Approche statistique du coefficient d'écoulement et utilisation pour la prédétermination des crues

A statistical approach for determination of runoff coefficients and their use for forecasting flood flow

Étienne Colin
SRAE Lorraine

Claude Michel
Subdivision Hydrologie CTGREF, Antony

Introduction

L'objet de la présente étude est de présenter une nouvelle approche du coefficient d'écoulement en vue de la prédétermination des crues d'un petit bassin versant.

Les méthodes pluies – débits généralement utilisées introduisent un coefficient d'écoulement "en période de crue" qui ne devrait pas, en toute rigueur, être associé sans précaution avec une pluie de projet de fréquence déterminée.

En effet, la mesure classique du coefficient d'écoulement direct consiste à sélectionner un certain nombre de crues, à rechercher les pluies correspondantes et à évaluer le rapport entre le volume d'écoulement direct et la hauteur de pluie totale tombée.

Etant donné que l'on effectue ces mesures sur les crues, c'est que justement le coefficient d'écoulement est appréciable (sinon il est possible que l'on n'ait même pas une crue).

En général, on prend la moyenne des coefficients d'écoulement ainsi déterminés et le résultat est utilisé pour passer de la pluie d'une fréquence donnée à un débit auquel on affecte la même fréquence.

Cette approche néglige la nature fortement aléatoire de l'aptitude à l'écoulement rapide d'un bassin versant pour ne retenir qu'un seul aspect aléatoire, celui des pluies.

En fait, si au lieu de sélectionner les crues on sélectionnait les pluies importantes (pluies au-dessus d'un seuil), le coefficient d'écoulement que l'on pourrait associer à ces pluies varierait très fortement et en tout cas beaucoup plus fortement que les pluies elles-mêmes et, de plus, serait très différent de celui établi précédemment.

Il paraît donc intéressant de rechercher une détermination plus rigoureuse du coefficient d'écoulement en satisfaisant aux deux conditions suivantes :

1) le coefficient d'écoulement doit être une variable aléatoire (d'où la nécessité d'établir sa distribution statistique) ;

2) le coefficient d'écoulement devrait pouvoir être associé à la variable aléatoire "pluie" pour obtenir la variable aléatoire "débit".

La condition "2" signifie que l'on s'efforce de donner au coefficient d'écoulement une définition opérationnelle de telle sorte que la connaissance de sa distribution statistique, alliée à la connaissance de la distribution des pluies, permette d'en déduire celle des crues.

Les développements qui suivent n'ont pas de caractère général, mais représentent une tentative dans le sens évoqué précédemment, tentative effectuée dans le cas concret d'un sous-bassin de l'Orgeval, le bassin de Melarchez (7 Km^2). Le bassin de l'Orgeval est situé à l'est de Coulommiers, en Seine et Marne. Si d'autres études pouvaient être faites sur différents bassins, on pourrait déterminer alors si la méthode est généralisable.

Définition statistique utilisée pour le coefficient d'écoulement

Comme nous l'avons rappelé en Introduction, le calcul usuel du coefficient d'écoulement n'est pas satisfaisant pour son utilisation ultérieure dans les méthodes pluies – débits.

Partir des évènements correspondant aux pluies maximales ne présente pas un intérêt bien supérieur étant donné la grande hétérogénéité des échantillons que l'on peut alors constituer, surtout pour les débits (certaines fortes pluies donnent des débits très faibles, et réciproquement).

Une solution consiste à abandonner la référence à des évènements concomitants averses – crues, en dissociant ces deux éléments.

Pour chaque période de référence, l'année par exemple (ou la saison) nous retenons de façon symétrique la plus forte pluie P et le plus fort débit Q (les pas de temps sont précisés ultérieurement).

Nous définissons le coefficient d'écoulement C en écrivant : $C = Q/P$.

Ce coefficient se situe entre les deux coefficients C' et C'' suivants :

$C' = Q'/P$, Q' étant le débit engendré par P (plus forte pluie).

$C'' = Q/P''$, P'' étant la pluie concomitante à Q (plus fort débit)

$$C' \leqslant C \leqslant C''$$

Cette définition de C n'a d'intérêt que pour l'utilisation ultérieure qui en est faite, conformément à la condition 2 du paragraphe précédent.

P et Q sont exprimés dans la même unité et ne correspondent pas nécessairement à des événements concomitants.

C est alors une variable aléatoire comprise entre 0 et 1.

Pour plus de commodité dans les calculs, il est apparu préférable d'opérer une transformation sur C et d'étudier la variable

$$K = ln \frac{C}{1 - C}$$

("*ln*", pour logarithme neperien).

L'avantage d'une telle transformation est que la variable K est assez proche d'une variable normale.

Si nous revenons à P et Q, on peut donc en déduire :

$$\boxed{Q = \frac{P}{1 + e^{-K}}}$$

Si l'on connait la distribution du couple (P, K) on peut en déduire la distribution de Q.

Etude de la variable K pour le bassin de Melarchez

Le bassin de Mélarchez, est observé depuis 1962. Nous disposons actuellement de 16 années de relevés.

Comme il ne s'agit que d'un exemple, nous avons simplifié la recherche des données en utilisant exclusivement celles issues des annuaires, c'est-à-dire les données journalières.

L'inconvénient de procéder avec ces données provient du découpage systématique (0 h, 24 h) pour la définition des données journalières. On peut imaginer facilement que des données journalières ainsi définies sur P et Q puissent conduire à un couple (P, Q) où $Q > P$, ce qui invaliderait le calcul de K.

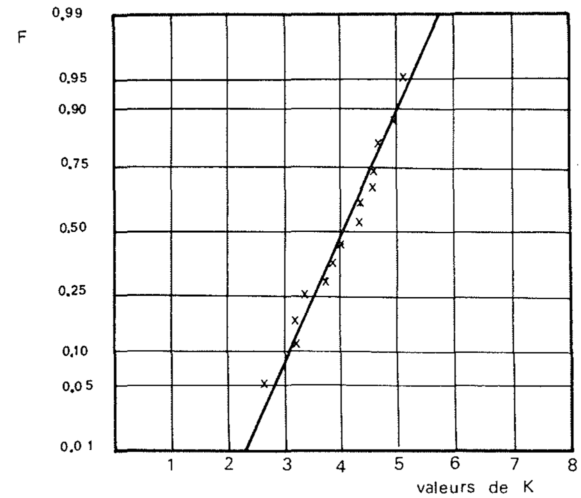
Pour pallier cet inconvénient, nous avons retenu pour P les pluies maximales de 2 jours, et la définition de la variable K est :

$$K = ln \frac{Q_j}{P_{2j} - Q_j}$$

La définition de K étant davantage statistique (voir plus haut) que déterministe, ce nouvel artifice dans la définition ne change pas grand chose à la méthode.

Loi suivie par K

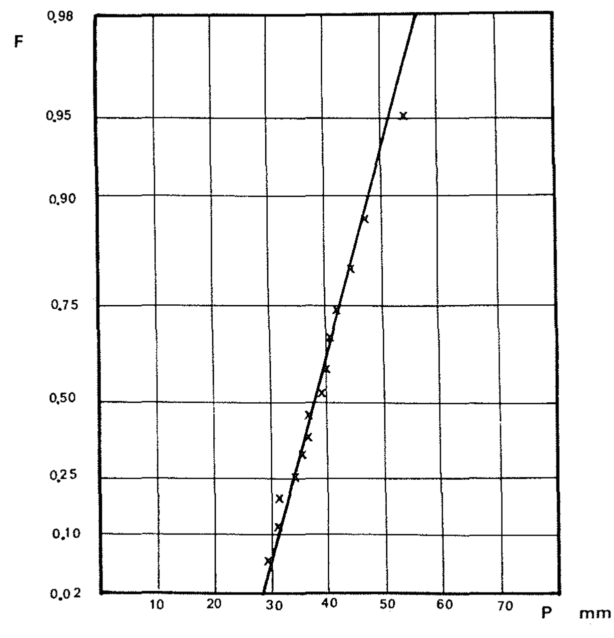
L'échantillon de 16 valeurs ainsi obtenues suit assez bien une loi de Gauss de moyenne – 0,97 et d'écart-type 0,72.



Loi suivie par P

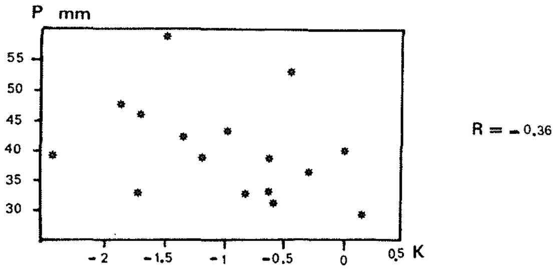
Les pluies de 2 jours maximales annuelles semblent suivre assez correctement une loi de Gumbel dont les paramètres déterminés par la méthode du maximum de vraisemblance sont :

– paramètre de position : 35,8 mm
– gradex : 5,26 mm



Indépendance de K et de P

Graphiquement, les couples (K, P) se répartissent comme suit :



Le coefficient de corrélation est égal à – 0,36, ce qui n'est pas significativement différent de zéro (intervalle de confiance à 95 % égal à (– 0,72, + 0,21). A noter que le problème à craindre serait une corrélation positive, car nous sous-estimerions la probabilité d'obtention des crues fortes.

Calcul de la distribution des débits à partir des distributions conjointes de *K* et de *P*

Calcul général

Nous utiliserons les hypothèses suivantes :

– K et P sont des variables indépendantes (ce qui est satisfait dans l'exemple étudié)
– K suit une loi normale (ou plus généralement suit une loi à variable réduite : $x - x_0/a$)
– P suit une loi de Gumbel.

On peut penser que l'indépendance de K et de P est une hypothèse acceptable pour la plupart des petits bassins versants (jusqu'à quelques centaines de km^2). L'aptitude au ruissellement dépend essentiellement de la saison et des pluies antérieures et pratiquement pas de la pluie cause directe de la crue.

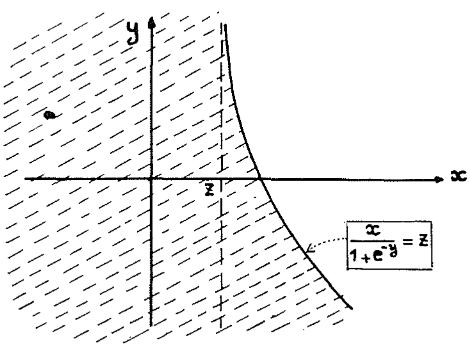
Dans ces conditions, la méthode de calcul dérive de l'équation suivante :

$$\text{Prob}\,\{Q \leqslant z\} = \iint_A \text{Prob}\,\{x \leqslant P \leqslant x + dx\} \cdot \text{Prob}\,\{y \leqslant K \leqslant y + dy\}$$

où A désigne le domaine du plan (x, y) tel que :

$$\frac{x}{1 + e^{-y}} \leqslant z$$

"A" figure en surface hachurée sur le graphique ci-après.



Soit $F(z)$ la distribution de Q, que l'on cherche à établir,

$e^{-e^{-\frac{x-x_0}{a}}}$ la fonction de distribution de P (Gumbel),

$G(y)$ la fonction de distribution de K (Gauss en général),

on a donc :

$$F(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} dG(y) \int_{-\infty}^{z(1+e^{-y})} d\left(e^{-e^{-\frac{x-x_0}{a}}}\right)$$

soit

$$F(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-e^{-\frac{z(1+e^{-y})-x_0}{a}}} dG(y)$$

faisons le changement de variable $G = G(y)$:

$$\mathrm{F}(z) = \int_0^1 e^{-e^{-\frac{z(1+e^{-y})-x_0}{a}}} dG$$

Soit $\Phi(u)$ la fonction de distribution de la variable réduite de K. Dans le cas de la loi de Gauss il s'agira de $u = y - m/\sigma$, y désignant les valeurs prises par K, m et σ étant la moyenne et l'écart-type

$$y = m + \sigma u$$

et comme $G = \Phi(u)$, $u = \Phi^{-1}(G)$

et par suite $\qquad y = m + \sigma\,\Phi^{-1}(G)$

L'intégrale précédemment écrite devient :

$$F(z) = \int_0^1 e^{-e^{-\frac{z(1+e^{-(m+\sigma\Phi^{-1}(G))})-x_0}{a}}} dG$$

Des abaques ont été établis pour permettre le calcul de $F(z)$ pour différentes valeurs de x_0, a, m et σ dans le cas où la loi de K est la loi de Gauss ou celle de Gumbel.

Remarquons que F peut s'exprimer en fonction de 3 variables. En effet, posons :

$$Z_1 = \frac{z - x_0}{a} \quad , \quad Z_2 = \frac{ze^{-m}}{a}$$

on a :

$$F = F(Z_1, Z_2, \sigma)$$

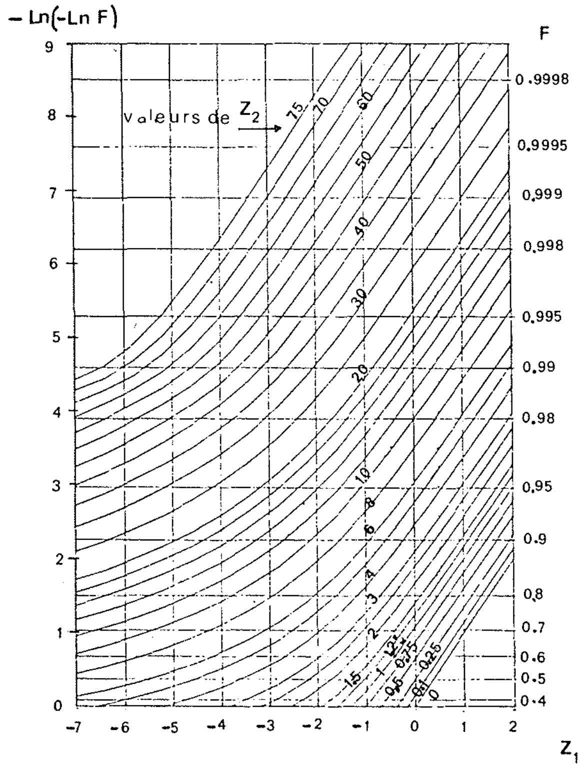
en effet :

$$F = \int_0^1 e^{-e^{-Z_1 - Z_2 e^{-\sigma\Phi^{-1}(G)}}} dG$$

Les abaques sont utilisables de la façon suivante :

1) Calcul de Z_1 et de Z_2 en fonction de a, x_0 et m
2) Choix d'un graphique relatif à la valeur observée de σ
3) Choix d'une verticale d'abscisse Z_1, et choix d'une courbe paramétrée par la valeur de Z_2
4) L'ordonnée du point d'intersection est la valeur de F.

Un des abaques figure ci-après, à titre d'exemple :



Loi de GAUSS pour K

Loi de GUMBEL pour P

cas σ = 1

Remarque :

Il peut être nécessaire d'interpoler (linéairement) entre les résultats donnés par deux graphiques relatifs à des valeurs de σ encadrant la valeur observée.

Approximation pour z grand

Lorsque z est grand, c'est-à-dire lorsque :

$\zeta = Z_1 + Z_2 e^{-\sigma \Phi^{-1}(G)}$ est supérieur ou égal à 2, ce qui est certainement vérifié quand $Z_1 \geqslant 2$

on peut écrire :

$$e^{-e^{-\zeta}} \simeq 1 - e^{-\zeta}$$

et par conséquent :

$$F(z) \simeq \int_0^1 (1 - e^{-Z_1 - Z_2 e^{-\sigma \Phi^{-1}(G)}})\, dG$$

et donc :

$$F(z) \simeq 1 - e^{-Z_1} \int_0^1 e^{-Z_2 e^{-\sigma \Phi^{-1}(G)}}\, dG$$

Si on note T la période de retour :

$$T_{(z)} = \frac{1}{1 - F(z)}$$

on a :

$$ln\,(T(z)) \cong Z_1 - ln \int_0^1 e^{-Z_2 e^{-\sigma \Phi^{-1}(G)}}\, dG$$

ou encore :

$$-\,ln\,(-\,ln\,F(z)) \cong Z_1 - ln \int_0^1 e^{-Z_2 e^{-\sigma \Phi^{-1}(G)}}\, dG$$

On remarque que :

$$-\,ln\,(-\,ln\,F(z)) = Z_1$$

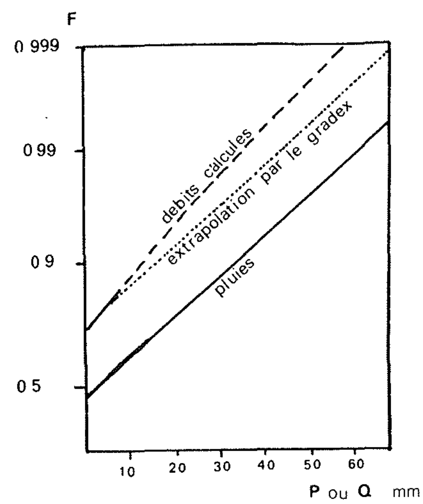
représente la distribution de Gumbel des pluies.

Par conséquent :

$$ln \int_0^1 e^{-Z_2 e^{-\sigma \Phi^{-1}(G)}}\, dG$$

représente l'écart en fréquence (mesuré sur l'échelle de Gumbel) entre la pluie et le débit. Contrairement à ce qui se passe dans la méthode du gradex, cet écart croît avec F (toujours mesuré sur cette échelle de Gumbel), car Z_2 croît linéairement en fonction de z.

Sur le graphique à échelle à Gumbel pour les fréquences, on a donc le schéma suivant :

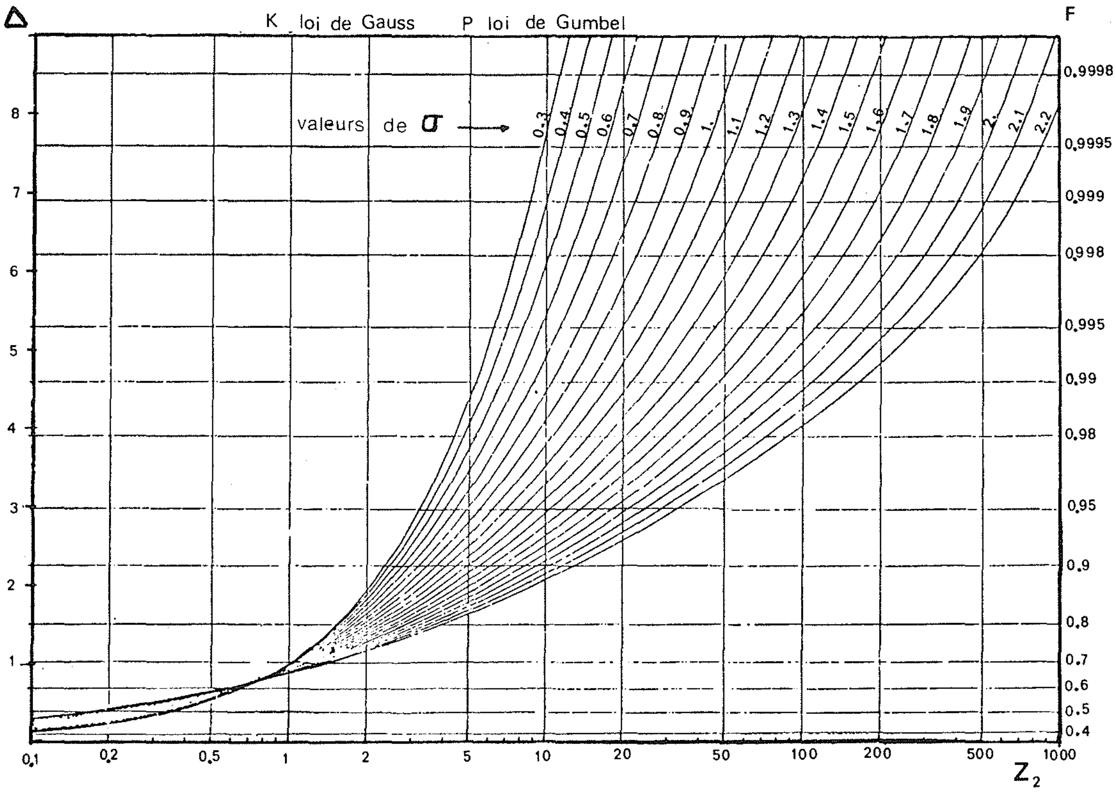


L'extrapolation par la méthode du gradex donne des débits plus forts que l'application de la composition des lois de K et de P.

Cette différence avec la méthode du gradex peut être réduite grâce à une autre formulation pour la définition de C, ou encore par le recours à une loi de distribution bornée (loi bêta, par exemple).

Comme l'expression $\Delta = ln \int_0^1 e^{-Z_2 e^{-\sigma \Phi^{-1}(G)}}\, dG$

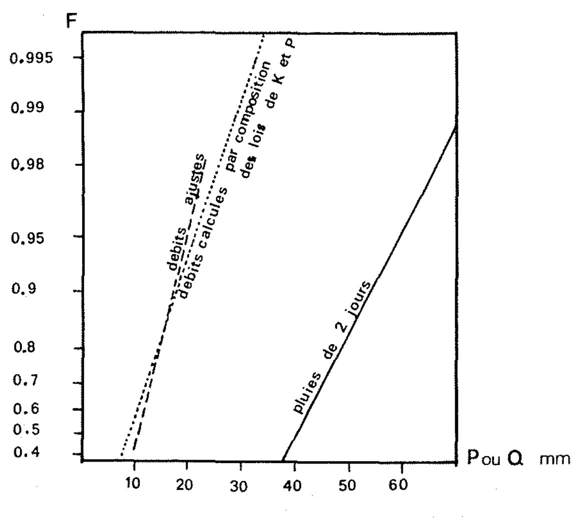
ne dépend que de deux variables : Z_2 et σ, un seul graphique présenté ci-après permet le calcul direct de Δ en fonction de Z_2 et de σ.



Comparaison entre la distribution des valeurs observées et la distribution calculée

Pour la période 1963-1976, les distributions des valeurs observées du débit maximal annuel et des valeurs calculées figurent sur le graphique ci-après.

On constate que la distribution obtenue par le calcul est très proche d'une distribution de Gumbel et que, d'autre part, elle a tendance à moins s'éloigner de la distribution des pluies que la distribution des débits observés. On peut considérer, sur le cas présent, que sans conduire à la même sécurité que le gradex, on obtient ainsi une extrapolation plus fiable que la simple prolongation de l'ajustement des valeurs observées.



Quelques hypothèses en vue d'une utilisation élargie de la distribution de K

Dans ce paragraphe, nous nous bornons à émettre quelques hypothèses qu'il serait intéressant de vérifier et qui permettraient alors une exploitation plus intensive de la nouvelle approche du coefficient d'écoulement que nous avons développée.

Recherche d'un échantillon agrandi pour la variable K

Il serait très utile de pouvoir préjuger de la distribution de K avec un faible nombre d'années d'observation. Pour cela, il serait nécessaire de générer plusieurs valeurs de K, chaque année.

On peut alors faire l'hypothèse que la procédure suivante n'introduit qu'un faible biais pour la constitution d'un tel échantillon.

Si l'on dispose de n années d'observation, on admet que l'on puisse constituer un échantillon de taille nk en choisissant les k plus grandes pluies et les k plus grands débits de chaque année, en classant ces deux échantillons par ordre de décroissance et en calculant rang par rang la valeur correspondante de k.

Ainsi, pour l'année i, les deux échantillons de pluies et de débits sont :

$$P_{i1} \cdots\cdots P_{ik}$$
$$Q_{i1} \cdots\cdots Q_{ik}$$

On détermine

$$K_{ij} = Ln \frac{Q_{ij}}{P_{ij} - Q_{ij}}$$

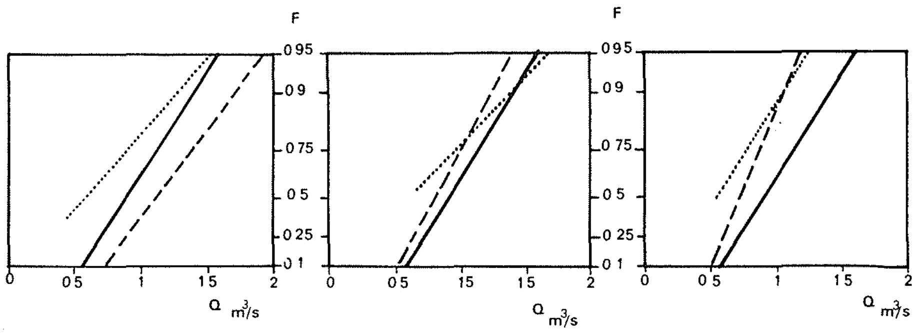
et l'on obtient l'échantillon désiré en faisant varier i de 1 à n et j de 1 à k.

Pour tester cette hypothèse, toujours sur les données du bassin de Melarchez, nous avons scindé la période 63-76 en trois périodes de 5 années [1963-1968], [1968-1972], [1972-1976]. Sur chacune des trois périodes, nous avons fait figurer 3 distributions :

- - - - - distribution que l'on obtient en étudiant l'échantillon des 5 plus forts débits de chaque année ;

——— distribution effective sur les 14 années d'observation ;

. . . . . distribution calculée pour chaque période en intégrant la connaissance de la loi de pluies.



Période 63-67 $K = \mathcal{N}(-1.22, 0.73)$ Période 68-72 $K = \mathcal{N}(-1.64, 0.99)$ Période 72-76 $K = \mathcal{N}(-1.80, 0.72)$

Le choix de 5 valeurs par an est certainement excessif, et permet donc d'exagérer le biais qui peut apparaître dans la recherche de la distribution de K.

On peut constater sur les graphiques ci-dessus que des différences notables existent mais qu'elles n'apparaissent pas prohibitives.

En limitant K à 2 ou 3, on devrait pouvoir ajuster convenablement la loi des K sans introduire de biais gênant.

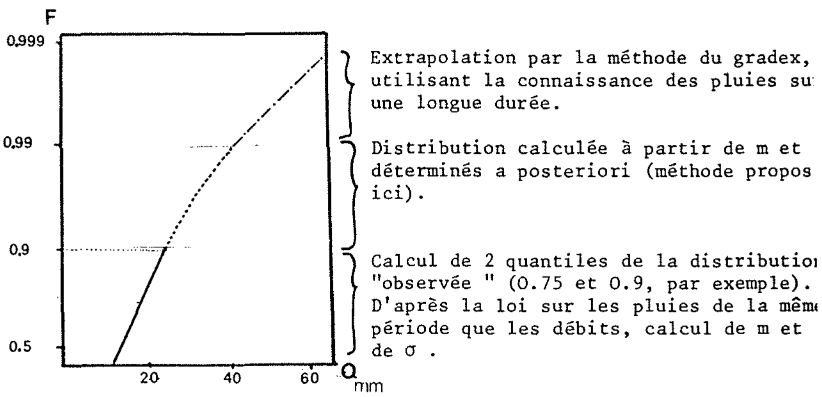
Extrapolation d'une distribution expérimentale

Une autre démarche intéressante serait de pouvoir prolonger une distribution expérimentale pour n'appliquer la méthode du gradex que pour une fréquence au non dépassement très proche de 1.

Cette façon de procéder permettrait d'éviter l'application brutale de la méthode du gradex pour des fréquences trop faibles, ce qui conduit bien souvent à un excès de sécurité dans la détermination des crues.

Le principe pourrait être de calculer a posteriori les paramètres m et σ de la distribution de K, d'après la distribution expérimentale des débits et celle des pluies sur la période concomitante, puis d'extrapoler la précédente distribution en tenant compte des pluies sur une plus longue période.

Schématiquement, on procéderait ainsi :



——— distribution "observée"
- - - - - - distribution calculée (méthode proposée ici)
—·—·— prolongement par le gradex.

Il est à noter, cependant, que la détermination de m et de σ par approximations successives est assez longue, bien que l'utilisation de l'abaque adaptée pour z grand simplifie les manipulations.

Remarque sur le choix d'une liaison différente entre P, Q et K

La formulation $Q = P/1 + e^{-K}$, jointe à l'hypothèse d'indépendance des variables K et P, conduit à un résultat qui s'écarte assez sensiblement de celui auquel conduit la méthode du gradex. Il peut être ultérieurement intéressant de rechercher d'autres liaisons qui permettraient de se rapprocher de la théorie du gradex, laquelle introduit implicitement une liaison positive entre P et C au-delà d'un certain seuil. Ainsi l'expression :

$$Q = \frac{P^2}{P + e^{-K}}$$

rendrait peut-être mieux compte de la nécessaire liaison avec la méthode du gradex.

Par ailleurs, l'étude statistique du déficit d'écoulement D, tel que $Q = P - D$, est peut-être également possible, quoique qu'elle ait été pour l'instant écartée à cause des difficultés introduites par une artificielle troncature à P des déficits observables, et par une liaison positive entre les deux variables : dans le cas de Melarchez $\hat{R} = 0.57$ avec intervalle de confiance [0.1 ; 0.8] à 95 %.

Conclusions

Il s'agissait principalement dans cette note de rechercher une nouvelle approche du coefficient d'écoulement d'un bassin versant. D'une simple constante, comme cela est couramment admis, nous proposons d'en faire une variable aléatoire avec sa distribution propre, introduisant ainsi 2 paramètres au lieu d'un seul dans les calculs de crues.

Les méthodes qui découleraient d'une telle approche sont certes loin d'être d'un emploi généralisable, mais le point le plus positif semble être la bonne adéquation de la variable K (liée très simplement au coefficient d'écoulement) à la très classique loi de Gauss.

Les résultats numériques rencontrés dans l'exemple concret du bassin de Melarchez confirment la nécessité de la prise en compte de tout un domaine de variation pour le coefficient de ruissellement par opposition à sa réduction à une valeur unique. Par exemple, les quantiles 0.01 et 0.99 du coefficient d'écoulement varient en effet dans un rapport de 1 à 15 (0.037 et 0.55 dans l'exemple traité ici).

Bibliographie

COLIN *et al.* – Distribution de fréquence d'une fonction de 2 variables aléatoires indépendantes. *B.T.G.R.*, n° 120 (CTGREF, Antony), 1978.

Division HYDROLOGIE. – *L'application de la méthode du gradex à l'estimation des crues de faible fréquence.* (CTGREF, Antony), 1972.

GUILLOT P. et DUBAND D. – La méthode du gradex pour le calcul de la probabilité des crues à partir des pluies. Question 1, rapport 7, *X^e Journées de l'Hydraulique* (EdF, DTG, Grenoble), 1968.

Discussion

Président : M. H. LORIFERNE

M. le Président. – Je remercie M. COLIN de cet exposé.

M. A. LEBRETON. – L'étude suppose que les débits suivent une loi de Gumbel, mais cette loi est extrapolée pour les fréquences inférieures à 1/50. Quelle est la valeur de cette extrapolation pour les fréquences rares ?

M. COLIN. – Les hydrologues admettent généralement au moins dans certaines régions que la loi de Gumbel s'applique bien jusqu'à des durées de retour assez élevées et nous avons fait cette hypothèse. On n'a jamais vérifié que la loi de Gumbel s'appliquait au delà de 1000 ans parce que personne ne possède 1000 ans de données. Toutefois en mélangeant des échantillons indépendants et homogènes, on arrive à obtenir des échantillons de taille élevée et à vérifier que la loi de Gumbel s'applique jusqu'à des durées de retour assez importantes, du moins dans certaines régions.

M. GUILLOT. – S'agissant d'établir le mieux possible les caractéristiques de la distribution à deux dimensions "pluie-écoulement", je pense qu'il est préférable, même si c'est plus coûteux en recherche de données, de travailler sur tous les événements pluie-débit concomitants dont on dispose au-delà d'un certain seuil.

Deuxième remarque, le procédé qui consiste à extrapoler à des évènements extrêmement rares le coefficient d'écoulement (dont le coefficient k est une transformée) observé sur des évènements courants sous-estime évidemment l'écoulement : il paraît logique en effet de penser que la rétention du bassin tend vers une limite.

C'est pourquoi je pense qu'il serait à la fois mieux et plus simple de considérer non pas le coefficient d'écoulement, mais le déficit d'écoulement, ce qui va dans le sens de la prudence.

M. COLIN. – Votre première question concerne le fait d'avoir utilisé des évènements non concomitants. Ceci a été fait d'une part pour des raisons pratiques et d'autre part pour des raisons théoriques.

On l'a fait dans un premier temps pour des raisons pratiques ; il est en effet plus facile de rechercher indépendamment les maximums d'évènements sur deux fichiers différents.

Mais on l'a fait aussi pour des raisons théoriques. En effet la méthode statistique utilisée permet de passer de la pluie maximale au débit maximal ; aussi faut-il que les variables de base utilisées respectent cette définition ; le fait de prendre des évènements concomitants ne nous le permet pas. En effet si l'on part de la pluie maximale, on n'obtient pas forcément le débit maximal et si l'on part de débit maximum, on risque de sous-estimer la pluie.

Par ailleurs notre but n'était pas d'étudier la distribution conjointe du débit et des pluies, mais de trouver une méthode statistique de passage des pluies de fréquence donnée aux débits de crue de même fréquence.

En ce qui concerne votre deuxième question, je peux vous dire que des études ont effectivement été entreprises dans ce sens. Le déficit d'écoulement a été étudié sur le bassin d'Orgeval mais il y avait une corrélation entre le déficit et la pluie.

Nous avons effectivement admis l'hypothèse suivant laquelle la distribution statistique du coefficient d'écoulement ne change pas pour les évènements rares. Ceci signifie que la capacité ou l'aptitude à l'écoulement dépend essentiellement de l'état initial du bassin ; nous l'avons vérifié pour un petit bassin, ce n'est pas forcément le cas pour les grands bassins. Pour des évènements pluvieux de l'ordre de la journée, l'aptitude au ruissellement semble dépendre davantage des pluies des jours précédents, éventuellement du gel, que de la pluie qui provoque directement la crue.

M. OBERLIN. – Je complète en disant qu'à mon avis cette méthode n'est pas destinée à extrapoler les distributions observées jusqu'aux fréquences très rares. C'est une méthode relais entre les distributions expérimentales et les gradex.

J'y vois l'intérêt pratique que cela permet de résoudre de façon plus rigoureuse le problème de la liaison entre les deux méthodes classiques. En particulier, il est flagrant qu'appliquer le gradex trop tôt est pénalisant.

C'est ce qu'indiquait le dernier graphique. M. COLIN y a indiqué en vert les observations et en rouge le gradex. On a là théoriquement le moyen de résoudre la difficulté de la continuité entre les deux méthodes.

M. le Président. – Plus de questions ?

Il me reste en levant la séance à remercier les conférenciers de ce matin pour leurs exposés et à vous rappeler que la séance recommence à 14 h 30.

Abstract

A statistical approach for determination of runoff coefficients and their use forecasting flood flow

Rainfall-discharges methodes generally used for flood predetermination take into account a runoff coefficient which is a number comprised between 0 and 1.

This approach denies the strongly random nature of the ability of a basin for accelerated runoff and therefore it results erroneous to use a constant runoff coefficient for flood estimation.

It seems better to define this coefficient as being a random variable a priori. More precisely, a sample of this variable can be executed in the following way: for each reference period, the year for instance, the strongest rainfall P and the strongest discharge Q, expressed as depth of runoff on rainfall duration are considered symetrically. An execution of the random variable K is thus obtained and defined as:

$$K = ln \frac{Q}{P - Q}$$

Which inversely gives :

$$Q = \frac{P}{1 + e^{-K}}$$

From this formulation, we can deduce that it is necessary to know the law of the pair of random variables (P, K) so as to be able to determine the law of the Q variable and solve the flood pre-determination cases. If the two random variables P and K are independent, the determination of their law becomes a difficult problem. However, for certain small basins and for frequencies which can be observed, independence between the two variables was shown. It is then sufficient to know the law followed by each variable to use easily the previous relationship.

As rainfall records are generally known for a longer period than discharge records, one can therefore take advantage of the information they contain.

If often happens that P follows a Gumbel's law and K a Gauss's. In that case, charts permitting the calculation of the distribution of Q without the help of a computer have been drawn up.

Two possible applications are outlined. The first one is an attempt to obtain a full sample of K variable when one has only a limited number of record years at his disposal. The second application tries to determine a posteriori the law of K, from an experimental distribution of discharges and to use it to extrapolate this distribution until a return period large enough to permit the application of the gradex method (Guillot, Duband, EDF-Grenoble) without any danger of overestimation of floods.

These are only attempts to evaluate the possible developments of this new approach to the runoff coefficient. In the different parts of this study, a numerical application with real data available on a representative basin is described.

It can also be noticed that the proposed technique gives rather different results from those obtained by the gradex method. Another relationship is then presented which could permit a better agreement with the hypotheses obtained by the gradex method. However, it would remain to check up that the independence of random variables is well respected in so far as one wants to keep its operational feature to the method.

To conclude and without prejudice to the possibility of generalizing the methods born of this statistical approach to the runoff coefficient, it nevertheless remains certain that it is an error to consider this coefficient as constant. The example shown in this paper effectively proves that it can vary from 1 to 15 when one goes from quantile 0.01 to quantile 0.99.