

SIGNIFICATIVITE DES TENDANCES PLUVIOMÉTRIQUES PLURIANNUELLES

I. Haidu

Université Babeş-Bolyai de Cluj-Napoca, Faculté de Géographie, 5-7 rue Clinicilor,
3400 Cluj-Napoca, Roumanie, ionel_haidu@yahoo.com

Résumé

L'interprétation des tendances climatiques citées dans la littérature est souvent influencée par la méthode de travail utilisée, par la longueur de la série et par la façon de définir les composantes de la série temporelle. C'est pourquoi ce travail examine les sommes annuelles des précipitations de 20 stations d'Europe, du point de vue de plusieurs hypothèses stochastiques. La tendance globale, déterminée par ajustement polynomial sur l'ensemble de la série, ne coïncide pas toujours pour la dernière sous-période (10-20 ans) avec le sens de la tendance sur cette sous-période. La méthode de différenciation est avantageuse du point de vue technique (risque réduit d'erreur dû à la technique de travail), mais elle a l'inconvénient de ne pas permettre la visualisation et l'interprétation globale ou par sous-périodes de la dynamique du niveau moyen de la série. On montre que la série de précipitations annuelles peut être considérée comme la réalisation d'un processus stochastique non-ergodique, composé d'une série stationnaire ergodique, et d'une variable aléatoire déterminée par l'existence de tendances propres à des sous-ensembles de la série. Seules les tendances sur ces séquences sont exemptes de la subjectivité résultant de l'augmentation ou la réduction de la longueur de la série temporelle. L'élimination de la composante des tendances séquentielles, destinée à stationnariser la série, permet automatiquement l'élimination de la tendance globale. Cette approche des tendances permet la modélisation stochastique avec un moindre risque de produire des erreurs dues à la méthode utilisée; en outre, elle a l'avantage de permettre la visualisation de la dynamique du niveau moyen de la série.

Abstract

The significance of multiannual pluviométrie trends. The interpretation of the climatic trends quoted in the literature is often influenced by the method used, by the length of the series and by the way how the components of the temporal series have been selected. This is why this paper examines the annual precipitation sums from 20 European stations from the point of view of several stochastic hypotheses. The global trend, determined by polynomial adjustment over the whole time series, does not always coincide for the last sub-period (10-20 years) with the direction of the trend of the sub-period in question. The differentiation method has technical advantages (low error risk due to the technique used), but it does not allow the visualisation and interpretation of the dynamics of the mean level of the series globally or by sub-periods. This paper demonstrates that the series of annual precipitation can be considered as a stochastic non-ergodic process composed of an ergodic stationary series and an aleatory variable determined by the existence of trends common to sequential series. Only sequential trends are free of the subjectivism resulting from the increase or decrease of the length of temporal series. By the elimination of the component of sequential trends, in order to stationarise the series, the global trend is eliminated automatically. This approach allows stochastic modelling with a lower risk of producing errors due to work methods; moreover, it has the advantage to allow the visualisation of the dynamics of the mean level of the series.

Mots clés : tendances globale et séquentielles, précipitations, processus stationnaire non-ergodique.

Key words : global and sequential trends, precipitation, non-ergodic stationary process.

Introduction

Les nombreuses études parues dans les dernières années ne concluent pas de façon certaine en ce qui concerne l'augmentation ou la diminution des quantités annuelles de précipitations au niveau régional. L'interprétation des différentes tendances citées est souvent influencée par la méthode de

travail utilisée, par la longueur de la série, et par le mode de définition des composantes (séquences) de la série temporelle. Il n'y a pas une opinion unanime sur la définition des tendances, ni une méthodologie adéquate d'analyse des séries chronologiques en fonction des caractéristiques statistiques et physiques du processus considéré. Les séries pluviométriques annuelles sont les plus simples du point de vue des caractéristiques statistiques. Pour l'analyse statistique des sommes annuelles des précipitations atmosphériques il existe à l'heure actuelle plusieurs possibilités d'approche qui résultent des caractéristiques stochastiques de ces séries. De telles séries d'observations annuelles, enregistrées ponctuellement dans une station, peuvent être considérées comme la réalisation de l'un des types suivants de processus stochastiques: processus non-stationnaire, processus stationnaire non-corrélé connu aussi comme bruit blanc, processus stationnaire. La nécessité de faire un choix entre les hypothèses ci-dessus réside dans le fait que dans le cas d'une modélisation (reconstitution d'une série avec une erreur minimum) à l'échelle de temps pluriannuelle, l'élimination d'une tendance polynomiale de la série temporelle peut insérer artificiellement, en fonction de l'outil mathématique utilisé, des artefacts sur la série résiduelle et peut donc conduire à des conclusions erronées (Box et Jenkins, 1976; Brokwell et Davis, 1987; Kendall et Ord, 1990; Hipel et McLeod, 1994).

Dans ce contexte, qui reste non-conclusif malgré l'abondance de titres consacrés au sujet, la présente étude analyse les sommes annuelles des précipitations atmosphériques dans les stations climatiques suivantes: Aberdeen (1871-1980), Athènes (1895-1980), Belgrade (1888-1980), Berlin (1851-1980), Bucarest (1858-1990), Budapest (1841-1980), Copenhague (1821-1980), Iasi (1858-1980), Jérusalem (1861-1980), Lisbonne (1864-1980), Lodève (France, 1902-1992), Madrid (1860-1980), Milan (1768-1980), Moscou (1881-1980), Nicosie (1900-1980), Paris (1874-1980), St. Petersburg (1880-1980), Rome (1782-1980), Sibiu (1850-1990), Sulina (1858-1990), Vienne (1851-1980).

Le but de ce travail est d'examiner les séries de données du point de vue des hypothèses stochastiques mentionnées ci-dessus et de proposer une nouvelle hypothèse, le processus stationnaire non-ergodique, qui permet d'identifier et de visualiser les tendances séquentielles indépendamment de la longueur de la série de données. Cette méthode est adaptée au contexte des mesures météorologiques, à savoir longueur limitée de la période instrumentale et longueur « illimitée » du point de vue statistique du phénomène climatique. Pour l'ensemble de la période de manifestation d'un certain phénomène climatique, on dispose d'une « fenêtre » d'observation de seulement 150-200 années. Conformément à l'hypothèse de processus stationnaire non-ergodique, l'augmentation ou la diminution de la longueur de la série de données ne devrait pas influencer l'allure des tendances séquentielles ni les résultats d'une modélisation mathématique de la série. Ce travail ne se propose pas d'identifier les causes des tendances, ni de donner d'explications sur les périodes humides ou sèches, ou d'établir des liens entre le changement climatique global et les tendances pluviométriques. Son objectif est de mettre en œuvre une méthode de travail plus adaptée à la longueur finie et réduite des séries pluviométriques.

1. Différentes interprétations des tendances selon les procédures actuelles de définition et modélisation

Les études consacrées aux cumuls annuels de précipitations sont contradictoires en ce qui concerne l'existence ou le sens de tendances. Brazdil et Tarn (1990) mettent en évidence une tendance linéaire d'augmentation des précipitations sur la période 1881-1980 au Danemark, aux Pays Bas, en Allemagne, Pologne, ainsi qu'une diminution de celles-ci en Tchéquie, Slovaquie, Autriche, Hongrie. Goosens et Berger (1986), à partir de l'analyse statistique des séries les plus longues de précipitations annuelles de l'ouest de l'Europe, concluent qu'il n'y a pas de changements significatifs à long terme, ceux-ci étant caractérisés uniquement par des fluctuations de courte durée entre les valeurs minimales et maximales. Il n'y a que les précipitations de Lyon et De Bilt qui présentent des tendances claires à

l'augmentation après 1900. Palmieri et al. (1991) considèrent que les séries des sommes annuelles des précipitations en Italie ne présentent pas de tendance pour les 100 dernières années. Schönwiese et Birrong (1990) mettent en évidence une tendance linéaire positive des précipitations pour le nord de l'Europe et négative pour le sud de l'Europe. Carbonnel et Hubert (1994) arrivent à des résultats similaires, remarquant une diminution brusque, d'environ 20 - 25 %, de la majorité des séries pluviométriques en Roumanie et Bulgarie, à partir de 1983.

D'autres études sont moins affirmatives quant au choix entre l'existence d'une tendance ou la simple manifestation de la variabilité naturelle du climat. Schönwiese et al. (1990) examinent les conséquences de l'augmentation de la teneur en gaz à l'effet de serre sur 301 séries de précipitations saisonnières en Europe, entre 1880-1985, et concluent que le sud-ouest de l'Europe est soumis à une augmentation des précipitations hivernales, tandis que pour les autres saisons on note une diminution des précipitations dans certaines régions de l'Europe du Sud. En analysant 12 séries pluviométriques de la Péninsule Balkanique (1894 - 1985), Maheras et Kolyva-Machera (1990), montrent que la prédominance de la circulation méridionale est à la source de l'apparition de la tendance à la diminution des quantités annuelles de précipitations. Globalement, la plupart des stations sont caractérisées par une stabilité de la pluviométrie. Les séries des stations d'Athènes, Bucarest, Sibiu, Sofia, Sulina et Zagreb ne présentent aucune tendance. A Belgrade et Salonique apparaît une tendance positive à partir de 1935.

A partir de ces données, on peut craindre que l'évaluation des tendances pluviométriques soient le reflet d'une certaine subjectivité car l'identification et l'interprétation de celles-ci sont significativement influencées par la longueur de la série de données et la façon de définir la tendance. Par exemple, certains auteurs procèdent au test statistique de la tendance, et si celui-ci ne dépasse pas un certain seuil de signification, la série de données est considérée stationnaire, même si les représentations graphiques indiquent une croissance ou décroissance monotone.

L'utilisation de polynômes d'ajustement de différents degrés pour filtrer les séries, peut être en apparence contradiction avec les tendances dérivées sur les 20-30 dernières années de l'échantillon. A Rome, aussi bien qu'à Jérusalem, le calcul d'une tendance linéaire conclut à une diminution des précipitations, alors que les tendances polynomiales au-dessus du 5e degré indiquent une augmentation des quantités de précipitations durant les 20 dernières années. En Europe Centrale (Berlin, Vienne, Budapest) aussi bien qu'à Milan, le niveau général des séries reste relativement constant comme le montre la tendance linéaire, mais avec un ajustement, par exemple, du 6ème degré, pour la dernière sous-période d'approximativement 20 années il apparaît une augmentation quantitative évidente des précipitations. Copenhague est dans le même cas.

2. L'approche stochastique de la série continue

Du point de vue stochastique, les séries chronologiques peuvent être approchées de deux manières différentes. Elles peuvent être considérées soit comme le reflet d'un phénomène ayant un régime continu d'évolution, soit comme l'image de l'évolution d'un phénomène en régime discontinu. Les approches basées sur l'hypothèse de continuité sont les mieux connues: processus stationnaire non-corrélé (connu aussi comme bruit blanc), processus stationnaire et processus non-stationnaire.

2.1. Processus stationnaire non-corrélé (bruit blanc)

L'assimilation des totaux annuels des précipitations à un processus stationnaire non-corrélé est très en vogue chez les hydrologues, en particulier chez ceux ayant une formation mathématique, et chez les ingénieurs en général. Vandewiele (1988) considère que les sommes annuelles des précipitations atmosphériques sont imprévisibles, car ayant une espérance mathématique et une variance indépendantes du temps. En outre, la corrélation entre différentes années peut être considérée comme nulle quel que soit le décalage de temps (lag k). Du point de vue stochastique, un tel processus est sta-

tionnaire et non-corrélé. Le processus stationnaire non-corrélé, appelé aussi bruit blanc, noté $\{z_t\}$ est le processus pour lequel la corrélation (et la covariance) entre les différentes variables aléatoire: du processus est égale à zéro.

(une certaine valeur indépendante du temps)

$$\begin{cases} E z_t = 0 \\ var z_t = \sigma_z^2 \\ cov(z_t, z_{t+k}) = 0 \quad \forall k \end{cases} \quad \text{Dans ces conditions, le problème de l'existence d'une tendance ne se pose pas}$$

2.2. Processus stationnaire

En étudiant l'influence de la tendance des précipitations sur le ruissellement, certains hydrologues ont trouvé des arguments pour considérer les sommes annuelles des précipitations comme reflétant un processus stationnaire. Salas et al. (1980) ont observé, en analysant 1141 séries de précipitations aux Etats-Unis, que les précipitations annuelles, étant indépendantes dans le temps, sont très proches des caractéristiques d'un processus stochastique stationnaire. Le processus aléatoire $\{z_t\}$, où $t \in \mathbb{Z}$, est stationnaire si:

$$\begin{cases} E x_t = m_x \\ var x_t = \sigma_x^2 \\ cov(x_t, x_{t+k}) = \lambda_k \end{cases} \quad \begin{array}{l} \text{La moyenne et la variance de la variable aléatoire} \\ \text{sont indépendantes dans le temps.} \\ \text{La covariance entre deux variables aléatoires du} \\ \text{même processus est indépendante du temps et} \\ \text{dépend uniquement de lag } k \text{ (décalage de temps).} \end{array}$$

Les séries de données qui présentent les caractéristiques spécifiques aux processus stationnaires peuvent être modélisées à l'aide de certains modèles ARMA (Box et Jenkins, 1976; Kottegoda, 1980; Brockwell et Davis, 1987; Hipel et McLeod, 1994). On sait à partir de la littérature spécialisée qu'un certain type de modèle ARMA n'est acceptable que lorsque la série résiduelle (série primaire dont on a éliminé la série simulée) présente les caractéristiques d'un processus stationnaire non-corrélé. Dans une telle approche, le premier problème qui se posera sera celui de la stationnarisation des séries, soit par une différenciation d'un certain ordre, soit par l'identification et l'élimination de la tendance.

La littérature spécialisée indique que dans le cas de la modélisation stochastique, le choix de la tendance la plus adéquate est basé sur le degré de différenciations successives à partir duquel les résultats de cette opération demeurent constants. Cette méthode est avantageuse du point de vue technique (risque réduit d'erreur dû à la méthode de travail), mais elle a l'inconvénient de ne pas permettre la visualisation et l'interprétation de la dynamique du "niveau" moyen à l'échelle de l'ensemble de la série ou par sous-périodes. Les logiciels élaborés pour la modélisation stochastique (ITSM, MHTS, Prognosis) prévoient aussi l'option d'identification de la tendance polynomiale et de son élimination ultérieure. Mais on considère que l'ajustement polynomial ainsi réalisé est propre, en général, à l'hypothèse du processus stochastique non-stationnaire.

2.3. Processus non-stationnaire

A la différence de nombreux hydrologues, les climatologues suspectent l'existence de changements climatiques globaux susceptibles d'affecter l'évolution des divers éléments du Climat. De ce fait l'approche des totaux annuels des précipitations nécessite un recours à l'hypothèse de processus stochastique non-stationnaire. Pour expliquer la non-stationnarités, on procède, en règle générale, à l'identification des tendances polynomiales qui ont l'avantage de permettre la visualisation de l'évolution du niveau moyen de la série. Ullrich et al. (1991) observent que le sens de la tendance linéaire peut changer à long terme. Ainsi, pour la période 1889-1988, la tendance à l'augmentation des précipitations est établie pour l'Europe de l'Ouest, la Scandinavie, le nord-ouest de la Russie, et une diminution des précipitations est notée en Europe Centrale et du Sud. Pour la période 1959-1988,

la plus grande partie de l'Europe est affectée par une diminution linéaire des précipitations, la tendance à l'augmentation étant observée seulement en Suède et dans le nord-ouest de la Russie.

Le choix de la tendance polynomiale la plus adéquate (parmi plusieurs variantes possibles) est basé sur l'intensité du lien entre la série primaire et la série ajustée. Normalement, à mesure que la puissance du polynôme d'ajustement augmente, le coefficient de détermination R^2 augmente lui aussi. A titre de démonstration, on présente les résultats d'ajustements successifs à l'aide de polynômes de degrés croissants (du 1er au 6e degré) de la série de précipitations annuelles enregistrées à Rome sur une période de 200 ans, 1781-1980 (**Figure 1**). La meilleure tendance, au sens du coefficient de détermination, est donnée, dans ce cas, par le polynôme du degré le plus grand (6e degré dans notre cas) pour lequel $R^2 = 0,15$. Mais l'allure de la tendance change radicalement de telle sorte que, pour la dernière sous-période, celle qui nous intéresse le plus, des sens opposés peuvent apparaître. Cette inadéquation pour la dernière sous-période complique beaucoup l'interprétation réelle du phénomène et l'utilisation de l'ajustement polynomial dans le but de la poursuite de la modélisation. Ceci est une illustration de la non pertinence des tendances polynomiales dans l'optique d'une modélisation stochastique. Nous considérons que la tendance globale polynomiale n'a qu'une signification relative, son allure dépendant de la longueur de la série, et présentant souvent des contradictions aux extrémités.

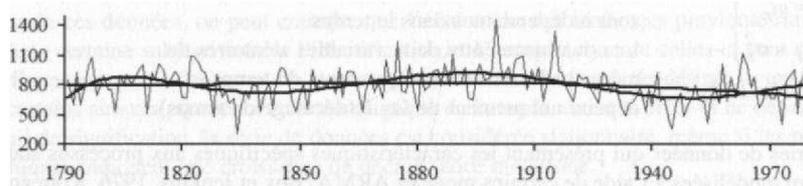


Figure 1 : Sommes annuelles des précipitations (mm) de Rome, auxquelles se superposent deux tendances polynomiales. Pour les dernières années, la courbe du 3^{me} degré prédit une décroissance, alors que celle du 6^{me} degré prévoit une augmentation.

3. Approche stochastique d'une série discontinue et conséquences pour la modélisation

Du fait des limitations des tendances polynomiales et de la méthode de différenciation, il apparaît nécessaire de développer une nouvelle approche qui permette à la fois la visualisation de l'évolution du niveau moyen de la série et sa modélisation stochastique, et qui soit insensible à la longueur de la série temporelle. Pour une période ou sous-période donnée on définira une tendance unique qui aura à la fois une signification physique et en même temps un niveau acceptable de significativité statistique. L'hypothèse du processus stationnaire non-ergodique répond à ces exigences. En effet, une série de précipitations annuelles peut être considérée comme la réalisation d'un processus stationnaire nonergodique (Haidu, 1997). La non-ergodicité d'un processus stochastique stationnaire se traduit par l'influence d'une variable aléatoire dans la structure du processus. On considère un processus dynamique stationnaire défini de la manière suivante:

$$Z_t = X_t + Y_t,$$

où: X_t est un processus stationnaire ergodique; Y_t est la variable aléatoire; X_t et Y_t ne sont pas corrélés entre eux. La moyenne du processus Z_t est $m_z = m_x + m_y$, et la fonction de corrélation est $k_j(T) = k_j(X) + k_j(Y)$. Par élimination des tendances séquentielles des séries de précipitations annuelles et la construction des corrélogrammes, on obtient des graphiques similaires au comportement théorique conceptuel indiqué sur la **figure 2**.

Le processus stochastique est stationnaire mais non-ergodique, car chaque réalisation se distinguera des autres (elle aura des valeurs typiques différentes dans le temps) en fonction de la valeur que prendra.

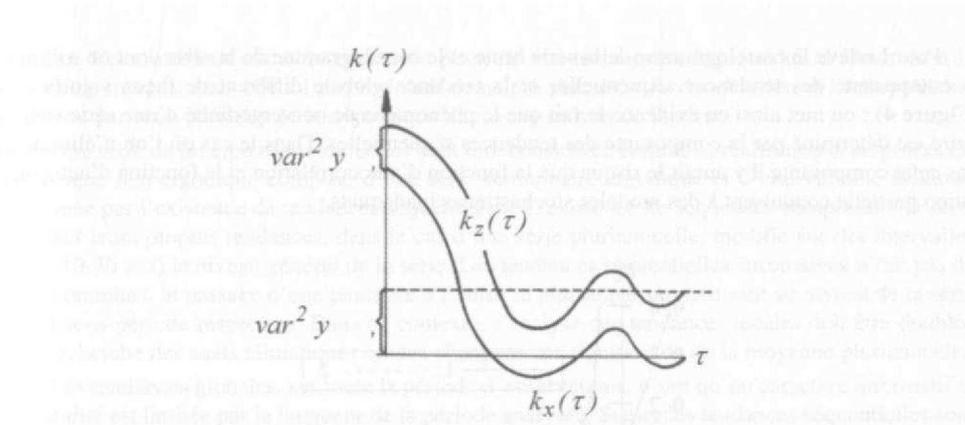


Figure 2 : Corrélogrammes théoriques des fonctions de corrélation d'un processus stationnaire non-ergodique $k_z(\tau)$ et ergodique $k_x(\tau)$.

La forme du corrélogramme que génère la variation de la fonction de corrélation $k(\tau)$ comparée à la variation de la fonction de corrélation $k_j r$ montre que $k_j \tau$ tend vers zéro quand $i \rightarrow \infty$, et dans les mêmes conditions $k_j r = var^2 y$. A mesure que l'intervalle de temps entre les valeurs de la fonction de corrélation augmente, le lien stochastique entre ces valeurs diminue continûment et la fonction de corrélation $k_j r$ tend vers la constante $var^2 y$. Par conséquent, le processus stochastique Z_t est ergodique seulement si Y est une constante. Si la moyenne temporelle dépend de la valeur que prend la variable aléatoire Y , on conclue que le processus stochastique Z_t n'est pas ergodique. En pratique,

la non-ergodicité est difficile à vérifier car on ne dispose pas de séries temporelles qui tendent vers l'infini. C'est pourquoi on se satisfait des conclusions établies à partir de la forme qu'ont les corrélogramme des fonctions de corrélation des composantes des séries temporelles.

Une série suffisamment longue peut être stationnaire dans son ensemble, mais elle n'est pas stationnaire sur des fragments de longueur raisonnable. Dans les conditions de cette hypothèse, la série pluviométrique annuelle est composée d'une série stationnaire ergodique et d'une variable aléatoire déterminée par l'existence de tendances séquentielles. Haidu et Mercier (1996) utilisent le test de Kendall - Mann pour l'identification des oscillations séquentielles de la moyenne. La courbe $u(t)$ calculée à l'aide de ce test met en évidence les moments de rupture de la stationnarité. Entre ces moments on peut mettre en évidence les tendances séquentielles sous la forme de segments de droite (Figure 3).

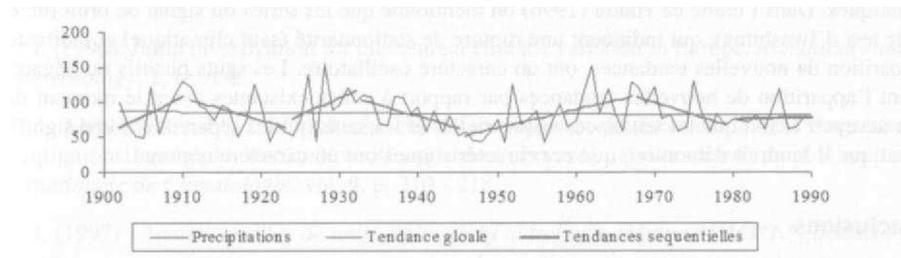


Figure 3 : Tendances globale et tendances séquentielles des précipitations annuelles de Lodève.

Pour Lodève le corrélogramme de la série brute et le corrélogramme de la série dont on a éliminé la composante des tendances séquentielles et la tendance globale diffèrent de façon significative (Figure 4) ; on met ainsi en évidence le fait que le phénomène de non-ergodicité d'une série stationnaire est déterminé par la composante des tendances séquentielles. Dans le cas où l'on n'éliminerait pas cette composante il y aurait le risque que la fonction d'auto corrélation et la fonction d'autocorrélation partielle conduisent à des modèles stochastiques inadéquats.

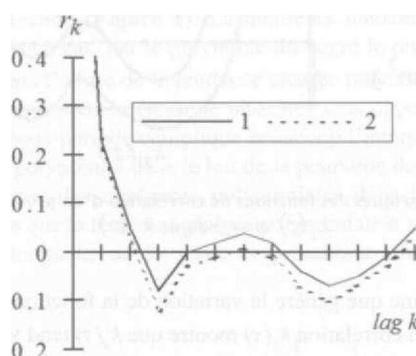


Figure 4 : Différence entre le corrélogramme de la série non - ergodique - 1 et ergodique - 2, pour la station de Lodève, due à la composante des tendances séquentielles.

A la différence d'une tendance globale linéaire, qui représente une croissance ou une décroissance monotone continue du niveau général de la série, la prise en compte de tendances séquentielles, dans le cas d'une série pluriannuelle, modifie sur des intervalles courts (10-30 ans) le niveau général de la série. Les tendances séquentielles successives n'ont pas de points communs, le passage d'une tendance à l'autre se réalise par un petit saut au niveau de la série dans la sous-période respective.

Une conséquence du traitement des séries annuelles dans la perspective de l'hypothèse du processus stationnaire non-ergodique est la nécessité de la recherche et de l'explication des changements significatifs de la moyenne pluriannuelle. Un nombre croissant de chercheurs parlent de certaines variations de longue durée des facteurs climatiques, qui induisent des ruptures de stationnarité dans la série temporelle et qui séparent les tendances monotones successives. Dans la classification des catégories de variabilité climatique de Hufty (2001) on rencontre les types « Rupture » et « Vacillations » qui impliquent implicitement une hypothèse de discontinuité. Pour la modélisation de ce genre de variation il faut recourir à des procédures de segmentation et à l'identification des sauts climatiques. Dans l'étude de Haidu (1996) on mentionne que les séries du signal de bruit (déterminé par le test d'Iwashima), qui indiquent une rupture de stationnarité (saut climatique) et indirectement, l'apparition de nouvelles tendances, ont un caractère oscillatoire. Les sauts positifs ou négatifs suggèrent l'apparition de nouvelles tendances par rapport à celles existantes avant le moment de saut. Pour accepter le fait que les tendances séquentielles et les sauts qui les séparent ont une signification climatique il faudrait démontrer, que ces caractéristiques ont un caractère régional.

Conclusions

- 1) La tendance déterminée par ajustements polynomiaux de degrés différents sur l'ensemble d'une série climatique ne coïncide pas toujours avec celle de la dernière sous-période (10-20 ans).
- 2) Dans le cas de la modélisation stochastique, le choix de la tendance la plus adéquate est basé sur le degré des différenciations successives à partir duquel les résultats de cette opération sont

constants. Cette méthode est avantageuse du point de vue technique (risque réduit d'erreur dû à la méthode de travail), mais elle a l'inconvénient de ne pas permettre la visualisation et l'interprétation globale ou par sous-périodes de la dynamique du niveau moyen de la série.

3) Une série de précipitations annuelles peut être considérée comme la réalisation d'un processus stochastique non-ergodique composé d'une série stationnaire ergodique et d'une variable aléatoire déterminée par l'existence de tendances séquentielles. L'existence de séquences composante la série possédant leurs propres tendances, dans le cas d'une série pluriannuelle, modifie sur des intervalles courts (10-30 ans) le niveau général de la série. Les tendances séquentielles successives n'ont pas de points communs, le passage d'une tendance à l'autre se réalise par un petit saut au niveau de la série dans la sous-période respective. Dans ce contexte, l'analyse des tendances locales doit être doublée par la recherche des sauts climatiques ou des changements significatifs de la moyenne pluriannuelle.

4) Les tendances globales, sur toute la période d'observations, n'ont qu'un caractère informatif et leur validité est limitée par la longueur de la période analysée. Seules les tendances séquentielles sont exemptes de la subjectivité résultant de la plus ou moins grande longueur de la série considérée. L'élimination de la composante des tendances séquentielles, destinée à stationnariser la série, élimine automatiquement la tendance globale. Cette approche des tendances permet la modélisation stochastique avec un moindre risque de produire des erreurs dues à la méthode de travail; en outre, elle a l'avantage de permettre la visualisation de la dynamique du niveau moyen de la série.

Bibliographie

- BOX, G.E.P., JENKINS G.M. (1976): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco.
- BRAZDIL R., TAM N.N. (1990): *Climatic change in the instrumental period in Central Europe*. In *Climatic Change in the Historical and the Instrumental Periods*, Ed. R. Brazdil, Masaryk University, Brno.
- BROCKWELL, P.J., DAVIS, R.A. (1987): *Time Series: Theory and Methods*. Springer-Verlag, New York.
- CARBONNEL J.-R, HUBERT P. (1994): Étude statistique de quelques séries pluviométriques roumaines et bulgares. Incidences sur l'évolution climatique récente. *Romanian Journal of Hydrology & Water Resources*, **1**, n° 2.
- GOOSENS CH., BERGER A. (1986): Annual and seasonal climatic variations over the northern hemisphere and Europe during the last century. *Annales Geophysicae*, no. 4, EGS, Springer Verlag.
- HAIDU I. (1996): Jump investigation for interannual climatic variation in Europe. *Romanian Journal of Meteorology*, **2**, n°. 1-2.
- HAIDU I., MERCIER J.-L. (1996) : Recherche de tendances et de fluctuations dans des séries de précipitations: exemple de Lodève (Languedoc, France). *Publications de L'Association Internationale de Climatologie*, vol. **9**, p. 210-218.
- HAIDU I. (1997) : *Analiza seriilor de timp. Aplicatii in hidrologie*. Editura *H*G*A*, Bucuresti.
- HIPEL, K.W., MCLEOD, A.I. (1994) : *Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems*, Elsevier, Amsterdam.
- HUFTY A. (2001) : *Introduction à la Climatologie*. DeBoek Université.

- KOTTEGODA N.T. (1980) : *Stochastic Water Resources Technology*, John Wiley and Sons, New York.
- MAHERAS P., KOLYVA-MACHERA FOTINI (1990) : Temporal and spatial characteristics of annual precipitation over the Balkans in the twentieth century, *International Journal of Climatology*, 10.
- PALMIERI S., SIANI A.M., D'ADGOSTINO A. (1991) : Climate fluctuations and trends in Italy within the last 100 years. *Annates Geophysicae*, n° 9, EGS, Springer Verlag.
- SALAS, J.D., DELLEUR, J.W., YEVJEVICH, V., LANE, W.L.(1980): *Applied Modeling Hydrologic Time Series*, Water Resources Publications, Fort Collins, Colorado.
- SCHONWIESE C.-D., BIRRONG W. (1990): European precipitation trend statistics 1851 - 1980 including multivariate assessments of the anthropogenic C O₂ signal, *Z. Meteorol.*, 40.
- ULLRICH R., SCHONWIESE C.-D., BIRRONG W. (1991) : Recent long-term precipitation fluctuations and trends in Europe and other regions of the world. Poster presented at *the XVI General Assembly of the European Geophysical Society* in Wiesbaden, 22 - 26 april 1991.
- VANDEWIELE G.L. (1988), *Decision Analysis in Water Management*, Interuniversity Postgraduate Program in Hydrology, Vrije Universiteit Brussel.