Record Number: 1050
Author, Monographic: Bobée, B.//Boucher, P.//Boucher, H.//Paradis, M.
Author Role:
Title, Monographic: Ajustement des distributions Pearson type 3, gamma, gamma généralisée, log-Pearson type 3 et log-gamma
Translated Title:
Reprint Status:
Edition:
Author, Subsidiary:
Author Role:
Place of Publication: Québec
Publisher Name: INRS-Eau
Date of Publication: 1983
Original Publication Date: Juin 1983
Volume Identification:
Extent of Work: 119
Packaging Method: pages
Series Editor:
Series Editor Role:
Series Title: INRS-Eau, Rapport de recherche
Series Volume ID: 105 a
Location/URL:
ISBN: 2-89146-102-9
Notes: Rapport annuel 1983-1984
Abstract: Rapport rédigé pour le ministère des Richesses naturelles du Québec 15.00$
Call Number: R000105 a
Keywords: rapport/ ok/ dl

INRS-Eau
Université du Québec
C.P. 7 500
Sainte-Foy (Québec)
G1V 4C7

RAPPORT SCIENTIFIQUE
No 105

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

par
B. Bobée, P. Boucher, H. Boucher et M. Paradis

Juin 1983

ISBN 2-89146-102-9
DEPOT LEGAL 1979, 1983

NOTE : Ce rapport est une remise à jour de la version de janvier 1981; on y a ajouté les méthodes complètes d'analyse pour la distribution gamma généralisée comprenant les aspects suivants :

- l'estimation des paramètres selon la méthode des moments;
- l'estimation des paramètres selon la méthode du maximum de vraisemblance;
- les calculs des évènements x_T correspondant à une période de retour T, ainsi que les intervalles de confiance, établis à partir des paramètres obtenus par les deux méthodes d'estimation.

TABLE DES MATIÈRES

BUT DU PROGRAMME

Ce programme permet d'effectuer de manière automatique l'ajustement des distributions statistiques Gamma, Gamma généralisée, 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 évènements de probabilité au dépassement donné 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, Gamma généralisée, 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. GÉNÉRALITÉS 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 $(X_1, \ldots, X_N)$. 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 :

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

avec :

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

La quantité :

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

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 doivent 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 lors les deux échantillons proviennent de la même population, V et W sont distribuées avec :

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

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

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 :

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

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 THÉORIQUES

2.1. Caractéristiques de l'échantillon (X_1, ..., X_N)

• Taille : N

- Moyenne :

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

- Écart-type (déduit de la variance non biaisée)

$$S = \left[\sum \frac{|x_i - M|^2}{N-1} \right]^{\frac{1}{2}}$$

- Coefficient d'asymétrie

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

- Coefficient de variation

$$C_v = S/M$$

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 $\alpha(x-m) > 0$, donc :

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

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.

<u>Cas particulier</u>

Si m = 0, on obtient la distribution Gamma :

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

avec :

$$\lambda > 0$$
$$0 < x < +\infty \text{ (si } \alpha > 0)$$
$$-\infty < x < 0 \text{ (si } \alpha < 0)$$

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 :

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

- coefficient de variation :

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

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 Gamma généralisée (caractéristiques générales)

Cette généralisation de la loi gamma simple s'effectue de la façon suivante: si W suit une loi gamma simple de la forme

$$g(W) = \frac{e^{-W}\ W^{\lambda}}{\Gamma(\lambda)}$$

alors on peut démontrer qu'en posant :

$$x = (W / \alpha)^{1/S}$$

on obtient la forme suivante :

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

C'est la définition de la fonction densité de probabilité gamma généralisée. On a développé, dans le cadre de ce rapport, des programmes qui permettent l'ajustement selon cette loi, en observant les contraintes suivantes :

$$x > 0,\ \lambda > 0,\ \alpha > 0,\ s \neq 0$$

Les moments et coefficients de la distribution gamma généralisée sont :

- moyenne :

$$\mu = \frac{\alpha^{-1/s}\ \Gamma(\lambda + 1/s)}{\Gamma(\lambda)}$$

- variance :

$$\sigma^2 = \frac{\alpha^{-2/s}}{\Gamma^2(\lambda)} \cdot \left[\Gamma(\lambda)\ \Gamma(\lambda + 2/s) - \Gamma^2(\lambda + 1/s)\right]$$

- coefficient d'asymétrie

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

• coefficient de variation

$$C_v = \frac{\sqrt{\Gamma(\lambda)\ \Gamma(\lambda+2/s) - \Gamma^2(\lambda+1/s)}}{\Gamma(\lambda+1/s)}$$

Une analyse théorique plus complète est disponible dans un rapport scientifique consacré entièrement à la loi gamma généralisée (Paradis, M. et B. Bobée, 1983). On remarque que lorsque S = 1, on retrouve la distribution gamma à deux paramètres.

2.4. 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 :

$$k = \log_a e \qquad (e \simeq 2,71828)$$

$$\lambda > 0$$

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

L'intervalle de variation de x est tel que :

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

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

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 :

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

• coefficient de variation :

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

2.5. Méthodes d'estimation des paramètres

2.5.1. 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 :

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

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

Les moments et coefficients de la population sont estimés par :

• moyenne :

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

- écart-type :

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

- coefficient d'asymétrie :

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

- coefficient de variation :

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

2.5.2. Loi Gamma - maximum de vraisemblance

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

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

avec

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

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

$$\hat{\Delta\lambda} = 0{,}04475\ (0{,}26)^{\lambda o}$$

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.

2.5.3. Loi Gamma généralisée - méthode des moments

On a montré à la section 2.3. les expressions mathématiques pour la moyenne, le coefficient de variation et le coefficient d'asymétrie. On obtient un système non linéaire de trois équations à trois inconnus en égalant ces expressions aux valeurs correspondantes de l'échantillon. La résolution du système utilise une technique itérative Newton-Raphson et fournit les estimateurs (α, λ, S) tels que les trois premiers moments de l'échantillon sont égaux à ceux de la population théorique. Paradis M. et B. Bobée (1983) ont donné les détails relatifs à cette méthode d'estimation pour la fonction gamma généralisée.

2.5.4. Loi Gamma généralisée - méthode du maximum de vraisemblance

La fonction de vraisemblance est définie, dans le cas présent, par l'expression suivante :

$$U = N \, \mathrm{Ln}|S| + N\lambda \, \mathrm{Ln}\alpha - N \, \mathrm{Ln} \, \Gamma(\lambda) - \alpha \sum_{i=1}^{N} x_i^S + (S\lambda-1) \sum_{i=1}^{N} \mathrm{Ln} \, x_i$$

La méthode du maximum de vraisemblance consiste à égaler à 0 les dérivées partielles de la fonction de vraisemblance par rapport à chacun des paramètres.

On obtient ici également un système non linéaire de trois équations à trois inconnus :

$$\frac{1}{N}\frac{\partial u}{\partial \alpha} = \frac{\lambda}{\alpha} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x_i^s = 0$$

$$\frac{1}{N}\frac{\partial u}{\partial s} = \frac{1}{S} - \alpha\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} (x_i^s \text{ LN } x_i) + \frac{\lambda}{N}\sum_{i=1}^{N} \text{Ln } (x_i) = 0$$

$$\frac{1}{N}\frac{\partial u}{\partial \lambda} = \ln \alpha - \frac{\partial}{\partial \lambda} \text{Ln } \Gamma(\lambda) + \frac{S}{N}\sum_{i=1}^{N} \text{Ln } x_i = 0$$

La dernière équation est d'un traitement numérique ardu et elle n'est pas utilisée, on peut cependant tirer des deux premières équations, les estimateurs de α et λ en fonction du paramètre S et des observations x_i :

$$\alpha = \left(S \left[\frac{\sum^{N}(X_i \text{ LN } x_i)}{N} - \frac{\sum^{N} x_i^s \sum^{N} \text{Ln } x_i}{N^2} \right] \right)^{-1}$$

$$\lambda = \frac{\alpha \sum^{N} x_i^s}{N}$$

On a programmé une méthode de tâtonnement qui, en calculant la fonction de vraisemblance U un certain nombre de fois pour différents S, converge vers la valeur optimale du paramètre S jusqu'à ce qu'une précision absolue de 0,0005 soit atteinte. Les moments et les coefficients de la population sont déduits des estimateurs α, λ et S de la même manière qu'en 2.3.

Les détails relatifs à cette méthode d'estimation pour la fonction gamma généralisée sont donnés par Paradis M. et B. Bobée (1983).

2.5.5. Loi Pearson type 3 - méthode des moments avec le coefficient d'asymétrie corrigé C_{s1}

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 :

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

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 :

$$CS1 = \frac{\sqrt{N(M-1)}}{N-2} C_S$$

$$CS2 = \left(1 + \frac{8,5}{N}\right) CS1$$

$$CS3 = C_S \left[\left(1 + \frac{6,51}{N} + \frac{20,20}{N}\right) + \left(\frac{1,48}{N} + \frac{6,77}{N^2}\right) C_S^2\right]$$

(correction proposée par Bobée et Robitaille, 1975).

On décrit 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 :

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

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

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

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

Les moments et coefficients de la population sont estimés par :

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

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

$$(\hat{C}_v)_p = \frac{\hat{\delta}}{\hat{\mu}}$$

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

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

Voir méthode décrite en 2.5.5. en remplaçant CS1 par CS2.

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

Voir méthode décrite en 2.5.5. en remplaçant CS1 par CS3.

2.5.8. Loi Pearson type 3 : maximum de vraisemblance

a. Équation du maximum de vraisemblance

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

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

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

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

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 :

$$\text{Ln } L = \sum_{i=1}^{N} \text{Ln } f(x_i)$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \left[\text{Ln} \frac{\alpha}{\Gamma(\lambda)} - \alpha\,(x_i - m) + (\lambda - 1)\ \text{Ln}\ \alpha\,(x_i - M) \right]$$

$$= N\ \text{Ln}\ \alpha - N\ \text{LN}\ \Gamma(\lambda) - \alpha \sum_{i=1}^{N} (x_i - m) + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^{N} (x_i - m)$$

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

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

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

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

avec :

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

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 :

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

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

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 :

$$R_0 = - N \Psi (\lambda_0) + \sum_{i=1}^{N} \mathrm{Ln} \left[\alpha_0 (x_i - m_0)\right] \qquad (10)$$

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 :

$$R = - N\Psi(\lambda) + \sum \mathrm{Ln}\ [\alpha\ (x-m)] \tag{11}$$

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

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

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

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

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

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

À la première itération en particulier on a :

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

Si $\left|(m_1 - m_0) < \varepsilon \left|m_0\right|\right.$, on arrête, $\alpha_0\lambda_0$ et m_0 sont solutions.

Si $\left|(m - m_0)\right| \geqslant \varepsilon \left|m_0\right|$, 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 $\left(\dfrac{dR}{dm}\right)_{m_k}$ (cf c).

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

$$\text{Si } \left|m_{k+1} - m\right| = \left|\frac{R_{(mk)}}{\dfrac{dR}{dm}\,_{m_k}}\right| < \varepsilon\left|m_k\right|, \text{ la solution est :}$$

m_k, α_k et λ_k.

Si $\left|m_{k+1} - m_k\right| \geqslant \varepsilon \left|m_k\right|$, on continue.

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

c. <u>Détermination de</u> $\dfrac{dR}{dm}$

$$R = -N\ \Psi(\lambda) + \sum_{i=1}^{N} \ln\left[\alpha\ (x-m)\right]$$

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

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

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

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

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 $C = \dfrac{dA}{dm}$ et $D = \dfrac{dB}{dm}$

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

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

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

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

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

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

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

$$= \sum_{i=1}^{M} \frac{1}{(x_i - m)} \cdot (-1)$$

$$= -A$$

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

avec :

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

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

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

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

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

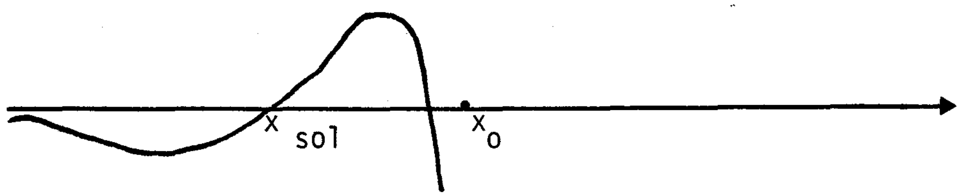


Fig. 1

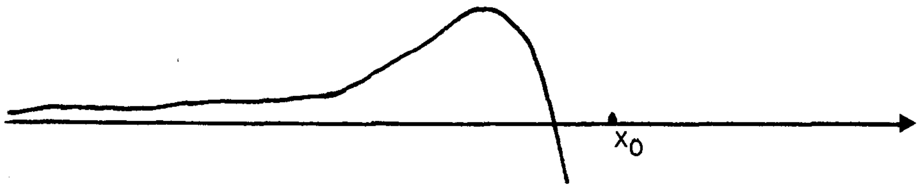


Fig. 2

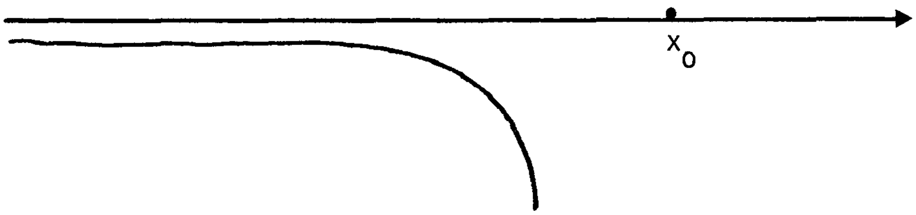


Fig. 3

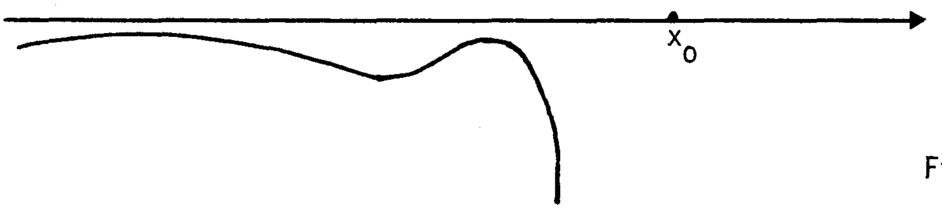


Fig. 4

avec x_0 : valeur minimum de l'échantillon.

- La figure 3 est un cas limite de la figure 4 avec les maximum et minimum relatifs confondus.

- Seule la figure 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 (Figure 5), la solution par le maximum de vraisemblance est alors comprise entre m_0 et x_0.

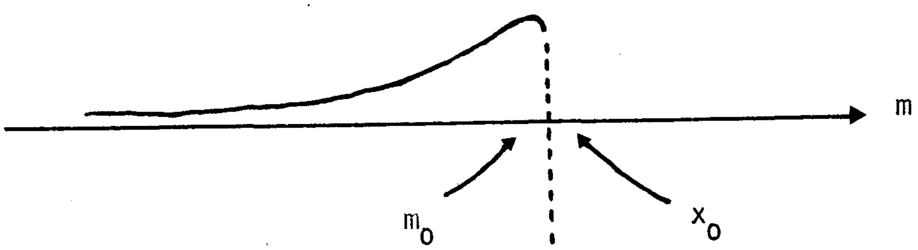


Fig. 5

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 $R'_1 < 0$, 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 $j = 1, \ldots, 4$ jusqu'au premier $R'_k > 0$ trouvé, pour $2 \leqslant k \leqslant 5$ et on sort de la boucle.

- Si $R'_j < 0$, $j = 1, \ldots, 5$, on suppose qu'il n'y a pas de solution par le maximum de vraisemblance.

3° S'il existe un k tel que $R'_k > 0$, 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 < 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, ..., 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.

<u>Schématiquement</u>, on a :

$$-m_0 = 0{,}99999 \qquad x_0 = k_1 \, x_0$$

- Si $R'_i > 0$, on arrête

- Si $R'_i < 0$:

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

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

$$j=1, \ldots, 4$$

- on continue jusqu'à :

$$R'_k > 0 \qquad 2 \leqslant k \leqslant 5$$

et on sort de la boucle.

• Si $R'_j < 0, \forall j$, on arrête.

• Si $R_k > 0 \rightarrow$ on cherche la solution par :

$$\Delta m = - \frac{R}{R'}$$

$R'_K > 0$

• Si $R_k < 0$

$i = 1, \ldots, 100$

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

• 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 :

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

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

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

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

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, $(x_1, \ldots, x_N)$, qui suit une loi Pearson III de paramètre α, λ, m

avec :

$$\alpha < 0$$

alors l'échantillon $(-x_1, \ldots, -x_N)$ 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 $(Z_1, \ldots, Z_N)$ tel que le coefficient d'asymétrie, (C_S), est négatif. Si $C_s < 0$, 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. <u>Remarque sur $|C_s|$</u>

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

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

1) Si $|(C_s)_e| > 2$, $\lambda < 1$ 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 2.5.9.).

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

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

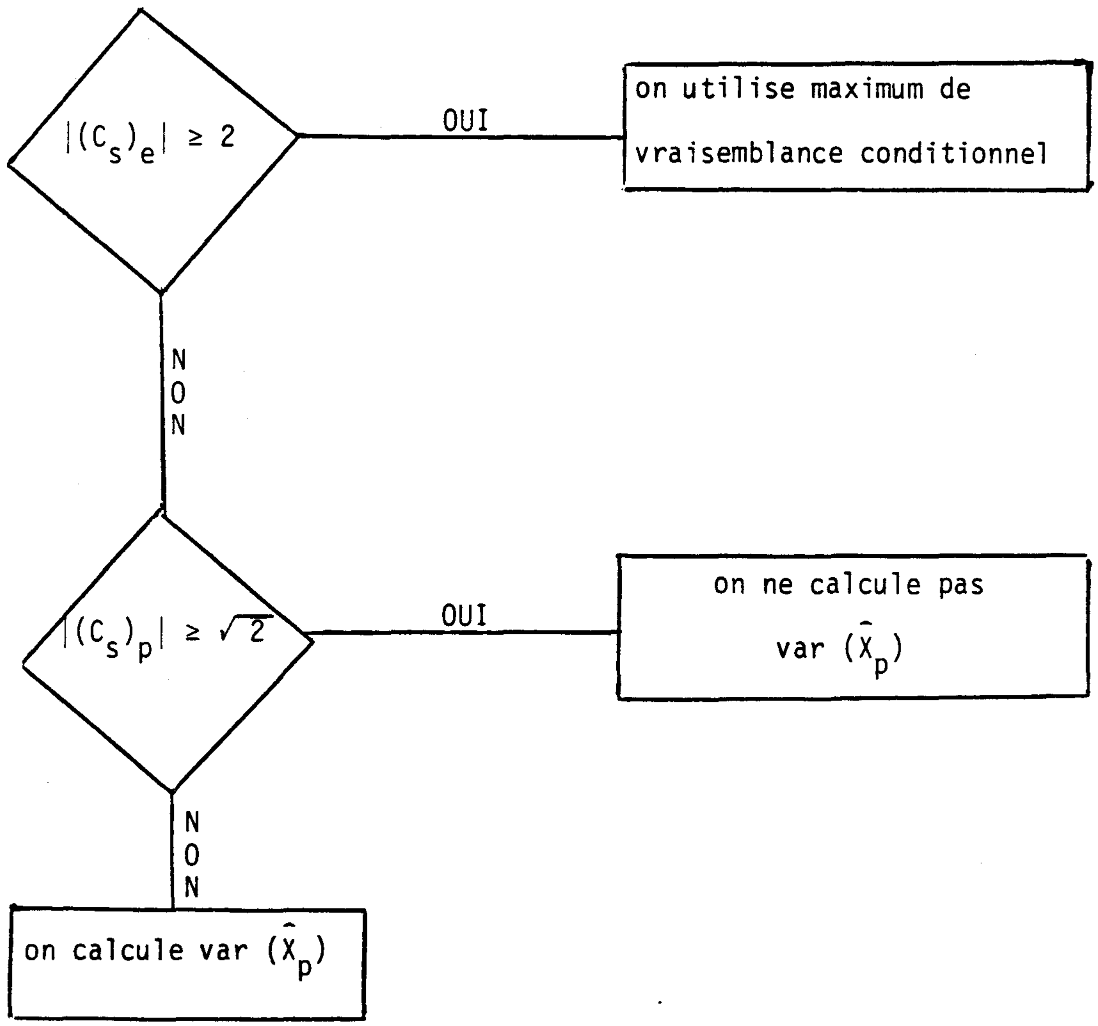
Si $|(C_s)_p| \geqslant \sqrt{2}$, le calcul de var $(\hat{X}_p)$ devient très complexe et n'est pas prévu dans ce programme.

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

On peut résumer cette distinction par le diagramme de la page suivante.

2.5.9. <u>Loi Pearson type 3, maximum de vraisemblance conditionnel</u>

Soit X_i suivant une loi Pearson type 3, m est connu, alors $Z_i = x_i - m$, suit une loi Gamma.


$|(C_s)_e| \geq 2$
OUI
on utilise maximum de vraisemblance conditionnel
NON
$|(C_s)_p| \geq \sqrt{2}$
OUI
on ne calcule pas var $(\hat{X}_p)$
NON
on calcule var $(\hat{X}_p)$

Note : en pratique, on pose $m^* = x_1$ où x_1 est la plus petite valeur de l'échantillon et on applique 2.5.2.

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 2.5.8.);

- de manière automatique s'il est demandé (codes 34 et 55).

2.5.10. Loi Log-Gamma : maximum de vraisemblance

On applique la méthode décrite en 2.5.2. sur l'échantillon des logarithmes (base 10) des valeurs observées.

2.5.11. Loi Log-Gamma : méthode des moments sur le logarithme des valeurs observées.

On applique la méthode décrite en 2.5.1. sur l'échantillon des logarithmes (base 10) des valeurs observées.

2.5.12. Loi Log-Gamma : méthode des moments sur la série des valeurs observées (voir section 2.4.).

Soit ℓ_r le moment d'ordre r autour de l'origine de l'échantillon (X, ..., 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 :

$$\frac{\log \ell_2}{\log \ell_1} = \frac{\log (1 - 2/\beta)}{\log (1 - 1/\beta)}$$

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

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 :

$$\hat{\alpha} = \hat{\beta} \ \ell n \ 10$$

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

Les moments et coefficients de la population sont estimés par :

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

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

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

2.5.13. <u>Loi log-Pearson type 3 - méthode des moments sur le logarithme des valeurs observées (méthode de Water Resources Council).</u>

On emploie la méthode décrite en 2.5.5. sur l'échantillon des logarithmes (base 10) des valeurs observées.

2.5.14. <u>Loi Log-Pearson type 3 - méthode des moments sur la série des valeurs observées (Bobée, 1975).</u>

Soit ℓ_r le moment d'ordre r autour de l'origine de l'échantillon (X_1, ..., 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 :

$$\begin{cases} \dfrac{\log \{[1 - 1/\beta]^3 / [1 - 3/\beta]\}}{\log \{[1 - 1/\beta]^2 / [1 - 2/\beta]\}} = \dfrac{\log \ell_3 - 3 \log \ell_1}{\log \ell_2 - 2 \log \ell_1} & (1) \\ \lambda = \dfrac{\log \ell_2 - 2 \log \ell_1}{\log \{[1 - 1/\beta]^2 / [1 - 2/\beta]\}} & (2) \end{cases}$$

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

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 β par approximations successives ou par utilisation de tables (Bobée, 1975).

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

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

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

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

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

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

On applique la méthode décrite en 2.5.6. sur le logarithme des valeurs observées.

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

On applique la méthode décrite en 2.5.7. sur le logarithme des valeurs observées.

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

On applique la méthode décrite en 2.5.8. sur le logarithme des valeurs observées.

2.5.18. <u>Loi log-Pearson type 3, maximum de vraisemblance conditionnel.</u>

On applique la méthode décrite en 2.5.9. sur le logarithme des valeurs observées.

2.6. Évaluation d'un évènement 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'évènement X_p attaché à une probabilité au dépassement donnée P.

Des tables on 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 2.7.1.), on a effectué un ajustement polynomial (voir Bobée, B. *et al.*, 1983), pour une probabilité P donnée, de χ en fonction de C_S (le coefficient d'asymétrie de la population) :

$$\chi = \sum_{i=0}^{7} a_i \, (C_S)^i, \; 0 \leqslant C_S \leqslant 4$$

TABLE 1 (contenue dans le fichier Tape 2)

```
C          COEFFICIENTS DU DEVELOPPEMENT DE LA VARIABLE STANDARDISEE PEARSON TYPE 3 EN FONCTION DU COEFFICIENT
C           D'ASYMETRIE CS , POUR 21 NIVEAUX DE PROBABILITE AU DEPASSEMENT.
C           K = A0 + A1*CS + A2*CS**2 + ..................... + A7*CS**7
C           DOMAINE DE VALIDITE :    0 < CS < 4
C           LORSGUE -4 < CS < 0   ON UTILISE -CS DANS LE DEVELOPPEMENT POLYNOMIAL ET ON CHANGE LE SIGNE DE K,
C           LA PROBABILITE AU DEPASSEMENT DEVIENT ALORS LA PROBABILITE AU NON DEPASSEMENT.
C
```

P	A0	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7
.0001	.371902E+01	.213897E+01	.173698E+00	-.958801E-01	.253162E-01	-.474505E-02	.568682E-03	-.312793E-04
.0005	.329053E+01	.163828E+01	.853280E-01	-.592226E-01	.142978E-01	-.246504E-02	.288353E-03	-.161279E-04
.0010	.309023E+01	.142529E+01	.526318E-01	-.459417E-01	.103965E-01	-.166002E-02	.188908E-03	-.107287E-04
.0050	.257583E+01	.939406E+00	-.804818E-02	-.219305E-01	.381272E-02	-.357397E-03	.317477E-04	-.229740E-05
.0100	.232635E+01	.735526E+00	-.269530E-01	-.141720E-01	.178135E-02	.505291E-04	-.193412E-04	.550680E-06
.0200	.205375E+01	.536498E+00	-.408080E-01	-.790287E-02	.216461E-03	.364694E-03	-.585914E-04	.269397E-05
.0500	.164485E+01	.284452E+00	-.501353E-01	-.160298E-02	-.136466E-02	.740309E-03	-.114163E-03	.617731E-05
.1000	.128155E+01	.107196E+00	-.485453E-01	.135272E-02	-.193292E-02	.909369E-03	-.144128E-03	.821461E-05
.2000	.841620E+00	-.484961E-01	-.374715E-01	.303208E-02	-.200279E-02	.999931E-03	-.168669E-03	.999011E-05
.3000	.524400E+00	-.120731E+00	-.251600E-01	.368674E-02	-.200939E-02	.112243E-02	-.207014E-03	.129884E-04
.5000	.000000E+00	-.166349E+00	-.138595E-02	.500301E-02	-.250229E-02	.158912E-02	-.355694E-03	.259392E-04
.7000	-.524400E+00	-.121246E+00	.264024E-01	-.618278E-03	.164345E-02	.308255E-03	-.267320E-03	.302793E-04
.8000	-.841620E+00	-.499380E-01	.437907E-01	-.110493E-01	.102391E-01	-.342776E-02	.392048E-03	-.101878E-04
.9000	-.128155E+01	.104800E+00	.610091E-01	-.276827E-01	.254218E-01	-.117618E-01	.225348E-02	-.154790E-03
.9500	-.164485E+01	.284736E+00	.495259E-01	-.118705E-01	.136558E-01	-.104894E-01	.263076E-02	-.217125E-03
.9800	-.205375E+01	.544309E+00	-.816328E-03	.567382E-01	-.492475E-01	.118870E-01	-.886360E-03	-.107682E-04
.9900	-.232635E+01	.748192E+00	-.450029E-01	.113058E+00	-.109877E+00	.370399E-01	-.548401E-02	.303946E-03
.9950	-.257583E+01	.953591E+00	-.790883E-01	.146388E+00	-.159909E+00	.609343E-01	-.102530E-01	.652714E-03
.9990	-.309023E+01	.142672E+01	-.904711E-01	.749292E-01	-.176947E+00	.863872E-01	-.170146E-01	.122475E-02
.9995	-.329053E+01	.162832E+01	-.676688E-01	-.220627E-01	-.134970E+00	.804486E-01	-.171482E-01	.129305E-02
.9999	-.371902E+01	.209436E+01	.264913E-01	-.369681E+00	.636829E-01	.290846E-01	-.108385E-01	.100027E-02

--EOF--

Les coefficients a_i, $0 < i < 7$, sont donnés à la table 1.

Lorsque $-4 \leq C_c < 0$, ce développement est encore utilisable en employant $-C_s$ et en changeant également le signe de la variable standardisée:

$$x(C_s) = x_{1-P}(-C_s)$$

La probabilité au dépassement devient alors la probabilité au non dépassement.

En pratique, lorsque les paramètres a, λ et m de la distribution Pearson type 3 sont estimés, on 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 $K = x_p[(\hat{C}_S)_p]$ par la relation polynomiale précédente et l'évènement x_p est estimé par $\hat{x}_p$ tel que:

$$\hat{X}_p = \hat{\mu}_1 + K\sqrt{\mu_2}$$

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

2.7 Variance de l'évènement $\hat{X}_p$

2.7.1 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:

$$\mathrm{Var}\,(\hat{X}_p) = \frac{\mu_2}{N}\left\{1 + \frac{K^2}{2}\cdot\left((1 + \frac{3}{4}\left(C_s\,p^2\right)\right) + K\,(C_s)_P \right.$$
$$\left. + 6\left(1 + \frac{(C_s)_P^2}{4}\right)\left(\frac{\partial K}{\partial C_s}\right)\left[\left(\frac{\partial K}{\partial C_s}\right)\left(1 + 5\,\frac{(C_s)_P^2}{4}\right) + \frac{K}{2}\,(C_s)_P\right]\right\}$$

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

$$K = \sum_{i=0}^{7} a_i \, (C_S)^i \quad \text{(cf 2.6)}$$

2.7.2 Loi Pearson type 3, maximum de vraisemblance

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

$$\text{avec } \varepsilon = -1 \quad \text{si } \alpha < 0$$
$$\varepsilon = +1 \quad \text{si } \alpha > 0$$

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

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

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

on obtient:

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

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

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

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

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

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

D'autre part on a:

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

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

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

On a qu'à remplacer dans la relation suivante:

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

Calcul pratique des fonctions gamma (Γ), digamma (Ψ) et trigamma (Ψ^1)

La fonction gamma est définie par:

$$\Gamma(\lambda) = \int_0^\infty \chi^{\lambda-1} e^{-\chi} d\chi \qquad \lambda > 0$$

si $\lambda > 30$ on suggère d'utiliser le développement suivant:

$$\ell n\ \Gamma(\lambda) = (\lambda - \tfrac{1}{2})\ \ell n\lambda - \lambda + (\tfrac{1}{2})\ \ell n\ (2\pi) + \frac{1}{12\lambda} - \frac{1}{360\lambda^3} + \frac{1}{1260\lambda^5} - \frac{1}{1680\lambda^7}$$

$$+ \frac{1}{1188\lambda^9} - \frac{1}{360360\lambda^{11}}$$

si $\lambda < 30$ on suggère d'utiliser la relation de récurrence:

$$\ln\ \Gamma(\lambda + 1) = \ln(\lambda) - \ln\ \Gamma(\lambda)$$

dans le but d'augmenter la précision du développement précédent.

La fonction digamma est définie par:

$$\Psi(\lambda) = \frac{d\ \ell n\ \Gamma(\lambda)}{d\lambda}$$

$\Psi(\lambda)$ est approximée par:

$$\Psi(\lambda) = \ell n\ \Gamma - \frac{1}{2\lambda} - \frac{1}{12\lambda^2} + \frac{1}{120\lambda^4} - \frac{1}{252\lambda^6}$$

$$+ \frac{1}{240\lambda^8} - \frac{1}{132\lambda^{10}} + \frac{691}{32760\lambda^{12}} - \frac{1}{12\lambda^{14}}$$

lorsque $\lambda < 8$, on suggère d'utiliser la relation de récurrence suivante:

$$\Psi(\lambda + 1) = \Psi(\lambda) + {}^1/\lambda$$

dans le but d'augmenter la précision du développement précédent.

La fonction trigamma est définie par:

$$\Psi^1(\lambda) = \frac{d\ \Psi(\lambda)}{d\lambda} = \frac{d^2\ \ln\ \Gamma(\lambda)}{d\lambda^2}$$

On peut approximer $\Psi^1(\lambda)$ par la fonction suivante:

$$\Psi^1(\lambda) = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{2\lambda^2} + \frac{1}{6\lambda^3} - \frac{1}{30\lambda^5} + \frac{1}{42\lambda^7} - \frac{1}{30\lambda^9} + \frac{10}{132\lambda^{11}} - \frac{691}{2730\lambda^{13}} + \frac{7}{6\lambda^{15}}$$

Lorsque $\lambda < 8$, il est préférable d'utiliser la formule de récurrence dans le but d'augmenter la précision de ce développement:

$$\Psi^1(\lambda + 1) = \Psi^1(\lambda) - \lambda^{-2}$$

2.7.3 Loi Gamma, méthode des moments

On peut montrer BOBÉE (1973) que la variance de l'évènement X_p est donnée par la relation

$$\text{var}\ (\hat{X}_p) = \frac{\mu_2}{N}\ \left[(1 + KC_v)^2 + \frac{1}{2}\ (K + 2\ C_v\ \frac{\partial K}{\partial C_s})^2\ (1 + C_v^2)\right]$$

La quantité $\frac{\partial K}{\partial C_s}$ est calculée comme en 2.7.1.

2.7.4 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:

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

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

(ψ^1 est la fonction trigamma).

on obtient:

$$\operatorname{var} \alpha = \frac{\alpha^2 \psi^1}{N \lambda \eta}$$

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

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

Se servant de la relation

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

avec

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

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

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

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

d'où l'on tire:

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

En remplaçant dans (1), on obtient:

$$\mathrm{Var}\ (\hat{X}_p) = \frac{\lambda^2}{\alpha^4} \left(1 + \varepsilon \frac{K}{\sqrt{\lambda}}\right)^2 \frac{\alpha^2\ \psi^1}{N\lambda\eta} + \frac{1}{\alpha^2} \left(1 + \varepsilon \frac{K}{2\sqrt{\lambda}} - \frac{1}{\lambda} \frac{\partial K}{\partial C_S}\right)^2 \frac{1}{N\eta_N}$$

$$- \frac{2\lambda}{\alpha^3} \left(1 + \varepsilon \frac{K}{\sqrt{\lambda}} \right) \left(1 + \varepsilon \frac{K}{2\sqrt{\lambda}} - \frac{1}{\lambda} \frac{\partial K}{\partial C_S} \right) \cdot \frac{\alpha}{N\lambda\eta}$$

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

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

La quantité $\frac{\partial K}{\partial C_S}$ est calculée comme en 2.7.1.

2.7.5 Loi gamma généralisée

En posant $a = \alpha^{-1/S}$ on peut démontrer qu'on obtient de manière générale:

$$\mathrm{Var}\,(x_T) = \left(\frac{\partial x_T}{\partial a}\right)^2 \mathrm{Var}\ a + 2 \left(\frac{\partial x_T}{\partial a}\right)\left(\frac{\partial x_T}{\partial \lambda}\right) \mathrm{Cov}\ (a,\lambda) + 2\left(\frac{\partial x_T}{\partial a}\right)\left(\frac{\partial x_T}{\partial S}\right) \mathrm{Cov}\ (a,s)$$
$$+ \left(\frac{\partial x_T}{\partial \lambda}\right)^2 \mathrm{Var}\ \lambda + 2 \left(\frac{\partial x_T}{\partial \lambda}\right)\left(\frac{\partial x_T}{\partial S}\right) \mathrm{Cov}\ (\lambda,s) + \left(\frac{\partial x}{\partial S}\right)^2 \mathrm{Var}\ S$$

On a montré à la section 2.3 que $x_T = \left(\frac{W_T}{\alpha}\right)^{1/S} = a\, W_T^{1/S}$

donc: $$\frac{\partial x_T}{\partial a} = W_T^{1/S}$$

$$\frac{\partial x_T}{\partial S} = \frac{-a\, W_T^{1/S}}{S^2} \mathrm{Ln}\ W_T$$

$$\frac{\partial x_T}{\partial \lambda} = \frac{a\, W_T^{\;1/S-1}}{S} \; \frac{\partial W_T}{\partial \lambda}$$

La variable W est reliée à la variable Pearson type 3 standardisée (dont on dispose d'une développement polynomial en fonction de C_S) de la façon suivante: $W = K\sqrt{\lambda} + \lambda$

et

$$\frac{dW}{d\lambda} = 1 + \frac{K}{2\sqrt{\lambda}} - \frac{1}{\lambda} \; \frac{dK}{d\,C_S}$$

Les quantités K et $\frac{dK}{dC_S}$ sont calculées en utilisant le développement polynomial décrit précédemment, cependant C_S est le coefficient d'asymétrie de la variable W, c'est-à-dire $C_S = \frac{2}{\sqrt{\lambda}}$ et non pas le coefficient d'asymétrie de χ qui suit une loi gamma généralisée, la moyenne et l'écart type qui doivent être utilisées dans le calcul de K sont respectivement λ et $\sqrt{\lambda}$. Les variances et covariances des paramètres sont calculées différemment selon la méthode d'estimation des paramètres, les détails relatifs à ces procédures sont donnés par PARADIS M. ET B. BOBÉE (1983).

2.7.6 Loi Log-Pearson type 3

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

$$y = \log x \quad (\text{base } 10) \rightarrow \; x = 10^y = e^{\ell n 10\,.\,y}$$

$$Z = \ell n\; x \quad (\text{base } e) \rightarrow \; x = e^Z$$

y et Z suivent une loi Pearson type 3.

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

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

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

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

$$10^y = e^{y \ln 10} = e^Z \rightarrow Z = Y \ln 10$$

Donc, si on calcule les x avec la base 10, il faut tenir compte dans le calcul de 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) <u>Méthode des moments sur la série des logarithmes</u>

Y ou Z suivent une loi Pearson type 3 (suivant la base choisie), on calcule var $\hat{Y}_p$ ou 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. 2.7.1]. On déduit 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. 2.7.2] 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 var $\hat{Y}_p$ ou var $\hat{Z}_p$ (suivant la vase choisie) est décrit par Bobée et Boucher (1981). On déduit var X_p comme précédemment.

2.7.7 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 var $\hat{Y}_p$ ou var $\hat{Z}_p$ comme en 2.7.3 et on déduit 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 var $\hat{Y}_p$ ou var $\hat{Z}_p$ comme en 2.7.4 et on déduit 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 var $\hat{Y}_p$ ou var $\hat{Z}_p$ (suivant la base choisie) est décrit par Bobée et Boucher (1981), on détermine ensuite var $\hat{X}_p$.

2.8 Intervalle de confiance de X_p

Lorsque N est suffisamment grand, X_p est distribué suivant une loi normale de moyenne X_p avec une variance var (X_p).

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

$$X_p - U_{\alpha/2} \sqrt{\widehat{\mathrm{var}}\,(X_p)} \leqslant X_p \leqslant X_p + U_{\alpha/2} \sqrt{\widehat{\mathrm{var}}\,(X_p)}$$

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:

$$\begin{cases} y = \log_{10} x \text{ , } y \text{ distribué selon } N\ (Y,\ \sigma_y) \\ Z = \ell n\ x \text{ , } Z \text{ distribué selon } N\ (Z,\ \sigma_z) \end{cases}$$

on a:

$$\begin{cases} y - U\ \sigma_y \leqslant Y \leqslant y + U\ \sigma_y \\ Z - U\ \sigma_Z \leqslant Z \leqslant Z + U\ \sigma_Z \end{cases}$$

qui devient:

$$\begin{cases} 10^{y - U\sigma_y} \leqslant X \leqslant 10^{y + U\ \sigma_y} \\ e^{Z - U\ \sigma_Z} \leqslant X \leqslant e^{Z + U\ \sigma_Z} \end{cases}$$

les bornes sont identiques puisque:

$$10^{y+U\sigma_y} = e^{(y+U\sigma_y)\ \ell n 10} = e^{y \ell n 10} \cdot e^{U\sigma_y \ell n 10} = e^{Z+U\sigma_Z}$$

2.9 Remarque sur la précision des calculs

Les méthodes d'estimation fournissent en général des valeurs précises des paramètres car le traitement numérique utilise directement les expressions théoriques qui ont été développées dans le cadre de chacune des méthodes. Le calcul des événements x_T fait appel aux développements polynomiaux de degré 7 dans l'évaluation de la variable standardisée K (section 2.6). La précision de cette variable est suffisamment bonne pour que les événements x_T soit dans la plupart des cas correctement estimés; cependant, pour certaines lois (gamma généralisée et les lois dont le préfixe est Log) il peut se produire une amplification d'erreur lors du passage de K à x_T.

Ainsi une petite erreur sur K peut se traduire par une erreur sensible sur x_T , (PARADIS M. et B. BOBÉE 1983) il convient ainsi d'effectuer un calcul d'erreur:

$$\text{erreur relative } \% = \frac{|x_T\ (K) - x_T\ (K + \varepsilon)|}{x_T\ (K)} \times 100$$

où x_T représente l'événement x_T tel que calculé à partir de la variable standardisée K selon les transformations propres à chacune des lois et ε représente l'erreur absolue sur K, décrite par Bobée B et Al. (1983).

3. UTILISATION DU PROGRAMME AJUST

Carte JOB: CM 72000, T 100

3.1 Carte de Données

Première carte

NPE Code de probabilité empirique que l'on veut utiliser

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

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

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

ICØDE(I) Codes des ajustements de lois que l'on désire.
FØRMAT (2613)

10 Gamma, méthode des moments
11 Gamma, maximum de vraisemblance
20 Gamma généralisée, méthode des moments
21 Gamma généralisée, 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'observation dans l'échantillon
TITRE titre de l'étude
FØRMAT (13, 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 2ième carte 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 TRI 2:

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.

DIGA:

Fonction calculant la valeur de la fonction Digamma (Ψ) pour une valeur λ donnée.

VARIANC:

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

VYTBB:

Sous-routine qui calcule var (X_T) par 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 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, VYTLG, GGXTMO et GGXTMA.

GAMA:

Fonction calculant Ln $\Gamma(\lambda)$ pour $\lambda > 0$.

TRIGA:

Fonction calculant $\Psi^1(\lambda)$ pour $\lambda > 0$.

GGMAX:

Sous-routine d'estimation des paramètres α, λ et s selon la méthode du maximum de vraisemblance pour la loi gamma généralisée.

GGZ:

Sous-routine utilisée à quelques reprises dans GGMAX et servant à calculer la fonction de vraisemblance.

GGXT:

Sous-routine calculant les variances et covariances des paramètres, les événements X_T et leurs variances, ainsi que les intervalles de confiance pour la loi gamma généralisée.

GGXTMA:

Sous-routine utilitaire appelée par GGXT.

GGXTMO:

Sous-routine utilitaire appelée par GGXT.

GGMOM:

Sous-routine d'estimation des paramètres, α, λ et S selon la méthode des moments pour la loi gamma généralisée.

START:

Sous-routine évaluant des valeurs de départ pour les paramètres λ et S dans le cadre du processus itératif Newton-Raphson de la méthode des moments pour la loi gamma généralisée. Ces valeurs de départ sont obtenues à partir des coefficients de variation et d'asymétrie de l'échantillon. Des coefficients sont lus au niveau du programme principal dans le fichier TAPE 2 et sont utilisés dans cette sous-routine.

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
SSS: paramètre S (gamma généralisée)

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 < ICODE < 40.

  . si la loi porte sur le logarithme des valeurs de l'échantillon
  40 < ICØDE < 99.

* Les intervalles de confiances 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	50%
U1 (2) = 1.282	80%
U1 (3) = 1.960	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'évènement XT, écart type de XT, intervalles de confiance XT à 50%, 80% et 95%.
   iv) le temps de calcul pour l'estimation des paramètres
   v) un diagnostic pour la loi gamma généralisée (voir page suivante)

4. CHOIX DES LOIS

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

Dans aucun cas nous n'avons considéré de tests d'adéquation (chicarré 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:

TABLE DES DIAGNOSTICS (LOI GAMMA GÉNÉRALISÉE)

NUMÉRO	MÉTHODE	DIAGNOSTIC	RÉSULTAT
0	MOM ET MAX	NORMAL	CONVERGENCE
1	MOM	On a atteint le nombre limite d'itérations (300)	À VÉRIFIER
2	MOM	$\lambda i + 1$ est devenu négatif	DIVERGENCE
3	MOM	$\lambda + 3/s$ est devenu négatif	DIVERGENCE
4	MOM	RISQUE D'OVERFLOW: le paramètre A (équation 4.8, rapport 156) est $> 10^{99}$	DIVERGENCE
5	MOM	On ne peut calculer le paramètre A	DIVERGENCE
6	MOM	Un dénominateur est nul	DIVERGENCE
7	MOM	Le paramètre a $> 10^{99}$, on ne peut calculer les variances	CONVERGENCE
8	MOM	Puisque $S < 0$, C_6, C_5 ou Ck ne sont pas définis. Pas de variance	CONVERGENCE
9	MOM	Le coefficient d'asymétrie de l'échantillon a été modifié d'au plus 0,025	————
10	MOM	Le paramètre C (équation 4.10, rapport 156) est nul	DIVERGENCE
11	MAX	On a atteint le nombre limite d'itérations (100)	À VÉRIFIER
12	MAX	$\lvert S\rvert$ est devenu $<$ 0,001, le processus itératif est arrêté	À VÉRIFIER
13	MAX	$\lvert S\rvert$ est devenu $>$ 30 " " "	À VÉRIFIER
14	MAX	Le paramètre a $> 10^{99}$, les variances ne sont pas calculées	CONVERGENCE
15	MAX	Cv et/ou Cs ne sont pas définis ($S<0$)	CONVERGENCE

MOM: méthode d'estimation des paramètres par les moments;
MAX: méthode d'estimation des paramètres par le maximum de vraisemblance

- sur des études existantes; par exemple, dans le cas de 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.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BENSON, M.A. (1968). Uniform flood-frequency estimating methods for federal agencies. Wat. Res. Res., 4(5), 891-908.

BOBÉE, B. (1973). Sample error of T-year events computed by fitting a Pearson type III distribution. Wat. Res. Res., 9(5), 1264-1270.

BOBÉE, B. (1975). The Log-Pearson type III distribution and its application in hydrology. Wat. Res. Res., 11(5), 681-689.

BOBÉE, B. et R. ROBITAILLE (1975). Correction of bias in the estimation of the coefficient of skewness. Wat. Res. Res., 11(6), 851-854.

BOBÉE, 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.

BOBÉE, B. et P. BOUCHER (1981). Calcul de la variance d'un évènement 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.

BOBÉE, B. et al. 1983. Approximation polynomiale de la variable Pearson type 3 standardisée. (En préparation) INRS-Eau, 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.

PARADIS, M. et B. BOBÉE (1983). La distribution gamma généralisée et son application en hydrologie. INRS-Eau, rapport scientifique no 156, Québec.

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 1: TEST D'HOMOGÉNÉITÉ

Le programme Homog a pour but de tester l'homogénéité d'une série de valeurs par le test de Mann-Whitney (cf. 12)

1. UTILISATION DU PROGRAMME

Soit un échantillon de taille N. On décide d'en considérer deux sous-séries de taille N1, N2, avec N1 < N2. Cette nouvelle classification de l'échantillon résulte d'une intervention de l'utilisateur qui décide à laquelle des sous-séries appartiennent les valeurs échantillonnées.

1⁰ carte lue:

N, N1, N2, TITRE
N nombre de valeurs dans la série complète
N1 nombre de valeurs dans la plus petite des deux sous-séries
N2 nombre de valeurs dans la plus grande des deux sous-séries
TITRE titre de l'étude.
FORMAT (3I3, 1X, 17A4)
(Référence: format no. 1).

2⁰ carte lue et suivantes:

A (1), I = 1...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 1^0 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 subroutines:

RANK (donne les rangs des valeurs échantillonnées)
UTEST (test de Mann-Whitney)
TIE (subroutine utilitaire appelée dans UTEST).

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

```
      SUBROUTINE RANK(A,R,N)
      DIMENSION A(1),R(1)
C   A   VECTEUR D ENTREE DE N VALEURS
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
      DO 10 I=1,N
   10 R(I)=0.
C
C   RECHERCHE DU RANG
      DO 100 I=1,N
C
C   LA VALEUR EST-ELLE DEJA CLASSEE
      IF(R(I))20,20,100
C
C   CLASSEMENT D UNE VALEUR
   20 SMALL=0.0
      EQUAL=0.0
      X=A(I)
      DO 50 J=1,N
      IF(A(J)-X)30,40,50
C
C   COMPTE LE NOMBRE DE VALEURS PLUS PETITES
   30 SMALL=SMALL+1.0
      GOTO 50
C
C   COMPTE LE NOMBRE DE VALEURS EGALES
   40 EQUAL=EQUAL+1.0
      R(J)=-1.
   50 CONTINUE
C
C   TEST S IL Y A PLUS D UNE OBSERVATION A UN RANG DONNE
      IF(EQUAL-1.0)60,60,70
C
C   CALCUL DU RANG LORSQU IL N Y A PAS D EGALITE
   60 R(I)=SMALL+1.0
      GOTO 100
C
C   CALCUL DU RANG MOYEN LORSQU IL Y A EGALITE
   70 P=SMALL+(EQUAL+1.0)*0.5
      DO 90 J=I,N
      IF(R(J)+1.0)90,80,90
   80 R(J)=P
   90 CONTINUE
  100 CONTINUE
      RETURN
      END
C ---------------------------------------------------------------------------
      SUBROUTINE UTEST(A,R,N1,N2,U,Z,IER)
      DIMENSION A(1),R(1)
C   A   VECTEUR D ENTREE CONSISTANT EN DEUX GROUPES INDEPENDANTS, LE GROUPE
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
```

```
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
       IER=0
       N=N1+N2
C
C   CALCUL DES RANGS DES VALEURS DANS L ECHANTILLON GLOBAL
       CALL RANK(A,R,N)
C
C   CALCUL DE LA STATISTIQUE DU TEST:U
       Z=0.
       R2=0.
       NP=N1+1
       DO 10 I=NP,N
    10 R2=R2+R(I)
       FNX=N1*N2
       FN=N
       FN2=N2
       UP=FNX+FN2*((FN2+1.0)/2.0)-R2
       U=FNX-UP
       IF(UP-U)20,30,30
    20 U=UP
C
C   RETOUR SI LA TAILLE DU PLUS GRAND GROUPE EST INFERIEURE A 20
    30 IF(N2-20)80,40,40
C
C   CORRECTION DE L ECART TYPE DANS LE CAS DE RANGS EGAUX
    40 KT=1
       CALL TIE(R,N,KT,TS)
       IF(TS)50,60,50
C
C   RETOUR SI TOUTES LES VALEURS SONT EGALES
    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.)
    70 Z=(U-FNX*0.5)/S
    80 RETURN
       END
C-----------------------------------------------------------------------
       SUBROUTINE TIE(R,N,KT,T)
       DIMENSION R(1)
C   R  VECTEUR D ENTREE DES RANGS
C   N  NOMBRE DE VALEURS
C   KT CODE D ENTREE POUR LE CALCUL DU FACTEUR DE CORRECTION
C      =1  EQUATION 1
C      =2  EQUATION 2
C   T  FACTEUR DE CORRECTION (SORTIE)
C      EQUATION 1  T=SUM(CT**3-CT)/12
C      EQUATION 2  T=SUM(CT*(CT-1)/2)
C         OU CT EST LE NOMBRE D OBSERVATIONS A UN RANG DONNE
C
C   INITIALISATION
       T=0.
```

```
      Y=0.
    5 X=1.0E38
      IND=0
C
C   RECHERCHE DU RANG A TESTER (DU PLUS PETIT AU PLUS GRAND)
      DO 30 I=1,N
      IF(R(I)-Y)30,30,10
   10 IF(R(I)-X)20,30,30
   20 X=R(I)
      IND=IND+1
   30 CONTINUE
C
C   RETOUR SI TOUS LES RANGS ONT ETE TESTES
      IF(IND)90,90,40
   40 Y=X
      CT=0.
C
C   COMPTE LE NOMBRE D OBSERVATIONS A UN RANG DONNE
      DO 60 I=1,N
      IF(R(I)-X)60,50,60
   50 CT=CT+1.0
   60 CONTINUE
C
C   CALCUL DU FACTEUR DE CORRECTION T
      IF(KT-1)75,80,75
   75 T=T+CT*(CT-1.)/2.
      GOTO 5
   80 T=T+(CT*CT*CT-CT)/12.
      GOTO 5
   90 RETURN
      END
```

EXEMPLE DE CALCUL (HOMOG.)

DONNÉES D'ENTRÉE

58 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	940.0	3710.0	821.0	963.0
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	581.0	952.0	379.0	1550.0	1840.0
1520.0	1130.0	2170.0	827.0	1880.0	1370.0	524.0	2710.0
940.0	683.0						

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
821.000	17.00
963.000	27.00
2090.000	50.00
1830.000	46.00
3060.000	56.00
725.000	14.00
686.000	12.00
1290.000	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
1070.000	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
827.000	19.00
1880.000	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 1E GROUPE 3
NOMBRE DE VALEURS DANS LE 2E GROUPE 55
RESULTAT DU TEST DE MANN-WHITNEY 50.50
SIGNIFICATION DU TEST -1.12

ON ACCEPTE L HYPOTHESE D HOMOGENEITE

AU NIVEAU DE SIGNIFICATION 5%

ANNEXE II

PROGRAMME AJUST

(avec un exemple complètement traité)

LISTE DES SOUS-ROUTINES DU PROGRAMME AJUST

DANS LEUR ORDRE D'APPARITION

```
SUBROUTINE  MOMENT(X,N,XM,XM2,XM3,XM4,XS,XECS,XECV)
SUBROUTINE  INDEP(X,N,XM1,XM2,XM3,XM4)
SUBROUTINE  GAMMO(XM,XS,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
SUBROUTINE  GAMMV(X,XM,N,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
SUBROUTINE  LOGGAM(EM,EM2,ALPHA,ALAM,PMU,PS,PCS,PCV)
SUBROUTINE  PEAMO(XECS,XS,XM,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
SUBROUTINE  PEAMV(XECS,X,N,AK2,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV,CD)
SUBROUTINE  DERIV(AM,ALAM,ALP,X,DR,DM1,RO,N,CD)

SUBROUTINE  BOBLP(XM,XM2,XM3,B,ALPHA,ALAM,TMO,PMU,PS,PCV,PCS)
SUBROUTINE  APP(BETA,B,C)
SUBROUTINE  MVC(X,N,XM,XECS,ALP,ALAM,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
SUBROUTINE  FROU(U,P,XECS,FP,DK)
SUBROUTINE  VARIANC(VARXT,ALAM,ALP,AM,FP,DK,AA,BB,N,MV,PCV,CT)
SUBROUTINE  VYTLE(A,B,AK,DK,N,VYT)
SUBROUTINE  VYTSB(A,B,C,AK,DK,N,VYT)
SUBROUTINE  INVER(A,N)
SUBROUTINE  TRI(V,N,L)
SUBROUTINE  TRI2(V,N)
SUBROUTINE  GGMAX(X,N,ALP,ALAM,S,HA,IDAX,ZX,CG)
SUBROUTINE  GGZ(X,ALP,ALAM,S,U,N,ALNX,ZX,CG)
SUBROUTINE  GGXT(ALP,ALAM,SSS,S,A,N,U1,MV,VECT,HA,VARA,CD,CT)
SUBROUTINE  GGXTMA(ALP,ALAM,SSS,VARA,COVAL,COVAS,VARL,COVLS,VARS,
SUBROUTINE  GGMOM(XECV,XECS,XM,ALP,ALAM,S,HA,IDOM,VECT,CG,CD)
SUBROUTINE  GGXTMO(ALAM,SSS,V,VARA,COVAL,COVAS,VARL,COVLS,VARS,HA)
SUBROUTINE  START(XECV,XECS,ALAM,C,IDOM,F,XECSM)
```

```
      PROGRAM AJUST(OUTPUT,TAPE1,TAPE2,TAPE3)
C
C CE PROGRAMME EFFECTUE L↑AJUSTEMENT DES LOIS GAMMA,GAMMA GENERALISEE,
C PEARSON 3,LOG-GAMMA ET LOG-PEARSON 3. UNE PROBABILITE EMPIRIQUE CHOISIE
C PAR L↑USAGER EST ASSOCIEE A CHACUN DES ELEMENTS DES ECHANTILLONS.
C LE PROGRAMME CALCULE DE FACON AUTOMATIQUE DES EVENEMENTS DE PERIODE
C DE RETOUR DONNEE ET CE POUR 21 PROBABILITES AU DEPASSEMENT. POUR
C CHACUN DE CES EVENEMENTS (XT), ON CALCULE L↑ECART-TYPE ET 3 INTER-
C VALLES DE CONFIANCE (50% 80% ET 95%).
C
C LES VARIABLES SONT LUES SUR LE FICHIER TAPE1. LES CARTES NO 2 ET NO 3
C SE REPETENT POUR CHACUN DES ECHANTILLONS A TRAITER.
C LE FICHIER TAPE2 CONTIENT LES COEFFICIENTS POUR LE CALCUL DE
C LA VARIABLE STANDARDISEE K
C
C     CARTE NO1
C           NPE CODE DE LA PROBABILITE EMPIRIQUE CHOISIE
C               0 HAZEN   (K-.5)/N
C               1 WEIBULL  K/(N+1)
C               2 CHEGODAYEV  (K-.3)/(N+.4)
C
C           ICODE CODE DES LOIS A AJUSTER
C               10 GAMMA,MOMENTS
C               11 GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
C               20 GAMMA GENERALISEE,MOMENTS
C               21 GAMMA GENERALISEE,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
C               30 PEARSON 3,MOMENTS CS1
C               31 PEARSON 3,MOMENTS CS2
C               32 PEARSON 3,MOMENTS CS3
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(X)
C               42 LOG-GAMMA,MOMENTS SUR X
C               50 LOG-PEARSON 3,MOMENTS CS1 SUR LOG(X),WRC
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
C               55 LOG-PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL
C
C     CARTE NO2
C      N(TAILLE DE L↑ECHANTILLON FORMAT I3) TITRE(SUR 69 COLONNES)
C     CARTE NO3 ET SUIVANTES
C           X2 OBSERVATIONS ET LEURS IDENTIFICATEURS (FORMAT(8(F6.0,A4)))
C
C     LA DERNIERE CARTE EST UNE CARTE BLANCHE
C     POUR INDIQUER LA FIN DU TRAITEMENT
C     CERTAINS RESULTATS SONT CONSERVES SUR LE FICHIER TAPE3
C     ILS POURRONT ETRE UTILISES POUR LE TRACE DES COURBES
C
      DIMENSION X(500),Y(500),ZX(500),X2(500,2),A(21,8)
      DIMENSION ICODE(25),S(21,9),P(21),TITRE(19),U1(3)
      DIMENSION HA(7),F(84),IDOM(5),IDAX(5),CG(7),CD(7),CT(7)
      DATA (P(I),I=1,21)/.0001,.0005,.001,.005,.010,.020,.050,.100,.200,
     .                  .300,.500,.700,.800,.900,.950,.980,.990,.995,
     .                  .999,.9995,.9999/
```

```
C
C  COEFFICIENTS POUR LE CALCUL RAPIDE ET PRECIS DES FONCTIONS
C                   GAMMA,DIGAMMA ET TRIGAMMA.
      DATA CG/-521.505065123,1188.,-1680.,1260.,-360.,12.,
     .0.918938533205/
      DATA CD/-12.,47.4095513748,-132.,240.,-252.,120.,-12./
      DATA CT/0.857142857143,-3.9507959479,13.2,-30.,42.,-30.,6./
      DO 333 I=1,6
      CD(I)=1/CD(I) $ CT(I)=1/CT(I)
  333 CG(I)=1/CG(I)
      CD(7)=1/CD(7) $ CT(7)=1/CT(7)
C
C     LECTURE DE LA MATRICE DES COEFFICIENTS POLYNOMIAUX
C     DE LA VARIATE PEARSON 3 STANDARDISEE
C     P : PROBABILITE AU DEPASSEMENT
      READ(2,997)
      READ(2,999)((S(I,J),J=1,9),I=1,21)
C
C   LECTURE DES COEFFICIENTS POUR LA LOI GAMMA GENERALISEE.
      READ(2,996)
      READ(2,998) F
C
      NE=500
      NL=24
      NP=21
      U1(1)=0.674
      U1(2)=1.282
      U1(3)=1.96
C
C  LECTURE DES DIFFERENTS PARAMETRES ET DES CODES DES LOIS
      READ (1,900) NPE,(ICODE(I),I=1,NL)
   10 READ (1,901) N,TITRE
      IF(N.EQ.0)STOP
C
C  LECTURE DES VALEURS ECHANTILLONNEES
      READ (1,1000) (X2(I,1),X2(I,2),I=1,N)
 1000 FORMAT(8(F6.0,A4))
      PRINT 904
      PRINT 902,TITRE
      PRINT 911
      PRINT 903
      DO 15 I=1,N
      PRINT 906,X2(I,2),X2(I,1)
   15 CONTINUE
      PRINT 904
      DO 20 I=1,N
      X(I)=X2(I,1)
   20 CONTINUE
      CALL TRI(X2,N,NE)
      PRINT 905
C
C CALCUL DE PROBABILITE EMPIRIQUE
C
      IF(NPE-1)70,75,80
   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 85
   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
   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
   85 CONTINUE
      WRITE(3,201) (X2(I,1),Y(I),I=1,N)
  201 FORMAT(F10,1,F10,4)
C
C  CALCUL DES CARACTERISTIQUES DE L ECHANTILLON
C
      PRINT 904
      PRINT 910
      CALL MOMENT(X,N,XM,XM2,XM3,XM4,XS,XECS,XECV)
      DO 90 I=1,N
      Y(I)=ALOG10(X2(I,1))
   90 CONTINUE
      PRINT 911
      PRINT 912
      CALL MOMENT(Y,N,XML,XML2,XML3,XML4,XSL,XECSL,XECVL)
      PRINT 911
      CALL INDEP(X,N,XM,XM2,XM3,XM4)
      DO 92 I=1,N
      X(I)=X2(I,1)
   92 CONTINUE
C
C  LA BOUCLE SUIVANTE COMPREND L AJUSTEMENT DES LOIS CHOISIES,
C  LE CALCUL DES MOMENTS DE LA POPULATION, XT ET VAR(XT),
C
      DO 500 J=1,NL
      IF(ICODE(J),EQ,0)GOTO 500
      IF(ICODE(J),EQ,10)95,100
C
C  LOI GAMMA,METHODE DES MOMENTS
C
   95 TIME=SECOND(W)
      CALL GAMMO(XM,XS,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=0
      PRINT 904
      PRINT 913
      GO TO 110
  100 IF(ICODE(J),EQ,11)105,101
C
C  LOI GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
```

```
C
  105 PRINT 904
      PRINT 914
      IF(XECS.GT.0.0)GOTO 107
      PRINT 915
      GO TO 500
  107 TIME=SECOND(W)
      CALL GAMMV(X,XM,N,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=1
  110 PRINT 916
      PRINT 917,ALP,ALAM,TIME
      PRINT 918
      PRINT 919,PMU,PS,PCS,PCV
      GO TO 400
  101 IF(ICODE(J).EQ.20)102,108
C
C       LOI GAMMA GENERALISEE, METHODE DES MOMENTS
C
  102 TIME=SECOND(W)
      CALL START(XECV,XECS,ALAM,SSS,IDOM,F,XECSM)
      CALL GGMOM(XECV,XECSM,XM,ALP,ALAM,SSS,HA,IDOM,VECT,CG,CD)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      PRINT 904 $ PRINT 950,IDOM(1),IDOM(2),IDOM(3)
      MV=6 $ GO TO 103
  108 IF(ICODE(J).EQ.21)109,115
C
C       LOI GAMMA GENERALISEE, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
C
  109 TIME=SECOND(W)
      CALL GGMAX(X,N,ALP,ALAM,SSS,HA,IDAX,ZX,CG)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      PRINT 904 $ PRINT 946,IDAX(1),IDAX(2),IDAX(3) $ MV=7
  103 IF(ALP.NE.0.0)GO TO 111
      PRINT 948
      IF(MV.EQ.6)108,115
  111 PRINT 916
      PRINT 947,ALP,ALAM,TIME,SSS
      PRINT 918 $ PRINT 919,HA(1),HA(2),HA(4),HA(3)
      IF(ALAM.LT..25)112,410
  112 PRINT 949
      IF(MV.EQ.6)GO TO 108
  115 IF(ICODE(J).EQ.30)120,125
C
C  LOI PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS1
C
  120 PRINT 904
      PRINT 920
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMO(XECS,XS,XM,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=2
  122 PRINT 916
      PRINT 921,ALP,ALAM,TIME,TMO
      PRINT 918
      PRINT 919,PMU,PS,PCS,PCV
```

```
      GO TO 400
  125 IF(ICODE(J).EQ.31)130,140
C
C   LOI PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS2
C
  130 PRINT 904
      PRINT 922
      CS2=(1.0+8.5/N)*XECS
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMO(CS2,XS,XM,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=2
      GO TO 122
  140 IF(ICODE(J).EQ.32)150,160
C
C   LOI PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS3
C
  150 PRINT 904
      PRINT 923
      EC1=((N-2.)/(N*(N-1.))**.5)*XECS
      EC1=EC1*(1+6.51/N+20.20/N**2+((1.48/N+6.77/N**2)*EC1**2))
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMO(EC1,XS,XM,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=2
      GO TO 122
  160 IF(ICODE(J).EQ.33)170,180
C
C   LOI PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
C
  170 PRINT 904
      IF(ABS(XECS).LE.2.) GO TO 175
      PRINT 924
      GO TO 190
  175 PRINT 925
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMV(XECS,X,N,AK2,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV,CD)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=3
      IF(AK2.LT.0.5)          GO TO 122
      PRINT 926
      GO TO 500
  180 IF(ICODE(J).EQ.34)185,200
C
C   LOI PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL
C
  185 PRINT 904
  190 PRINT 927
      TIME=SECOND(W)
      CALL MVC(X,N,XM,XECS,ALP,ALAM,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=1
      GO TO 122
  200 IF(ICODE(J).EQ.40)205,215
C
C LOI LOG10-GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE SUR LOG(X)
```

```
C
  205 PRINT 904
      PRINT 928
      IF(XECSL.GT.0.0)GOTO 210
      PRINT 915
      GO TO 500
  210 TIME=SECOND(W)
      CALL GAMMV(Y,XML,N,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=1
      GO TO 110
  215 IF(ICODE(J).EQ.41)220,230
C
C  LOI LOG10-GAMMA, METHODE DES MOMENTS SUR LOG(X)
C
  220 PRINT 904
      PRINT 929
      TIME=SECOND(W)
      CALL GAMMO(XML,XSL,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=0
      GO TO 110
  230 IF(ICODE(J).EQ.42)240,250
C
C  LOI LOG10-GAMMA,METHODE DES MOMENTS SUR X
C
  240 PRINT 904
      PRINT 930
      TIME=SECOND(W)
      CALL LOGGAM(XM,XM2,ALP,ALAM,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=4
      GO TO 110
  250 IF(ICODE(J).EQ.50)260,270
C
C LOI LOG10-PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS1 SUR LOG(X) (WRC)
C
  260 PRINT 904
      PRINT 931
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMO(XECSL,XSL,XML,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=2
      GO TO 122
  270 IF(ICODE(J).EQ.51)280,290
C
C  LOI LOG10-PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS SUR X
C
  280 PRINT 904
      PRINT 932
      TIME=SECOND(W)
      CALL BOBLP(XM,XM2,XM3,B,ALP,ALAM,TMO,PMU,PS,PCV,PCS)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=5
      IF(B.NE.25.) GOTO 122
      PRINT 933
```

```
      GO TO 500
  290 IF(ICODE(J).EQ.52)300,310
C
C LOI LOG10-PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS2 SUR LOG(X)
C
  300 PRINT 904
      PRINT 934
      XECSL2=(1.0+8.5/N)*XECSL
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMO(XECSL2,XSL,XML,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=2
      GO TO 122
  310 IF(ICODE(J).EQ.53)320,330
C
C LOI LOG10-PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS CS3 SUR LOG(X)
C
  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))
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMO(ECL1,XSL,XML,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=2
      GO TO 122
  330 IF(ICODE(J).EQ.54)340,350
C
C  LOI LOG10-PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE SUR LOG(X)
C
  340 PRINT 904
      IF(ABS(XECSL).LE.2.) GO TO 345
      PRINT 924
      GO TO 365
  345 PRINT 936
      TIME=SECOND(W)
      CALL PEAMV(XECSL,Y,N,AK2,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV,CD)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=3
      IF(AK2.LT.0.5) GO TO 122
      PRINT 926
  350 IF(ICODE(J).EQ.55)360,500
C
C  LOI LOG10-PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL SUR LOG(X)
C
  360 PRINT 904
  365 PRINT 937
      TIME=SECOND(W)
      CALL MVC(Y,N,XML,XECSL,ALP,ALAM,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
      TIME=SECOND(W)-TIME
      MV=1
      GO TO 122
C
C  CALCUL DE XT: EVENEMENT DE PERIODE DE RETOUR DONNEE
C             VARXT: VARIANCE DE XT
C             ET INTERVALLE DE CONFIANCE DE XT
```

```
C
  400 AA=PCS $ BB=PS $ CC=PMU
      IF(MV.EQ.3.AND.ABS(AA).GT.(2.**.5)) GO TO 405
      IF(ABS(AA).LE.4)GOTO 410
      PRINT 938
      GO TO 500
  405 PRINT 939
      GO TO 500
  410 CONTINUE
      IF((MV.EQ.6).OR.(MV.EQ.7))419,420
  419 CALL GGXT(ALP,ALAM,SSS,S,A,N,U1,MV,VECT,HA,VARA,CD,CT)
      IF(VARA.EQ.14.)PRINT 951
      GO TO 431
  420 DO 430 K=1,NP
      CALL FROU(S,P(K),AA,FP,DK)
      XT=CC+FP*BB
      A(K,1)=XT
      CALL VARIANC(VARXT,ALAM,ALP,TMO,FP,DK,AA,BB,N,MV,PCV,CT)
      A(K,2)=VARXT**0.5
      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)
  425 CONTINUE
  430 CONTINUE
  431 PRINT 911
      PRINT 940
      IF(ICODE(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
      A(K,I)=10.**A(K,I)
  435 CONTINUE
      DO 440 K=1,NP
      WRITE(3,436) P(22-K),A(K,1),A(K,7),A(K,8)
  436 FORMAT(F10.4,3F10.1)
  440 PRINT 944,P(K),(A(K,I),I=1,8)
      PRINT 945
      GO TO 500
  445 PRINT 943
      DO 450 K=1,NP
      WRITE(3,436) P(22-K),A(K,1),A(K,7),A(K,8)
  450 PRINT 944,P(K),(A(K,I),I=1,8)
      PRINT 945
  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
     1ALEURS*//)
  904 FORMAT(1H1/)
  905 FORMAT(17X,*VALEURS CLASSEES*,13X,*PROB. EMPIR. AU NON DEPAS.*//)
  906 FORMAT(14X,A5,8X,F10.2,20X,F7.5)
```

```
907 FORMAT(////4X,*LA LOI DE PROB. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIE (
   1PLOTTING POSITION)=*//10X,*PK=(K-0.5)/N*)
908 FORMAT(////4X,*LA LOI DE PROB. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIE (
   1PLOTTING POSITION)=*//10X,*PK=K/(N+1)*)
909 FORMAT(////4X,*LA LOI DE PROB. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIE (
   1PLOTTING POSITION)=*//10X,*PK=(K-0.3)/(N+0.4)*)
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*)
913 FORMAT( 4X,*GAMMA,METHODE DES MOMENTS*)
914 FORMAT(4X,*GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE*)
915 FORMAT(//8X,*ON NE PEUT PAS AJUSTER LES PARAMETRES DE LA LOI GAMMA
   2*/8X,*PAR CETTE METHODE CAR LE COEFFICIENT D ASYMETRIE EST NEGATIF
   3*)
916 FORMAT(//8X,*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 *,5X,
   2*ESTIMATION:*,F6.3,* SECONDES*,/10X,43(1H*))
918 FORMAT(//8X,*CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION*/)
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)))
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 *,5X,*ESTIMATION:*,F6.3,* SECONDES*,
   3/10X,1H*,1X,*PARAMETRE DE POSITION (M)  *,F12.4,2H */10X,43(1H*))
922 FORMAT(4X,*PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS AVEC LA CORRECTION*//8X,
   119HCS2 = (1+8.5/N)CS1 )
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**,*2))*)
924 FORMAT(/,4X,*ON NE PEUT PAS AJUSTER LA LOI PEARSON 3,MAXIMUM DE VR
   1AISEMBLANCE,CAR LA VALEUR ABSOLUE DE CS EST PLUS GRANDE QUE 2*//)
925 FORMAT(4X,*PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE*)
926 FORMAT(6X,*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
   1S VALEURS*)
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
   1LEURS OBSERVEES*)
933 FORMAT(///8X,*ON NE PEUT PAS CALCULER LES PARAMETRES ET LES MOMENT
   1S CAR LA VALEUR DE B NON INCLUSE DANS LES TABLES*)
934 FORMAT(4X,*LOG10-PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHMES
   1 DES VALEURS OBSERVEES AVEC LA CORRECTION* //8X,*CS2 = (1.0+8.5/N)
   1CS1*)
935 FORMAT(4X,*LOG10-PEARSON 3, METHODE DES MOMENTS SUR LES LOGARITHME
   1S DES VALEURS OBSERVEES AVEC LA CORRECTION* //8X,*CS3=CS(1+6.51/N+
```

```
     120,20/N*,2H**,*2+((1,48/N+6,77/N*,2H**,*2) CS*,2H**,*2))*)
 936 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON 3 MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE*)
 937 FORMAT(4X,*LOG10=PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL*
     1)
 938 FORMAT(//8X,*VALEUR ABSOLUE DE CS PLUS GRANDE QUE 4, ON NE PEUT PA
     1S CALCULER PERIODE DE RETOUR*)
 939 FORMAT(///,4X,*ON NE PEUT PAS CALCULER L ECART=TYPE DE XT CAR LA V
     1ALEUR ABSOLUE DE CS(POP.)  EST COMPRISE ENTRE RACINE DE 2 ET 2*)
 940 FORMAT(/1X,130(1H*)/1X,2H* ,*PROBABILITE*,3H * ,*EVENEMENT*,2X,1H*
     1,2X,*ECART TYPE*,2X,1H*,32X,*INTERVALLE DE CONFIANCE*,31X,1H*/1X,2
     2H* ,2X,*  AU  *,4X,1H*,12X,1H*,6X,*DE*,6X,1H*,86X,1H*)
 941 FORMAT(1X,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*/1X,130(
     21H*))
 943 FORMAT(1X,2H* ,*DEPASSEMENT*,1X,1H*,5X,*XT*,5X,1H*,6X,*XT*,6X,1H*,
     112X,*50%*,12X,1H*,12X,*80%*,12X,1H*,13X,*95%*,14X,1H*/1X,130(1H*))
 944 FORMAT(2H *,F8.4,5X,1H*,1X,F9.2,2X,1H*,1X,F10.3,3X,1H*,4X,2F10.
     11,3X,1H*,4X,2F10.1,3X,1H*,2X,2F12.1,4X,1H*)
 945 FORMAT(1X,130(1H*))
 946 FORMAT(4X,*GAMMA GENERALISEE, MAX. DE VRAISEMBLANCE*,/6X,
     .*(DIAGNOSTIC:*,3I3,* )*)
 947 FORMAT(/10X,43(1H*)/10X,1H*,1X,*PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)*,E12.5
     1,2H */10X,1H*,1X,*PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)*,F12.4,2H *,5X,
     2*ESTIMATION:*,F6.3,* SECONDES*,/10X,1H*,
     31X,*PARAMETRE DE PUISSANCE  (S)*,F12.4,2H */10X,43(1H*))
 948 FORMAT(//8X,*LE PROCESSUS ITERATIF NE SEMBLE PAS CONVERGER*)
 949 FORMAT(//8X,*LAMBDA < 0.25   POLYNOMES NON=UTILISABLES*)
 950 FORMAT(4X,*GAMMA GENERALISEE, METHODE DES MOMENTS*,/6X,*(DIAGNOS*,
     .*TIC:*,3I3,* )*)
 951 FORMAT(/4X,*IMPOSSIBLE DE CALCULER LA VARIANCE*)
 996 FORMAT(///)
 997 FORMAT(///////)
 998 FORMAT(6X,8E13.6)
 999 FORMAT(F6.4,8E13.6)
     END
C
***********************************************SUBROUTINE MOMENT(X,****
      SUBROUTINE MOMENT(X,N,XM,XM2,XM3,XM4,XS,XECS,XECV)
C CALCUL DES CARACTERISTIQUES D UN ECHANTILLON
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
      DIMENSION X(1)
      XM2=XM3=XM4=0.
      XM=XS=XECS=0.
      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)
      XM=XM/N
      XM2=XM2/N
      XM3=XM3/N
      XM4=XM4/N
```

```
      DO 2 I=1,N
      XS=XS+((X(I)-XM)**2)
    2 XECS=XECS+((X(I)-XM)**3)
      XS=(XS/(N-1))**0.5
      XECS=(XECS*N)/((N-1)*(N-2))/(XS**3)
      XECV=XS/XM
      PRINT 900,N,XM,XS,XECS,XECV
  900 FORMAT(///6X,33(1H*)/ 6X,1H*,1X,*TAILLE*,13X,I10,1X,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*))
      RETURN
      END
C
*************************************************SUBROUTINE INDEP(X,N****
      SUBROUTINE INDEP(X,N,XM1,XM2,XM3,XM4)
C  TEST DE WALD-WOLFOWITZ (1943) POUR TESTER
C  L INDEPENDANCE D UNE SERIE
C  REFERENCE
C       WALD,A.,J.WOLFOWITZ(1943). AN EXACT TEST FOR RANDOMNESS IN THE NON
C                PARAMETRIC CASE BASED ON SERIAL CORRELATION, ANN. OF MATH.
C                STAT., BALTIMORE XIV.
C  X  VECTEUR DES VALEURS OBSERVEES
C  N  TAILLE DE LA SERIE
C  XMI  MOMENT D ORDRE I NON CENTRE
      DIMENSION X(1)
      R=X(1)*X(N)
      N1=N-1
      DO 1 I=1,N1
      R=R+X(I)*X(I+1)
    1 CONTINUE
      A1=N*XM1
      A2=N*XM2
      A3=N*XM3
      A4=N*XM4
      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
      PRINT 900,U
      IF(ABS(U).GT.2.57)GOTO 2
      IF(ABS(U).LT.1.96)GOTO 3
      PRINT 901
      RETURN
    2 PRINT 902
      RETURN
    3 PRINT 903
      RETURN
  900 FORMAT(//4X,*RESULTAT DU TEST DE WALD-WOLFOWITZ SUR L INDEPENDANCE
     1*//10X,*U =*,F7.3)
  901 FORMAT(///10X,*ON REJETTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE*//10X,*AU NIV
     1EAU DE SIGNIFICATION 5%*//10X,*ON L ACCEPTE AU NIVEAU 1%*)
  902 FORMAT(///10X,*ON REJETTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE*//10X,*AU NIVE
     1EAU DE SIGNIFICATION 1%*)
  903 FORMAT(///10X,*ON ACCEPTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE*//10X,*AU NIV
     1EAU DE SIGNIFICATION 5%*)
```

```
      END
C
*************************************************SUBROUTINE GAMMO(XM,****
      SUBROUTINE GAMMO(XM,XS,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
C  AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA PAR LA METHODE DES MOMENTS
C  XM MOYENNE
C  XS ECART TYPE
C  ALAM,ALP PARAMETRES DE LA LOI
C  PMU,PS,PCS,PCU CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
      ALAM=(XM/XS)**2
      ALP=XM/XS**2
      PMU=ALAM/ALP
      PS=(ALAM**0.5)/ALP
      PCS=2./ALAM**0.5
      PCV=PCS/2.
      RETURN
      END
C
*************************************************SUBROUTINE GAMMV(X,X****
      SUBROUTINE GAMMV(X,XM,N,ALAM,ALP,PMU,PS,PCS,PCV)
C  AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA PAR LE MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
C  X  VECTEUR DES VALEURS
C  ALAM,ALP PARAMETRES DE LA LOI
C  PMU,PS,PCS,PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
C  REFERENCE
C       MARKOVIC,R.D., PROBABILITY FUNCTIONS OF BEST FIT TO DISTRIBUTIONS
C          OF ANNUAL PRECIPITATION AND RUNOFF,HYDROLOGY PAPERS 8, COLORADO
C                STATE UNIVERSITY, AUGUST 1965
      DIMENSION X(1)
      G=0.
      DO 1 I=1,N
    1 G=G+(ALOG(X(I))/N)
      B=ALOG(XM)-G
      C=(1.+((1.+((4.*B)/3.))**0.5))/(4.*B)
      ALAM=C-0.04475*(0.26**C)
      ALP=ALAM/XM
      PMU=ALAM/ALP
      PS=ALAM**0.5/ALP
      PCV=PS/PMU
      PCS=2*PCV
      IF(C.LT.0.15) PRINT 900
  900 FORMAT(//,5X,*LA CORRECTION SUR LAMBDA EST APPROXIMATIVE*,/)
      RETURN
      END
C
*************************************************SUBROUTINE LOGGAM(EM****
      SUBROUTINE LOGGAM(EM,EM2,ALPHA,ALAM,PMU,PS,PCS,PCV)
C  AJUSTEMENT A LA LOI LOG-GAMMA PAR LA METHODE DES MOMENTS
C  APPLIQUEE A LA SERIE DES VALEURS OBSERVEES
C  EM  MOYENNE
C  EM2  MOMENT D ORDRE 2 NON CENTRE
C  ALPHA,ALAM  PARAMETRES DE LA LOI
C  PMU,PS,PCS,PCV  CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
      BETA=4.606/ALOG(10.)
      B=ALOG10(EM2)/ALOG10(EM)
      IF(B.LT.2.05)BETA=3./(-1.+(6*B-11)**.5)
    1 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=(B-T)/T3
      IF(ABS(DELTA).LE.0.0001)GOTO 2
      BETA=BETA+DELTA
      GO TO 1
    2 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
C
************************************************SUBROUTINE PEAMO(XEC****
      SUBROUTINE PEAMO(XECS,XS,XM,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
C  LOI PEARSON-3 PAR LA METHODE DES MOMENTS
C  XECS COEFF. D ASYMETRIE
C  XS ECART TYPE
C  XM MOYENNE
C  ALAM,ALP,TMO PARAMETRES DE LA LOI
C  PMU,PS,PCS,PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
      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
      PMU=TMO+ALAM/ALP
      PS=SIGN*(ALAM**0.5/ALP)
      PCS=SIGN*(2./ALAM**0.5)
      PCV=PS/PMU
      RETURN
      END
C
************************************************SUBROUTINE PEAMV(XEC****
      SUBROUTINE PEAMV(XECS,X,N,AK2,ALAM,ALP,TMO,PMU,PS,PCS,PCV,CD)
C  LOI PEARSON 3  PAR LE MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
      DIMENSION X(1),AM(5),DR(5),CD(7)
      SIGN=1.0
      EPS=0.000005
      IF(XECS.GT.0.0) GO TO 2
      SIGN=-1.0
      DO 1 I=1,N
      X(I)=-X(I)
    1 CONTINUE
      CALL TRI2(X,N)
    2 IT=1
      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
      AM(J)=AK1*X(1)
      CALL DERIV(AM(J),ALAM,ALP,X,DR(J),DM1,R0,N,CD)
      IF(DR(1).LE.0.0) GO TO 3
      PRINT 900,AM(1)
```

```
      GO TO 12
    3 IF(DR(J).GT.0.0) GO TO 5
      AK1=AK1+SIGK*9.*10.**(J-6)
    4 CONTINUE
      PRINT 901
      GO TO 12
    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,CD)
      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
    7 TAM=TAM-DM1
      DM1=0.5*DM1
      GO TO 6
    8 DO 9 I=1,100
      AMI=AM(J)-(I/100.)*(AM(J)-AM(J-1))
      CALL DERIV(AMI,ALAM,ALP,X,ADR,DM1,RO,N,CD)
      IF(RO.LT.0.0)GO TO 9
      AM(J)=AMI
      TAM=AMI
      GO TO 6
    9 CONTINUE
      PRINT 902
      GO TO 12
   10 TMO=TAM
      AK2=0.0
      ALP=SIGN*ALP
      TMO=SIGN*TMO
      PS=SIGN*ALAM**.5/ALP
      PMU=TMO+ALAM/ALP
      PCS=SIGN*2./(ALAM**.5)
      PCV=PS/PMU
      GO TO 13
   11 CONTINUE
      PRINT 903
   12 AK2=1.0
   13 IF(XECS.GT.0.0) GO TO 15
      DO 14 I=1,N
      X(I)=-X(I)
   14 CONTINUE
      CALL TRI2(X,N)
   15 RETURN
  900 FORMAT(///8X,*LA PREMIERE VALEUR DE M EST TROP GRANDE*/10X,*M=*,F1
     15.6)
  901 FORMAT(// 8X,*LA DERIVEE DE R EST NEGATIVE POUR TOUS LES CAS*)
  902 FORMAT(// 8X,*AUCUNE SOLUTION*)
  903 FORMAT(// 8X,*ON SUPPOSE QU IL N Y A PAS CONVERGENCE CAR ON A ATTE
     1INT*/8X,*LE NOMBRE MAXIMUM DE 100 ITERATIONS*)
      END
C
***********************************************************SUBROUTINE DERIV(AM,****
      SUBROUTINE DERIV(AM,ALAM,ALP,X,DR,DM1,RO,N,CD)
```

```
C  SUBROUTINE UTILITAIRE APPELEE DANS PEAMV
      DIMENSION X(1),CD(7)
      A=B=A1=R=0.
      DO 1 I=1,N
      D=X(I)-AM
      A=A+1./D
      A1=A1+1./D**2
    1 B=B+D
      B=N**2/B
      B1=B**2/N
      ALP=A*B/(N*(A-B))
      ALAM=A/(A-B)
      DO 2 I=1,N
      RT=ALP*(X(I)-AM)
    2 R=R+ALOG(RT)
      PSI=DIGA(ALAM,CD)
      R0=R-N*PSI
      ALAM1=ALAM+.001
      ALAM2=ALAM-.001
      PSI1=DIGA(ALAM1,CD)
      PSI2=DIGA(ALAM2,CD)
      PSIDER=(PSI1-PSI2)/(ALAM1-ALAM2)
      DR=(((A**2)*B1)-((B**2)*A1))/(ALP*(A-B)**2)
      DR=DR-A
      DR=DR-(N*PSIDER*((A*B1)-(A1*B)))/((A-B)**2)
      DM1=-R0/DR
      RETURN
      END
C
*************************************************SUBROUTINE BOBLP(XM,****
      SUBROUTINE BOBLP(XM,XM2,XM3,B,ALPHA,ALAM,TMO,PMU,PS,PCV,PCS)
C  LOI LOG10 PEARSON-3 PAR LA METHODE DES MOMENTS APPLIQUEE A LA
C  SERIE DES VALEURS OBSERVEES
C  XM,XM2,XM3 MOMENTS D ORDRE 1,2,3 DE L ECHANTILLON
C  ALPHA,ALAM,TMO PARAMETRES DE LA LOI
C  PMU,PS,PCS,PCV CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION
C  REFERENCE
C   BOBEE,B., THE LOG-PEARSON TYPE 3 DISTRIBUTION AND ITS APPLICATION
C      IN HYDROLOGY, WATER RES. RES., VOL. 2, NO 5, OCT. 1975, 681-689
      B=(ALOG10(XM3)-3*ALOG10(XM))/(ALOG10(XM2)-2*ALOG10(XM))
C  SERIE DE TESTS POUR EVALUER DE FACON APPROXIMATIVE BETA=ALPHA/LN10
      IF((B.GT.23.7204).OR.(B.LT.2.04079))GOTO 3
      IF((B.GE.3.08).OR.(B.LE.2.933))GOTO 1
      BETA=(1.+(5.*B-14.)**0.5)/(B-3.)
      GO TO 2
    1 IF(B.GE.3.08)BETA=6.91/ALOG(10.)
      IF(B.LE.2.933)BETA=-.001/ALOG(10.)
C  CALCUL DE LA VALEUR DE BETA DE FACON PLUS PRECISE(=C)
    2 CALL APP(BETA,B,C)
      ALPHA=C*ALOG(10.)
      ALAM=(ALOG10(XM2)-2.*ALOG10(XM))/ALOG10(((1.-1./C)**2)/(1.-2/C))
      TMO=ALOG10(XM)+ALAM*ALOG10(1.-1./C)
      PMU=TMO+ALAM/ALPHA
      SIGN=1.0
      IF(ALPHA.LE.0.0)SIGN=-1.0
      PS=SIGN*(ALAM**0.5/ALPHA)
      PCV=PS/PMU
```

```
      PCS=SIGN*(2/ALAM**0.5)
      GOTO 4
    3 B=25.
    4 RETURN
      END
C
***************************************************SUBROUTINE APP(BETA,****
      SUBROUTINE APP(BETA,B,C)
C  UTILISE DANS BOBLP, APP SERT A PRECISER LA VALEUR DE BETA (FONCTION
C  DE ALPHA) PAR LA PREMIERE PARTIE DU DEVELOPPEMENT DE TAYLOR
    1 S1=ALOG10(((1.-1./BETA)**3)/(1.-3./BETA))
      S2=ALOG10(((1.-1./BETA)**2)/(1.-2./BETA))
      T=S1/S2
      T1=2*S1/(BETA*(BETA-1)*(BETA-2))-6*S2/(BETA*(BETA-1)*(BETA-3))
      T2=S2**2
      T3=T1/T2
      DELTA=(B-T)/T3
      IF(ABS(DELTA).LE.0.0001)GOTO 2
      BETA=BETA+DELTA
      GOTO 1
    2 C=BETA
      RETURN
      END
C
***************************************************SUBROUTINE MVC(X,N,X****
      SUBROUTINE MVC(X,N,XM,XECS,ALP,ALAM,TMO,PMU,PS,PCS,PCV)
C  LOI PEARSON 3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL
      DIMENSION X(1)
      IF(XECS.GT.0.0) GO TO 10
      DO 5 I=1,N
      X(I)=-X(I)
    5 CONTINUE
      CALL TRI2(X,N)
      XM=-XM
   10 AM=X(1)
      DO 15 I=2,N
      X(I-1)=X(I)-AM
   15 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
   20 CONTINUE
      X(1)=AM
      IF(XECS.GT.0.0) GO TO 30
      DO 25 I=1,N
      X(I)=-X(I)
   25 CONTINUE
      CALL TRI2(X,N)
      PMU=-PMU
      XM=-XM
      ALP=-ALP
```

```
      PCV=-PCV
      PCS=-PCS
      AM=-AM
   30 TMO=AM
      RETURN
      END
C
****************************************************SUBROUTINE FROU(U,P,****
      SUBROUTINE FROU(U,P,XECS,FP,DK)
C  CALCUL DE LA VARIATE STANDARDISEE POUR UNE ASYMETRIE DONNEE
C  ET UNE PROBABILITE AU DEPASSEMENT DONNEE.
C  U  MATRICE 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
      DIMENSION U(21,9)
      IND=0
      IF(XECS.GE.0.) GOTO 5
      XECS=-XECS
      P=1.-P
      IND=1
    5 CONTINUE
      DO 3 J=1,21
      IF(ABS(U(J,1)-P).GT.10.E-6) GOTO 3
      FP=U(J,2)
      XY=1.
      DO 1 L=1,7
      XY=XY*XECS
      FP=FP+U(J,L+2)*XY
    1 CONTINUE
      A=1.
      XY=1.
      DK=U(J,3)
      DO 2 K=1,6
      A=A+1.
      XY=XY*XECS
      DK=DK+U(J,K+3)*XY*A
    2 CONTINUE
      GO TO 4
    3 CONTINUE
    4 IF(IND.EQ.0) GOTO 6
      P=1.-P
      FP=-FP
      XECS=-XECS
    6 RETURN
      END
C
****************************************************SUBROUTINE VARIANC(V****
      SUBROUTINE VARIANC(VARXT,ALAM,ALP,AM,FP,DK,AA,BB,N,MV,PCV,CT)
C  SOUS-ROUTINE CALCULANT LA VARIANCE D UN EVENEMENT DE PERIODE
C  DE RETOUR DONNEE
      DIMENSION CT(7)
      EPSI=ABS(ALP)/ALP
      TRI=TRIGA(ALAM,CT)
      IF(MV.EQ.5) GO TO 6
      IF(MV.EQ.4) GO TO 5
      IF(MV.EQ.3) GO TO 4
```

```
      IF(MV-1)1,2,3
C  GAMMA,METHODE DES MOMENTS
    1 CONTINUE
      A1=(1.+FP*PCV)**2
      A2=.5*(FP+2*PCV*DK)**2*(1.+PCV**2)
      VARXT=BB**2/N*(A1+A2)
      GO TO 7
C  GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
    2 CONTINUE
      A1=(-ALAM/(ALP**2))*(1.+FP*EPSI/(ALAM**.5))
      A3=A1
      A1=A1**2
      A1=A1*TRI*(ALP**2)/(N*ALAM*(TRI-1./ALAM))
      A2=(1.+(EPSI*FP/(2*(ALAM**.5)))-DK/ALAM)/ALP
      A3=A3*A2
      A2=A2**2
      A2=A2/(N*(TRI-1./ALAM))
      A3=2*A3*ALP/(N*ALAM*(TRI-1./ALAM))
      VARXT=A1+A2+A3
      GO TO 7
C  PEARSON-3,METHODE DES MOMENTS
    3 CONTINUE
      A1=((5*(AA**4)/8)+(3*(AA**2))+2)*3*(DK**2)
      A2=(((AA**3)/4)+AA)*3*FP*DK
      A3=((((3*(AA**2))/4)+1)*(FP**2)/2)+1+FP*AA
      VARXT=((BB**2)/N)*(A1+A2+A3)
      GO TO 7
C  PEARSON-3,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE
    4 CONTINUE
      AB=2*TRI-(2/(ALAM-1))+1./((ALAM-1)**2)
      A1=(-ALAM/ALP**2)*(1.+EPSI*FP/(ALAM**.5))
      A4=A1
      A1=A1**2
      A1=A1*((ALP**2)*(ALAM-2)/(N*AB))*((TRI/(ALAM-2))-1./((ALAM-1)**2))
      A2=(1.+(EPSI*FP/(2*(ALAM**.5)))-DK/ALAM)/ALP
      A5=A2
      A2=A2**2
      A2=A2*2/(N*AB)
      A3=((ALAM-2)*(TRI*ALAM-1))/(N*AB*(ALP**2))
      A6=A4*A5*2*ALP/(N*AB*(ALAM-1))
      A4=A4*2*(ALAM-2)*(TRI-1./(ALAM-1))/(N*AB)
      A5=A5*2*(2.-ALAM)/(N*ALP*AB*(ALAM-1))
      VARXT=A1+A2+A3+A4+A5+A6
      GO TO 7
C  LOG-GAMMA,MOMENTS SUR X
    5 CONTINUE
      CALL VYTLG(ALP,ALAM,FP,DK,N,VARXT)
      GO TO 7
C  LOG-PEARSON 3,MOMENTS SUR X
    6 CONTINUE
      CALL VYTBB(ALP,ALAM,AM,FP,DK,N,VARXT)
    7 RETURN
      END
C
**************************************************SUBROUTINE VYTLG(A,B****
      SUBROUTINE VYTLG(A,B,AK,DK,N,VYT)
      DIMENSION VM(3),V(3,3),VP(3),D(2,2)
```

```
      REAL K,MP(4)
      NV=3
      K=1./ALOG(10.)
      E=A*K
      DO 5 I=1,4
      MP(I)=(1.-FLOAT(I)/E)**(-B)
    5 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
      D(I,1)=-I*MP(I)*B/(A*E*(1.-FLOAT(I)/E))
      D(I,2)=-MP(I)*ALOG(1.-FLOAT(I)/E)
   10 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)
   15 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)
      CALL INVER(V,NV)
      DO 25 I=1,3
      VP(I)=0.
      DO 20 J=1,3
      VP(I)=VP(I)+V(I,J)*VM(J)
   20 CONTINUE
   25 CONTINUE
      EPS=ABS(A)/A
      YA=(-B/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
C
*************************************************SUBROUTINE VYTBB(A,B****
      SUBROUTINE VYTBB(A,B,C,AK,DK,N,VYT)
      DIMENSION T(6),VM(6),V(6,6),VP(6),D(3,3)
      REAL K,MP(6)
      NV=6
      K=1./ALOG(10.)
      E=A*K
      DO 5 I=1,6
      T(I)=(1.-FLOAT(I)/E)**B
    5 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
      D(I,1)=-I*MP(I)*B/(A*E*(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
      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)
      V(I,6)=2.*D(I,2)*D(I,3)
   22 CONTINUE
      L=1
      M=2
      DO 25 J=4,6
      IF(J.EQ.5) M=3
      IF(J.EQ.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)
      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)
      DO 30 I=1,6
      VP(I)=0.
      DO 28 J=1,6
      VP(I)=VP(I)+V(I,J)*VM(J)
   28 CONTINUE
   30 CONTINUE
      EPS=ABS(A)/A
      YA=(-B/A**2)*(1.+EPS*AK/B**.5)
      YB=(1./A)*(1.+EPS*AK/(2*B**.5)-DK/B)
      YC=1.
      VYT=(YA**2)*VP(1)+(YB**2)*VP(2)+(YC**2)*VP(3)+2.*YA*YB*VP(4)
     .+2.*YA*YC*VP(5)+2.*YB*YC*VP(6)
      RETURN
      END
C
*************************************************SUBROUTINE INVER(A,N****
      SUBROUTINE INVER(A,N)
      DIMENSION A(N,N)
      DO 20 K=1,N
      D=A(K,K)
      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
```

```
**************************************************SUBROUTINE TRI(V,N,L****
      SUBROUTINE TRI(V,N,L)
C  TRI ASCENDANT DES VALEURS DE V ET DES IDENTIFICATEURS
      DIMENSION V(L,2)
      N1=N-1
      DO 3 I=1,N1
      J1=I+1
      DO 2 J=J1,N
      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)
      V(J,1)=TEMP1
      V(J,2)=TEMP2
    2 CONTINUE
    3 CONTINUE
      RETURN
      END
C
**************************************************SUBROUTINE TRI2(V,N)****
      SUBROUTINE TRI2(V,N)
C  TRI ASCENDANT DES VALEURS DE V
      DIMENSION V(1)
      N1=N-1
      DO 3 I=1,N1
      J1=I+1
      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
    3 CONTINUE
      RETURN
      END
C
**************************************************FUNCTION GAMA(X,CG) ****
      FUNCTION GAMA(X,CG)
      DIMENSION CG(7)
      W=1.0 $ Y=X
   20 IF(Y.GT.15.)GO TO 10
      W=W*Y $ Y=Y+1. $ GO TO 20
   10 I9=1
      IF(Y.GT.10000.)I9=3
      GAMA=0. $ Z=Y**2
      DO 30 I=I9,5
   30 GAMA=(GAMA+CG(I))/Z
      GAMA=(GAMA+CG(6))/Y+CG(7)-Y+(Y-.5)*ALOG(Y)-ALOG(W)
      RETURN
      END
**************************************************FUNCTION DIGA(XX,CD)****
      FUNCTION DIGA(XX,CD)
      DIMENSION CD(7)
      X=XX $ Y=DIGA=0.0
   10 IF(X.GT.8)GO TO 20
      Y=Y+1/X $ X=X+1.0 $ GO TO 10
   20 J=1
```

LOG10-PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)	-13,2335
PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)	4,6868
PARAMETRE DE POSITION (M)	3,8531

ESTIMATION: ,017 SECONDES

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	6683,60	233,583	6528,0	6842,9	6390,8	6989,9	6241,1	7157,5
,0005	6490,62	271,305	6310,3	6676,1	6152,0	6847,9	5980,1	7044,8
,0010	6382,65	286,922	6192,2	6579,0	6025,2	6761,3	5844,3	6970,5
,0050	6049,02	317,650	5838,7	6267,0	5655,2	6470,3	5457,4	6704,8
,0100	5856,94	326,206	5641,2	6081,0	5453,3	6290,4	5251,2	6532,5
,0200	5624,58	329,924	5406,5	5851,4	5217,1	6063,8	5013,7	6309,9
,0500	5234,52	324,136	5020,5	5457,6	4835,0	5667,0	4636,3	5910,0
,1000	4851,14	309,032	4647,3	5064,0	4470,7	5264,0	4281,7	5496,3
,2000	4350,97	283,826	4163,8	4546,5	4001,9	4730,5	3828,8	4944,4
,3000	3973,99	266,249	3798,5	4157,6	3646,9	4330,4	3485,0	4531,7
,5000	3340,20	249,781	3176,0	3512,9	3034,9	3676,3	2884,8	3867,5
,7000	2719,93	254,984	2553,4	2897,3	2411,9	3067,3	2263,4	3268,6
,8000	2363,51	265,005	2191,5	2549,1	2047,1	2728,9	1897,2	2944,4
,9000	1904,67	279,015	1725,6	2102,3	1578,6	2298,2	1429,3	2538,1
,9500	1563,69	285,276	1382,8	1768,3	1237,6	1975,7	1093,6	2235,9
,9800	1226,09	283,012	1049,4	1432,5	912,0	1648,3	779,9	1927,5
,9900	1029,36	275,518	859,4	1232,9	730,4	1450,7	609,2	1739,4
,9950	869,16	264,704	707,9	1067,2	588,2	1284,3	478,5	1578,8
,9990	596,32	232,669	458,4	775,7	361,6	983,4	277,6	1281,2
,9995	509,67	217,624	382,2	679,6	294,8	881,1	220,7	1176,9
,9999	357,12	182,966	252,8	504,4	185,2	688,8	130,8	974,8

ESSAI AJUST VERSION 1983 (POLYNOMES DEGRE 7)

SERIE DES VALEURS OBSERVEES

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

VALEURS CLASSEES	PROB. EMPIR. AU NON DEPAS.
630.00	.02991
1960.00	.07265
2270.00	.11538
2570.00	.15812
2650.00	.20085
2800.00	.24359
2820.00	.28632
2960.00	.32906
2970.00	.37179
3020.00	.41453
3180.00	.45726
3450.00	.50000
3590.00	.54274
3770.00	.58547
3870.00	.62821
4070.00	.67094
4180.00	.71368
4320.00	.75641
4360.00	.79915
5020.00	.84188
5030.00	.88462
5090.00	.92735
7130.00	.97009

LA LOI DE PROB. EMPIR. AU NON DEPASSEMENT CHOISIE (PLOTTING POSITION)=

PK=(K-0.3)/(N+0.4)

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 LOGARITHMES 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 =   ,895

ON ACCEPTE L HYPOTHESE D INDEPENDANCE

AU NIVEAU DE SIGNIFICATION 5%

GAMMA,METHODE DES MOMENTS

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)	,0020	
PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)	7,2537	ESTIMATION: ,001 SECONDES

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

MOYENNE	3552,6087
ECART TYPE	1319,0707
COEFF. ASYMETRIE	,7426
COEFF. VARIATION	,3713

PROBABILITE AU DEPASSEMENT	EVENEMENT XT	ECART TYPE DE XT	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	10636.87	1680,084	9504,5	11769,2	8483,0	12790,7	7343,9	13929,8
,0005	9532.94	1409,205	8583,1	10482,7	7726,3	11339,5	6770,9	12295,0
,0010	9042.14	1291,709	8171,5	9912,8	7386,2	10698,1	6510,4	11573,9
,0050	7854.22	1016,628	7169,0	8539,4	6550,9	9157,5	5861,6	9846,8
,0100	7315.17	897,120	6710,5	7919,8	6165,1	8465,3	5556,8	9073,5
,0200	6753.40	777,056	6229,7	7277,1	5757,2	7749,6	5230,4	8276,4
,0500	5963.23	618,038	5546,7	6379,8	5170,9	6755,6	4751,9	7174,6
,1000	5312.95	498,892	4976,7	5649,2	4673,4	5952,5	4335,1	6290,8
,2000	4589.10	384,669	4329,8	4848,4	4096,0	5082,2	3835,1	5343,1
,3000	4109.24	324,483	3890,5	4327,9	3693,3	4525,2	3473,3	4745,2
,5000	3390.75	267,319	3210,6	3570,9	3048,1	3733,5	2866,8	3914,7
,7000	2761.69	253,804	2590,6	2932,8	2436,3	3087,1	2264,2	3259,1
,8000	2422.59	257,448	2249,1	2596,1	2092,5	2752,6	1918,0	2927,2
,9000	2001.40	266,495	1821,8	2181,0	1659,8	2343,0	1479,1	2523,7
,9500	1694.36	272,273	1510,8	1877,9	1345,3	2043,4	1160,7	2228,0
,9800	1390.38	273,817	1205,8	1574,9	1039,3	1741,4	853,7	1927,1
,9900	1211.00	271,352	1028,1	1393,9	863,1	1558,9	679,1	1742,8
,9950	1062.37	266,640	882,7	1242,1	720,5	1404,2	539,8	1585,0
,9990	799.75	250,293	631,1	968,5	478,9	1120,6	309,2	1290,3
,9995	712.26	241,901	549,2	875,3	402,1	1022,4	238,1	1186,4
,9999	550.01	221,082	401,0	699,0	266,6	833,4	116,7	983,3

GAMMA,MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)	,0017
PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)	6,1571

ESTIMATION: ,003 SECONDES

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	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	11448,43	1791,523	10240,9	12655,9	9151,7	13745,2	7937,0	14959,8
,0005	10196,80	1502,046	9184,4	11209,2	8271,2	12122,4	7252,8	13140,8
,0010	9641,78	1376,753	8713,8	10569,7	7876,8	11406,8	6943,3	12340,2
,0050	8302,76	1084,225	7572,0	9033,5	6912,8	9692,7	6177,7	10427,8
,0100	7697,48	957,564	7052,1	8342,9	6469,9	8925,1	5820,7	9574,3
,0200	7068,52	830,627	6508,7	7628,4	6003,7	8133,4	5440,5	8696,6
,0500	6187,49	663,032	5740,6	6634,4	5337,5	7037,5	4887,9	7487,0
,1000	5466,22	537,785	5103,8	5828,7	4776,8	6155,7	4412,2	6520,3
,2000	4668,24	417,455	4386,9	4949,6	4133,1	5203,4	3850,0	5486,5
,3000	4142,70	353,059	3904,7	4380,7	3690,1	4595,3	3450,7	4834,7
,5000	3362,24	287,669	3168,3	3556,1	2993,4	3731,0	2798,4	3926,1
,7000	2687,04	264,090	2509,0	2865,0	2348,5	3025,6	2169,4	3204,7
,8000	2327,13	261,540	2150,9	2503,4	1991,8	2662,4	1814,5	2839,7
,9000	1885,18	262,518	1708,2	2062,1	1548,6	2221,7	1370,6	2399,7
,9500	1567,49	262,128	1390,8	1744,2	1231,4	1903,5	1053,7	2081,3
,9800	1257,79	257,229	1084,4	1431,2	928,0	1587,6	753,6	1762,0
,9900	1077,81	250,811	908,8	1246,9	756,3	1399,4	586,2	1569,4
,9950	930,58	242,783	766,9	1094,2	619,3	1241,8	454,7	1406,4
,9990	675,56	220,722	526,8	824,3	392,6	958,5	242,9	1108,2
,9995	592,36	210,567	450,4	734,3	322,4	862,3	179,6	1005,1
,9999	441,07	186,892	315,1	567,0	201,5	680,7	74,8	807,4

GAMMA GENERALISEE, METHODE DES MOMENTS
(DIAGNOSTIC: 0 0 0)

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)	.17947E-05
PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)	2,5218
PARAMETRE DE PUISSANCE (S)	1,7215

ESTIMATION: ,032 SECONDES

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	9623.36	2550,870	7904,1	11342,6	6353,1	12893,6	4623,7	14623,1
,0005	8809.85	1977,507	7477,0	10142,7	6274,7	11345,0	4933,9	12685,8
,0010	8436.86	1738,439	7265,2	9608,6	6208,2	10665,5	5029,5	11844,2
,0050	7501.77	1210,802	6685,7	8317,8	5949,5	9054,0	5128,6	9874,9
,0100	7060.83	1000,608	6386,4	7735,2	5778,1	8343,6	5099,6	9022,0
,0200	6589.08	805,945	6045,9	7132,3	5555,9	7622,3	5009,4	8168,7
,0500	5902.39	583,736	5508,9	6295,8	5154,0	6650,7	4758,3	7046,5
,1000	5314.89	455,060	5008,2	5621,6	4731,5	5898,3	4423,0	6206,8
,2000	4634.48	370,654	4384,7	4884,3	4159,3	5109,7	3908,0	5361,0
,3000	4166.64	339,207	3938,0	4395,3	3731,8	4601,5	3501,8	4831,5
,5000	3438.98	304,209	3233,9	3644,0	3049,0	3829,0	2842,7	4035,2
,7000	2773.79	277,433	2586,8	2960,8	2418,1	3129,5	2230,0	3317,6
,8000	2404.40	273,816	2219,8	2588,9	2053,4	2755,4	1867,7	2941,1
,9000	1936.42	296,042	1736,9	2136,0	1556,9	2315,9	1356,2	2516,7
,9500	1591.14	333,716	1366,2	1816,1	1163,3	2019,0	937,1	2245,2
,9800	1249.01	381,313	992,0	1506,0	760,2	1737,9	501,6	1996,4
,9900	1048.30	409,349	772,4	1324,2	523,5	1573,1	246,0	1850,6
,9950	883.25	430,292	593,2	1173,3	331,6	1434,9	39,9	1726,6
,9990	595.55	458,271	286,7	904,4	8,0	1183,1	-302,7	1493,8
,9995	501.14	464,536	188,0	814,2	-94,4	1096,7	-409,4	1411,6
,9999	329.22	469,126	13,0	645,4	-272,2	930,6	-590,3	1248,7

GAMMA GENERALISEE, MAX. DE VRAISEMBLANCE
(DIAGNOSTIC: 0 0 0)

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)	.16435E-08
PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)	1,3131
PARAMETRE DE PUISSANCE (S)	2,4805

ESTIMATION: ,071 SECONDES

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

MOYENNE	3541,3635
ECART TYPE	1315,7085
COEFF. ASYMETRIE	,2917
COEFF. VARIATION	,3715

PROBABILITE AU DEPASSEMENT	EVENEMENT XT	ECART TYPE DE XT	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	8826,27	1860,872	7572,0	10080,5	6440,6	11211,9	5179,0	12473,6
,0005	8207,94	1493,055	7201,6	9214,3	6293,8	10122,0	5281,6	11134,3
,0010	7917,89	1334,684	7018,3	8817,5	6206,8	9629,0	5301,9	10533,9
,0050	7170,64	972,455	6515,2	7826,1	5924,0	8417,3	5264,6	9076,7
,0100	6807,40	822,444	6253,1	7361,7	5753,0	7861,8	5195,4	8419,4
,0200	6410,28	680,120	5951,9	6868,7	5538,4	7282,2	5077,2	7743,3
,0500	5815,12	513,391	5469,1	6161,1	5157,0	6473,3	4808,9	6821,4
,1000	5288,21	415,229	5008,3	5568,1	4755,9	5820,5	4474,4	6102,1
,2000	4655,26	352,084	4418,0	4892,6	4203,9	5106,6	3965,2	5345,3
,3000	4204,62	330,514	3981,9	4427,4	3780,9	4628,3	3556,8	4852,4
,5000	3476,68	308,658	3268,6	3684,7	3081,0	3872,4	2871,7	4081,7
,7000	2781,45	293,640	2583,5	2979,4	2405,0	3157,9	2205,9	3357,0
,8000	2383,84	295,759	2184,5	2583,2	2004,7	2763,0	1804,2	2963,5
,9000	1870,82	320,729	1654,7	2087,0	1459,6	2282,0	1242,2	2499,5
,9500	1488,30	355,402	1248,8	1727,8	1032,7	1943,9	791,7	2184,9
,9800	1109,49	396,005	842,6	1376,4	601,8	1617,2	333,3	1885,7
,9900	890,05	413,288	611,5	1168,6	360,2	1419,9	80,0	1700,1
,9950	714,13	408,494	438,8	989,5	190,4	1237,8	-86,5	1514,8
,9990	440,34	218,920	292,8	587,9	159,7	721,0	11,3	869,4
,9995	374,32	173,001	257,7	490,9	152,5	596,1	35,2	713,4
,9999	325,32	709,739	-153,0	803,7	-584,6	1235,2	-1065,8	1716,4

PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS (CORRECTION USUELLE)

CS1 = 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

ESTIMATION: ,001 SECONDES

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	9907,78	2409,629	8283,7	11531,9	6818,6	12996,9	5184,9	14630,6
,0005	8989,58	1903,502	7706,6	10272,5	6549,3	11429,9	5258,7	12720,4
,0010	8576,50	1690,559	7437,1	9715,9	6409,2	10743,8	5263,0	11890,0
,0050	7562,05	1212,755	6744,7	8379,4	6007,3	9116,8	5185,0	9939,0
,0100	7093,84	1017,085	6408,3	7779,4	5789,9	8397,7	5100,3	9087,3
,0200	6599,76	830,691	6039,9	7159,6	5534,8	7664,7	4971,6	8227,9
,0500	5892,53	606,311	5483,9	6301,2	5115,2	6669,8	4704,2	7080,9
,1000	5297,73	464,417	4984,7	5610,7	4702,4	5893,1	4387,5	6208,0
,2000	4618,97	362,991	4374,3	4863,6	4153,6	5084,3	3907,5	5330,4
,3000	4157,18	327,871	3936,2	4378,2	3736,9	4577,5	3514,6	4799,8
,5000	3443,45	302,717	3239,4	3647,5	3055,4	3831,5	2850,1	4036,8
,7000	2789,86	284,713	2598,0	2981,8	2424,9	3154,9	2231,8	3347,9
,8000	2422,87	278,231	2235,3	2610,4	2066,2	2779,6	1877,5	2968,2
,9000	1948,17	297,772	1747,5	2148,9	1566,4	2329,9	1364,5	2531,8
,9500	1585,18	358,780	1343,4	1827,0	1125,2	2045,1	882,0	2288,4
,9800	1206,91	481,059	882,7	1531,1	590,2	1823,6	264,0	2149,8
,9900	972,09	590,089	574,4	1369,8	215,6	1728,6	-184,5	2128,7
,9950	769,14	706,322	293,1	1245,2	-136,4	1674,6	-615,3	2153,5
,9990	385,80	987,663	-279,9	1051,5	-880,4	1652,0	-1550,0	2321,6
,9995	248,95	1109,896	-499,1	997,0	-1173,9	1671,8	-1926,4	2424,3
,9999	-21,55	1389,920	-958,4	915,3	-1803,4	1760,3	-2745,8	2702,7

PEARSON 3,METHODE DES MOMENTS AVEC LA CORRECTION

CS2 = (1+8,5/N)CS1

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)	,0022
PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)	8,5830
PARAMETRE DE POSITION (M)	-311,8386

ESTIMATION: ,001 SECONDES

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	10457,32	2816,212	8559,2	12355,4	6846,9	14067,7	4937,5	15977,1
,0005	9399,56	2210,462	7909,7	10889,4	6565,7	12233,4	5067,1	13732,1
,0010	8928,05	1955,909	7609,8	10246,3	6420,6	11435,5	5094,5	12761,6
,0050	7783,11	1385,557	6849,2	8717,0	6006,8	9559,4	5067,4	10498,8
,0100	7261,56	1152,369	6484,9	8038,3	5784,2	8738,9	5002,9	9520,2
,0200	6716,48	930,472	6089,3	7343,6	5523,6	7909,3	4892,8	8540,2
,0500	5946,67	663,787	5499,3	6394,1	5095,7	6797,6	4645,7	7247,7
,1000	5309,92	495,893	4975,7	5644,2	4674,2	5945,7	4338,0	6281,9
,2000	4596,93	377,882	4342,2	4851,6	4112,5	5081,4	3856,3	5337,6
,3000	4121,31	338,383	3893,2	4349,4	3687,5	4555,1	3458,1	4784,5
,5000	3403,61	308,159	3195,9	3611,3	3008,5	3798,7	2799,6	4007,6
,7000	2768,18	277,949	2580,8	2955,5	2411,8	3124,5	2223,4	3313,0
,8000	2422,08	261,336	2245,9	2598,2	2087,0	2757,1	1909,9	2934,3
,9000	1987,68	273,088	1803,6	2171,7	1637,6	2337,8	1452,4	2522,9
,9500	1666,99	340,526	1437,5	1896,5	1230,4	2103,5	999,6	2334,4
,9800	1345,12	478,515	1022,6	1667,6	731,7	1958,6	407,2	2283,0
,9900	1152,57	597,848	749,6	1555,5	386,1	1919,0	-19,2	2324,4
,9950	991,22	721,058	505,2	1477,2	66,8	1915,6	-422,1	2404,5
,9990	700,99	1004,225	24,1	1377,8	-586,4	1988,4	-1267,3	2669,3
,9995	602,49	1121,432	-153,4	1358,3	-835,2	2040,2	-1595,5	2800,5
,9999	416,63	1378,594	-512,5	1345,8	-1350,7	2184,0	-2285,4	3118,7

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 DE FORME (LAMBDA)	10,3192
PARAMETRE DE POSITION (M)	-684,7123

ESTIMATION: ,001 SECONDES

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	10277.65	2676,978	8473,4	12081,9	6845,8	13709,5	5030,8	15524,5
,0005	9265.81	2105,698	7846,6	10685,1	6566,3	11965,3	5138,6	13393,0
,0010	8813.51	1865,531	7556,1	10070,9	6421,9	11205,1	5157,1	12470,0
,0050	7711.41	1327,129	6816,9	8605,9	6010,0	9412,8	5110,2	10312,6
,0100	7207.34	1106,858	6461,3	7953,4	5788,4	8626,3	5037,9	9376,8
,0200	6678.95	897,145	6074,3	7283,6	5528,8	7829,1	4920,5	8437,4
,0500	5929.56	644,880	5494,9	6364,2	5102,8	6756,3	4665,6	7193,5
,1000	5306.43	485,709	4979,1	5633,8	4683,7	5929,1	4354,4	6258,4
,2000	4604.46	373,027	4353,0	4855,9	4126,2	5082,7	3873,3	5335,6
,3000	4133.21	334,786	3907,6	4358,9	3704,0	4562,4	3477,0	4789,4
,5000	3416.55	306,148	3210,2	3622,9	3024,1	3809,0	2816,5	4016,6
,7000	2774.96	280,152	2586,1	2963,8	2415,8	3134,1	2225,9	3324,1
,8000	2421.95	266,920	2242,0	2601,9	2079,8	2764,1	1898,8	2945,1
,9000	1974.36	280,608	1785,2	2163,5	1614,6	2334,1	1424,4	2524,3
,9500	1639.92	344,732	1407,6	1872,3	1198,0	2081,9	964,2	2315,6
,9800	1299.86	476,409	978,8	1621,0	689,1	1910,6	366,1	2233,6
,9900	1093.81	591,952	694,8	1492,8	334,9	1852,7	-66,4	2254,0
,9950	919.27	712,749	438,9	1399,7	5,5	1833,0	-477,7	2316,3
,9990	600.00	995,699	-71,1	1271,1	-676,5	1876,5	-1351,6	2551,6
,9995	489.72	1114,881	-261,7	1241,2	-939,6	1919,0	-1695,4	2674,9
,9999	278.24	1380,435	-652,2	1208,6	-1491,5	2048,0	-2427,4	2983,9

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)	-5993,5999

ESTIMATION: ,089 SECONDES

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

MOYENNE	3552,6087
ECART TYPE	1284,2812
COEFF. ASYMETRIE	,2691
COEFF. VARIATION	,3615

PROBABILITE AU DEPASSEMENT	EVENEMENT XT	ECART TYPE DE XT	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	9081,93	1839,180	7842,3	10321,5	6724,1	11439,8	5477,1	12686,7
,0005	8351,24	1469,413	7360,9	9341,6	6467,4	10235,0	5471,2	11231,3
,0010	8017,66	1313,568	7132,3	8903,0	6333,7	9701,7	5443,1	10592,3
,0050	7184,04	963,266	6534,8	7833,3	5949,1	8419,0	5296,0	9072,0
,0100	6791,61	819,595	6239,2	7344,0	5740,9	7842,3	5185,2	8398,0
,0200	6371,60	682,642	5911,5	6831,7	5496,5	7246,7	5033,6	7709,6
,0500	5758,64	517,540	5409,8	6107,5	5095,2	6422,1	4744,3	6773,0
,1000	5231,03	412,371	4953,1	5509,0	4702,4	5759,7	4422,8	6039,3
,2000	4613,31	334,904	4387,6	4839,0	4184,0	5042,7	3956,9	5269,7
,3000	4182,11	306,365	3975,6	4388,6	3789,3	4574,9	3581,6	4782,6
,5000	3495,11	287,379	3301,4	3688,8	3126,7	3863,5	2931,8	4058,4
,7000	2839,69	283,941	2648,3	3031,1	2475,7	3203,7	2283,2	3396,2
,8000	2458,33	290,424	2262,6	2654,1	2086,0	2830,7	1889,1	3027,6
,9000	1948,08	323,265	1730,2	2166,0	1533,7	2362,5	1314,5	2581,7
,9500	1542,93	382,111	1285,4	1800,5	1053,1	2032,8	794,0	2291,9
,9800	1104,14	487,662	775,5	1432,8	479,0	1729,3	148,3	2060,0
,9900	821,43	580,648	430,1	1212,8	77,0	1565,8	-316,6	1959,5
,9950	569,38	680,889	110,5	1028,3	-303,5	1442,3	-765,2	1903,9
,9990	69,32	930,942	-558,1	696,8	-1124,2	1262,8	-1755,3	1894,0
,9995	-118,29	1043,251	-821,4	584,9	-1455,7	1219,2	-2163,1	1926,5
,9999	-506,25	1309,360	-1388,8	376,3	-2184,8	1172,4	-3072,6	2060,1

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

ESTIMATION: ,004 SECONDES

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

MOYENNE	3685,4545
ECART TYPE	1105,2292
COEFF. ASYMETRIE	,7234
COEFF. VARIATION	,2999

PROBABILITE AU DEPASSEMENT	EVENEMENT XT	ECART TYPE DE XT	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	9573,15	1300,641	8696,5	10449,8	7905,7	11240,6	7023,9	12122,4
,0005	8660,58	1095,513	7922,2	9399,0	7256,1	10065,0	6513,4	10807,8
,0010	8254,52	1006,495	7576,1	8932,9	6964,2	9544,9	6281,8	10227,3
,0050	7270,71	797,976	6732,9	7808,5	6247,7	8293,7	5706,7	8834,7
,0100	6823,74	707,330	6347,0	7300,5	5916,9	7730,5	5437,4	8210,1
,0200	6357,51	616,219	5942,2	6772,8	5567,5	7147,5	5149,7	7565,3
,0500	5700,89	495,446	5367,0	6034,8	5065,7	6336,1	4729,8	6672,0
,1000	5159,65	404,779	4886,8	5432,5	4640,7	5678,6	4366,3	5953,0
,2000	4556,04	317,356	4342,1	4769,9	4149,2	4962,9	3934,0	5178,1
,3000	4155,10	270,562	3972,7	4337,5	3808,2	4502,0	3624,8	4685,4
,5000	3553,28	223,709	3402,5	3704,1	3266,5	3840,1	3114,8	3991,7
,7000	3024,47	208,806	2883,7	3165,2	2756,8	3292,2	2615,2	3433,7
,8000	2738,46	209,148	2597,5	2879,4	2470,3	3006,6	2328,5	3148,4
,9000	2382,01	213,740	2237,9	2526,1	2108,0	2656,0	1963,1	2800,9
,9500	2121,10	217,146	1974,7	2267,5	1842,7	2399,5	1695,5	2546,7
,9800	1861,63	217,927	1714,7	2008,5	1582,2	2141,0	1434,5	2288,8
,9900	1707,83	216,071	1562,2	1853,5	1430,8	1984,8	1284,3	2131,3
,9950	1579,93	212,620	1436,6	1723,2	1307,4	1852,5	1163,2	1996,7
,9990	1352,63	200,602	1217,4	1487,8	1095,5	1609,8	959,4	1745,8
,9995	1276,44	194,381	1145,4	1407,5	1027,2	1525,6	895,5	1657,4
,9999	1134,35	178,815	1013,8	1254,9	905,1	1363,6	783,9	1484,8

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	ESTIMATION: ,001 SECONDES

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

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

PROBABILITE AU DEPASSEMENT	EVENEMENT XT	ECART TYPE DE XT	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	20786.61	6528,860	16820,7	25687,5	13896,6	31092,7	11231,2	38471,8
,0005	16561.63	4611,616	13727,6	19980,7	11589,7	23666,6	9595,8	28584,2
,0010	14910.35	3911,356	12494,0	17794,0	10652,1	20870,9	8916,5	24933,5
,0050	11424.22	2543,406	9832,4	13273,8	8587,6	15197,8	7384,4	17674,0
,0100	10057.74	2055,668	8763,4	11543,2	7739,4	13070,6	6737,9	15013,4
,0200	8762.31	1623,867	7733,4	9928,1	6909,3	11112,2	6093,5	12600,0
,0500	7143.50	1134,178	6418,5	7950,3	5827,9	8756,1	5233,1	9751,2
,1000	5973.26	822,956	5443,6	6554,5	5006,1	7127,2	4559,7	7825,0
,2000	4825.27	563,617	4460,0	5220,5	4154,2	5604,7	3837,9	6066,6
,3000	4146.03	438,408	3860,8	4452,3	3620,4	4747,9	3369,9	5100,8
,5000	3239.22	314,702	3033,9	3458,4	2859,9	3668,9	2677,6	3918,7
,7000	2543.17	258,315	2374,9	2723,4	2232,7	2896,9	2084,1	3103,4
,8000	2202.14	241,137	2045,5	2370,8	1913,7	2534,0	1776,8	2729,3
,9000	1808.89	225,868	1662,9	1967,7	1541,3	2122,9	1416,2	2310,5
,9500	1541.76	215,717	1403,0	1694,2	1288,6	1844,7	1172,0	2028,2
,9800	1291.68	204,379	1161,0	1437,0	1054,5	1582,2	947,3	1761,3
,9900	1149.76	196,450	1024,7	1290,1	923,6	1431,3	822,6	1607,1
,9950	1034.66	188,901	914,9	1170,1	818,7	1307,5	723,4	1479,8
,9990	834.87	172,677	726,2	959,8	640,4	1088,4	556,6	1252,2
,9995	768.77	166,232	664,5	889,4	582,6	1014,3	503,2	1174,5
,9999	645.74	152,462	550,7	757,1	477,1	874,0	406,5	1025,7

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 (LAMBDA)	547,7706

ESTIMATION: ,004 SECONDES

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	12938,60	3463,810	10802,5	15497,1	9179,8	18236,4	7656,1	21865,9
,0005	10985,76	2596,943	9367,7	12883,3	8113,6	14874,6	6912,1	17460,3
,0010	10183,43	2261,913	8767,5	11828,0	7660,0	13538,2	6589,1	15738,5
,0050	8396,94	1567,385	7404,3	9522,7	6609,9	10667,1	5824,1	12106,3
,0100	7654,40	1302,647	6824,9	8584,7	6154,0	9520,6	5483,4	10685,0
,0200	6922,91	1057,959	6245,3	7674,0	5691,2	8421,2	5131,0	9340,5
,0500	5963,00	765,313	5468,9	6501,8	5058,3	7029,5	4636,8	7668,5
,1000	5229,75	568,604	4860,2	5627,4	4549,3	6011,9	4226,0	6471,9
,2000	4469,37	397,822	4209,1	4745,7	3987,4	5009,6	3753,9	5321,3
,3000	3995,44	315,198	3788,5	4213,6	3611,1	4420,7	3423,0	4663,6
,5000	3326,91	242,668	3167,3	3494,6	3029,9	3653,0	2883,7	3838,2
,7000	2777,72	225,965	2629,5	2934,3	2502,6	3083,1	2368,3	3257,9
,8000	2493,78	228,405	2344,5	2652,6	2217,5	2804,5	2084,0	2984,2
,9000	2150,92	235,446	1997,9	2315,6	1869,3	2475,0	1735,6	2665,6
,9500	1906,44	240,195	1751,2	2075,4	1622,1	2240,6	1489,3	2440,4
,9800	1667,03	242,571	1511,3	1838,8	1383,3	2008,9	1253,4	2217,2
,9900	1525,72	242,259	1370,9	1698,1	1244,7	1870,2	1117,7	2082,7
,9950	1407,72	240,734	1254,5	1579,7	1130,6	1752,8	1006,8	1968,3
,9990	1194,34	234,384	1046,4	1363,2	928,7	1536,0	813,0	1754,6
,9995	1120,93	230,941	975,6	1287,9	860,7	1459,8	748,5	1678,6
,9999	979,78	222,181	840,9	1141,6	732,6	1310,3	628,2	1528,1

LOG10-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 (LAMBDA)	1,1040
PARAMETRE DE POSITION (M)	3,7271

ESTIMATION: ,001 SECONDES

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	5328,36	1934,573	4171,7	6805,7	3345,4	8486,7	2615,4	10855,4
,0005	5329,15	1921,497	4179,4	6795,2	3356,7	8460,7	2628,7	10803,8
,0010	5328,23	1900,838	4189,5	6776,5	3372,5	8418,0	2648,0	10721,4
,0050	5314,95	1775,201	4243,6	6656,8	3463,7	8155,7	2761,8	10228,4
,0100	5297,33	1662,482	4287,4	6545,2	3542,6	7921,2	2863,6	9799,4
,0200	5263,40	1490,332	4348,9	6370,1	3661,2	7566,8	3021,6	9168,3
,0500	5167,89	1132,672	4458,2	5990,6	3902,0	6844,5	3363,2	7941,1
,1000	5016,62	741,294	4541,1	5542,0	4150,9	6062,9	3755,2	6701,8
,2000	4718,90	315,677	4510,9	4936,5	4331,1	5141,5	4139,0	5380,0
,3000	4414,02	301,170	4215,6	4621,7	4044,3	4817,5	3861,5	5045,6
,5000	3750,04	518,327	3416,5	4116,2	3141,1	4477,0	2860,1	4916,9
,7000	2947,13	514,892	2619,7	3315,4	2355,7	3687,0	2092,6	4150,6
,8000	2440,92	449,381	2156,1	2763,4	1927,8	3090,7	1701,5	3501,6
,9000	1774,17	421,438	1511,7	2082,2	1308,4	2405,7	1113,8	2826,1
,9500	1292,68	470,761	1011,3	1652,3	810,5	2061,8	633,1	2639,3
,9800	852,54	512,563	568,5	1278,5	394,4	1842,7	262,4	2770,0
,9900	622,99	504,482	360,9	1075,3	220,6	1759,3	127,4	3046,3
,9950	455,58	471,174	226,9	914,7	121,0	1715,5	60,0	3458,8
,9990	220,73	352,194	75,3	647,0	28,5	1707,0	9,7	5035,8
,9995	161,66	299,011	46,5	562,4	15,1	1731,5	4,3	6068,2
,9999	78,53	193,115	15,0	412,0	3,4	1837,5	,6	9735,6

LOG10-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

ESTIMATION: ,012 SECONDES

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	8918.82	2512,758	7376,3	10783,9	6215,1	12798,8	5134,4	15492,7
,0005	8345.57	1908,620	7153,4	9736,4	6224,8	11188,9	5330,7	13065,6
,0010	8063.32	1656,640	7020,6	9260,9	6196,2	10493,1	5390,5	12061,5
,0050	7304.35	1112,443	6591,8	8094,0	6008,8	8879,2	5419,3	9845,1
,0100	6922.79	906,069	6338,3	7561,2	5853,4	8187,5	5356,4	8947,3
,0200	6499.78	724,830	6029,1	7007,1	5633,9	7498,7	5223,6	8087,7
,0500	5860.78	535,609	5510,7	6233,1	5212,8	6589,3	4899,6	7010,5
,1000	5296.65	436,745	5010,3	5599,3	4765,3	5887,2	4506,2	6225,7
,2000	4628.92	370,223	4386,0	4885,3	4177,8	5128,7	3957,3	5414,5
,3000	4164.16	337,997	3942,5	4398,3	3752,6	4620,8	3551,7	4882,2
,5000	3438.62	294,575	3245,7	3643,0	3081,0	3837,8	2907,1	4067,3
,7000	2779.51	268,343	2604,4	2966,4	2455,9	3145,7	2300,3	3358,5
,8000	2417.75	266,815	2244,4	2604,4	2098,8	2785,2	1947,5	3001,6
,9000	1965.45	281,566	1784,6	2164,7	1635,7	2361,7	1484,3	2602,6
,9500	1636.20	301,128	1445,3	1852,3	1292,3	2071,6	1140,7	2346,9
,9800	1313.11	321,566	1113,3	1548,8	959,3	1797,4	812,5	2122,0
,9900	1124.79	330,805	922,5	1371,4	771,5	1639,9	632,0	2001,8
,9950	970.57	334,970	769,1	1224,8	623,6	1510,7	493,5	1909,0
,9990	703.49	329,418	513,1	964,6	386,0	1282,2	281,0	1761,4
,9995	616.58	322,305	433,5	877,0	315,5	1205,1	221,3	1717,7
,9999	459.25	299,227	296,0	712,5	199,2	1058,8	128,1	1646,9

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

CS2 = (1,0+8,5/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

ESTIMATION: ,001 SECONDES

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

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

PROBABILITE AU DEPASSEMENT	EVENEMENT XT	ECART TYPE DE XT	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	4678,00	1381,179	3833,9	5708,0	3203,9	6830,4	2622,6	8344,2
,0005	4676,31	1375,013	3835,6	5701,3	3207,7	6817,3	2627,9	8321,3
,0010	4675,27	1375,215	3834,5	5700,4	3206,5	6816,7	2626,8	8321,3
,0050	4673,23	1378,025	3830,9	5700,7	3202,1	6820,2	2621,9	8329,5
,0100	4672,15	1374,338	3831,9	5696,7	3204,4	6812,3	2625,0	8315,9
,0200	4670,12	1353,371	3841,5	5677,5	3220,9	6771,4	2646,4	8241,5
,0500	4659,27	1252,393	3887,2	5584,7	3301,1	6576,2	2751,2	7890,8
,1000	4626,95	1041,761	3975,5	5385,2	3466,9	6175,2	2976,1	7193,6
,2000	4519,31	598,764	4133,2	4941,4	3813,3	5356,0	3485,7	5859,4
,3000	4360,06	252,228	4193,3	4533,4	4048,4	4695,7	3892,7	4883,5
,5000	3882,11	549,865	3528,6	4271,0	3237,5	4655,1	2941,0	5124,3
,7000	3131,12	742,519	2668,6	3673,8	2310,3	4243,6	1967,2	4983,8
,8000	2591,82	654,710	2186,1	3072,9	1874,8	3583,0	1579,7	4252,3
,9000	1836,04	508,402	1523,5	2212,8	1287,4	2618,5	1067,0	3159,3
,9500	1278,71	533,517	965,3	1694,0	749,0	2183,1	564,4	2896,9
,9800	780,00	588,755	469,0	1297,3	296,4	2052,8	177,7	3424,6
,9900	532,27	570,074	258,6	1095,6	134,8	2101,1	65,2	4343,1
,9950	361,39	512,593	138,9	940,1	58,6	2226,8	22,4	5825,6
,9990	145,06	333,801	30,8	684,1	7,6	2771,8	1,6	13193,2
,9995	97,48	263,581	15,8	603,1	3,0	3121,9	,5	19527,2
,9999	38,45	141,318	3,2	457,8	,3	4276,1	,0	51659,7

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 (LAMBDA)	,5173
PARAMETRE DE POSITION (M)	3,6600

ESTIMATION: ,001 SECONDES

CARACTERISTIQUES DE LA POPULATION

MOYENNE	3,5143
ECART TYPE	,2025
COEFF, ASYMETRIE	-2,7807
COEFF, VARIATION	,0576

PROBABILITE AU DEPASSEMENT	EVENEMENT XT	ECART TYPE DE XT	INTERVALLE DE CONFIANCE 50%		80%		95%	
,0001	4573,98	1343,308	3752,6	5575,2	3138,9	6665,1	2572,2	8133,6
,0005	4573,10	1325,975	3761,3	5560,1	3153,4	6632,0	2590,6	8072,8
,0010	4572,30	1318,777	3764,5	5553,4	3159,0	6617,9	2597,9	8047,3
,0050	4570,58	1305,870	3770,0	5541,2	3168,8	6592,4	2610,8	8001,6
,0100	4569,70	1302,668	3770,9	5537,7	3170,8	6585,7	2613,6	7989,9
,0200	4568,65	1292,917	3775,3	5528,7	3178,5	6566,8	2623,6	7955,7
,0500	4563,07	1234,135	3802,7	5475,5	3226,1	6454,2	2685,6	7753,2
,1000	4543,10	1078,671	3871,3	5331,5	3350,9	6159,5	2852,6	7235,3
,2000	4464,75	683,834	4026,8	4950,3	3668,8	5433,4	3306,9	6028,0
,3000	4335,19	304,431	4134,8	4545,3	3962,0	4743,6	3777,7	4974,9
,5000	3905,93	533,502	3562,4	4282,6	3278,5	4653,4	2988,5	5104,9
,7000	3176,87	804,899	2678,2	3768,4	2295,8	4396,1	1933,5	5219,9
,8000	2633,00	723,838	2187,7	3169,0	1850,9	3745,5	1536,2	4512,9
,9000	1856,58	540,558	1525,8	2259,1	1278,2	2696,6	1049,2	3285,1
,9500	1280,05	547,581	959,4	1707,8	739,7	2215,1	553,5	2960,5
,9800	766,53	604,941	450,3	1304,8	278,7	2108,3	163,2	3600,0
,9900	514,48	583,827	239,4	1105,4	120,1	2203,8	55,6	4756,8
,9950	343,02	520,274	123,4	953,4	49,1	2397,7	17,5	6704,9
,9990	131,44	327,477	24,5	704,7	5,4	3205,7	1,0	17360,3
,9995	86,46	253,961	11,9	626,1	2,0	3734,4	,3	27361,1
,9999	32,39	129,975	2,2	484,2	,2	5554,8	,0	84388,5

LOG10-PEARSON 3 MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

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

ESTIMATION: ,064 SECONDES

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	8452.04	1898,312	7264,7	9833,4	6337,4	11272,2	5442,3	13126,3
,0005	8051.14	1501,936	7099,9	9129,8	6338,6	10226,4	5585,5	11605,2
,0010	7840.80	1327,496	6995,2	8788,6	6311,0	9741,5	5626,6	10926,4
,0050	7235.51	932,364	6633,6	7892,0	6133,7	8535,2	5620,6	9314,4
,0100	6910.61	777,224	6406,1	7454,8	5982,7	7982,4	5543,5	8614,9
,0200	6535.41	640,607	6117,6	6981,8	5763,7	7410,5	5393,1	7919,7
,0500	5941.00	501,346	5612,5	6288,7	5331,8	6619,8	5035,3	7009,6
,1000	5391.25	431,438	5108,2	5690,0	4865,6	5973,7	4608,6	6306,8
,2000	4714.28	382,440	4463,4	4979,2	4248,6	5231,0	4021,3	5526,7
,3000	4228.78	355,056	3996,1	4475,0	3797,2	4709,4	3587,1	4985,2
,5000	3452.51	314,630	3246,8	3671,2	3071,8	3880,4	2887,8	4127,7
,7000	2734.60	291,042	2545,3	2938,0	2385,8	3134,4	2219,7	3368,9
,8000	2338.74	290,136	2151,1	2542,7	1994,9	2741,9	1833,9	2982,5
,9000	1845.79	301,323	1653,5	2060,5	1497,2	2275,5	1340,4	2541,8
,9500	1491.18	312,930	1294,5	1717,7	1139,4	1951,5	988,3	2249,9
,9800	1149.82	319,585	953,4	1386,7	805,2	1642,0	666,9	1982,5
,9900	955.40	317,634	763,6	1195,4	623,9	1463,1	498,0	1833,1
,9950	799.60	310,812	615,3	1039,1	485,8	1316,1	373,2	1713,0
,9990	539.69	282,696	379,2	768,2	275,7	1056,3	193,3	1506,7
,9995	458.66	267,574	309,5	679,6	217,1	968,9	146,2	1439,1
,9999	317.93	230,191	195,2	517,9	125,7	804,4	76,9	1314,1

LOG10-PEARSON 3, MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE CONDITIONNEL

VALEUR DES PARAMETRES DE LA LOI

PARAMETRE D ECHELLE (ALPHA)	-13,2335
PARAMETRE DE FORME (LAMBDA)	4,6868
PARAMETRE DE POSITION (M)	3,8531

ESTIMATION: ,017 SECONDES

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	6683,60	233,583	6528,0	6842,9	6390,8	6989,9	6241,1	7157,5
,0005	6490,62	271,305	6310,3	6676,1	6152,0	6847,9	5980,1	7044,8
,0010	6382,65	286,922	6192,2	6579,0	6025,2	6761,3	5844,3	6970,5
,0050	6049,02	317,650	5838,7	6267,0	5655,2	6470,3	5457,4	6704,8
,0100	5856,94	326,206	5641,2	6081,0	5453,3	6290,4	5251,2	6532,5
,0200	5624,58	329,924	5406,5	5851,4	5217,1	6063,8	5013,7	6309,9
,0500	5234,52	324,136	5020,5	5457,6	4835,0	5667,0	4636,3	5910,0
,1000	4851,14	309,032	4647,3	5064,0	4470,7	5264,0	4281,7	5496,3
,2000	4350,97	283,826	4163,8	4546,5	4001,9	4730,5	3828,8	4944,4
,3000	3973,99	266,249	3798,5	4157,6	3646,9	4330,4	3485,0	4531,7
,5000	3340,20	249,781	3176,0	3512,9	3034,9	3676,3	2884,8	3867,5
,7000	2719,93	254,984	2553,4	2897,3	2411,9	3067,3	2263,4	3268,6
,8000	2363,51	265,005	2191,5	2549,1	2047,1	2728,9	1897,2	2944,4
,9000	1904,67	279,015	1725,6	2102,3	1578,6	2298,2	1429,3	2538,1
,9500	1563,69	285,276	1382,8	1768,3	1237,6	1975,7	1093,6	2235,9
,9800	1226,09	283,012	1049,4	1432,5	912,0	1648,3	779,9	1927,5
,9900	1029,36	275,518	859,4	1232,9	730,4	1450,7	609,2	1739,4
,9950	869,16	264,704	707,9	1067,2	588,2	1284,3	478,5	1578,8
,9990	596,32	232,669	458,4	775,7	361,6	983,4	277,6	1281,2
,9995	509,67	217,624	382,2	679,6	294,8	881,1	220,7	1176,9
,9999	357,12	182,966	252,8	504,4	185,2	688,8	130,8	974,8