

Analyse statistique des périodes de sécheresse

Statistical analysis of dry spells

I. Kontur et J. Winter

Université Technique de Budapest, Hongrie

La pluviométrie moyenne de la Hongrie est de 600 à 800 mm suivant les zones. La répartition temporelle de celle-ci est très capricieuse. La Grande Plaine de Hongrie, est soumise aux effets de la sécheresse.

Nous avons étudié les paramètres statistiques des périodes de sécheresse et leur formation pendant la période estivale. Les lames de quelque mm de pluie, qui se forment en été pendant quelques heures ou durant quelques jours, n'ont pas d'importance, ni au point de vue de l'agronomie, ni au point de vue du bilan hydrique. Ces pluies n'interrompent pas la période de sécheresse. Aussi les avons nous négligées dans nos calculs.

L'analyse a été faite à partir des observations pluviographiques les plus fiables de la Grande Plaine, où la station de Szeged est équipée d'un ombrographe et où l'on dispose d'une série allant de 1926 à 1968.

Composition des séries de données

Nous avons dépouillé les données de 36 années de station pluviographique de Szeged ; ainsi, nous avons obtenu une série de lames de pluie de durée d'une heure. A partir de ces données, nous avons sélectionné les périodes de sécheresse de 3 jours ou supérieures à 3 jours, pour les 6 mois de la période d'été (d'avril à septembre).

Comme nous l'avons déjà mentionné nous avons considéré les périodes de plus faibles pluies comme périodes de sécheresse ; ainsi, nous avons déterminé les périodes d'une durée de 3 jours ou plus, au voisinage de $h = 0$, où la lame de pluie journalière a respectivement les valeurs maximales suivantes : 1.0 mm, 5.0 mm, 10 mm. Nous avons adopté la durée $t \geq 3$ jours afin de limiter le nombre des données. En même temps nous avons éliminé l'imprécision de détermination des périodes de sécheresse de courte durée (de 1 à 3 jours).

Ces périodes de sécheresse n'ont pas d'importance pour l'agriculture.

Nous avons compté la durée des périodes de sécheresse en dixièmes de jour. Le nombre d'éléments des séries de données varie de 84 à 123.

Le début et la fin des périodes de sécheresse naturellement, ne coïncident pas avec ceux des mois. Nous avons donc classé la période de sécheresse dans le mois où elle avait la durée la plus importante.

Les fonctions de répartition empirique

Nous avons déterminé les fonctions statistiques empiriques pour les séries de données d'observation décrites au paragraphe précédent (Fig. 1).

Les fonctions de répartition de $h = 0$ s'initialisent à $t = 3$ jours, et s'aplatissent très fortement dans l'intervalle des faibles fréquences. Les périodes de sécheresse sont les plus courtes dans la première partie de l'été (avril-juin, $t_{10\%} = 9$ à 11 jours), elles augmentent en été, et, en septembre ($t_{10\%} = 16$ jours) ont une durée maximale ; les limites inférieures des fonctions de distribution

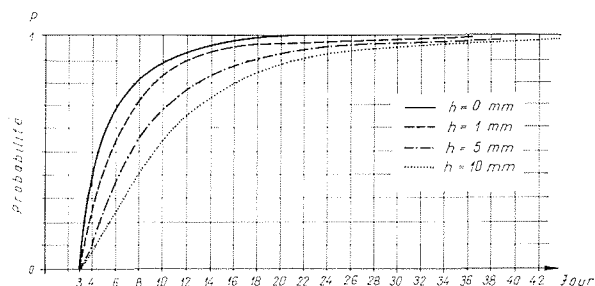


Figure 1 – Fonctions de répartition empirique des durées des périodes sans pluie.

augmentent parallèlement en fonction de l'augmentation de la hauteur de pluie de la période de sécheresse, et s'aplatissent de plus en plus dans l'intervalle des faibles probabilités. La limite inférieure des fonctions statistiques de $h \leq 10$ mm est déjà de 6 à 9 jours. Les mois les moins secs sont les mois de mai et de juin ($t_{10\%} = 23-25$ jours), mais le mois le plus sec est septembre ($t_{10\%} = 39$ jours). En avril, en août et en septembre peuvent s'initialiser des périodes de sécheresse de durée supérieure à 40 jours.

Variation temporelle des paramètres

Les paramètres statistiques considérés sont la moyenne (\bar{t}), et l'écart-type (σ_t). Nous avons représenté les variations temporelles de ces paramètres (Fig. 2). Ces courbes représentent mieux les différences entre les mois se rapportant aux fonctions statistiques.

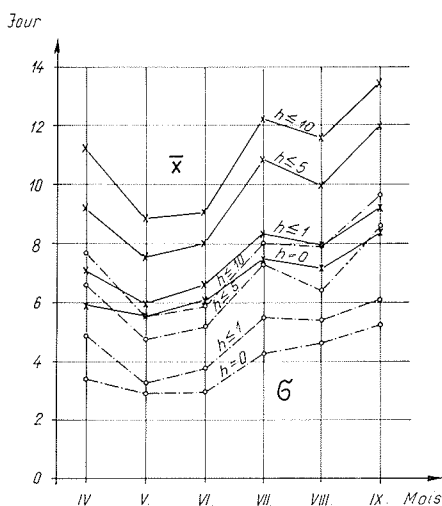


Figure 2 - Paramètres des périodes sans pluie.

Les moyennes de l'échantillon sont plus faibles aux mois de mai et de juin, et plus importantes en septembre. L'augmentation de mai jusqu'à septembre est coupée par une régression au mois d'août. On voit sur la figure 2, que la deuxième moitié de l'été est propice à la sécheresse. Les périodes où la pluie est ≤ 5 mm, pendant les mois de juillet-août, ont une valeur moyenne supérieure à 10 jours, et voisine de deux semaines.

Les écart-types de l'échantillon sont inférieurs aux moyennes, et leurs variations saisonnières correspondent à celles des moyennes, mais avec plus de régularité ; ces variations sont importantes dans la deuxième moitié de l'été, et, pendant cette période, elles oscillent entre de larges limites. Cela veut dire que ces périodes de sécheresse ont une durée importante (la somme des pluies de un mois et demi est ≤ 10 mm), mais pendant cette période, on peut avoir des épisodes humides. Nous devons qualifier cette période de dangereuse à cause des valeurs relativement grandes des paramètres du mois d'avril.

Approche par la fonction de répartition géométrique

La durée de la période de sécheresse est une variable aléatoire à valeurs discrètes ($k = 1, 2, \dots, n$ dixièmes de jour). Les périodes humides et de sécheresse alternent.

La longue série du même événement se rapproche d'une distribution géométrique (fonction de répartition).

Selon le résultat, on peut approcher l'échantillon statistique des longues périodes de sécheresse (k) par la distribution géométrique :

$$P_k = q \cdot p^{k-1} \tag{1}$$

où

$$q = 1 - p \tag{2}$$

et la moyenne et l'écart-type :

$$k = \frac{1}{p} \quad \sigma_k^2 = \frac{p}{q^2} \tag{3}$$

Nous avons déterminé les paramètres des séries de données où $k \geq 30$, dans le paragraphe précédent.

Nous supposons que les lois statistiques s'ajustant aux données des observations sont applicables au cas où $k < 30$. On peut calculer la moyenne complète de l'échantillon en connaissant une partie de la fonction, et nous supposons que la fonction totale et celle tronquée suivent aussi une distribution géométrique. Selon le résultat, par exemple, où $\bar{t} = 60,4$ dixièmes de jour, la valeur de $k = 31,4$ en juin, si $h = 0$.

Nous avons représenté les fonctions théoriques et empiriques pour le mois de juin, pour $h = 0$ mm, et $h \leq 10$ mm (Fig. 3).

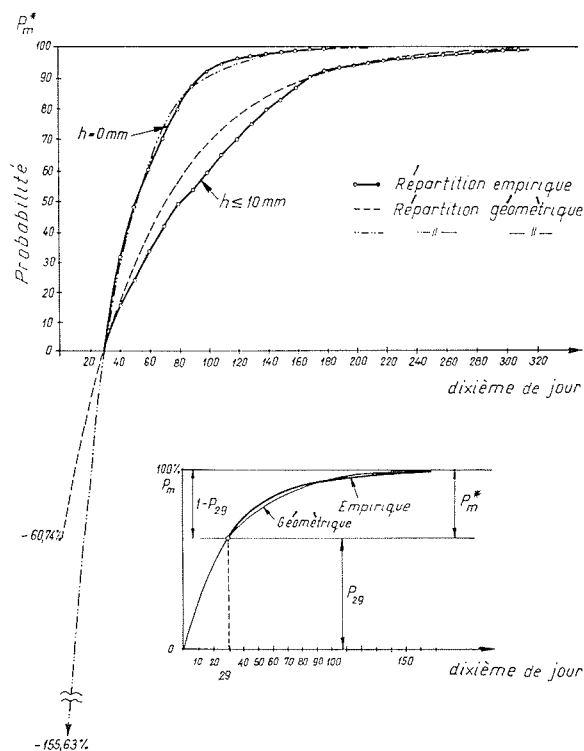


Figure 3 - Fonctions de répartition géométrique des périodes sans pluie au mois de juin.

En adoptant les valeurs suivantes :

$$P_m = \sum_{k=0}^m P_k \quad \text{et} \quad P_m = \frac{P_m - P_{29}}{1 - P_{29}}$$

où $m = 29, 30, 31$ (4)

nous avons déterminé l'approche de la fonction théorique sur l'échantillon statistique. La figure 3 représente la méthode de calcul. L'approximation de la distribution

par la distribution géométrique est satisfaisante en acceptant les intervalles de confiance de 5 % et en utilisant le test de Smirnov-Kolmogorov.

Bibliographie

- PRÉKOPA A. — Valószínűségelmélet. *Théorie des probabilités*, Műszaki Könyvkiadó, 1972, Budapest.
 SZIGYÁRTO Z. — A csapadékmentes időszakok hossza. *La durée des périodes sans pluie*, Vizügyi Közlemények, 1961/2, Budapest.

Discussion

Président : M. M. ROCHE

Le Président. — Je remercie beaucoup M. DERI de cette présentation.

Au cours des dernières années, il y a eu en France un certain nombre d'études concernant d'une façon générale les basses eaux et également le problème des périodes sèches, durant l'année, en pluviométrie. Peut-être quelqu'un voudra-t-il faire des commentaires sur les résultats obtenus par l'Université Technique de Budapest sur ce sujet.

M. GIRAUD. — Les travaux pratiques faits à l'École nationale de la Météorologie ont montré que la répartition des séquences de journées sèches et des séquences de journées pluvieuses (au seuil de 0,1 mm jour) s'ajuste de façon cohérente par un schéma de Polya. Bien que les ajustements de 130 stations françaises (1949-1979) ne soient pas tous très bons au sens du Khideux, les deux coefficients de Polya (le premier représentant la longueur moyenne des séquences et le second dépendant de la variance des séquences) présentent une organisation spatiale ayant une très bonne logique climatique.

Le Président. — En tout cas, je pense que, quel que soit le type de loi utilisé pour mener cette étude, le principe de base, c'est-à-dire l'étude statistique du nombre de sécheresse, reste tout à fait valable.

En fait, la technique qui a été mise en œuvre par l'Université de Budapest n'est pas fondamentalement différente, dans son esprit, de celle que vous indiquez. Les personnes qui ont commencé cette étude ont sans doute l'intention de la poursuivre sur d'autres sites en Hongrie, ce qui serait très souhaitable : il est certain que les études concernant la répartition statistique des périodes sèches dans l'année ont une grande importance pour la gestion de l'agriculture. Je rappelle ici que

nous sommes très souvent sollicités pour des études de ce genre pour les pays dans lesquels nous travaillons.

Y a-t-il d'autres commentaires ?

M. MORAND. — Je crois que la confrontation des deux communications que l'on vient d'entendre pose bien deux catégories de problèmes qui sont assez différents.

Parmi les problèmes évoqués par M. MASSON, il semble que ce qui est actuellement encore un peu négligé soit une des clés les plus intéressantes pour comprendre, comme il l'a écrit mais comme il n'a peut-être pas eu le temps de le dire, des questions aussi importantes et aussi difficiles que l'infiltration ou le ruissellement. En particulier, ce que nous avons vécu au mois de juillet et les quinze derniers jours de l'été dernier nous donnait des spectacles surprenants, c'est-à-dire que les résultats que l'on a eus et que l'on a quantifiés, par exemple, dans nos stations de recherche et qui étaient comparables à des averses énormes, à ce que l'on pouvait supposer, était dû, en fait, à des séries de petits grains extrêmement serrés.

Le Président. — Je vous remercie. Y a-t-il d'autres interventions ?

M. BEDIOT. — Puisqu'il n'y a plus d'intervention, je voudrais remercier M. DERI d'être venu exposer les communications de M. JUHASZ, du Vituki, et de MM. KONTUR et WINTER, de l'Université Technique de Budapest.

Je dois dire qu'il est arrivé trop tard le 2 juin pour nous exposer sa très intéressante communication sur les bilans hydrologiques et je voudrais le remercier tout particulièrement de l'attention qu'il a eue de la dédier en hommage à BELGRAND. Je regrette qu'en France nous n'ayions pas organisé, à l'occasion du centième anniversaire de la mort de BELGRAND, c'est-à-dire en avril 1978, quelque chose à la dimension de ce qu'était l'homme et de ce qu'il représentait pour l'hydrologie.

Abstract**Statistical Analysis of Dry Spells**

Average rainfall in Hungary is between 6 and 800 mm according to the area. Its distribution over time is quite capricious. The Great Plain of Hungary is subject to drought effects.

The statistical parameters for dry spells and their formation during the summers have been examined.

The analysis has been based on the most reliable observations of rainfall conditions in the Great Plain where the Szeged station is equipped with a shade recorder, with a series of measurements spanning the period 1926 to 1968.

The periods of lightest rainfall have been taken as drought periods. Thus periods of three days or more close to $h = 0$ where determined, in which the daily rainfall takes the following maximum : values 1 mm, 5 mm and 10 mm. The lack of precision of short dry spells (up to 3 days) has thus been counteracted. Such dry periods have no effect on crops.

The duration of a dry spell is counted in tenths of a day.

The number of elements in the series of data varies from 84 to 123.

The empirical statistical functions for series of observed data (Fig. 1) have been determined.

The statistical parameters in question are the average (F) and the standard deviation (O_t). The variations of these parameters over time are shown represented (Fig. 2). These curves give a better portrayal to which the statistical functions relate of the differences between the different months.

The statistical sample of long dry periods (K) can be approached, according to the result, by the geometric distribution : the full average of the sample can be calculated if part of the function is known, and it is assumed that the full and the truncated function are also geometrically distributed.

The approximation of the distribution of dry spells by fitting a geometrical distribution to the data is satisfactory, with a 5 percent confidence interval and using the Smirnov Kolmogorov test.