONSTRUCTION DE LA MATRICE DES COEFFICIENTS POLYNOMIAUX
      C DE LA VARIATE PEARSON 3 STANDARDISEE POUR .5SPS.9999
      C P : PROBABILITE AU DEPASSEMENT
      C
55     C DATA ((S(I,J),J=1,12),I=11,14)/
      C ..5,.23043E-07,-.16665E+00,-.80214E-07,.23995E-02,
      C ..43557E-07,.28949E-03,-.81258E-08,-.16724E-04,.60995E-09,

```

```

60 ..29747E-06,=.15842E-10,
..7,=.52437E+00,=.12094E+00, .24328F-01, .22085E-02,
..44153E-03, .20179F-03,=.63397E-04,=.16215F-04, .17140E-05,
..35985E-06,=.11832E-07,
..8,=.84157E+00,=.48941E-01, .36512F-01, .18418E-02,
..57011E-03, .17580F-04,=.12414F-03,=.95354F-05, .51255E-05,
65 ..30666E-06,=.74356E-07,
..9,=.12816E+01, .10640F+00, .47665E-01, .36492E-03,
..11302E-03,=.44179E-03,=.19393E-03, .20063F-04, .12075E-04,
..28506F-06,=.24548F-06/
DATA (S(T,J),J=1,12),I=15,19)/
70 ..95,=.16451F+01, .28397E+00, .50069F-01,=.31475E-02,
..14322F-02,=.81266F-03,=.11933F-03, .56444E-04, .12461F-04,
..12096F-05,=.31236F-06,
..98,=.20543F+01, .53800E+00, .42504F-01,=.11885F-01,
..47873F-02,=.76447F-03, .24118E-03, .80423F-04,=.34161F-05,
..20592F-05,=.49100F-07,
75 ..99,=.23270F+01, .73922E+00, .29249F-01,=.21482F-01,
..77103F-02,=.22260F-03, .64956E-03, .68106F-04,=.25496F-04,
..20484F-05, .39017E-06,
..995,=.25763E+01, .94538F+00, .97503E-02,=.33206E-01,
..10476F-01, .72688E-03, .11047F-02, .28603E-04,=.52298E-04,
80 ..14056F-05, .95649E-06,
..990,=.30890E+01, .14348F+01,=.58099F-01,=.66220F-01,=.14744F-01,
..41648E-02, .20792F-02,=.15092F-03,=.11598F-03, .22229E-05,
..23865E-05/
DATA (S(T,J),J=1,12),I=20,21)/
85 ..9995,=.32882F+01, .16480E+01,=.96223E-01,=.82073E-01,=.15308E-01,
..60320E-02, .23946F-02,=.25708E-03,=.13930F-03, .45089E-05,
..29409E-05,
..9999,=.37132F+01, .21447E+01,=.20279E+00,=.12088E+00,=.13319E-01,
..10928E-01, .27893F-02,=.54774F-03,=.17668F-03, .10957E-04,
90 ..39062E-05/
DATA (S(I,1),I=1,10),.0001, .0005, .001, .005, .01, .02, .05, .1, .2, .3/
DATA (P(I),I=1,21)/.0001, .0005, .001, .005, .010, .020, .050, .100, .200,
.300, .500, .700, .800, .900, .950, .980, .990, .995,
95 .999, .9995, .9999/
C
NF=500
NL=24
NP=21
C
100 U1(1)=0.674
U1(2)=1.282
U1(3)=1.96
C
C
105 C SUITE DE LA CONSTRUCTION DE LA MATRICE DES COEFFICIENTS
C POLYNOMIAUX DE LA VARIATE PEARSON 3 STANDARDISEE,
C CETTE FOIS-CI POUR .001<P<.5
C
DO 5 T=1,10
DO 3 J=1,6
110 S(I,2+J)=-S(22-T,2*J)
3 CONTINUE
DO 4 I=1,5
S(I,2+J+1)=S(22-I,2+J+1)
4 CONTINUE

```

```
115      5 CONTINUE
      C
      C LECTURE DES DIFFERENTS PARAMETRES ET DES CODES DES LOIS
      C
      HEAD 900,NPF,(ICODE(I),I=1,NL)
120      10 READ 901,N,TITRE
          IF(N.FW.0)STOP
      C
      C LECTURE DES VALEURS ECHANTILLONNES
      C
125      READ 1000,(X2(I,1),X2(I,2),I=1,N)
1000  FORMAT(A(F6.0,A#))
          PRINT 904
          PRINT 902,TITRE
          PRINT 911
130          PRINT 903
          DO 15 I=1,N
              PRINT 906,X2(I,2),X2(I,1)
          15 CONTINUE
          PRINT 904
135          DO 20 I=1,N
              X(I)=Y2(I,1)
          20 CONTINUE
          CALL TRT(X2,N,NF)
          PRINT 905
140      C
      C CALCUL DE PROBABILITE EMPYRIQUE
      C
          IF(NPF=1)70,75,80
145          70 DO 72 I=1,N
              Y(I)=(I-0.5)/(N+1.)
              72 CONTINUE
              PRINT 906,(X2(I,2),X2(I,1),Y(I),I=1,N)
              PRINT 907
              GO TO 65
150          75 DO 77 I=1,N
              Y(I)=I/(N+1.)
              77 CONTINUE
              PRINT 906,(X2(I,2),X2(I,1),Y(I),I=1,N)
              PRINT 908
              GO TO 85
155          80 DO 82 I=1,N
              Y(I)=(I-0.3)/(N+0.4)
              82 CONTINUE
              PRINT 906,(X2(I,2),X2(I,1),Y(I),I=1,N)
              PRINT 909
160          85 CONTINUE
              WRITE(1,201) (X2(I,1),Y(I),I=1,N)
              201 FORMAT(F10,1,F10,4)
      C
165      C CALCUL DES CARACTERISTIQUES DE L ECHANTILLON
      C
          PRINT 904
          PRINT 910
          CALL MOMENT(X,N,XM,XM2,XM3,XM4,XS,XFCS)
170          DO 90 I=1,N
              Y(I)=ALOG10(X2(I,1))
```

```

90 CONTINUE
  PRINT 911
  PRINT 912
175  CALL MOMENT(Y,N,XM1,XM2,XM3,XM4,XS,XECS)
  PRINT 911
  CALL INDEP(X,N,XM,XM2,XM3,XM4)
  DO 92 I=1,N
  X(I)=Y2(I,1)
180  92 CONTINUE
C
C 1A BOUCLE SUIVANTE COMPREND L AJUSTEMENT DES LOIS CHOISIES,
C 1 ESTIMATION DES MOMENTS DE LA POPULATION, LE CALCUL DE XT, VAR(XT).
C
185  DO 500 J=1,NL
  IF(TCODE(J).EQ.0)GOTO 500
  IF(TCODE(J).EQ.10)95,100
C
C 101 GAMMA, METHODE DES MOMENTS
190  95 CALL GAMMO(XM,XS,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
  MV=0
  PRINT 904
  PRINT 913
  GO TO 110
195  100 IF(TCODE(J).EQ.11)105,115
C
C 101 GAMMA, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
C
200  105 PRINT 904
  PRINT 914
  IF(XECS.GT.0.0)GOTO 107
  PRINT 915
  GO TO 500
205  107 CALL GAMHV(X,XM,N,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
  MV=1
  110 PRINT 916
  PRINT 917,ALP,ALAM
  PRINT 918
210  PRINT 919,PMU,PS,PCS,PCV
  GO TO 400
  115 IF(TCODE(J).EQ.30)120,125
C
C 101 PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS CS1
215  C
  120 PRINT 904
  PRINT 920
  CALL PEARN(XECS,XS,XM,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
  MV=2
220  122 PRINT 916
  PRINT 921,ALP,ALAM,TMO
  PRINT 918
  PRINT 919,PMU,PS,PCS,PCV
  GO TO 400
225  125 IF(TCODE(J).EQ.31)130,140
C
C 101 PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS CS2
C

```

```

230      130 PRINT 904
        PRINT 922
        CS2=(1.0+8.5/N)*XFCS
        CALL PEAMO(CS2, XS, XM, ALAM, ALP, TMO, PMU, PS, PCS, PCV)
        MV=2
        GO TO 122
235      140 IF(TCODE(J).EQ.32)150,160
        C
        C LOT PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS CS3
        C
240      150 PRINT 904
        PRINT 923
        EC1=((N-2.)/(N*(N-1.))**.5)*XFCS
        EC1=EC1*(1+6.51/N+20.20/N**2+((1.48/N+6.77/N**2)*EC1**2))
        CALL PEAMO(EC1, XS, XM, ALAM, ALP, TMO, PMU, PS, PCS, PCV)
        MV=2
        GO TO 122
245      160 IF(TCODE(J).EQ.33)170,180
        C
        C LOT PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
        C
250      170 PRINT 904
        IF(ABS(XECS).LE.2.) GO TO 175
        PRINT 924
        GO TO 190
255      175 PRINT 925
        CALL PEAMV(XECS, X, N, AK2, ALAM, ALP, TMO, PMU, PS, PCS, PCV)
        MV=3
        IF(AK2.LT.0.5) GO TO 122
        PRINT 926
        GO TO 500
260      180 IF(TCODE(J).EQ.34)185,200
        C
        C LOT PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL
        C
265      185 PRINT 904
        190 PRINT 927
        CALL MVD(X, N, XM, XFCS, ALP, ALAM, TMO, PMU, PS, PCS, PCV)
        MV=1
        GO TO 122
270      200 IF(TCODE(J).EQ.40)205,215
        C
        C LOT LOG10-GAMMA, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE SUR LOG(X)
        C
275      205 PRINT 904
        PRINT 928
        IF(XECS1.GT.0.0)GOTO 210
        PRINT 915
        GO TO 500
280      210 CALL GAMMV(Y, YMI, N, ALAM, ALP, PMU, PS, PCS, PCV)
        MV=1
        GO TO 110
        215 IF(TCODE(J).EQ.41)220,230
        C
        C LOT LOG10-GAMMA, METHODE DES MOMENTS SUR LOG(X)
        C
285      220 PRINT 904

```

```

      PRINT 929
      CALL GAMMA(XM1,XS1,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
      MV=0
      GO TO 110
290   230 IF(TCODE(J).EQ.42)240,250
      C
      C LOT LOG10=GAMMA,METHODE DES MOMENTS SUR X
      C
295   240 PRINT 904
      PRINT 930
      CALL LOGGAM(XM,XM2,ALP,ALAM,PMU,PS,PCS,PCV)
      MV=4
      GO TO 110
300   250 IF(TCODE(J).EQ.50)260,270
      C
      C LOI LOG10=PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS1 SUR LOG(X) (WPC)
      C
305   260 PRINT 904
      PRINT 931
      CALL PEANO(XECSL,XSL,XML,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      MV=2
      GO TO 122
310   270 IF(TCODE(J).EQ.51)280,290
      C
      C LOT LOG10=PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS SUR X
      C
315   280 PRINT 904
      PRINT 932
      CALL BURLP(XM,XM2,XM3,B,ALP,ALAM,TMO,PHI,PS,PCV,PCS)
      MV=5
      IF(R.NE.25.) GOTO 122
      PRINT 933
      GO TO 500
320   290 IF(TCODE(J).EQ.52)300,310
      C
      C LOI LOG10=PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS2 SUR LOG(X)
      C
325   300 PRINT 904
      PRINT 934
      XFCSL2=(1.0+8.5/N)*XECSL
      CALL PEANO(XECSL2,XSL,XML,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      MV=2
      GO TO 122
330   310 IF(TCODE(J).EQ.53)320,330
      C
      C LOI LOG10=PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS3 SUR LOG(X)
      C
335   320 PRINT 904
      PRINT 935
      ECL1=(N-2.)/(N*(N-1.))**.5)*XECSL
      ECL1=ECL1*(1+6.51/N+20.20/N**2+(1.48/N+6.77/N**2)*ECL1**2)
      CALL PEANO(ECL1,XSL,XML,ALAM,ALP,TMO,PHI,PS,PCS,PCV)
      MV=2
      GO TO 122
340   330 IF(TCODE(J).EQ.54)340,350
      C
      C LOT LOG10=PEARSON 3,MAXIMUM DE VRATSEMLANCE SUR LOG(X)

```

```

C
345 340 PRINT 904
      IF(AKS(YECSI).LE.2.) GO TO 345
      PRINT 924
      GO TO 365
345 345 PRINT 936
      CALL PEAMV(YECSI,Y,N,AKP,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
350      MV=3
      IF(AKP.LT.0.5) GO TO 122
      PRINT 926
350 350 IF(TCODE(I).EQ.55)360,500
C
355 C 101 LOG10=PEARSON 3,MAXIMUM DE VPATSEMLANCE CONDITIONNEL SUR LOG(X)
C
360 360 PRINT 904
365 365 PRINT 937
      CALL MVC(Y,N,XMI,YECSI,ALP,ALAM,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
360      MV=1
      GO TO 122
C
C  CALCUL DE XT: EVENEMENT DE PERIODE DE RETOUR DONNEE
C      VAPXT: VARIANCE DE XT
365 C      FT INTERVALLE DE CONFIANCE DE XT
C
400 AA=PCS * RH=PS * PC=PMU
      IF(MV.EQ.3.AND.ABS(AA).GT.(2.**.5)) GO TO 405
      IF(AKS(AA).LE.4)GOTO 410
370      PRINT 938
      GO TO 500
405 405 PRINT 939
      GO TO 500
410 410 CONTINUE
375      DO 430 K=1,NP
      CALL FROU(S,P(K),AA,FP,DK)
      XT=FC+FP*RR
      A(K,1)=XT
      CALL VARIANC(VAPXT,ALAM,ALP,TMO,FP,DK,AA,RR,N,MV,PCV)
380      A(K,2)=VAPXT**.5
      DO 425 I=1,3
      U2=U1(I)
      A(K,2*I+1)=XT-U2*A(K,2)
      A(K,2*I+2)=XT+U2*A(K,2)
385 425 CONTINUE
430 430 CONTINUE
      PRINT 911
      PRINT 940
390      IF(TCODE(J).LT.40)GOTO 445
      PRINT 943
      DO 435 K=1,NP
      A(K,1)=10.**A(K,1)
      A(K,2)=A(K,2)*A(K,1)*ALOG(10.)
      DO 435 I=3,8
395      A(K,1)=10.**A(K,1)
435 435 CONTINUE
      DO 440 K=1,NP
      WRITE(1,436) P(22=K),A(K,1),A(K,7),A(K,8)
436 436 FORMAT(F10.4,3F10.1)

```

```

400      440 PRINT 944,P(K),(A(K,I),I=1,R)
          PRINT 945

          GO TO 500
405      445 PRINT 943
          DO 450 K=1,NP
          WRITE(1,436) P(22=K),A(K,1),A(K,7),A(K,R)
450      450 PRINT 944,P(K),(A(K,I),I=1,R)
          PRINT 945
410      500 CONTINUE
          GO TO 10
          900 FORMAT(26I3)
          901 FORMAT(I3,19A4)
          902 FORMAT(4X,20A4)
          903 FORMAT(3X,*SERIE DES VALEURS OBSERVEES*//9X,*IDENTIFICATEUR*,6X,*V
415      1ALEURS*//)
          904 FORMAT(1H1/)
          905 FORMAT(17X,*VALEURS CLASSEES*,13X,*PROB. EMPIR. AU NON DEPAS.*//)
          906 FORMAT(14X,AS,8X,F10.2,20X,F7.5)
          907 FORMAT(///4X,*LA LOI DE PROB. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIF (
420      1PLOTING POSITION)*//10X,*PK=(K-0.5)/N*)
          908 FORMAT(///4X,*LA LOI DE PROB. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIF (
          1PLOTING POSITION)*//10X,*PK=K/(N+1)*)
          909 FORMAT(///4X,*LA LOI DE PROB. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIF (
          1PLOTING POSITION)*//10X,*PK=(K-0.3)/(N+0.4)*)
425      910 FORMAT(4X,*CARACTERISTIQUES DE L ECHANTILLON DES VALEURS OBSERVEES
          1*)
          911 FORMAT(///)
          912 FORMAT(4X,*CARACTERISTIQUES DE L ECHANTILLON DES LOGARITHMES DES V
          1ALEURS OBSERVEES*)
430      913 FORMAT( 4X,*GAMMA,METHODE DES MOMENTS*)
          914 FORMAT(4X,*GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE*)
          915 FORMAT(//RX,*ON NE PEUT PAS AJUSTER LES PARAMETRES DE LA LOI GAMMA
          2*/8X,*PAR CETTE METHODE CAR LE COEFFICIENT D ASYMETRIE EST NEGATIF
          3*)
435      916 FORMAT(//RX,*VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI*/)
          917 FORMAT(//10X,43(1H*)//10X,1H*,1X,*PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)*,F12.4
          1,2H */10X,1H*,1X,*PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)*,F12.4,2H */10X,43(1
          2H*))
          918 FORMAT(//RX,*CAPACTERISTIQUES DE LA POPULATION*/)
440      919 FORMAT(//10X,32(1H*)//10X,2H* ,*MOYENNE*,9X,F12.4,2H */10X,2H* ,*EC
          1ART TYPE*,6X,F12.4,2H */10X,2H* ,*COEFF. ASYMETRIE*,F12.4,2H */10X
          2,2H* ,*COEFF. VARIATION*,F12.4,2H */10X,32(1H*))
          920 FORMAT(4X,*PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS (CORRECTION USUELLE)//8X
          1,31HCS1 = CS((N(N-1))**0.5)/(N-2))
445      921 FORMAT(//10X,43(1H*)//          10X,1H*,1X,*PARAMETRE D ECHELLE (A
          1LPHA)*,F12.4,2H */10X,1H*,1X,*PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)*,F12.4,2
          2H */10X,1H*,1X,*PARAMETRE DE POSITION (M) *,F12.4,2H */10X,43(1H*
          3))
          922 FORMAT(4X,*PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS AVEC LA CORRECTION//8X,
          119HCS2 = (1+8.5/N)CS1 )
450      923 FORMAT(4X,*PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS AVEC LA CORRECTION//8X,
          1*CS3=CS(1+6.51/N+20.20/N*,2H**,*2+((1.48/N+6.77/N*,2H**,*2) CS*,2H
          2**,*21)**)
          924 FORMAT(//,4X,*ON NE PEUT PAS AJUSTER LA LOI PEARSON 3,MAXIMUM DE VP
          1AISEMBLANCE,CAR LA VALEUR ABSOLUE DE CS EST PLUS GRANDE QUE 2*//)
455      925 FORMAT(4X,*PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE*)

```



```

460 926 FORMAT(4X,*ON NE PEUT PAS ESTIMER LES PARAMETRES PAR CETTE METHODE
1*)
927 FORMAT(4X,*PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL*)
928 FORMAT(4X,*LOG10=GAMMA, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE*)
929 FORMAT(4X,*LOG10=GAMMA, METHODE DES MOMENTS*)
930 FORMAT(4X,*LOG10=GAMMA, METHODE DES MOMENTS APPLIQUEE A LA SERIE DE
18 VALEURS*)
465 931 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON 3, W.R.C. (WATER RESOURCES COUNCIL)*//10X,*
1 (METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHMES DES VALEURS OBSERVEES)*)
932 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS SUR LA SERIE DES VA
LEURS OBSERVEES*)
933 FORMAT(//8X,*ON NE PEUT PAS CALCULER LES PARAMETRES ET LES MOMENT
18 CAR LA VALEUR DE R NON INCLUSE DANS LES TABLES*)
470 934 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHMES
18 DES VALEURS OBSERVEES AVEC LA CORRECTION* //8X,*CS2 = (1.0+R.5/N)C
181*)
935 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON=3, METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHME
18 DES VALEURS OBSERVEES AVEC LA CORRECTION* //8X,*CS3=CS(1+6.51/N+
120.20/N*,2H**,*(1.48/N+6.77/N*,2H**,*(2) CS*,2H**,*(2))*)
475 936 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON 3 MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE*)
937 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL*
1)
480 938 FORMAT(//8X,*VALEUR ABSOLUE DE CS PLUS GRANDE QUE 4, ON NE PEUT PA
18 CALCULER PERIODE DE RETOUR*)
939 FORMAT(///,4X,*ON NE PEUT PAS CALCULER L'ECART-TYPE DE XT CAR LA V
18 VALEUR ABSOLUE DE CS(POP.) EST COMPRISE ENTRE RACINE DE 2 ET 2*)
485 940 FORMAT(/3X,130(1H*)/3X,2H* ,*PROBABILITE*,3H* ,*EVENEMENT*,2X,1H*
1,2X,*FACT TYPE*,2X,1H*,32X,*INTERVALLE DE CONFIANCE*,31X,1H*/3X,2
2H* ,2X,* ALL * ,4X,1H*,12X,1H*,6X,*DE*,6X,1H*,86X,1H*)
941 FORMAT(3X,2H* ,*DEPASSEMENT*,1X,1H*,5X,*XT*,5X,1H*,3X,*LOG(XT)*,4X
1,1H*,12X,*50%*,12X,1H*,12X,*80%*,12X,1H*,13X,*95%*,14X,1H*/3X,130(
21H*))
490
943 FORMAT(3X,2H* ,*DEPASSEMENT*,1X,1H*,5X,*XT*,5X,1H*,6X,*XT*,6X,1H*,
112X,*50%*,12X,1H*,12X,*80%*,12X,1H*,13X,*95%*,14X,1H*/3X,130(1H*))
495 944 FORMAT(2X,2H* ,*F8.4,5Y,1H*,1X,*F9.7,2X,1H*,1X,*F10.3,3X,1H*,4X,*F10.
11,3X,1H*,4X,*F10.1,3X,1H*,2X,*F12.1,4X,1H*)
945 FORMAT(3X,130(1H*))
END

```

```
1      SUBROUTINE MOMENT(X,N,XM,XM2,XM3,XM4,XS,XFCS)
C
C      CALCUL DES CARACTERISTIQUES D UN ECHANTILLON
C
C      X VECTEUR DES VALEURS
C      N TAILLE
C      XM MOYENNE
C      XS ECART TYPE
C      XECS COEFF. D ASYMETRIE
C      XECV COEFF. DE VARIATION
C
      DIMENSION X(1)
      XM2=XM3=XM4=0.
      XM=XS=XFCS=0.
15     DO 1 I=1,N
      XM2=XM2+X(I)**2
      XM3=XM3+X(I)**3
      XM4=XM4+X(I)**4
      1 XM=XM+X(I)
20     XM=XM/N
      XM2=XM2/N
      XM3=XM3/N
      XM4=XM4/N
      DO 2 I=1,N
25     XS=XS+((X(I)-XM)**2)
      2 XFCS=XECS+((X(I)-XM)**3)
      XS=(XS/(N-1))**.5
      XFCS=(XFCS*N)/((N-1)*(N-2))/(XS**3)
      XECV=XS/XM
30     PRINT 900,N,XM,YS,XFCS,XECV
900 FORMAT(///6X,33(1H*)/ 6X,1H*,1X,*TAILLE*,13X,T10,1X,1H*/6X,1H*,1X,
1*MOYENNE*,12X,F10.4,1X,1H*/6X,1H*,1X,*ECART TYPE*,9X,F10.4,1X,1H*/
26X,1H*,1X,*COEFF. D ASYMETRIE*,1X,F10.4,1X,1H*/6X,1H*,1X,*COEFF. D
3E VARIATION*,F10.4,1X,1H*/6X,33(1H*))
35     RETURN
      END
```

```

1      SUBROUTINE INDEP(X,N,XM1,XM2,XM3,XM4)
      C
      C TEST OF WALD-WOLFOVITZ (1943) POUR TESTER
      C L INDEPENDANCE D UNE SERIE
5      C
      C REFERENCE
      C   WALD,A.,J.WOLFOVITZ(1943), AN EXACT TEST FOR RANDOMNESS IN THE NON
      C   PARAMETRIC CASE BASED ON SERIAL CORRELATION, ANN. OF MATH.
      C   STAT., BALTIMORE XIV.
10     C
      C X VECTEUR DES VALEURS OBSERVEES
      C N TAILLE DE LA SERIE
      C XM1 MOMENT D ORDRE 1 NON CENTRE
      C
15     DIMENSION X(1)
      R=X(1)*X(N)
      N1=N-1
      DO 1 T=1,N1
      R=R+X(T)*X(T+1)
20     1 CONTINUE
      A1=N*XM1
      A2=N*XM2
      A3=N*XM3
      A4=N*XM4
25     RMOY=(A1**2-A2)/(N-1)
      RVAR=(A1**4-(4*A1**2)*A2+4*A1*A3+A2**2-2*A4)/((N-1)*(N-2))
      R1=(A2**2-A4)/(N-1)
      RVAR=(R1+RVAR-RMOY**2)**0.5
      U=(R-RMOY)/RVAR
30     PRINT 900,U
      IF(ABS(U).GT.2.57)GOTO 2
      IF(ABS(U).LT.1.96)GOTO 3
      PRINT 901
      RETURN
35     2 PRINT 902
      RETURN
      3 PRINT 903
      RETURN
40     900 FORMAT(//4X,*RESULTAT DU TEST DE WALD-WOLFOVITZ SUR L INDEPENDANCE
      1*//10X,*U **F7.3)
      901 FORMAT(///10X,*ON REJETTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE*//10X,*AU NIV
      1EAU DE SIGNIFICATON 5X*//10X,*ON L ACCEPTE AU NIVEAU 1X*)
      902 FORMAT(///10X,*ON REJETTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE*//10X,*AU NIVE
      1EAU DE SIGNIFICATION 1X*)
45     903 FORMAT(///10X,*ON ACCEPTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE*//10X,*AU NIV
      1EAU DE SIGNIFICATION 5X*)
      END
      I

```

```
1      SUBROUTINE GAMMO(XM, XS, ALAM, ALP, PMU, PS, PCS, PCV)
      C
      C  AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA PAR LA METHODE DES MOMENTS
      C  XM MOYENNE
5      C  XS ECART TYPE
      C  ALAM, ALP PARAMETRES DE LA LOT
      C  PMU, PS, PCS, PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
      C
      ALAM=(XM/XS)**2
10     ALP=XM/XS**2
      PMU=ALAM/ALP
      PS=(ALAM**0.5)/ALP
      PCS=2./ALAM**0.5
      PCV=PCS/2.
15     RETURN
      END
```

```
1      SUBROUTINE GAMMV(X, XM, N, ALAM, ALP, PMU, PS, PCS, PCV)
C
C      AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA PAR LE MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
C      X VECTEUR DES VALEURS
5      ALAM, ALP PARAMETRES DE LA LOT
C      PMU, PS, PCS, PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
C
C      REFERENCE
C      MARKOVIC, P.O., PROBABILITY FUNCTIONS OF BEST FIT TO DISTRIBUTIONS
10     OF ANNUAL PRECIPITATION AND RUNOFF, HYDROLOGY PAPERS 8, COLORADO
C      STATE UNIVERSITY, AUGUST 1965
C
C      DIMENSION X(1)
C      G=0.
15     DO 1 I=1, N
1     G=G+(ALOG(X(I))/N)
C      H=ALOG(XM)=G
C      C=(1.+((1.+((4.*B)/3.))**0.5))/(4.*B)
20     ALAM=C*0.04475*(0.26**C)
C      ALP=ALAM/XM
C      PMU=ALAM/ALP
C      PS=ALAM**0.5/ALP
C      PCV=PS/PMU
C      PCS=2*PCV
25     IF(C.LT.0.15) PRINT 900
900  FORMAT(//, SX, *LA CORRECTION SUR LAMBDA EST APPROXIMATIVE*,/)
C      RETURN
C      END
```

```
1      SUBROUTINE LOGGAM(EM,FM2,ALPHA,ALAM,PMU,PS,PCS,PCV)
C
C      AJUSTEMENT A LA LOI LOG-GAMMA PAR LA METHODE DES MOMENTS
C      APPLIQUEE A LA SERIE DES VALEURS OBSERVEES
5      EM MOYENNE
C      FM2 MOMENT D ORDRE 2 NON CENTRE
C      ALPHA,ALAM PARAMETRES DE LA LOI
C      PMU,PS,PCS,PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
C
10     BETA=4.606/ALOG(10.)
      B=ALOG10(FM2)/ALOG10(EM)
      IF(R.I.T.2.05)BETA=3./(-1.+(6*R-11)**.5)
15     S1=ALOG10(1.-2./BETA)
      S2=ALOG10(1.-1./BETA)
      T=S1/S2
      T1=S1/(BETA-1.)
      T2=2*S2/(BETA-2.)
      T3=(T2-T1)/(BETA*S2**2)
      DELTA=(R-T)/T3
20     IF(ABS(DELTA).LE.0.0001)GOTO 2
      BETA=BETA+DELTA
      GO TO 1
25     ALPHA=BETA*ALOG(10.)
      ALAM=ALOG10(EM)/ALOG10(BETA/(BETA-1.))
      PMU=ALAM/ALPHA
      PS=ALAM**.5/ALPHA
      PCS=2./ALAM**.5
      PCV=PS/PMU
      RETURN
      END
```

```
1          SUBROUTINE PEAMO(XECS,XS,XM,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
C
C      LOT PEARSON=3 PAR LA METHODE DES MOMENTS
C      XECS COEFF. D ASYMETRIE
5      XS ECART TYPE
C      XM MOYENNE
C      ALAM,ALP,TMO PARAMETRES DE LA LOI
C      PMU,PS,PCS,PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
C
10         SIGN=1.0
           IF(XECS.LT.0.0)SIGN=-1.0
           ALAM=4./XECS**2
           ALP=SIGN*(ALAM**0.5/XS)
           TMO=XM-ALAM/ALP
15         PMU=TMO+ALAM/ALP
           PS=SIGN*(ALAM**0.5/ALP)
           PCS=SIGN*(2./ALAM**0.5)
           PCV=PS/PMU
           RETURN
           END
```

```

1      SUBROUTINE PEAMV(XECS,X,N,AK2,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      C
      C LOI PEARSON 3 PAR LE MAXIMUM DE VRAISEMLANCE
      C
5      DIMENSION X(1),AM(5),DR(5)
      SIGN=1.0
      EPS=0.000005
      IF(XECS.GT.0.0) GO TO 2
      SIGN=-1.0
10     DO 1 I=1,N
      X(I)=-X(I)
      1 CONTINUE
      CALL TRI2(X,N)
      2 IT=1
15     AK1=0.99999
      IF(X(1).LT.0.0)AK1=1.00001
      SIGK=-1.0
      IF(X(1).LT.0.0)SIGK=1.0
      DO 4 J=1,5
20     AM(J)=AK1*X(1)
      CALL DERIV(AM(J),ALAM,ALP,X,DR(J),DM1,RO,N)
      IF(DR(J).LE.0.0) GO TO 3
      PRINT 900,AM(1)
      GO TO 12
25     3 IF(DR(J).GT.0.0) GO TO 5
      AK1=AK1+SIGK*9.*10.**-(J-6)
      4 CONTINUE
      PRINT 901
      GO TO 12
30     5 IF(RO.LT.0.0) GO TO 8
      TAM=AM(J)
      6 TAM=TAM+DM1
      IF(TAM.GT.AM(J))GO TO 7
      CALL DERIV(TAM,ALAM,ALP,X,ADR,DM1,RO,N)
35     CRIT=ABS(0.0001*TAM)
      IF(ABS(DM1).LT.CRIT) GO TO 10
      IF(IT.GE.100) GO TO 11
      IT=IT+1
      GO TO 6
40     7 TAM=TAM-DM1
      DM1=0.5*DM1
      GO TO 6
      8 DO 9 I=1,100
45     AMI=AM(J)-(I/100.)*(AM(J)-AM(J-1))
      CALL DERIV(AMI,ALAM,ALP,X,ADR,DM1,RO,N)
      IF(RO.LT.0.0)GO TO 9
      AM(J)=AMI
      TAM=AMI
      GO TO 6
50     9 CONTINUE
      PRINT 902
      GO TO 12
10    TMU=TAM
55     AK2=0.0
      ALP=SIGN*ALP
      TMO=SIGN*TMO
      PS=SIGN*ALAM**-.5/ALP

```



```
        PMU=TMQ+ALAM/ALP
        PCS=STGN*2./(ALAM**5)
60      PCV=PS/PMU
        GO TO 13
        11 CONTINUE
        PRINT 903
        12 AK2=1.0
65      13 IF(XECS.GT.0.0) GO TO 15
        DO 14 I=1,N
        X(I)=X(I)
        14 CONTINUE
        CALL TRT2(X,N)
70      15 RETURN
        900 FORMAT(///BX,*LA PREMIERE VALEUR DE M EST TROP GRANDE*/10X,*M=*,F1
        15.6)
        901 FORMAT(// BX,*LA DERIVEE DE R EST NEGATIVE POUR TOUS LES CAS*)
        902 FORMAT(// BX,*AUCUNE SOLUTION*)
75      903 FORMAT(// BX,*ON SUPPOSE QU IL N Y A PAS CONVERGENCE CAR ON A ATTE
        1INT*/BX,*LE NOMBRE MAXIMUM DE 100 ITERATIONS*)
        END
```

```
1      SUBROUTINE DERIV(AM,ALAM,ALP,X,DR,DM1,R0,N)
      C
      C  SUBROUTINE UTILITATRE APPELEE DANS PFAMV
      C
5      DIMENSION X(1)
      A=B=A1=R=0.
      DO 1 I=1,N
      D=X(I)-AM
      A=A+1./D
10     A1=A1+1./D**2
      1 B=B+D
      B=N**2/R
      B1=R**2/N
      ALP=A*B/(N*(A-B))
      ALAM=A/(A-B)
15     DO 2 I=1,N
      RT=ALP*(X(I)-AM)
      2 R=R+ALOG(RT)
      PSI=DTGAM(ALAM)
20     R0=R-N*PSI
      ALAM1=ALAM+.001
      ALAM2=ALAM-.001
      PSI1=DTGAM(ALAM1)
      PSI2=DTGAM(ALAM2)
25     PSIDER=(PSI1-PSI2)/(ALAM1-ALAM2)
      DR=(A**2)*B1-((B**2)*A1)/(ALP*(A-R)**2)
      DR=DR-A
      DR=DR-(N*PSIDER*((A*B1)-(A1*B)))/((A-R)**2)
      DM1=R0/DR
30     RETURN
      END
```

```

1      SUBROUTINE RORLP(XM,XM2,XM3,B,ALPHA,ALAM,TMO,PMU,PS,PCV,PCS)
      C
      C LOT LOG10 PEARSON=3 PAR LA METHODE DES MOMENTS APPLIQUEE A LA
      C SERIE DES VALEURS OBSERVEES
5     C XM,XM2,XM3 MOMENTS D ORDRE 1,2,3 DE L ECHANTILLON
      C ALPHA,ALAM,TMO PARAMETRES DE LA LOT
      C PMU,PS,PCS,PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
      C
      C REFERENCE
10    C ROREF,R., THE LOG-PEARSON TYPE 3 DISTRIBUTION AND ITS APPLICATION
      C       IN HYDROLOGY, WATER RES. RES., VOL. 2, NO 5, OCT, 1975, 681-689
      C
      C  $B=(\text{ALOG10}(XM3)-3*\text{ALOG10}(XM))/(\text{ALOG10}(XM2)-2*\text{ALOG10}(XM))$ 
15    C SERIE DE TESTS POUR EVALUER DE FACON APPROXIMATIVE BETA=ALPHA/LN10
      C
      C IF((B.GT.23.7204).OR.(B.LT.2.04079))GOTO 3
      C IF((B.GF.3.08).OR.(B.LE.2.933))GOTO 1
      C BETA=(1.+(5.*B-14.)*0.5)/(B-3.)
20    C GO TO 2
      C 1 IF(B.GE.3.08)BETA=6.91/ALOG(10.)
      C   IF(B.LE.2.933)BETA=-.001/ALOG(10.)
      C
      C CALCUL DE LA VALEUR DE BETA DE FACON PLUS PRECISE (=C)
25    C
      C 2 CALL APP(BETA,B,C)
      C ALPHA=C*ALOG(10.)
      C ALAM=(ALOG10(XM2)-2.*ALOG10(XM))/ALOG10(((1.-1./C)**2)/(1.-2./C))
      C TMO=ALOG10(XM)+ALAM*ALOG10(1.-1./C)
30    C PMU=TMO+ALAM/ALPHA
      C STGN=1.0
      C IF(ALPHA.LE.0.0)STGN=-1.0
      C PS=SIGN*(ALAM**0.5/ALPHA)
      C PCV=PS/PMU
35    C PCS=STGN*(2/ALAM**0.5)
      C GOTO 4
      C 3 B=25.
      C 4 RETURN
      C END

```

SYMBOLIC REFERENCE MAP (R=1)

ENTRY POINTS

4 H081P

VARIABLES	SN	TYPE	RELOCATION			
0 ALAM		RFAL	F.P.	0	ALPHA	RFAL F.P.
0 B		RFAL	F.P.	243	BETA	RFAL F.P.
244 C		RFAL		0	PCS	RFAL F.P.
0 PCV		RFAL	F.P.	0	PMU	RFAL F.P.
0 PS		RFAL	F.P.	245	STGN	RFAL F.P.
0 TMO		RFAL	F.P.	0	XM	RFAL F.P.
0 XM2		RFAL	F.P.	0	XM3	RFAL F.P.

```
1      SUBROUTINE APP(BETA,H,C)
      C
      C  UTILISE DANS HOBLP, APP SERT A PRECISER LA VALEUR DE BETA (FONCTION
      C  DE ALPHA) PAR LA PREMIERE PARTIE DU DEVELOPPEMENT DE TAYLOR
      C
      C  1 S1=ALOG10(((1,-1./BETA)**3)/(1,-3./BETA))
      C    S2=ALOG10(((1,-1./BETA)**2)/(1,-2./BETA))
      C    T=S1/S2
      C    T1=2*S1/(BETA*(BETA-1)*(BETA-2))+6*S2/(BETA*(BETA-1)*(BETA-3))
      C    T2=S2**2
      C    T3=T1/T2
      C    DELTA=(R-T)/T3
      C    IF (ABS(DELTA).LE.0.0001)GOTO 2
      C    BETA=BETA+DELTA
      C  15 GOTO 1
      C  2  C=BETA
      C    RETURN
      C    END
```

```
1      SUBROUTINE MVC(X,N,XM,XECS,ALP,ALAM,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      C
      C LOI PEARSON 3, MAXIMUM DE VRATSEMBLANCE CONDITIONNEL
      C
5      DIMENSION X(1)
      IF(XECS.GT.0.0) GO TO 10
      DO 5 I=1,N
      X(I)=-X(I)
10     CONTINUE
      CALL TRIZ(X,N)
      XM=-XM
15     AM=X(1)
      DO 15 I=2,N
      X(I-1)=X(I)-AM
20     CONTINUE
      XM=XM-AM
      NN=N-1
      XM=XM*N/NN
      CALL GAMMV(X,XM,NN,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
      XM=XM*NN/N
      XM=XM+AM
      PMU=PMU+AM
      PCV=(PMU-AM)/PMU*PCV
      DO 20 I=1,NN
      X(N-I+1)=X(N-I)+AM
25     CONTINUE
      X(1)=AM
      IF(XECS.GT.0.0) GO TO 30
      DO 25 I=1,N
      X(I)=-X(I)
30     CONTINUE
      CALL TRIZ(X,N)
      PMU=PMU
      XM=-XM
35     ALP=-ALP
      PCV=-PCV
      PCS=-PCS
      AM=-AM
40     TMO=AM
      RETURN
      END
```

1 FUNCTION DIGAM(AL)

 C
 C FUNCTION DIGAMMA(AL)
 C

5 C=AL+2.
 DIGAM=AL OR(C)=1./(2*C)-1./(12*C**2)+1./(120*C**4)-1./(252*C**6)
 +1/(240*C**8)-1/(132*C**10)+691/(32760*C**12)-1/(12*C**14)
 -1./(AL+1.)-1./AL
 RETURN
 END

```

1      SUBROUTINE FROU(U,P,XECS,FP,DK)
      C
      C  CALCUL DE LA VARIATE STANDARDISEE POUR UNE ASYMETRIE DONNNE
      C  ET UNE PROBABILITE AU DEPASSEMENT DONNNE.
5      C  U MATRIICE DES COEFFICIENTS POLYNOMIAUX
      C  P  PROBABILITE AU DEPASSEMENT
      C  XECS ASYMETRIE DE LA POPULATION
      C  FP  VALEUR DE LA VARIATE STANDARDISEE
      C  DK  DERIVEE DE FP PAR RAPPORT A XECS
10     C
          DIMENSION U(21,12)
          DO 3 J=1,21
          IF(U(J,1).NE.P) GO TO 3
          FP=U(J,2)
15         XY=1.
          DO 1 L=1,10
          XY=XY*XECS
          FP=FP+U(J,L+2)*XY
20         1 CONTINUE
          A=1.
          XY=1.
          DK=U(J,3)
          DO 2 K=1,9
          A=A+1.
          XY=XY*XECS
25         DK=DK+U(J,K+3)*XY*A
          2 CONTINUE
          GO TO 4
          3 CONTINUE
30         4 RETURN
          END

```

SYMBOLIC REFERENCE MAP (R=1)

ENTRY POINTS
4 FROU

VARIABLES	SN	TYPE	RELOCATION					
101 A		REAL		0	DK	REAL		F.P.
0 FP		REAL	F.P.	76	J	INTEGER		
102 K		INTEGER		100	L	INTEGER		
0 P		REAL	F.P.	0	U	REAL	ARRAY	F.P.
0 XECS		REAL	F.P.	77	XY	REAL		

STATEMENT LABELS

0 1	0 2	70 3
74 4		

LOOPS	LABEL	INDEX	FROM-TO	LENGTH	PROPERTIES	EXITS	NOT INNER
11	3	I	12 29	62R			
23	1	I	16 19	13R	OPT		
47	2	K	23 27	17R	OPT		

```

1      SUBROUTINE VARIANC(VARXT,ALAM,ALP,AM,FP,DK,AA,BR,N,MV,PCV)
C
C      SOUS-ROUTINE CALCULANT LA VARIANCE D UN EVENEMENT DE PERIODE
C      DE RETOUR DONNNE
5      C
C      EPST=ABS(ALP)/ALP
C      C=ALAM+P
C      TRI=1./C+1./(2*C**2)+1./(6*C**3)+1./(30*C**5)+1./(42*C**7)
C      =1./(30*C**9)+10./(132*C**11)+691./(2730*C**13)
10     +7./(6*C**15)+1./((ALAM+1.)**2)+1./(ALAM**2)
C      IF(MV.EQ.5) GO TO 6
C      IF(MV.EQ.4) GO TO 5
C      IF(MV.EQ.3) GO TO 4
C      IF(MV=1)1,2,3
15     C
C      GAMMA,METHODE DES MOMENTS
C
C      1 CONTINUE
C      A1=(1.+FP*PCV)**2
20     A2=.5*(FP+2*PCV*DK)**2*(1.+PCV**2)
C      VARXT=BR**2/N*(A1+A2)
C      GO TO 7
C
C      GAMMA,MAXIMUM DE VRATSEMLANCE
25     C
C      2 CONTINUE
C      A1=(-ALAM/(ALP**2))*(1.+FP*EPST/(ALAM**5))
C      A3=A1
C      A1=A1**2
30     A1=A1+TRI*(ALP**2)/(N*ALAM*(TRI=1./ALAM))
C      A2=(1.+(EPST*FP/(2*(ALAM**5)))-DK/ALAM)/ALP
C      A3=A3*A2
C      A2=A2**2
C      A2=A2/(N*(TRI=1./ALAM))
35     A3=2*A3*ALP/(N*ALAM*(TRI=1./ALAM))
C      VARXT=A1+A2+A3
C      GO TO 7
C
C      PEARSON=3,METHODE DES MOMENTS
40     C
C      3 CONTINUE
C      A1=((5*(AA**4)/R)+(3*(AA**2))+2)*3*(DK**2)
C      A2=((AA**3)/4)+AA)*3*FP*DK
45     A3=((3*(AA**2)/4)+1)*(FP**2)/2)+1+FP*AA
C      VARXT=((BR**2)/N)*(A1+A2+A3)
C      GO TO 7
C
C      PEARSON=3,MAXIMUM DE VRATSEMLANCE
50     C
C      4 CONTINUE
C      AR=2*TRI*(2/(ALAM-1))+1./((ALAM-1)**2)
C      A1=(-ALAM/ALP**2)*(1.+EPST*FP/(ALAM**5))
C      A4=A1
55     A1=A1**2
C      A1=A1+(ALP**2)*(ALAM-2)/(N*AR)*((TRI/(ALAM-2))-1./((ALAM-1)**2))
C      A2=(1.+(EPST*FP/(2*(ALAM**5)))-DK/ALAM)/ALP
C      A5=A2

```



```

        A2=A2**2
        A2=A2*2/(N*AB)
60      A3=((ALAM-2)*(TRI+ALAM-1))/(N*AB*(ALP**2))
        A4=A4+A5*2*ALP/(N*AB*(ALAM-1))
        A4=A4*2*(ALAM-2)*(TRI-1.)/(ALAM-1)/(N*AB)
        A5=A5*2*(P.-ALAM)/(N*ALP*AB*(ALAM-1))
65      VARXT=A1+A2+A3+A4+A5+A6
        GO TO 7

C
C LOG=GAMMA, MOMENTS SUP X
C
        5 CONTINUE
70      CALL VYTLG(ALP,ALAM,FP,DK,N,VARXT)
        GO TO 7

C
C LOG=PEARSON 3, MOMENTS SUP X
C
75      6 CONTINUE
        CALL VYTB3(ALP,ALAM,AM,FP,DK,N,VARXT)
        7 RETURN
        END
```

```
1      SUBROUTINE VYTLG(A,R,AK,DK,N,VYT)
      DIMENSION VM(3),V(3,3),VP(3),D(2,2)
      REAL K,MP(4)
      NV=3
5      K=1./ALOG(10.)
      E=A*K
      DO 5 I=1,4
      MP(I)=(1.-FLOAT(I)/F)**(-R)
10     CONTINUE
      VM(1)=(MP(2)-MP(1)**2)/N
      VM(2)=(MP(4)-MP(2)**2)/N
      VM(3)=(MP(3)-MP(1)*MP(2))/N
      DO 10 I=1,2
15     D(I,1)=-I*MP(I)*B/(A+F*(1.-FLOAT(I)/E))
      D(I,2)=-MP(I)*ALOG(1.-FLOAT(I)/E)
20     CONTINUE
      DO 15 I=1,2
      V(I,1)=D(I,1)**2
      V(I,2)=D(I,2)**2
      V(I,3)=2*D(I,1)*D(I,2)
25     CONTINUE
      V(3,1)=D(1,1)*D(2,1)
      V(3,2)=D(1,2)*D(2,2)
      V(3,3)=D(1,1)*D(2,2)+D(1,2)*D(2,1)
30     CALL INVER(V,NV)
      DO 25 I=1,3
      VP(I)=0.
      DO 20 J=1,3
35     VP(I)=VP(I)+V(I,J)*VM(J)
20     CONTINUE
25     CONTINUE
      EPS=ARS(A)/A
      YA=(-R/A**2)*(1.+EPS*AK/B**5)
      YB=(1./A)*(1.+EPS*AK/(2*B**5)-DK/B)
      VYT=(YA**2)*VP(1)+(YB**2)*VP(2)+2*YA*YB*VP(3)
      RETURN
      END
```

```

1      SUBROUTINE VYTR(A,R,C,AK,DK,N,VYT)
      DIMENSION T(6),VM(6),V(6,6),VP(6),D(3,3)
      REAL K,MP(6)
      NV=6
5      K=1./ALOG(10.)
      E=A*K
      DO 5 I=1,6
      T(I)=(1.-FLOAT(I)/E)**B
10     CONTINUE
      DO 10 I=1,6
      MP(I)=EXP(I*C/K)/T(I)
10     CONTINUE
      DO 15 I=1,3
      VM(I)=(MP(2*I)-MP(I)**2)/N
15     CONTINUE
      VM(4)=(MP(3)-MP(1)*MP(2))/N
      VM(5)=(MP(4)-MP(1)*MP(3))/N
      VM(6)=(MP(5)-MP(2)*MP(3))/N
      DO 20 I=1,3
20     D(I,1)=-I*MP(I)*B/(A*K*(1.-FLOAT(I)/E))
      D(I,2)=-MP(I)*ALOG(1.-FLOAT(I)/E)
      D(I,3)=I*MP(I)/K
20     CONTINUE
      DO 22 I=1,3
25     V(I,1)=D(I,1)**2
      V(I,2)=D(I,2)**2
      V(I,3)=D(I,3)**2
      V(I,4)=2.*D(I,1)*D(I,2)
      V(I,5)=2.*D(I,1)*D(I,3)
30     V(I,6)=2.*D(I,2)*D(I,3)
22     CONTINUE
      L=1
      M=2
      DO 25 J=4,6
35     IF(J.FO.5) M=3
      IF(J.FO.6) L=2
      V(J,1)=D(L,1)*D(M,1)
      V(J,2)=D(L,2)*D(M,2)
      V(J,3)=D(L,3)*D(M,3)
40     V(J,4)=D(L,1)*D(M,2)+D(L,2)*D(M,1)
      V(J,5)=D(L,1)*D(M,3)+D(L,3)*D(M,1)
      V(J,6)=D(L,2)*D(M,3)+D(L,3)*D(M,2)
25     CONTINUE
      CALL INVER(V,NV)
45     DO 30 I=1,6
      VP(I)=0.
      DO 28 J=1,6
      VP(I)=VP(I)+V(I,J)*VM(J)
28     CONTINUE
50     CONTINUE
      EPS=ARS(A)/A
      YA=(-R/A**2)*(1.+EPS*AK/B**5)
      YR=(1./A)*(1.+EPS*AK/(2*B**5)-DK/B)
      YC=1.
55     VYT=(YA**2)*VP(1)+(YB**2)*VP(2)+(YC**2)*VP(3)+2.*YA*YR*VP(4)
      +2.*YA*YC*VP(5)+2.*YB*YC*VP(6)
      RETURN

```

SUBROUTINE VYTHA

73/171 OPTMO TRACE

FTN 4.0+508

01/02/26. 11.55.27

PAGE

2

END

```
1      SUBROUTINE INVER(A,N)
      DIMENSION A(N,N)
      DO 20 K=1,N
      D=A(K,K)
5      IF(D.EQ.0.) GO TO 30
      A(K,K)=1.
      DO 10 J=1,N
10     A(K,J)=A(K,J)/D
      DO 20 I=1,N
      IF(I.EQ.K) GO TO 20
      D=A(I,K)
      A(I,K)=0.
      DO 15 J=1,N
15     A(I,J)=A(I,J)-D*A(K,J)
20     CONTINUE
30     RETURN
      END
```

```
1      SUBROUTINE TRI(V,N,L)
      C
      C TRI ASCENDANT DES VALEURS DE V ET DES IDENTIFICATEURS
      C
5     DIMENSION V(L,2)
      N1=N-1
      DO 3 I=1,N1
      J=I+1
      DO 2 J=J1,N
10     IF(V(J,1)=V(I,1))1,2,2
      1 TEMP1=V(I,1)
      TEMP2=V(I,2)
      V(I,1)=V(J,1)
      V(I,2)=V(J,2)
15     V(J,1)=TEMP1
      V(J,2)=TEMP2
      2 CONTINUE
      3 CONTINUE
      RETURN
20     END
```

```
1      SUBROUTINE TRI2(V,N)
      C
      C TRI ASCENDANT DES VALEURS DE V
      C
5      DIMENSION V(1)
      NI=N-1
      DO 3 I=1,NI
      J=I+1
10     DO 2 J=J1,N
      IF (V(J)-V(I))1,2,2
      1 TEMP=V(I)
      V(I)=V(J)
      V(J)=TEMP
      2 CONTINUE
15     3 CONTINUE
      RETURN
      END
```

ESSAI

SERIE DES VALEURS OBSERVEES

IDENTIFICATEUR	VALEURS
	630,00
	1960,00
	2270,00
	2570,00
	2650,00
	2800,00
	2820,00
	2960,00
	2970,00
	3020,00
	3180,00
	3450,00
	3590,00
	3770,00
	3870,00
	4070,00
	4180,00
	4320,00
	4360,00
	5020,00
	5030,00
	5090,00
	7130,00

VALEURS CLASSEES

PROR. EMPIR. AU NON DEPAS.

630.00	.02174
1960.00	.06522
2270.00	.10870
2470.00	.15217
2650.00	.19565
2800.00	.23913
2820.00	.28261
2960.00	.32609
2970.00	.36957
3020.00	.41304
3180.00	.45652
3450.00	.50000
3590.00	.54348
3770.00	.58696
3870.00	.63043
4070.00	.67391
4180.00	.71739
4320.00	.76087
4360.00	.80435
5020.00	.84783
5030.00	.89130
5090.00	.93478
7130.00	.97826

LA LOI DE PROR. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIE (PLOTING POSITION)■

$$PK = (K - 0.5) / N$$

CARACTERISTIQUES DE L ECHANTILLON DES VALEURS OBSERVEES

```
*****  
* TAILLE 23 *  
* MOYENNE 3552.6087 *  
* ECART TYPE 1319.0707 *  
* COEFF. D ASYMETRIE .4985 *  
* COEFF. DE VARIATION .3713 *  
*****
```

CARACTERISTIQUES DE L ECHANTILLON DES LOGARYTHMES DES VALEURS OBSERVEES

```
*****  
* TAILLE 23 *  
* MOYENNE 3.5143 *  
* ECART TYPE .2025 *  
* COEFF. D ASYMETRIE -1.9035 *  
* COEFF. DE VARIATION .0576 *  
*****
```

RESULTAT DU TEST DE WALD-WOLFOWITZ SUR L INDEPENDANCE

U = 2.114

ON REJETTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE

AU NIVEAU DE SIGNIFICATION 5%

ON L ACCEPTE AU NIVEAU 1%

GAMMA, METHODE DES MOMENTS

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D'ECHELLE (ALPHA)      .0020 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)     7.2537 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3552.6087 *
* ECART TYPE             1319.0707 *
* COEFF. ASYMETRIE      .7426 *
* COEFF. VARIATION      .3713 *
*****
```

* PROBABILITE *	* EVENEMENT *	* ECART TYPE *	* INTERVALLE DE CONFIANCE *					
			* 50% *		* 80% *		* 95% *	
* AU *	* XT *	* DE *						
* DEPASSEMENT *	* XT *	* XT *						
* .0001 *	* 10641.51 *	* 1681.808 *	* 9508.0 *	* 11775.1 *	* 8485.4 *	* 12797.6 *	* 7345.2 *	* 13937.9 *
* .0005 *	* 9537.29 *	* 1409.819 *	* 8587.1 *	* 10487.5 *	* 7729.9 *	* 11344.7 *	* 6774.0 *	* 12300.5 *
* .0010 *	* 9045.83 *	* 1291.954 *	* 8175.0 *	* 9916.6 *	* 7389.5 *	* 10702.1 *	* 6513.6 *	* 11578.1 *
* .0050 *	* 7856.12 *	* 1016.449 *	* 7171.0 *	* 8541.2 *	* 6553.0 *	* 9159.2 *	* 5863.9 *	* 9848.4 *
* .0100 *	* 7316.19 *	* 896.905 *	* 6711.7 *	* 7920.7 *	* 6166.4 *	* 8466.0 *	* 5558.3 *	* 9074.1 *
* .0200 *	* 6753.68 *	* 776.877 *	* 6230.1 *	* 7277.3 *	* 5757.7 *	* 7749.6 *	* 5231.0 *	* 8276.4 *
* .0500 *	* 5963.02 *	* 617.967 *	* 5546.5 *	* 6379.5 *	* 5170.8 *	* 6755.3 *	* 4751.8 *	* 7174.2 *
* .1000 *	* 5312.75 *	* 498.883 *	* 4976.5 *	* 5649.0 *	* 4673.2 *	* 5952.3 *	* 4334.9 *	* 6290.6 *
* .2000 *	* 4589.00 *	* 384.669 *	* 4329.7 *	* 4848.3 *	* 4095.9 *	* 5082.1 *	* 3835.0 *	* 5342.9 *
* .3000 *	* 4109.22 *	* 324.483 *	* 3890.5 *	* 4327.9 *	* 3693.2 *	* 4525.2 *	* 3473.2 *	* 4745.2 *
* .5000 *	* 3390.75 *	* 267.319 *	* 3210.6 *	* 3570.9 *	* 3048.0 *	* 3733.5 *	* 2866.8 *	* 3914.7 *
* .7000 *	* 2761.57 *	* 253.807 *	* 2590.5 *	* 2932.6 *	* 2436.2 *	* 3087.0 *	* 2264.1 *	* 3259.0 *
* .8000 *	* 2422.34 *	* 257.437 *	* 2248.8 *	* 2595.9 *	* 2092.3 *	* 2752.4 *	* 1917.8 *	* 2926.9 *
* .9000 *	* 2001.05 *	* 266.418 *	* 1821.5 *	* 2180.6 *	* 1659.5 *	* 2342.6 *	* 1478.9 *	* 2523.2 *
* .9500 *	* 1694.65 *	* 272.098 *	* 1511.3 *	* 1878.0 *	* 1345.8 *	* 2043.5 *	* 1161.3 *	* 2228.0 *
* .9800 *	* 1392.25 *	* 273.643 *	* 1207.8 *	* 1576.7 *	* 1041.4 *	* 1743.1 *	* 855.9 *	* 1928.6 *
* .9900 *	* 1213.89 *	* 271.374 *	* 1031.0 *	* 1396.8 *	* 866.0 *	* 1561.8 *	* 682.0 *	* 1745.8 *
* .9950 *	* 1065.73 *	* 267.031 *	* 885.8 *	* 1245.7 *	* 723.4 *	* 1408.1 *	* 542.4 *	* 1589.1 *
* .9990 *	* 801.15 *	* 251.978 *	* 631.3 *	* 971.0 *	* 478.1 *	* 1124.2 *	* 307.3 *	* 1295.0 *
* .9995 *	* 711.31 *	* 244.224 *	* 546.7 *	* 875.9 *	* 398.2 *	* 1024.4 *	* 232.6 *	* 1190.0 *
* .9999 *	* 541.06 *	* 224.729 *	* 389.6 *	* 692.5 *	* 253.0 *	* 829.2 *	* 100.6 *	* 981.5 *

GAMMA, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

 * PARAMETRE D ECHELIE (ALPHA) .0017 *
 * PARAMETRE DE FORME (LAMBDA) 6.1571 *

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

 * MOYENNE 3552.6087 *
 * ECART TYPE 1431.7225 *
 * COEFF. ASYMETRIE .8060 *
 * COEFF. VARIATION .4030 *

* PROBABILITE * AU * DEPASSEMENT	* EVENEMENT * XT	* ECART TYPE * DE * XT	* INTERVALE DE CONFIANCE					
			* 50%		* 80%		* 95%	
* .0001	* 11453.9A	* 1793.051	* 10245.5	* 12662.5	* 9155.3	* 13752.7	* 7939.6	* 14968.4
* .0005	* 10201.34	* 1502.405	* 918A.7	* 11214.0	* 8275.3	* 12127.4	* 7256.6	* 13146.1
* .0010	* 9645.44	* 1376.756	* 8717.5	* 10573.4	* 7880.4	* 11410.4	* 6947.0	* 12343.9
* .0050	* 8304.42	* 1083.905	* 7573.9	* 9035.0	* 6914.9	* 9694.0	* 6180.0	* 1042A.9
* .0100	* 7698.29	* 957.264	* 7053.1	* 8343.5	* 6471.1	* 8925.5	* 5822.1	* 9574.5
* .0200	* 7068.65	* 830.412	* 6509.0	* 762A.3	* 6004.1	* 8133.2	* 5441.0	* 8696.3
* .0500	* 6187.23	* 662.966	* 5740.4	* 6634.1	* 5337.3	* 7037.2	* 4887.8	* 7486.6
* .1000	* 5466.02	* 537.786	* 5103.6	* 5828.5	* 4776.6	* 6155.5	* 4412.0	* 6520.1
* .2000	* 4668.15	* 417.45A	* 4386.8	* 4949.5	* 4133.0	* 5203.3	* 3849.9	* 5486.4
* .3000	* 4142.6A	* 353.059	* 3904.7	* 4380.6	* 3690.1	* 4595.3	* 3450.7	* 4834.7
* .5000	* 3342.23	* 287.66A	* 316A.3	* 3556.1	* 2993.4	* 3731.0	* 2798.4	* 3926.1
* .7000	* 26A6.91	* 264.085	* 2508.9	* 2864.9	* 2348.4	* 3025.5	* 2169.3	* 3204.5
* .8000	* 2326.8A	* 261.50A	* 2150.6	* 2503.1	* 1991.6	* 2662.1	* 1814.3	* 2839.4
* .9000	* 18A4.89	* 262.405	* 1708.0	* 2061.8	* 1548.5	* 2221.3	* 1370.6	* 2399.2
* .9500	* 1567.90	* 261.971	* 1391.3	* 1744.5	* 1232.1	* 1903.7	* 1054.4	* 2081.4
* .9800	* 1259.74	* 257.242	* 1086.4	* 1433.1	* 930.0	* 1589.5	* 755.5	* 1763.9
* .9900	* 1080.64	* 251.154	* 911.4	* 1249.9	* 758.7	* 1402.6	* 588.4	* 1572.9
* .9950	* 933.64	* 243.57A	* 769.5	* 1097.8	* 621.4	* 1245.9	* 456.2	* 1411.1
* .9990	* 675.93	* 222.676	* 525.8	* 826.0	* 390.5	* 961.4	* 239.5	* 1112.4
* .9995	* 590.07	* 212.942	* 446.5	* 733.6	* 317.1	* 863.1	* 172.7	* 1007.4
* .9999	* 430.20	* 189.774	* 302.3	* 558.1	* 186.9	* 673.5	* 58.2	* 802.2

PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS (CORRECTION USUELLE)

CSI = CS((N(N-1))*0.5)/(N-2))

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)      .0030 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)     16.0992 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)        -1740.0039 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3552.6087 *
* ECART TYPE             1319.0707 *
* COEFF. ASYMETRIE       .4985 *
* COEFF. VARIATION       .3713 *
*****
```

* PROBABILITE * AU * DEPASSEMENT *	* EVENEMENT * XT *	* ECART TYPE * DE * XT *	INTERVALLE DE CONFIANCE					
			50%		80%		95%	
* .0001	* 9908.90	* 2419.947	* 8277.9	* 11539.9	* 6806.5	* 13011.3	* 5165.8	* 14652.0
* .0005	* 8993.11	* 1908.179	* 7707.0	* 10279.2	* 6546.8	* 11439.4	* 5253.1	* 12733.1
* .0010	* 8580.15	* 1693.293	* 7438.9	* 9721.4	* 6409.3	* 10751.0	* 5261.3	* 11899.0
* .0050	* 7564.76	* 1212.675	* 6747.4	* 8382.1	* 6010.1	* 9119.4	* 5187.9	* 9941.6
* .0100	* 7095.63	* 1016.559	* 6410.5	* 7780.8	* 5792.4	* 8398.9	* 5103.2	* 9088.1
* .0200	* 6600.59	* 830.123	* 6041.1	* 7160.1	* 5536.4	* 7664.8	* 4973.6	* 8227.6
* .0500	* 5892.49	* 606.048	* 5484.0	* 6301.0	* 5115.5	* 6669.4	* 4704.6	* 7080.3
* .1000	* 5297.50	* 464.359	* 4984.5	* 610.5	* 4702.2	* 5892.8	* 4387.4	* 6207.6
* .2000	* 4618.81	* 362.973	* 4374.2	* 4863.5	* 4153.5	* 5084.1	* 3907.4	* 5330.2
* .3000	* 4157.13	* 327.856	* 3936.2	* 4378.1	* 3736.8	* 4577.4	* 3514.5	* 4799.7
* .5000	* 3443.44	* 302.703	* 3239.4	* 3647.5	* 3055.4	* 3831.5	* 2850.1	* 4036.7
* .7000	* 2789.79	* 284.799	* 2597.8	* 2981.7	* 2424.7	* 3154.9	* 2231.6	* 3348.0
* .8000	* 2422.65	* 278.342	* 2235.0	* 2610.3	* 2065.8	* 2779.5	* 1877.1	* 2968.2
* .9000	* 1947.71	* 297.780	* 1747.0	* 2148.4	* 1566.0	* 2329.5	* 1364.1	* 2531.4
* .9500	* 1585.06	* 359.221	* 1342.9	* 1827.2	* 1124.5	* 2045.6	* 881.0	* 2289.1
* .9800	* 1208.15	* 483.126	* 882.5	* 1533.8	* 588.8	* 1827.5	* 261.2	* 2155.1
* .9900	* 974.62	* 592.993	* 574.9	* 1374.3	* 214.4	* 1734.8	* -187.6	* 2136.9
* .9950	* 772.84	* 708.797	* 295.1	* 1250.6	* -135.8	* 1681.5	* -616.4	* 2162.1
* .9990	* 390.53	* 983.048	* -272.0	* 1053.1	* -869.7	* 1650.8	* -1536.2	* 2317.3
* .9995	* 252.90	* 1100.005	* -488.5	* 994.3	* -1157.3	* 1663.1	* -1903.1	* 2408.9
* .9999	* -22.02	* 1364.677	* -941.8	* 897.8	* -1771.5	* 1727.5	* -2696.8	* 2652.7

PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS AVEC LA CORRECTION

CS2 = (1+R.5/N)CS1

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)      .0022 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)     R.5830 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)        -311.8386 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3552.6087 *
* ECART TYPE             1319.0707 *
* COEFF. ASYMETRIE      .6827 *
* COEFF. VARIATION      .3713 *
*****
```

* PROBABILITE * AU * DEPASSEMENT	* EVENEMENT * XT	* ECART TYPE * DE * XT	* INTERVALLE DE CONFIANCE					
			* 50%		* 80%		* 95%	
* .0001	* 10461.34	* 2824.006	* 8558.0	* 12364.7	* 6841.0	* 14081.7	* 4926.3	* 15996.4
* .0005	* 9403.92	* 2211.593	* 7913.3	* 10894.5	* 6568.7	* 12239.2	* 5069.2	* 13738.6
* .0010	* 8931.92	* 1955.234	* 7614.1	* 10249.7	* 6425.3	* 11438.5	* 5099.7	* 12764.2
* .0050	* 7785.31	* 1383.411	* 6852.9	* 8717.7	* 6011.8	* 9558.8	* 5073.8	* 10496.8
* .0100	* 7262.84	* 1150.567	* 6487.4	* 8038.3	* 5787.8	* 8737.9	* 5007.7	* 9517.9
* .0200	* 6716.92	* 929.348	* 6090.5	* 7343.3	* 5525.5	* 7908.3	* 4895.4	* 8538.4
* .0500	* 5946.50	* 663.541	* 5499.3	* 6393.7	* 5095.8	* 6797.2	* 4646.0	* 7247.0
* .1000	* 5309.70	* 495.913	* 4975.5	* 5643.9	* 4673.9	* 5945.5	* 4337.7	* 6281.7
* .2000	* 4596.81	* 377.863	* 4342.1	* 4851.5	* 4112.4	* 5081.2	* 3856.2	* 5337.4
* .3000	* 4121.28	* 338.362	* 3893.2	* 4349.3	* 3687.5	* 4555.1	* 3458.1	* 4784.5
* .5000	* 3403.60	* 308.154	* 3195.9	* 3611.3	* 3008.6	* 3798.7	* 2799.6	* 4007.6
* .7000	* 2768.06	* 277.982	* 2580.7	* 2955.4	* 2411.7	* 3124.4	* 2223.2	* 3312.9
* .8000	* 2421.82	* 261.332	* 2245.7	* 2598.0	* 2086.8	* 2756.8	* 1909.6	* 2934.0
* .9000	* 1987.28	* 273.191	* 1803.1	* 2171.4	* 1637.0	* 2337.5	* 1451.8	* 2522.7
* .9500	* 1667.20	* 341.070	* 1437.3	* 1897.1	* 1229.9	* 2104.4	* 998.7	* 2335.7
* .9800	* 1346.96	* 479.012	* 1024.1	* 1669.8	* 732.9	* 1961.1	* 408.1	* 2285.8
* .9900	* 1155.60	* 597.203	* 753.1	* 1558.1	* 390.0	* 1921.2	* -14.9	* 2326.1
* .9950	* 994.94	* 718.303	* 510.8	* 1479.1	* 74.1	* 1915.8	* -412.9	* 2402.8
* .9990	* 703.36	* 994.426	* 33.1	* 1373.6	* -571.5	* 1978.2	* -1245.7	* 2652.4
* .9995	* 602.73	* 1108.512	* -144.4	* 1349.9	* -818.4	* 2023.8	* -1569.9	* 2775.4
* .9999	* 409.16	* 1360.011	* -507.5	* 1325.8	* -1334.4	* 2152.7	* -2256.5	* 3074.8

PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS AVEC LA CORRECTION

$$CS3=CS(1+6.51/N+20.20/N**2+(1.48/N+6.77/N**2) CS**2)$$

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)      .0024 *
* PARAMETRE LE FORME (LAMBDA)     10.3192 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)        -684.7123 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3552.6087 *
* ECART TYPE             1319.0707 *
* COEFF. ASYMETRIE       .6226 *
* COEFF. VARIATION       .3713 *
*****
```

* PROBABILITE * * AU * * DEPASSEMENT *	* EVENEMENT * * XT *	* ECART TYPE * * DE * * XT *	INTERVALLE DE CONFIANCE					
			50%		80%		95%	
* .0001 *	* 10290.87 *	* 2685.919 *	* 8470.6 *	* 12091.2 *	* 6837.5 *	* 13724.2 *	* 5016.5 *	* 15545.3 *
* .0005 *	* 9270.05 *	* 2108.143 *	* 7849.2 *	* 10690.9 *	* 6567.4 *	* 11972.7 *	* 5138.1 *	* 13402.0 *
* .0010 *	* 8817.44 *	* 1866.069 *	* 7559.7 *	* 10075.2 *	* 6425.1 *	* 11209.7 *	* 5159.9 *	* 12474.9 *
* .0050 *	* 7713.85 *	* 1325.668 *	* 6820.4 *	* 8607.4 *	* 6014.3 *	* 9413.4 *	* 5115.5 *	* 10312.2 *
* .0100 *	* 7208.83 *	* 1105.464 *	* 6463.7 *	* 7953.9 *	* 5791.6 *	* 8426.0 *	* 5042.1 *	* 9375.5 *
* .0200 *	* 6679.53 *	* 896.188 *	* 6075.5 *	* 7283.6 *	* 5530.6 *	* 7828.4 *	* 4923.0 *	* 8436.1 *
* .0500 *	* 5929.41 *	* 644.618 *	* 5494.9 *	* 6363.9 *	* 5103.0 *	* 6755.8 *	* 4666.0 *	* 7192.9 *
* .1000 *	* 5306.19 *	* 485.700 *	* 4978.8 *	* 5633.6 *	* 4683.5 *	* 5928.9 *	* 4354.2 *	* 6258.2 *
* .2000 *	* 4604.32 *	* 373.009 *	* 4352.9 *	* 4855.7 *	* 4126.1 *	* 5082.5 *	* 3873.2 *	* 5335.4 *
* .3000 *	* 4133.17 *	* 334.767 *	* 3907.5 *	* 4358.8 *	* 3704.0 *	* 4562.3 *	* 3477.0 *	* 4789.3 *
* .5000 *	* 3416.55 *	* 306.140 *	* 3210.2 *	* 3622.9 *	* 3024.1 *	* 3809.0 *	* 2816.5 *	* 4016.6 *
* .7000 *	* 2774.85 *	* 280.208 *	* 2586.0 *	* 2963.7 *	* 2415.6 *	* 3134.1 *	* 2225.6 *	* 3324.1 *
* .8000 *	* 2421.69 *	* 266.961 *	* 2241.8 *	* 2601.6 *	* 2079.4 *	* 2763.9 *	* 1898.4 *	* 2944.9 *
* .9000 *	* 1973.91 *	* 280.674 *	* 1784.7 *	* 2163.1 *	* 1614.1 *	* 2333.7 *	* 1423.8 *	* 2524.0 *
* .9500 *	* 1640.02 *	* 345.263 *	* 1407.3 *	* 1872.7 *	* 1197.4 *	* 2082.7 *	* 963.3 *	* 2316.7 *
* .9800 *	* 1301.60 *	* 477.530 *	* 979.7 *	* 1623.5 *	* 689.4 *	* 1913.8 *	* 365.6 *	* 2237.6 *
* .9900 *	* 1096.83 *	* 592.599 *	* 697.4 *	* 1496.2 *	* 337.1 *	* 1856.5 *	* -64.7 *	* 2258.3 *
* .9950 *	* 923.19 *	* 711.782 *	* 443.5 *	* 1402.9 *	* 10.7 *	* 1835.7 *	* -471.9 *	* 2318.3 *
* .9990 *	* 603.28 *	* 987.296 *	* -62.2 *	* 1268.7 *	* -662.4 *	* 1809.0 *	* -1331.8 *	* 2538.4 *
* .9995 *	* 471.21 *	* 1102.422 *	* -251.8 *	* 1234.2 *	* -922.1 *	* 1904.5 *	* -1669.5 *	* 2652.0 *
* .9999 *	* 272.69 *	* 1358.572 *	* -643.0 *	* 1168.4 *	* -1469.0 *	* 2014.4 *	* -2390.1 *	* 2935.5 *

PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)      .0058 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)     55.2512 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)        -5993.5998 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3552.6087 *
* ECART TYPE             1284.2812 *
* COEFF. ASYMETRIE      .2691 *
* COEFF. VARIATION       .3615 *
*****
```

* PROBABILITE *	* EVENEMENT *	* ECART TYPE *	* INTERVALLE DE CONFIANCE *							
			* DEPASSEMENT *		* 50% *		* 80% *		* 95% *	
			* AU *	* XT *	* DE *	* XT *	* 50% *	* 80% *	* 95% *	* XT *
* .0001 *	* 9078.46 *	* 1847.401 *	* 7833.3 *	* 10323.6 *	* 6710.1 *	* 11446.8 *	* 5457.6 *	* 12699.4 *		
* .0005 *	* 8352.07 *	* 1475.331 *	* 7357.7 *	* 9348.4 *	* 6460.7 *	* 10243.4 *	* 5460.4 *	* 11243.7 *		
* .0010 *	* 8019.41 *	* 1318.205 *	* 7130.9 *	* 8907.9 *	* 6329.5 *	* 9709.3 *	* 5435.7 *	* 10603.1 *		
* .0050 *	* 7186.32 *	* 965.025 *	* 6535.9 *	* 7836.7 *	* 5949.2 *	* 8423.5 *	* 5294.9 *	* 9077.8 *		
* .0100 *	* 6793.37 *	* 820.388 *	* 6240.4 *	* 7346.3 *	* 5741.6 *	* 7845.1 *	* 5185.4 *	* 8401.3 *		
* .0200 *	* 6372.60 *	* 682.783 *	* 5912.4 *	* 6832.8 *	* 5497.3 *	* 7247.9 *	* 5034.3 *	* 7710.9 *		
* .0500 *	* 5758.78 *	* 517.380 *	* 5410.1 *	* 6107.5 *	* 5095.5 *	* 6422.1 *	* 4744.7 *	* 6772.8 *		
* .1000 *	* 5230.89 *	* 412.282 *	* 4953.0 *	* 5508.8 *	* 4702.3 *	* 5759.4 *	* 4422.8 *	* 6039.0 *		
* .2000 *	* 4613.16 *	* 334.892 *	* 4387.4 *	* 4838.9 *	* 4183.8 *	* 5042.5 *	* 3956.8 *	* 5269.5 *		
* .3000 *	* 4182.05 *	* 306.359 *	* 3975.6 *	* 4388.5 *	* 3789.3 *	* 4574.8 *	* 3581.6 *	* 4782.5 *		
* .5000 *	* 3495.08 *	* 287.368 *	* 3301.4 *	* 3688.8 *	* 3126.7 *	* 3863.5 *	* 2931.8 *	* 4058.3 *		
* .7000 *	* 2839.70 *	* 284.002 *	* 2648.3 *	* 3031.1 *	* 2475.6 *	* 3203.8 *	* 2283.1 *	* 3396.3 *		
* .8000 *	* 2458.33 *	* 290.520 *	* 2262.5 *	* 2654.1 *	* 2085.9 *	* 2830.8 *	* 1888.9 *	* 3027.7 *		
* .9000 *	* 1947.88 *	* 323.211 *	* 1730.0 *	* 2165.7 *	* 1533.5 *	* 2362.2 *	* 1314.4 *	* 2581.4 *		
* .9500 *	* 1542.53 *	* 382.248 *	* 1284.9 *	* 1800.2 *	* 1052.5 *	* 2032.6 *	* 793.3 *	* 2291.7 *		
* .9800 *	* 1103.84 *	* 489.540 *	* 773.9 *	* 1433.8 *	* 476.3 *	* 1731.4 *	* 144.3 *	* 2063.3 *		
* .9900 *	* 821.66 *	* 584.323 *	* 427.8 *	* 1215.5 *	* 72.6 *	* 1570.8 *	* -323.6 *	* 1966.9 *		
* .9950 *	* 570.60 *	* 685.803 *	* 108.4 *	* 1032.8 *	* -308.6 *	* 1449.8 *	* -773.6 *	* 1914.8 *		
* .9990 *	* 74.12 *	* 933.601 *	* -555.1 *	* 703.4 *	* -1122.8 *	* 1271.0 *	* -1755.7 *	* 1904.0 *		
* .9995 *	* -111.98 *	* 1042.355 *	* -814.5 *	* 590.6 *	* -1448.3 *	* 1224.3 *	* -2155.0 *	* 1931.0 *		
* .9999 *	* -497.02 *	* 1294.739 *	* -1369.7 *	* 375.6 *	* -2156.9 *	* 1162.8 *	* -3034.7 *	* 2040.7 *		

PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D'ECHELLE (ALPHA)      .0025 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)     7.6427 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)        630.0000 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3685.4545 *
* ECART TYPE             1105.2292 *
* COEFF. ASYMETRIE      .7234 *
* COEFF. VARIATION       .2999 *
*****
```

* PROBABILITE *	* EVENEMENT *	* ECART TYPE *	* INTERVALLE DE CONFIANCE *							
			* DEPASSEMENT *		* 50% *		* 80% *		* 95% *	
			* XT *	* DE *	* XT *	* DE *	* XT *	* DE *	* XT *	* DE *
* .0001 *	* 9576.89 *	* 1301.990 *	* 8699.4 *	* 10454.4 *	* 7907.7 *	* 11246.0 *	* 7025.0 *	* 12128.8 *		
* .0005 *	* 8664.24 *	* 1096.054 *	* 7925.5 *	* 9403.0 *	* 7259.1 *	* 10069.4 *	* 6516.0 *	* 10812.5 *		
* .0010 *	* 8257.67 *	* 1006.758 *	* 7579.1 *	* 8936.2 *	* 6967.0 *	* 9548.3 *	* 6284.4 *	* 10230.9 *		
* .0050 *	* 7272.39 *	* 797.893 *	* 6734.6 *	* 7810.2 *	* 6249.5 *	* 8295.3 *	* 5708.5 *	* 8836.3 *		
* .0100 *	* 6824.67 *	* 707.203 *	* 6348.0 *	* 7301.3 *	* 5918.0 *	* 7731.3 *	* 5438.6 *	* 8210.8 *		
* .0200 *	* 6357.79 *	* 616.101 *	* 5942.5 *	* 6773.0 *	* 5567.9 *	* 7147.6 *	* 5150.2 *	* 7565.3 *		
* .0500 *	* 5700.72 *	* 495.392 *	* 5366.8 *	* 6034.6 *	* 5065.6 *	* 6335.8 *	* 4729.8 *	* 6671.7 *		
* .1000 *	* 5159.47 *	* 404.769 *	* 4886.7 *	* 5432.3 *	* 4640.6 *	* 5678.4 *	* 4366.1 *	* 5952.8 *		
* .2000 *	* 4555.95 *	* 317.354 *	* 4342.1 *	* 4769.8 *	* 4149.1 *	* 4962.8 *	* 3933.9 *	* 5178.0 *		
* .3000 *	* 4155.07 *	* 270.561 *	* 3972.7 *	* 4337.4 *	* 3808.2 *	* 4501.9 *	* 3624.8 *	* 4685.4 *		
* .5000 *	* 3553.27 *	* 223.709 *	* 3402.5 *	* 3704.1 *	* 3266.5 *	* 3840.1 *	* 3114.8 *	* 3991.7 *		
* .7000 *	* 3024.37 *	* 208.808 *	* 2883.6 *	* 3165.1 *	* 2756.7 *	* 3292.1 *	* 2615.1 *	* 3433.6 *		
* .8000 *	* 2738.24 *	* 209.143 *	* 2597.3 *	* 2879.2 *	* 2470.1 *	* 3006.4 *	* 2328.3 *	* 3148.2 *		
* .9000 *	* 2381.70 *	* 213.689 *	* 2237.7 *	* 2525.7 *	* 2107.8 *	* 2655.7 *	* 1962.9 *	* 2800.5 *		
* .9500 *	* 2121.32 *	* 217.015 *	* 1975.1 *	* 2267.6 *	* 1843.1 *	* 2399.5 *	* 1696.0 *	* 2546.7 *		
* .9800 *	* 1863.20 *	* 217.767 *	* 1716.4 *	* 2010.0 *	* 1584.0 *	* 2142.4 *	* 1436.4 *	* 2290.0 *		
* .9900 *	* 1710.30 *	* 216.030 *	* 1564.7 *	* 1855.9 *	* 1433.4 *	* 1987.3 *	* 1286.9 *	* 2133.7 *		
* .9950 *	* 1582.86 *	* 212.836 *	* 1439.4 *	* 1726.3 *	* 1310.0 *	* 1855.7 *	* 1165.7 *	* 2000.0 *		
* .9990 *	* 1354.06 *	* 201.813 *	* 1218.0 *	* 1490.1 *	* 1095.3 *	* 1612.8 *	* 958.5 *	* 1749.6 *		
* .9995 *	* 1275.96 *	* 196.113 *	* 1143.8 *	* 1408.1 *	* 1024.5 *	* 1527.4 *	* 891.6 *	* 1660.3 *		
* .9999 *	* 1127.20 *	* 181.712 *	* 1004.7 *	* 1249.7 *	* 894.2 *	* 1360.2 *	* 771.0 *	* 1483.4 *		

LOG10-GAMMA, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE

ON NE PEUT PAS AJUSTER LES PARAMETRES DE LA LOI GAMMA
PAR CETTE METHODE CAR LE COEFFICIENT D'ASYMETRIE EST NEGATIF

LOG10-GAMMA, METHODE DES MOMENTS

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

 * PARAMETRE D'ECHELLE (ALPHA) 85,7017 *
 * PARAMETRE DE FORME (LAMBDA) 301,1836 *

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

 * MOYENNE 3,5143 *
 * ECART TYPE .2025 *
 * COEFF. ASYMETRIE .1152 *
 * COEFF. VARIATION .0576 *

* PROBABILITE *	* EVENEMENT *	* ECART TYPE *	* INTERVALLE DE CONFIANCE *							
			* AU *	* DE *	* 50% *		* 80% *		* 95% *	
					* DEPASSEMENT *	* XT *	* 50% *	* 80% *		
* .0001 *	* 20740,01 *	* 6509,385 *			* 16785,7 *	* 25625,9 *	* 13869,6 *	* 31013,7 *	* 11211,1 *	* 38368,0 *
* .0005 *	* 16553,14 *	* 4609,423 *			* 13720,5 *	* 19970,6 *	* 11583,6 *	* 23654,8 *	* 9590,7 *	* 28570,1 *
* .0010 *	* 14909,71 *	* 3912,163 *			* 12492,9 *	* 17794,0 *	* 10650,7 *	* 20871,8 *	* 8914,9 *	* 24935,6 *
* .0050 *	* 11430,18 *	* 2545,937 *			* 9836,8 *	* 13281,6 *	* 8590,9 *	* 15207,8 *	* 7386,8 *	* 17686,9 *
* .0100 *	* 10062,59 *	* 2057,491 *			* 8767,2 *	* 11549,4 *	* 7742,3 *	* 13078,3 *	* 6740,0 *	* 15023,0 *
* .0200 *	* 8765,15 *	* 1624,808 *			* 7735,7 *	* 9931,6 *	* 6911,2 *	* 11116,5 *	* 6094,9 *	* 12605,2 *
* .0500 *	* 7144,14 *	* 1134,334 *			* 6419,1 *	* 7951,1 *	* 5828,4 *	* 8756,9 *	* 5233,5 *	* 9752,3 *
* .1000 *	* 5973,17 *	* 822,916 *			* 5443,5 *	* 6554,4 *	* 5006,1 *	* 7127,0 *	* 4559,7 *	* 7824,8 *
* .2000 *	* 4825,07 *	* 563,572 *			* 4459,8 *	* 5220,3 *	* 4154,1 *	* 5604,5 *	* 3837,8 *	* 6066,3 *
* .3000 *	* 4145,94 *	* 438,393 *			* 3860,7 *	* 4452,2 *	* 3620,4 *	* 4747,8 *	* 3369,9 *	* 5100,7 *
* .5000 *	* 3239,19 *	* 314,699 *			* 3033,9 *	* 3458,4 *	* 2859,9 *	* 3668,8 *	* 2677,6 *	* 3918,6 *
* .7000 *	* 2543,22 *	* 258,319 *			* 2374,9 *	* 2723,4 *	* 2232,7 *	* 2896,9 *	* 2084,1 *	* 3103,4 *
* .8000 *	* 2202,23 *	* 241,143 *			* 2045,6 *	* 2370,9 *	* 1913,8 *	* 2534,1 *	* 1776,9 *	* 2729,4 *
* .9000 *	* 1808,89 *	* 225,873 *			* 1662,9 *	* 1967,7 *	* 1541,3 *	* 2122,9 *	* 1416,2 *	* 2310,5 *
* .9500 *	* 1541,53 *	* 215,714 *			* 1402,8 *	* 1694,0 *	* 1288,4 *	* 1844,4 *	* 1171,8 *	* 2028,0 *
* .9800 *	* 1291,20 *	* 204,349 *			* 1160,6 *	* 1436,5 *	* 1054,1 *	* 1581,6 *	* 946,8 *	* 1760,8 *
* .9900 *	* 1149,29 *	* 196,400 *			* 1024,3 *	* 1289,6 *	* 923,2 *	* 1430,8 *	* 822,2 *	* 1606,5 *
* .9950 *	* 1034,43 *	* 188,844 *			* 914,7 *	* 1169,9 *	* 818,6 *	* 1307,2 *	* 723,3 *	* 1479,4 *
* .9990 *	* 835,81 *	* 172,682 *			* 727,2 *	* 960,7 *	* 641,3 *	* 1089,3 *	* 557,5 *	* 1253,1 *
* .9995 *	* 770,26 *	* 166,291 *			* 666,0 *	* 890,9 *	* 584,0 *	* 1015,9 *	* 504,5 *	* 1176,0 *
* .9999 *	* 648,44 *	* 152,649 *			* 553,3 *	* 760,0 *	* 479,5 *	* 877,0 *	* 408,7 *	* 1028,8 *

LOG10-GAMMA, METHODE DES MOMENTS APPLIQUEE A LA SERIE DES VALEURS

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

 * PARAMETRE D'ECHELLE (ALPHA) 155,4319 *
 * PARAMETRE DE FORME (LAMRDA) 547,7706 *

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

 * MOYENNE 3,5242 *
 * ECART TYPE .1506 *
 * COEFF. ASYMETRIE .0855 *
 * COEFF. VARIATION .0427 *

* PROBABILITE * * AU * * DEPASSEMENT *	* EVENEMENT * * XT *	* ECART TYPE * * DE * * XT *	* INTERVALLE DE CONFIANCE *					
			* 50% *		* 80% *		* 95% *	
* .0001 *	* 12915,59 *	* 3454,272 *	* 10785,2 *	* 15466,8 *	* 9166,6 *	* 18197,9 *	* 7646,4 *	* 21815,9 *
* .0005 *	* 10980,30 *	* 2595,321 *	* 9363,3 *	* 12876,6 *	* 8109,9 *	* 14866,6 *	* 6909,1 *	* 17450,6 *
* .0010 *	* 10182,06 *	* 2261,884 *	* 8766,2 *	* 11826,6 *	* 7658,7 *	* 13536,9 *	* 6587,8 *	* 15737,2 *
* .0050 *	* 8399,73 *	* 1568,604 *	* 7406,3 *	* 9526,4 *	* 6611,4 *	* 10671,8 *	* 5825,1 *	* 12112,3 *
* .0100 *	* 7656,91 *	* 1303,604 *	* 6826,8 *	* 8587,9 *	* 6155,5 *	* 9524,5 *	* 5484,4 *	* 10689,9 *
* .0200 *	* 6974,50 *	* 1058,496 *	* 6246,6 *	* 7676,0 *	* 5692,2 *	* 8423,6 *	* 5131,8 *	* 9343,5 *
* .0500 *	* 5963,43 *	* 765,421 *	* 5469,2 *	* 6502,3 *	* 5058,6 *	* 7030,0 *	* 4637,0 *	* 7669,2 *
* .1000 *	* 5229,73 *	* 568,585 *	* 4860,2 *	* 5627,3 *	* 4549,3 *	* 6011,9 *	* 4226,0 *	* 6471,8 *
* .2000 *	* 4469,25 *	* 397,794 *	* 4209,0 *	* 4745,6 *	* 3987,3 *	* 5009,5 *	* 3753,8 *	* 5321,1 *
* .3000 *	* 3995,38 *	* 315,189 *	* 3788,5 *	* 4213,6 *	* 3611,1 *	* 4420,6 *	* 3423,0 *	* 4663,5 *
* .5000 *	* 3326,89 *	* 242,667 *	* 3494,5 *	* 3494,5 *	* 3029,9 *	* 3653,0 *	* 2883,7 *	* 3838,2 *
* .7000 *	* 2777,77 *	* 225,965 *	* 2629,6 *	* 2934,3 *	* 2502,7 *	* 3083,1 *	* 2368,4 *	* 3257,9 *
* .8000 *	* 2493,86 *	* 228,404 *	* 2344,6 *	* 2652,7 *	* 2217,6 *	* 2804,6 *	* 2084,1 *	* 2984,2 *
* .9000 *	* 2150,92 *	* 235,447 *	* 1997,9 *	* 2315,6 *	* 1869,3 *	* 2475,0 *	* 1735,6 *	* 2665,6 *
* .9500 *	* 1906,24 *	* 240,204 *	* 1751,0 *	* 2075,2 *	* 1621,9 *	* 2240,4 *	* 1489,1 *	* 2440,3 *
* .9800 *	* 1666,56 *	* 242,579 *	* 1510,8 *	* 1838,3 *	* 1382,9 *	* 2008,5 *	* 1252,9 *	* 2216,8 *
* .9900 *	* 1525,22 *	* 242,253 *	* 1370,4 *	* 1697,6 *	* 1244,2 *	* 1869,7 *	* 1117,2 *	* 2082,2 *
* .9950 *	* 1407,42 *	* 240,708 *	* 1254,2 *	* 1579,4 *	* 1130,3 *	* 1752,4 *	* 1006,6 *	* 1967,9 *
* .9990 *	* 1195,20 *	* 234,339 *	* 1047,3 *	* 1364,1 *	* 929,6 *	* 1536,8 *	* 813,9 *	* 1755,2 *
* .9995 *	* 1122,40 *	* 230,912 *	* 977,1 *	* 1289,3 *	* 862,2 *	* 1461,1 *	* 749,9 *	* 1679,8 *
* .9999 *	* 982,70 *	* 222,252 *	* 843,8 *	* 1144,5 *	* 735,4 *	* 1313,2 *	* 630,8 *	* 1530,9 *

LOGIO-PEARSON 3, W.R.C. (WATER RESOURCES COUNCIL)

(METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHMES DES VALEURS OBSERVEES)

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

 * PARAMETRE D'ECHELLE (ALPHA) =5,1887 *
 * PARAMETRE DE FORME (LAMDA) 1,1040 *
 * PARAMETRE DE POSITION (M) 3,7271 *

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

 * MOYENNE 3,5143 *
 * ECART TYPE .2025 *
 * COEFF. ASYMETRIE -1,9035 *
 * COEFF. VARIATION ,0576 *

* PROBABILITE * AU * DEPASSEMENT	* EVENEMENT * XT	* ECART TYPE * DE * XT	INTERVALLE DE CONFIANCE					
			50%		80%		95%	
			*	*	*	*	*	*
* .0001	* 5313,76	* 1912,711	* 4169,1	* 6772,8	* 3349,6	* 8429,7	* 2624,2	* 10759,7
* .0005	* 5323,41	* 1939,652	* 4164,2	* 6805,2	* 3336,8	* 8492,9	* 2606,4	* 10872,8
* .0010	* 5325,58	* 1927,427	* 4172,8	* 6796,8	* 3348,6	* 8469,8	* 2620,0	* 10825,3
* .0050	* 5316,81	* 1801,568	* 4231,2	* 6680,9	* 3443,5	* 8209,3	* 2736,7	* 10329,5
* .0100	* 5299,61	* 1681,379	* 4279,3	* 6563,1	* 3528,6	* 7959,5	* 2845,7	* 9869,7
* .0200	* 5265,26	* 1500,041	* 4345,4	* 6379,9	* 3654,3	* 7586,5	* 3012,4	* 9202,9
* .0500	* 5168,69	* 1132,558	* 4459,0	* 5991,3	* 3902,9	* 6845,1	* 3364,0	* 7941,4
* .1000	* 5016,72	* 738,795	* 4542,7	* 5540,2	* 4153,6	* 6059,2	* 3758,9	* 6695,4
* .2000	* 4718,71	* 314,949	* 4511,1	* 4935,8	* 4331,7	* 5140,2	* 4140,1	* 5378,2
* .3000	* 4413,92	* 301,443	* 4215,3	* 4621,8	* 4043,0	* 4817,8	* 3860,9	* 5046,1
* .5000	* 3750,01	* 518,355	* 3416,4	* 4116,2	* 3141,0	* 4477,1	* 2860,0	* 4916,9
* .7000	* 2947,11	* 515,076	* 2619,6	* 3315,5	* 2355,5	* 3687,3	* 2092,3	* 4151,1
* .8000	* 2440,86	* 449,636	* 2155,9	* 2763,5	* 1927,4	* 3091,0	* 1701,1	* 3502,3
* .9000	* 1774,03	* 421,371	* 1511,6	* 2082,0	* 1308,3	* 2405,5	* 1113,7	* 2825,8
* .9500	* 1292,59	* 470,790	* 1011,2	* 1652,2	* 810,4	* 2061,8	* 633,0	* 2639,3
* .9800	* 852,59	* 513,386	* 568,2	* 1279,4	* 394,0	* 1845,0	* 261,9	* 2715,2
* .9900	* 623,11	* 505,757	* 360,6	* 1076,8	* 220,1	* 1763,9	* 127,0	* 3058,2
* .9950	* 455,75	* 472,604	* 226,6	* 916,8	* 120,6	* 1722,2	* 59,7	* 3478,7
* .9990	* 220,92	* 353,223	* 75,2	* 649,0	* 28,4	* 1715,7	* 9,6	* 5072,5
* .9995	* 161,82	* 299,740	* 46,4	* 563,9	* 15,1	* 1739,2	* 6,3	* 6106,0
* .9999	* 78,62	* 193,291	* 15,0	* 412,3	* 3,4	* 1837,9	* 6	* 9732,3

LOGIO-PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS SUR LA SERIE DES VALEURS OBSERVEES

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)   -19,7214 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)   11,2704 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)       4,0911 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3,5196 *
* ECART TYPE              ,1702 *
* COEFF. ASYMETRIE       -,5957 *
* COEFF. VARIATION        ,0484 *
*****
```

* PROBABILITE * AU * DEPASSEMENT *	* EVENEMENT * XT *	* ECART TYPE * DE * XT *	INTERVALLE DE CONFIANCE					
			50%		80%		95%	
* .0001	* 8930,91	* 2475,632	* 7408,9	* 10765,5	* 6259,8	* 12741,8	* 5187,3	* 15376,3
* .0005	* 8340,50	* 1888,074	* 7160,3	* 9715,3	* 6239,6	* 11148,8	* 5351,8	* 12998,3
* .0010	* 8054,59	* 1643,103	* 7019,9	* 9241,8	* 6201,1	* 10462,2	* 5400,1	* 12014,0
* .0050	* 7295,79	* 1110,702	* 6584,3	* 8084,2	* 6007,2	* 8868,2	* 5413,6	* 9832,4
* .0100	* 6916,68	* 906,392	* 6332,0	* 7555,4	* 5847,0	* 8182,0	* 5350,0	* 8942,2
* .0200	* 6496,56	* 725,585	* 6025,5	* 7004,5	* 5629,9	* 7496,7	* 5219,3	* 8086,4
* .0500	* 5860,68	* 535,863	* 5510,4	* 6233,2	* 5212,4	* 6589,5	* 4899,1	* 7011,0
* .1000	* 5297,37	* 436,837	* 5011,0	* 5600,1	* 4765,9	* 5888,1	* 4506,8	* 6226,6
* .2000	* 4629,27	* 370,321	* 4386,3	* 4885,7	* 4178,1	* 5129,2	* 3957,5	* 5415,1
* .3000	* 4164,29	* 338,060	* 3942,6	* 4398,5	* 3752,7	* 4621,0	* 3551,7	* 4882,5
* .5000	* 3438,63	* 294,571	* 3245,7	* 3643,0	* 3081,0	* 3837,8	* 2907,1	* 4067,3
* .7000	* 2779,55	* 268,339	* 2604,4	* 2966,4	* 2456,0	* 3145,8	* 2300,4	* 3358,5
* .8000	* 2417,85	* 266,819	* 2244,5	* 2604,5	* 2098,9	* 2785,3	* 1947,6	* 3001,7
* .9000	* 1965,59	* 281,571	* 1784,7	* 2164,8	* 1635,8	* 2361,8	* 1484,4	* 2602,7
* .9500	* 1636,26	* 301,049	* 1445,4	* 1852,3	* 1292,5	* 2071,5	* 1140,9	* 2346,7
* .9800	* 1312,86	* 321,292	* 1113,2	* 1548,3	* 959,3	* 1796,7	* 812,7	* 2121,0
* .9900	* 1124,27	* 330,413	* 922,2	* 1370,6	* 771,3	* 1638,7	* 632,0	* 2000,0
* .9950	* 969,84	* 334,539	* 768,7	* 1223,7	* 623,2	* 1509,2	* 493,3	* 1906,9
* .9990	* 792,67	* 329,229	* 512,4	* 963,6	* 385,4	* 1281,2	* 280,5	* 1760,3
* .9995	* 615,83	* 322,322	* 432,8	* 876,3	* 314,8	* 1204,7	* 220,8	* 1717,8
* .9999	* 458,86	* 290,867	* 295,4	* 712,8	* 198,5	* 1060,5	* 127,5	* 1651,8

LOG10-PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHMES DES VALEURS OBSERVEES AVEC LA CORRECTION

CS2 = (1,0+R,5/N)CS1

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)      =3,7886 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)      ,5886 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)         3,6697 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                          3,5143 *
* ECART TYPE                        ,2025 *
* COEFF. ASYMETRIE                  -2,6069 *
* COEFF. VARIATION                   ,0576 *
*****
```

* PROBABILITE *	* EVENEMENT *	* ECART TYPE *	INTERVALLE DE CONFIANCE					
			50%		80%		95%	
* AU *	* XT *	* DE *						
* DEPASSEMENT *		* XT *						
* .0001 *	* 4687,24 *	* 1340,866 *	* 3865,3 *	* 5684,0 *	* 3248,2 *	* 6763,8 *	* 2675,5 *	* 8211,5 *
* .0005 *	* 4677,68 *	* 1335,302 *	* 3859,0 *	* 5670,1 *	* 3244,1 *	* 6744,8 *	* 2673,2 *	* 8185,0 *
* .0010 *	* 4674,50 *	* 1339,798 *	* 3853,3 *	* 5670,6 *	* 3237,1 *	* 6750,2 *	* 2665,4 *	* 8198,0 *
* .0050 *	* 4670,22 *	* 1361,744 *	* 3837,0 *	* 5684,4 *	* 3213,6 *	* 6787,0 *	* 2637,2 *	* 8270,6 *
* .0100 *	* 4669,46 *	* 1366,471 *	* 3833,6 *	* 5687,6 *	* 3208,7 *	* 6795,1 *	* 2631,3 *	* 8286,4 *
* .0200 *	* 4668,22 *	* 1352,542 *	* 3840,1 *	* 5674,9 *	* 3219,9 *	* 6768,1 *	* 2645,6 *	* 8237,2 *
* .0500 *	* 4658,80 *	* 1255,955 *	* 3884,7 *	* 5587,1 *	* 3297,4 *	* 6582,2 *	* 2746,6 *	* 7902,3 *
* .1000 *	* 4627,18 *	* 1044,415 *	* 3974,2 *	* 5387,5 *	* 3464,6 *	* 6180,0 *	* 2972,9 *	* 7201,9 *
* .2000 *	* 4519,52 *	* 599,404 *	* 4133,1 *	* 4942,1 *	* 3812,9 *	* 5357,1 *	* 3485,0 *	* 5861,2 *
* .3000 *	* 4340,21 *	* 252,215 *	* 4193,5 *	* 4533,6 *	* 4048,6 *	* 4695,8 *	* 3892,9 *	* 4883,7 *
* .5000 *	* 3882,13 *	* 549,942 *	* 3528,6 *	* 4271,1 *	* 3237,4 *	* 4655,2 *	* 2940,9 *	* 5124,5 *
* .7000 *	* 3131,19 *	* 742,444 *	* 2668,7 *	* 3673,8 *	* 2310,4 *	* 4243,5 *	* 1967,3 *	* 4983,6 *
* .8000 *	* 2591,95 *	* 654,579 *	* 2186,3 *	* 3072,9 *	* 1875,1 *	* 3582,9 *	* 1580,0 *	* 4252,0 *
* .9000 *	* 1836,17 *	* 508,409 *	* 1523,6 *	* 2212,9 *	* 1287,5 *	* 2618,6 *	* 1067,1 *	* 3159,4 *
* .9500 *	* 1278,76 *	* 533,313 *	* 965,4 *	* 1693,8 *	* 749,2 *	* 2182,7 *	* 564,7 *	* 2496,0 *
* .9800 *	* 779,86 *	* 588,091 *	* 469,1 *	* 1296,4 *	* 296,6 *	* 2050,6 *	* 177,9 *	* 3419,1 *
* .9900 *	* 532,04 *	* 569,302 *	* 258,7 *	* 1094,4 *	* 135,0 *	* 2097,5 *	* 65,3 *	* 4332,9 *
* .9950 *	* 361,14 *	* 511,917 *	* 138,9 *	* 938,9 *	* 58,7 *	* 2222,8 *	* 22,4 *	* 5811,3 *
* .9990 *	* 144,91 *	* 333,583 *	* 30,7 *	* 663,8 *	* 7,6 *	* 2771,8 *	* 1,6 *	* 13199,9 *
* .9995 *	* 97,37 *	* 263,518 *	* 15,7 *	* 603,4 *	* 3,0 *	* 3127,4 *	* ,5 *	* 14590,2 *
* .9999 *	* 38,43 *	* 141,481 *	* 3,2 *	* 459,6 *	* ,3 *	* 4310,4 *	* ,0 *	* 52313,7 *

LOG10=PEARSON=3, METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHMES DES VALEURS OBSERVEES AVEC LA CORRECTION

$$CS3=CS(1+6.51/N+20.20/N**2+((1.48/N+6.77/N**2) CS**2))$$

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)   -3.5518 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMDA)    .5173 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)      3.6600 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                       3.5143 *
* ECART TYPE                     .2025 *
* COEFF. ASYMETRIE              -2.7807 *
* COEFF. VARIATION               .0576 *
*****
```

* PROBABILITE *	* AU *	* EVENEMENT *	* ECART TYPE *	* INTERVALLE DE CONFIANCE *							
				* DEPASSEMENT *		* 50% *		* 80% *		* 95% *	
				* XT *	* XT *	* XT *	* XT *	* XT *	* XT *	* XT *	* XT *
.0001	*	4583.61	* 1372.221 *	3746.1	5608.4	3122.7	6728.1	2549.0	8242.2		
.0005	*	4576.44	* 1307.713 *	3774.7	5548.4	3172.7	6601.2	2613.9	8012.4		
.0010	*	4573.73	* 1289.358 *	3782.3	5530.8	3186.5	6564.9	2632.1	7947.5		
.0050	*	4569.12	* 1276.644 *	3784.8	5515.9	3193.5	6537.3	2642.4	7900.8		
.0100	*	4568.01	* 1281.017 *	3781.3	5518.4	3188.5	6544.3	2636.4	7914.7		
.0200	*	4567.17	* 1281.354 *	3780.3	5517.9	3187.4	6544.1	2635.3	7915.2		
.0500	*	4562.49	* 1233.804 *	3802.3	5474.7	3225.8	6453.0	2685.4	7751.6		
.1000	*	4543.15	* 1081.404 *	3869.7	5333.7	3348.3	6164.3	2849.3	7243.9		
.2000	*	4464.88	* 685.602 *	4025.9	4951.7	3667.0	5436.3	3304.5	6032.8		
.3000	*	4335.31	* 304.948 *	4134.6	4545.8	3961.5	4744.4	3777.0	4976.2		
.5000	*	3905.95	* 533.371 *	3562.5	4282.5	3278.7	4653.2	2988.8	5104.6		
.7000	*	3176.93	* 804.473 *	2678.5	3768.2	2296.3	4395.3	1934.0	5218.6		
.8000	*	2633.09	* 723.089 *	2188.2	3168.5	1851.7	3744.2	1537.1	4510.5		
.9000	*	1856.68	* 540.273 *	1526.0	2259.0	1278.6	2696.2	1049.6	3284.2		
.9500	*	1280.13	* 547.538 *	959.5	1707.9	739.8	2215.1	553.6	2960.3		
.9800	*	766.48	* 603.814 *	450.7	1303.4	270.2	2104.3	163.7	3589.8		
.9900	*	514.35	* 582.174 *	239.9	1103.0	120.5	2195.0	55.9	4728.5		
.9950	*	342.86	* 518.591 *	123.7	950.3	49.3	2383.7	17.7	6646.9		
.9990	*	131.33	* 326.564 *	24.6	701.8	5.4	3182.9	1.0	17179.9		
.9995	*	86.37	* 253.382 *	12.0	623.8	2.0	3712.5	.3	27129.6		
.9999	*	32.36	* 120.910 *	2.2	484.4	.2	5563.3	.0	84631.2		

LOGIO-PEARSON 3 MAXIMUM DE VRAISEMLANCE

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)   -13,8681 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)   6,6380 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)       3,9930 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                3,5143 *
* ECART TYPE              .1858 *
* COEFF. ASYMETRIE       -.7763 *
* COEFF. VARIATION        .0529 *
*****
```

* PROBABILITE * AU * DEPASSEMENT	* EVENEMENT * XT	* ECART TYPE * DE * XT	* INTERVALLE DE CONFIANCE					
			* 50%		* 80%		* 95%	
* .0001	* 8478,35	* 1888,381	* 7296,5	* 9851,6	* 6372,4	* 11280,3	* 5479,2	* 13119,1
* .0005	* 8055,27	* 1487,443	* 7112,6	* 9122,9	* 6357,3	* 10206,8	* 5609,2	* 11568,1
* .0010	* 7838,67	* 1314,268	* 7001,1	* 8776,5	* 6322,6	* 9718,3	* 5643,2	* 10888,3
* .0050	* 7228,26	* 926,307	* 6630,1	* 7880,4	* 6133,2	* 8518,9	* 5622,8	* 9292,2
* .0100	* 6904,44	* 774,250	* 6401,8	* 7446,5	* 5979,9	* 7971,9	* 5542,1	* 8601,7
* .0200	* 6531,51	* 639,701	* 6114,3	* 6977,2	* 5760,8	* 7405,3	* 5390,7	* 7913,8
* .0500	* 5940,35	* 501,314	* 5611,9	* 6288,0	* 5331,2	* 6619,1	* 5034,7	* 7008,9
* .1000	* 5391,79	* 431,354	* 5108,8	* 5690,5	* 4866,2	* 5974,1	* 4609,3	* 6307,1
* .2000	* 4714,65	* 382,393	* 4463,8	* 4979,6	* 4249,1	* 5231,3	* 4021,7	* 5527,0
* .3000	* 4228,95	* 355,063	* 3996,3	* 4475,2	* 3797,4	* 4709,5	* 3587,3	* 4985,4
* .5000	* 3452,51	* 314,630	* 3246,8	* 3671,2	* 3071,8	* 3880,4	* 2887,8	* 4127,7
* .7000	* 2734,62	* 291,038	* 2545,3	* 2938,0	* 2385,8	* 3134,4	* 2219,8	* 3368,9
* .8000	* 2338,81	* 290,146	* 2151,2	* 2542,8	* 1994,9	* 2742,0	* 1834,0	* 2982,6
* .9000	* 1845,91	* 301,359	* 1653,6	* 2060,6	* 1497,3	* 2275,7	* 1340,4	* 2542,0
* .9500	* 1491,29	* 312,895	* 1294,6	* 1717,8	* 1139,6	* 1951,5	* 988,5	* 2249,9
* .9800	* 1149,74	* 319,327	* 953,5	* 1386,4	* 805,3	* 1641,5	* 667,1	* 1981,6
* .9900	* 955,13	* 317,204	* 763,6	* 1194,7	* 624,0	* 1462,1	* 498,2	* 1831,3
* .9950	* 799,16	* 310,273	* 615,2	* 1038,2	* 485,8	* 1314,6	* 373,4	* 1710,5
* .9990	* 599,07	* 282,192	* 378,8	* 767,1	* 275,5	* 1054,6	* 193,2	* 1504,0
* .9995	* 458,02	* 267,173	* 309,1	* 678,6	* 216,8	* 967,5	* 146,0	* 1436,9
* .9999	* 317,42	* 230,153	* 194,7	* 517,5	* 125,3	* 804,1	* 76,6	* 1314,7

LOGIO-PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

```
*****
* PARAMETRE D'ECHELLE (ALPHA)      =13,2335 *
* PARAMETRE DE FORME (LAMDA)      = 4,6868 *
* PARAMETRE DE POSITION (M)        = 3,8531 *
*****
```

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

```
*****
* MOYENNE                          3,4989 *
* ECART TYPE                        .1636 *
* COEFF. ASYMETRIE                 =.9238 *
* COEFF. VARIATION                  .0468 *
*****
```

* PROBABILITE * AU * DEPASSEMENT	* EVENEMENT * XT	* ECART TYPE * DE * XT	INTERVALLE DE CONFIANCE					
			50%		80%		95%	
* .0001	* 6703,77	* 236,031	* 6546,6	* 6864,8	* 6407,9	* 7013,3	* 6256,7	* 7182,7
* .0005	* 6497,72	* 275,216	* 6314,8	* 6685,9	* 6154,3	* 6860,3	* 5980,1	* 7060,2
* .0010	* 6385,36	* 290,683	* 6192,4	* 6584,3	* 6023,4	* 6769,1	* 5840,3	* 6981,3
* .0050	* 6046,36	* 319,795	* 5834,6	* 6265,8	* 5650,0	* 6470,6	* 5451,0	* 6706,8
* .0100	* 5853,94	* 327,411	* 5637,4	* 6078,8	* 5448,9	* 6289,1	* 5246,1	* 6532,2
* .0200	* 5622,23	* 330,312	* 5403,9	* 5849,3	* 5214,3	* 6062,0	* 5010,7	* 6308,4
* .0500	* 5233,81	* 323,953	* 5020,0	* 5456,8	* 4834,6	* 5866,0	* 4635,9	* 5908,9
* .1000	* 4851,29	* 308,836	* 4647,5	* 5064,0	* 4471,1	* 5263,8	* 4282,2	* 5496,0
* .2000	* 4351,17	* 283,763	* 4164,1	* 4546,7	* 4002,2	* 4730,6	* 3829,1	* 4944,5
* .3000	* 3974,10	* 266,239	* 3798,7	* 4157,7	* 3647,0	* 4330,5	* 3485,1	* 4531,7
* .5000	* 3340,20	* 249,781	* 3176,0	* 3512,9	* 3034,9	* 3676,3	* 2884,8	* 3867,5
* .7000	* 2719,94	* 254,986	* 2553,4	* 2897,3	* 2411,9	* 3067,3	* 2263,4	* 3268,6
* .8000	* 2363,54	* 265,015	* 2191,5	* 2549,1	* 2047,1	* 2728,9	* 1897,2	* 2944,5
* .9000	* 1904,74	* 279,037	* 1725,7	* 2102,4	* 1578,6	* 2298,3	* 1429,3	* 2538,3
* .9500	* 1563,80	* 285,276	* 1382,9	* 1768,4	* 1237,7	* 1975,8	* 1093,7	* 2236,0
* .9800	* 1226,16	* 282,938	* 1049,5	* 1432,5	* 912,2	* 1648,2	* 780,1	* 1927,4
* .9900	* 1029,30	* 275,377	* 859,5	* 1232,7	* 730,4	* 1450,4	* 609,3	* 1738,9
* .9950	* 868,97	* 264,508	* 707,8	* 1066,9	* 588,2	* 1283,8	* 478,5	* 1578,0
* .9990	* 595,90	* 232,422	* 458,1	* 775,1	* 361,4	* 982,5	* 277,4	* 1279,9
* .9995	* 509,16	* 217,378	* 381,8	* 678,9	* 294,5	* 880,1	* 220,5	* 1175,6
* .9999	* 356,57	* 182,774	* 252,4	* 503,7	* 184,8	* 687,9	* 130,6	* 973,8