

Zeitschrift:	Schweizerische Bauzeitung
Herausgeber:	Verlags-AG der akademischen technischen Vereine
Band:	91 (1973)
Heft:	32
Artikel:	Utilisation de l'analyse fréquentielle des crues pour la détermination de la crue de projet
Autor:	Bruschin, J. / Estève, R.
DOI:	https://doi.org/10.5169/seals-71956

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 21.02.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

vorgesehen. Das Bezirksschulareal liegt im Zentrum der Gemeinde Wettingen, was städtebauliche Aspekte besonders zu berücksichtigen verlangt.

Das Wettbewerbsergebnis lautete:

1. Preis (5000 Fr. mit Antrag zur Weiterbearbeitung)
Roland Gross, Zürich
2. Preis (2500 Fr.) Urs Burkhard, Adrian Meyer, Max Steiger, Baden
3. Preis (2000 Fr.) Robert Obrist, Baden/St. Moritz
- Ankauf (1000 Fr.) Hans Bader, Solothurn; Mitarbeiter Hans U. Ammon

Im Wettbewerbsprogramm war vorgesehen, dass bis zu drei Architekten mit der Überarbeitung und Kostenermittlung ihrer Vorschläge beauftragt werden können. In Anbetracht, dass der im ersten Rang stehende Entwurf städtebaulich, architektonisch und betrieblich in allen Punkten genügt hat und gesamthaft eine hervorragende Qualität aufwies, konnte dem Gemeinderat einstimmig empfohlen werden, dessen Verfasser mit der Weiterbearbeitung zu betrauen.

G. R.

Fachpreisrichter waren: E. Hitz, Baden, T. Hotz, Baden, H. Gisi, Chef Hochbauamt Wettingen.

Utilisation de l'analyse fréquentielle des crues pour la détermination de la crue de projet¹⁾

DK 551.49:627.51

Par J. Bruschin et R. Estève, Lausanne

Communication du Laboratoire d'hydraulique de l'EPFL²⁾ sur mandat et en collaboration avec le Service fédéral des routes et des digues³⁾

1. Considérations générales

1.1. Introduction

Tout ingénieur engagé dans l'étude d'ouvrages liés au régime d'écoulement d'une rivière ou susceptibles de le modifier est confronté au problème des débits extrêmes. Qu'il s'agisse de très faibles débits ou de très grands, les conséquences de l'imprévision ou d'une mauvaise prévision sont parfois des plus graves. Ce n'est toutefois que dans le dernier cas que l'existence même des ouvrages est mise en cause: les ponts emportés, les brèches dans les digues, les barrages détruits sont le plus souvent le fait des grandes crues. Il n'est pas rare que ces accidents soient à l'origine de véritables catastrophes: énormes dégâts matériels et même pertes de vies humaines. Envisager les conséquences de la destruction de ces

ouvrages et en tenir compte dans leur conception est un impératif absolu. Le faire rationnellement implique toutefois la définition plus ou moins complète des circonstances dans lesquelles la destruction pourrait avoir lieu. L'un des éléments importants qui sont alors envisagés est le débit maximum de la crue destructrice éventuelle dont la limite supérieure serait le débit maximum possible (MPSF) de la rivière. Est-il cependant raisonnable, supposant même que l'on arriverait à chiffrer le MPSF et à formuler des prévisions correctes quant à son évolution à long terme, de dimensionner tout ouvrage, quel qu'il soit, en fonction de ce débit? Si la réponse à cette question ne peut être que négative, il s'agit encore de l'assortir de critères et de procédés conduisant à un choix différent. Les critères qualitatifs simples comme par exemple l'importance des ouvrages ou des dégâts sont manifestement trop vagues et laissent trop de place à l'arbitraire pour satisfaire l'esprit rationnel des techniciens.

Essayant de montrer le cheminement des idées à la recherche de solutions plus acceptables, nous sommes partis de la description des phénomènes hydrologiques dans le bassin d'une rivière telle que donnée par l'analyse des systèmes (fig. 1.1). C'est l'explication déterministe et une forte tendance

- 1) On entend ici par crue de projet — traduit de l'anglais «design flood» — la pointe extrême d'une crue, telle qu'elle se produit immédiatement à l'amont de l'aménagement ou de l'ouvrage qui nous intéresse et dont il doit encore assurer le passage avec ou sans marge de sécurité.
- 2) Cité dans le texte par le sigle LHYDREP.
- 3) Cité dans le texte par le sigle SFRD.

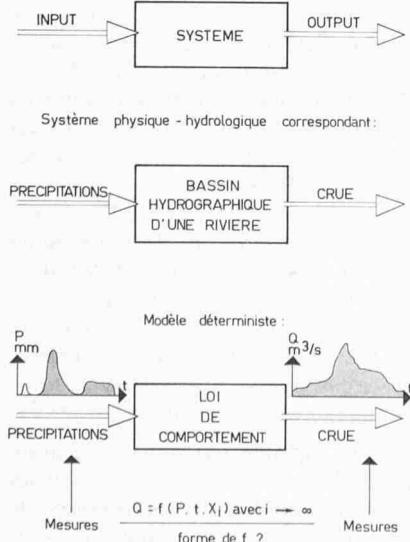
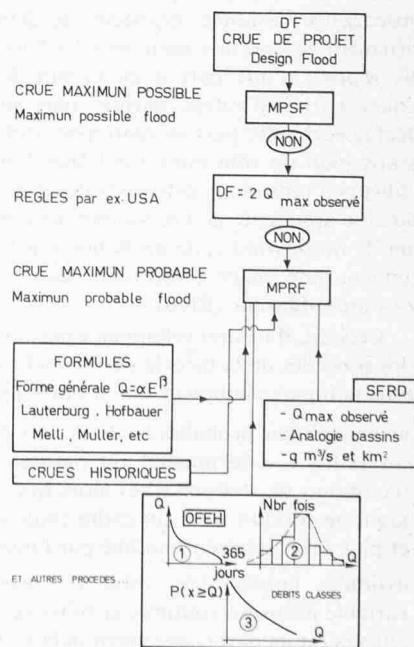


Fig. 1.1, à gauche. La génération des crues vue comme un processus dans un «système»

Fig. 1.2, à droite. Choix de la crue de projet — évolution des procédés



à l'empirisme propres au XIX^e qui ont conduit à l'implantation massive de stations pluviométriques tout d'abord et de stations limnimétriques et limnigraphiques plus tard, l'ordre correspondant bien entendu à la difficulté de la mesure et de son interprétation.

Toutefois, dans le cadre du modèle déterministe, la définition d'une loi de comportement produit les plus grandes difficultés et malgré les progrès importants accomplis depuis 20 ans, une solution vraiment satisfaisante n'est pas encore en vue. En attendant de la trouver, les mesures s'accumulent (à la station de Roda sur le Nil on relève les niveaux depuis plus de 1000 ans) et il est inconcevable de ne pas en tirer quelque parti.

C'est ainsi, comme le montre la fig. 1.2, que l'on a créé d'abord les «règles»; ensuite le volume des mesures, l'observation et la comparaison aidant, des méthodes et des «formules» pour déterminer la crue maximum probable – MPRF – à partir de débits ou de niveaux maximums et de paramètres simples caractérisant le bassin versant (SFRD – Les débits maximums des cours d'eau suisses – 1958), finalement mais déjà depuis 1880–1895 *Herschel, Freeman et Fuller* ont construit les premières courbes de niveaux et de débits classés (voir aussi annuaires hydrologiques de la Suisse – OFEH), introduisant ainsi la notion de fréquence et de probabilité expérimentales et utilisant pour la 1^{re} fois toutes les mesures faites dans une station.

Il est toutefois probable que l'apparition des sociétés d'assurances vers la fin du siècle dernier a largement contribué à la banalisation des notions comme le «coût du risque», le «risque actuarial», etc. L'idée de choisir la crue de projet (DF) sur la base d'un risque assumé (le risque hydrologique) faisait du chemin et c'est en 1914 que Fuller entreprend pour la première fois une analyse fréquentielle utilisant la loi normale, alors que la même année *Hazen* employait déjà la loi de *Galton* (log-normale). En 1941, *Gumbel* propose l'utilisation en hydrologie des lois des extrêmes étudiées en 1928 déjà par *Fischer et Tippett*. Ce n'est qu'en 1948 qu'il définira dans ses «Statistics of Extremes» le risque d'occurrence d'une crue de fréquence donnée, concept repris par *Chie* en 1970. Mettre en balance le coût du risque assumé et le coût des conséquences résultant de l'occurrence de l'événement assuré (mort, destruction, etc.) est une démarche naturelle et de ce fait acceptable pour tout esprit.

Il apparaît ainsi que l'application en hydrologie des méthodes de la statistique mathématique n'est pas la seule conséquence de notre incapacité de définir des lois de comportement acceptables pour tous les bassins hydrographiques. Elle répond d'une part à un besoin de justification économique, parmi d'autres parfois plus importants, du choix effectué et d'autre part au sentiment profond de chacun que le hasard joue un rôle important dans l'univers. Cela explique d'ailleurs l'utilisation extensive des mêmes procédés dans le domaine apparenté de l'économie des eaux où les concepts de taux de non-garantie, de probabilité de non-disponibilité, etc., occupent une place importante dans l'analyse des Bilans-Ressources-Besoins (BRB).

Ceci dit, il ne doit échapper à personne que les hypothèses et les procédés de la théorie des probabilités et des statistiques mathématiques s'adaptent mal à notre problème particulier:

- en théorie des probabilités, la notion d'événement est liée à un cadre – expérimental ou naturel – toujours le même (condition de stationnarité) alors que l'événement hydrologique se produit dans un cadre toujours plus fréquemment et plus profondément modifié par l'intervention de l'homme
- assimiler l'observable, débit ou niveau de crue, à une variable aléatoire continue et illimitée, procédé courant par ailleurs est ici particulièrement délicat du fait même de notre

incapacité de définir correctement sa limite supérieure (MPSF) pourtant bien réelle: cela ouvre les portes à la démesure

- les dimensions de l'échantillon disponible (nombre des observations) sont généralement faibles et la précision des mesures inversément proportionnelle à leur importance: les grandes crues n'ont jamais été réellement mesurées.

Nous n'entrons donc pas par la voie royale dans le domaine des statistiques et cette mise en garde vaut non seulement pour tous ceux qui auraient tendance à attribuer un poids excessif aux résultats obtenus par les procédés que nous décrirons ci-après, mais encore pour ceux qui pensent pouvoir améliorer la qualité de ces résultats par le seul raffinement de l'outil mathématique. A cet égard, il ne faut pas perdre de vue que les théories mathématiques les plus subtiles ne pourront jamais compenser les carences des données de base.

1.2 L'analyse fréquentielle des crues

Admettre un modèle probabiliste pour l'étude des crues, tout au moins comme hypothèse de travail, revient à accepter l'idée que les crues observées constituent un échantillon généré par une loi de probabilité, établie par la nature, qui nous est inconnue et qui selon toute vraisemblance le restera à jamais. Le problème n'est donc pas de découvrir la «vraie» loi mais de trouver parmi les lois proposées par les mathématiciens, celle qui «explique» le mieux les observations faites.

Le premier pas consiste à définir clairement l'observable à étudier. Notre intérêt allant ici aux fortes crues, nous pouvons décider de les caractériser par les débits correspondant à leurs pointes extrêmes (ce n'est pas là bien entendu le seul choix possible et à certains égards il n'est même pas le meilleur). Ensuite dans le désir légitime de limiter le volume des données à traiter aux seules mesures apportant une information significative, d'égale importance pour chacune d'entre elles – cette sélection correspond bien à la notion de variable aléatoire indépendante – il a été convenu de ne retenir que le plus fort débit de l'année, appelé par les hydrologues «la crue annuelle». Ce procédé n'est pas arbitraire: une étude faite par *Langbein* a en effet démontré le bien-fondé des considérations théoriques indiquant que pour une période d'observations supérieure à 10 ans, la prise en considération d'un plus grand nombre de crues conduit pratiquement aux mêmes résultats que la série annuelle.

Nous pouvons maintenant en utilisant par exemple la série des «Annuaires hydrographiques de la Suisse» constituer notre échantillon: la série des crues annuelles. Ce n'est qu'ici que commence vraiment ce qu'il est convenu d'appeler l'analyse fréquentielle des crues (fig. 1.3).

1.2.1 Nous devons tout d'abord nous assurer que l'échantillon constitué comme nous l'avons vu de manière quasi-mécanique, est homogène, c'est-à-dire susceptible d'être générée par une seule loi de probabilité quelle qu'elle soit. Pour les rivières à régime nival-pluvial nous ne pourrons pas mélanger sans autres les crues de printemps dues à la fonte des neiges avec celles d'automne dues aux fortes pluies – il s'agit ici manifestement de deux «populations» différentes. Les choses sont cependant moins claires dans le cas de deux séries d'observations antérieures et postérieures à l'implantation d'un ouvrage plus ou moins important sur une rivière.

A défaut d'autres renseignements et seulement dans ce cas, on peut pratiquer un test d'homogénéité purement statistique comme par exemple le test nonparamétrique de *Wilks* (très simple, faible puissance discriminatoire).

1.2.2 Une fois rassurés sur la «qualité statistique» de notre échantillon, nous devons choisir une ou plusieurs parmi les lois connues sans jamais oublier qu'il n'y a aucun critère de choix a priori, si ce n'est l'expérience déjà acquise dans ce

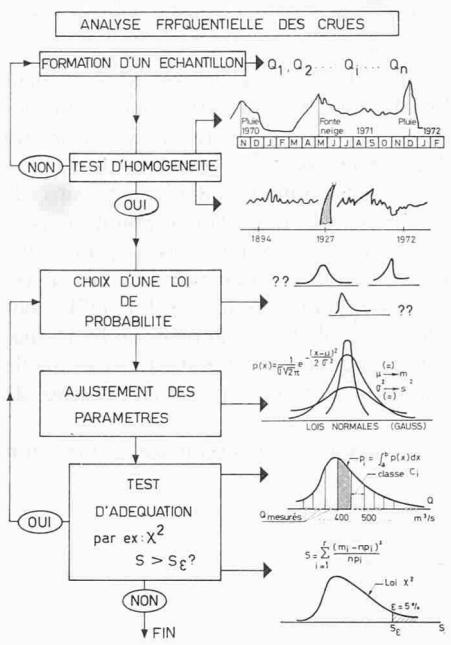


Fig. 1.3. Organigramme des opérations en analyse fréquentielle

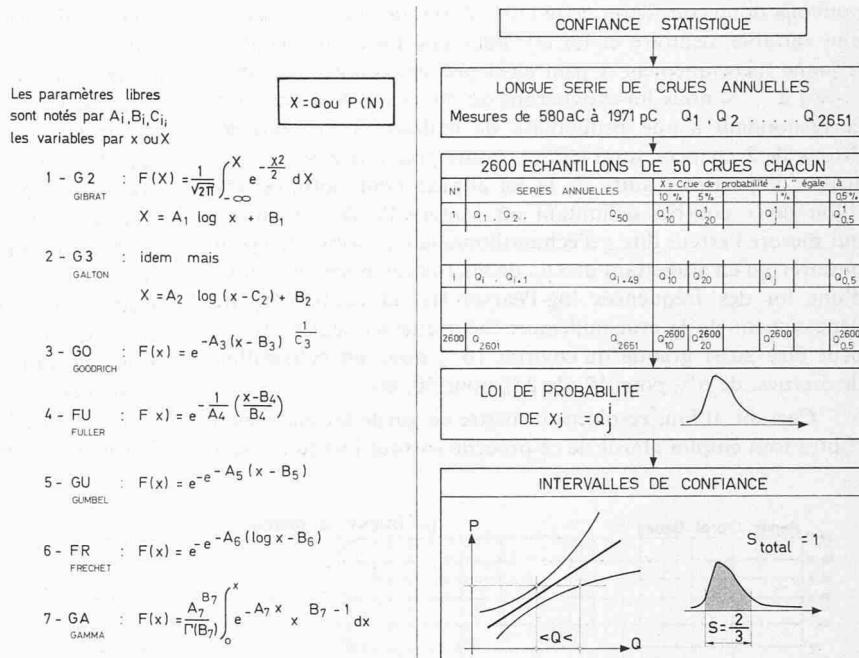


Fig. 1.4. Exemples de lois de probabilité

domaine. C'est précisément cette expérience, le bon sens aidant, qui nous permet de recommander les lois de Galton par exemple. A cet égard il faut être plein de méfiance lorsque ici ou là quelqu'un se réclame d'avoir découvert ou inventé la «meilleure» loi – cela mène presque toujours à des complications inutiles.

1.2.3 Quand nous parlons de loi de probabilité, il s'agit en réalité (fig. 1.4) d'une famille de lois dans laquelle nous déterminerons par «ajustement» de ses paramètres, celle qui correspond le mieux à notre échantillon. Ces paramètres sont liés d'une manière ou d'une autre aux «moments statistiques» : la moyenne ou l'espérance mathématique μ qui désigne la position du «centre de gravité» de la loi, la variance σ^2 qui n'est qu'une sorte de moment d'inertie par rapport à la moyenne et une mesure de la «dispersion» de la loi, le moment du 3^e ordre μ_3 qui est un indice de dissymétrie, etc. L'ajustement revient à une estimation de ces moments à partir de l'échantillon-même soit par simple substitution des valeurs respectives calculées pour l'échantillon – méthode des moments, soit en passant par une transformation linéaire de variable avec utilisation de la méthode des moindres carrés, soit enfin par une minimisation directe des écarts en posant la condition d'extremum – méthode du maximum de vraisemblance.

1.2.4 Rien ne nous dit toutefois dans quelle mesure la loi ainsi construite est «compatible» avec notre échantillon dans le sens d'une analogie raisonnable en distribution des probabilités. Le moyen de s'en assurer est de procéder à un «test d'adéquation» par exemple en comparant le nombre de mesures m_i se trouvant réellement à l'intérieur d'un intervalle choisi (classe) avec celui correspondant à la probabilité théorique compte tenu du nombre total de mesures dans l'échantillon et ceci classe par classe. Ainsi

$$\text{avec } p_i = p(a < x < b) = \int_a^b p(x) dx$$

et n = nombre total des mesures

ce nombre sera np_i

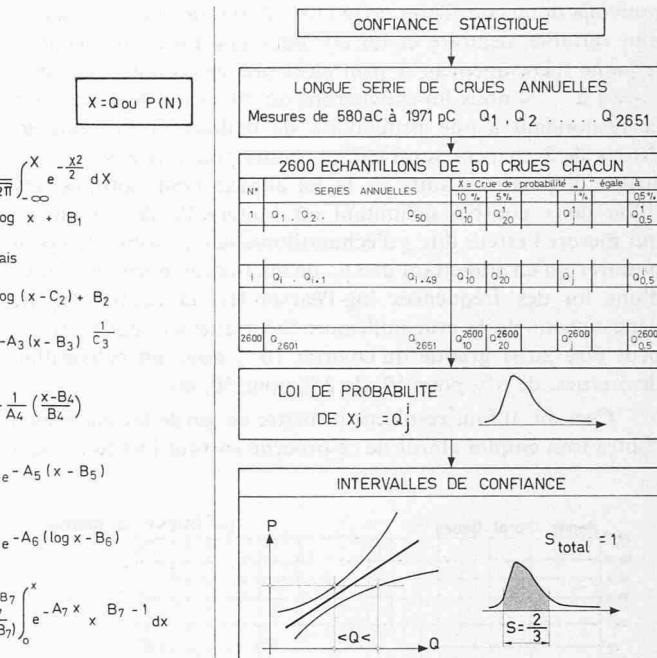


Fig. 1.5. Erreur d'échantillonnage et intervalles de confiance

Alors en notant

$$S = \sum_{i=1}^r \frac{(m_i - np_i)^2}{np_i}$$

où r est le nombre de classes, nous obtenons un indice global d'adéquation :

- si S est «trop grand» la loi choisie n'est pas compatible avec l'échantillon
- si S est «raisonnablement petit» elle est acceptable.

Or, on peut montrer que si la loi choisie était la vraie loi, S devrait fluctuer selon une loi connue dite du « χ^2 ». Nous pouvons alors préciser la notion un peu vague de «trop grand» en fixant une limite à partir de laquelle la probabilité de réalisation d'un S plus grand – $P(S \geq S_{\epsilon})$ est très faible soit par exemple de 5% pour autant que la loi choisie soit effectivement la vraie loi. Cette limite est appelée «seuil de signification» – pour $S_{calculé} > S_{\epsilon}$ les chances de nous tromper en rejetant la loi seront alors inférieures à 5%. Il est toutefois bien entendu que $S < S_{\epsilon}$ n'est pas une preuve irréfutable que notre loi est la vraie loi.

1.2.5 Avec un échantillon testé et une loi adéquate nous disposons d'un outil permettant de calculer la probabilité de dépassement de toute crue de projet (DF) choisie et donc implicitement le risque assumé en adoptant précisément cette DF. On peut cependant se demander quelle est la crédibilité sur le plan purement statistique (confiance statistique) du chiffre ainsi obtenu.

Il est en effet évident que si nous prenions la série de crues annuelles de la station citée de Roda (> 1000 ans) et la division en 20 échantillons d'environ 50 mesures prises dans l'ordre chronologique, la crue correspondant à la probabilité de dépassement de 2% par ex. sera différente pour chacun des échantillons considérés à titre individuel. L'estimation fondée sur un nombre limité de mesures est donc entachée d'une erreur que nous pouvons essayer d'évaluer.

Dans notre exemple (fig. 1.5) nous avons pour chaque crue de probabilité P donnée 2600 valeurs fluctuant autour de la 2601^e qui est celle calculée pour toute la série. Nous

pouvons donc considérer cette crue X comme étant elle-même une variable aléatoire et lui attribuer une loi de probabilité. Comme théoriquement X peut alors prendre toute valeur de 0 ($-\infty$) à $+\infty$ nous lui assignerons un intervalle de fluctuation correspondant à une probabilité de réalisation raisonnable, disons de 2 chances sur 3 (67%). Nous pouvons ensuite construire de part et d'autre de la loi admise pour notre échantillon deux courbes délimitant un «intervalle de confiance» qui mesure l'erreur dite «d'échantillonnage» possible. On peut montrer qu'en admettant une loi de fluctuation normale autour d'une loi des fréquences log-Pearson III, la probabilité de dépassement de la crue millénaire théoriquement égale à 0,1% peut être aussi grande qu'environ 10% pour un échantillon de 5 crues, de 6% pour 10, de 2% pour 50, etc.

Ceci dit, il faut résolument mettre en garde les ingénieurs contre tout emploi abusif de ce procédé surtout lorsqu'il s'agit

de crues de faible probabilité de dépassement. Voici nos raisons:

- la taille des séries annuelles homogènes est généralement faible (en Suisse 127 stations > 25 mesures dont 73 stations > 50) et a, à notre avis, peu de chances de s'accroître sensiblement au fil des années du fait même de l'intervention toujours plus massive de l'homme dans les bassins de quelque importance. Nous manquons donc manifestement de bases expérimentales pour trouver les lois de probabilité nécessaires à la détermination des intervalles de confiance. Cette constatation est d'autant plus fondée lorsqu'il s'agit des extrémités des lois de probabilité adoptées où l'information disponible est pratiquement inexistante. De quelle confiance (surtout statistique) peut-on parler en l'absence de toute mesure?
- le but de notre travail n'est pas de connaître la précision

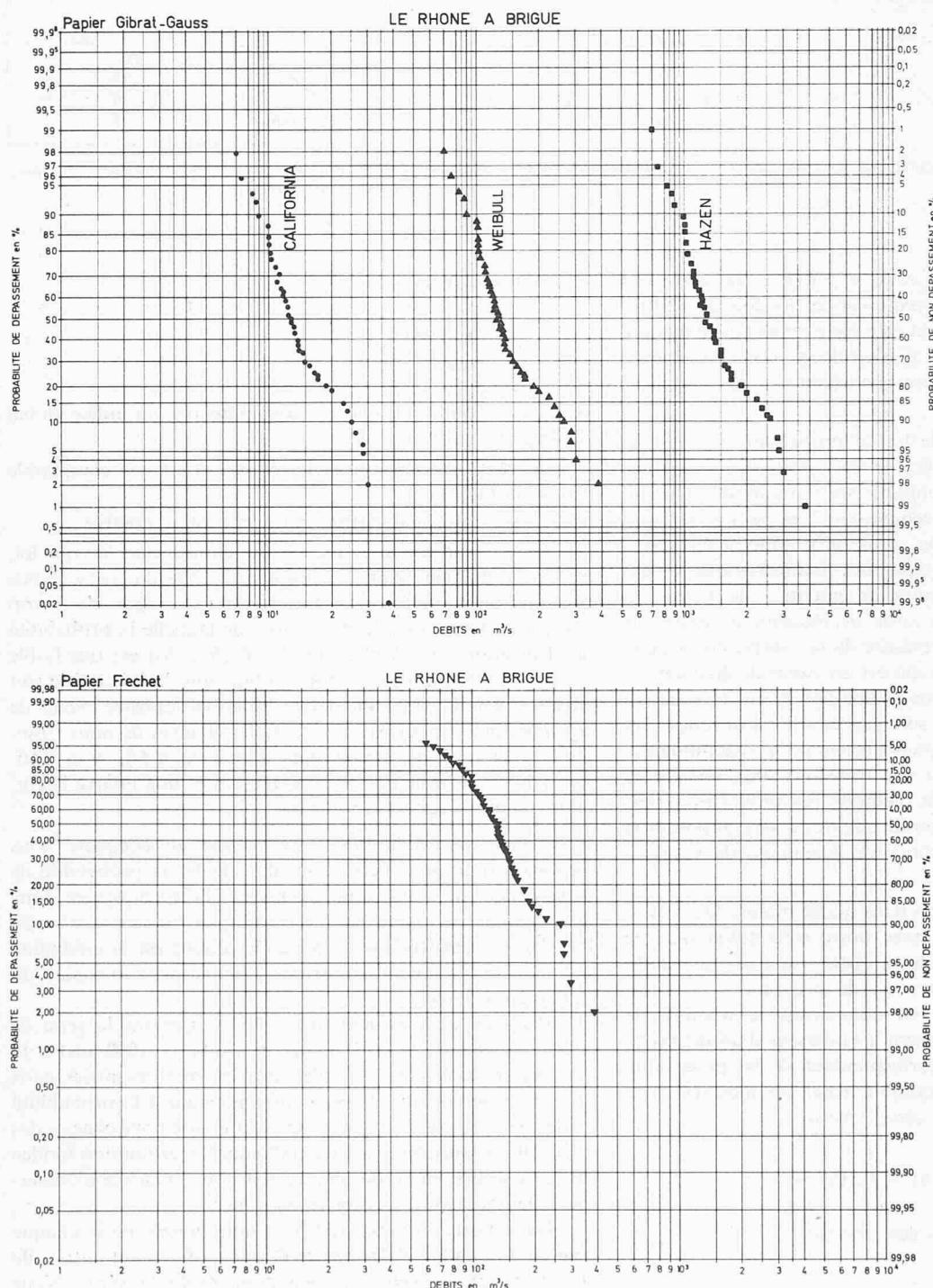


Fig. 1.6. Exemple de représentation de probabilités expérimentales calculées avec 3 formules 1.6.1 — et sur deux papiers (lois) de probabilités différents — 1.6.2

avec laquelle nous pouvons prévoir une crue de probabilité donnée à partir d'un échantillon prélevé sur une population infinie mais d'évaluer un risque assumé pour une DF choisie tout en sachant que le résultat obtenu est grevé d'incertitudes dont la plupart d'origine toute autre que la taille de l'échantillon. A quoi sert-il de donner l'illusion d'une plus grande sécurité, tout en compliquant les choses, lorsque l'on sait que les prémisses matérielles sont aussi précaires? S'il s'agit d'écartier les «off-control data» – crues extraordinaires survenues pendant une période d'observation relativement courte – nous pensons qu'il est bien plus simple et mieux justifié de laisser la décision au bon jugement des ingénieurs.

Toutefois, lorsqu'il s'agit de déterminer le montant d'une prime d'assurance ou de tout calcul économique équivalent, il est parfaitement légitime de tenir compte de notre ignorance dans l'évaluation du risque. Nous disposons ici d'un outil nous permettant de la chiffrer.

1.2.6 Nous avons délibérément évité de parler jusqu'ici de deux éléments bien connus de l'analyse fréquentielle:

- la durée de retour ou l'intervalle de récurrence qui est l'inverse de la fréquence
- le papier de probabilité

parce que nous pensons que leur utilisation est une source de confusion et même d'erreurs sans aucune contrepartie positive pour le second en tout cas lorsqu'on dispose d'un programme complet d'analyse des séries par ordinateur.

La fréquence moyenne de retour d'une crue est, pour autant qu'il s'agisse de crues annuelles, égale à la probabilité de dépassement correspondante, par ex.:

$$P(x \geq Q) = 1\%$$

$$F = \frac{1}{100} \text{ ans}$$

et la période de retour

$$T = 100 \text{ ans}$$

On appelle cette crue «la crue centenaire». Ce que l'on oublie, hélas trop souvent, c'est que cette appellation n'a strictement aucune signification excepté celle que cette crue à 1 chance sur 100 de se produire chaque année ou encore 10 chances sur 100 de se produire pendant une période de 10 ans. D'ici à lui attribuer un caractère plus ou moins cyclique il y a un abîme!

Le papier de probabilité a été primitivement introduit pour permettre un ajustement au jugé acceptable d'une loi préalablement choisie. Pour le construire on procède à une transformation adéquate de variable qui a pour résultat la linéarisation de la loi de probabilité. Cela n'est manifestement

pas possible pour les lois à 3 paramètres et même pas pour certaines lois à 2 paramètres (loi GA).

L'ajustement implique l'attribution aux crues observées d'une probabilité d'occurrence dite «expérimentale» qui n'a aucune justification lorsqu'il s'agit d'échantillons de faible taille, ce qui est le cas courant, et pour le calcul de laquelle il existe une bonne douzaine de formules «pratiques».

L'utilisation de l'une ou l'autre de ces formules ou de l'un ou l'autre des papiers de probabilité (lois) change la disposition relative des points (fig. 1.6.1 et 1.6.2). Le fait de tracer ensuite une droite parmi ces points, rarement bien alignés, conduit trop souvent à des conclusions hâtives inspirant des doutes qui malheureusement vont bien au-delà de ce procédé simpliste que nous ne saurons trop recommander d'abandonner.

1.3 Risque hydrologique pour une durée limitée

La loi de probabilité que nous avons choisie par les méthodes de l'analyse fréquentielle est comme nous l'avons vu une généralisation de l'information contenue dans un échantillon limité à une population infinie ce qui dans notre cas signifie une durée infinie. Or, un grand nombre d'ouvrages ont une existence limitée, dont la durée, tout au moins approximative, est connue d'avance. La question qui se pose est la suivante:

Sachant que la probabilité de dépassement d'un débit Q , calculé pour une durée infinie $T = \infty$ est de par exemple 1% soit une chance sur 100 chaque année (crue «centenaire»), quelle est la probabilité d'occurrence ou de dépassement de ce débit pendant une période T de, disons 100 années consécutives?

Cette probabilité peut être calculée en utilisant la règle des probabilités composées et l'on obtient:

$$P_T = 1 - [1 - P_{T=\infty}]^T$$

ré solue graphiquement (abaque à 2 entrées) ou par tabulation.

La réponse surprenante pour certains, dans le cas particulier, est

$$P_{100} = 64\%$$

En pratique il est toutefois plus simple de décider quel est le risque P_T que l'on peut assumer dans tel ou tel cas précis où T est connu. Le calcul se fait alors à l'envers soit, si pour un ouvrage provisoire $T = 2$ ans et $P_T = 5\%$ (risque de destruction: 1 chance sur 20) $P_{T=\infty} = 10\%$ correspondant à la crue décennale.

Les considérations exposées ci-dessus nous ont guidés dans l'analyse des crues annuelles observées dans l'ensemble du réseau hydrographique de la Suisse dont les résultats sont exposés dans la 2e partie de cette publication.

à continuer

Europäische Gesellschaft für Ingenieurausbildung

DK 374.7:62

Am 24., 25. und 26. Mai 1972 fand in Delft ein erstes europäisches Treffen von Vertretern von Ingenieurausbildungsstätten statt. Etwa 60 Rektoren, Direktoren, Dekane und Professoren aus den 10 Ländern der erweiterten Gemeinschaft hatten die von der Technischen Hochschule Delft und dem Institut für Hochschulstudien der Europäischen Gemeinschaft – ein unabhängiges Forschungsinstitut, welches gerade eine vergleichende Studie über die Ingenieurausbildung in den Ländern der Gemeinschaft beendet – gemeinsam versandte Einladung angenommen. Die Initiative hierzu wurde von der EWG-Kommission und dem niederländischen Bildungs- und Wissenschaftsministerium unterstützt.

In einer Welt, in der der technische Fortschritt, dessen Finalität selbst in Frage gestellt ist, sich beschleunigt und vervielfältigt, haben die für die Ingenieur- und Technikerausbildung Verantwortlichen das Bedürfnis gefühlt, sich zu treffen, Informationen auszutauschen, sich gegenseitig abzustimmen und so bei der Wahrnehmung ihrer Aufgaben enger zusammenzuarbeiten. Die Diskussionen drehten sich in der Hauptsache um Fragen des Vergleichs der Bildungssysteme in den verschiedenen Ländern, der Analyse von durch den beschleunigten Anstieg der Kenntnisse bewirkten Problemen sowie um Fragen über die modernen Ansprüchen genügenden Ausbildungsmethoden. Die Teilnehmer schnitten ebenfalls die