



HAL
open science

Détection du changement régional par rééchantillonnage de séries chronologiques : application aux précipitations dans l'espace rhéno-mosan

Gilles Drogue, Didier Francois

► **To cite this version:**

Gilles Drogue, Didier Francois. Détection du changement régional par rééchantillonnage de séries chronologiques : application aux précipitations dans l'espace rhéno-mosan. *Climatologie*, 2013, 10, pp.75 - 104. 10.4267/climatologie.152 . hal-01697854

HAL Id: hal-01697854

<https://hal.univ-lorraine.fr/hal-01697854v1>

Submitted on 23 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

DÉTECTION DU CHANGEMENT RÉGIONAL PAR RÉÉCHANTILLONNAGE DE SÉRIES CHRONOLOGIQUES : APPLICATION AUX PRÉCIPITATIONS DANS L'ESPACE RHÉNO-MOSAN

Gilles DROGUE et Didier FRANÇOIS

Université de Lorraine, UFR Sciences Humaines et Sociales-Metz, Laboratoire LOTERR
Île du Saulcy
CS 60228
57045 METZ cedex 01 – France
gilles.drogue@univ-lorraine.fr ; didier.francois@univ-lorraine.fr

Résumé

La mise en œuvre d'une procédure de rééchantillonnage sur des données de précipitations (séries ponctuelles et champs scalaires) permet d'obtenir une approximation de la distribution empirique de l'effectif de tests significatifs. Celle-ci sert à définir la significativité régionale du changement tout en préservant la corrélation croisée entre sites de mesure ou points de grille. L'application concerne un espace de méso-échelle au climat océanique à dégradation continentale (90 000 km² ; Nord-Est français et ses franges bordières). Les résultats obtenus montrent qu'au cours des dernières décennies, les précipitations hivernales d'ouest (cumuls et intensité journalière) sont affectées par un changement, soit abrupt soit graduel, cohérent à l'échelle régionale. L'environnement topographique du point de mesure induit une modulation spatiale de ce changement. De plus, l'analyse statistique par bootstrap-années de trois scénarios de précipitations désagrégés à échelle fine pour la fin du siècle sur le bassin de la Meuse française révèle que seul l'été est invariablement affecté par une baisse de précipitations significative aux échelles locale et régionale. Au total, la nature du changement et sa significativité régionale varient en fonction de la variable pluviométrique considérée et de sa persistance spatiale. Il est donc impératif de chercher à fonder les analyses de changement régional sur des indicateurs climatiques à fort rapport signal/bruit et rattachés à des sites ou des points de grille peu corrélés dans l'espace.

Mots-clés : rééchantillonnage, précipitations, détection de changement, significativité régionale, espace rhéno-mosan.

Abstract

Regional change detection through a bootstrap resampling procedure: application to rainfall time series in the upper Rhine-Meuse area

A bootstrap resampling method has been applied to rainfall data (point times series and field values) to get the empirical distribution function of the number of significant tests. By preserving the cross-correlation structure of the network/field, this distribution shows the field significance. The region of interest is a mesoscale area with a semi-oceanic climate (90 000 km², North-Eastern France and surrounding areas). Over the last decades winter westerly rainfall (seasonal amounts and maximum daily intensities) were subject to abrupt and gradual changes having a regional coherence. Topographical conditions are likely to modulate the spatial patterns and magnitude of changes. Statistical analysis of seasonal rainfall amounts downscaled on the French part of the Meuse basin for the end of the century yields a local and regional significant only for summer rainfall. Definitely, field significance and type of change vary according to the rainfall characteristics and their spatial persistency. Regional analysis of change in climate time series should be based on "early bird" sites or grid points poorly correlated in space and whose climate information is maximizing the signal to noise ratio.

Keywords: bootstrap resampling, rainfall time series, change detection, field significance, Rhine-Meuse area.

Introduction

A toutes les échelles de temps et d'espace, l'une des pierres angulaires de l'étude scientifique du climat consiste à détecter les changements brusques ou graduels affectant les séries climatiques observées, reconstituées ou simulées par des modèles de climat. Au cours d'une période donnée, ces changements peuvent prendre la forme d'une ou plusieurs ruptures

d'homogénéité (affectant par exemple un paramètre de position de la distribution statistique d'une variable climatique), d'une dérive monotone, linéaire ou non, d'un changement de variabilité, etc. De nombreuses équipes de climatologues et de statisticiens se sont consacrés et se consacrent encore à l'analyse statistique de ces changements en exploitant des mesures stationnelles historiques (e.g. Drogue *et al.*, 2005) ou des climatologies en points de grille (e.g. Livezey et Chen, 1983).

Les changements détectés sur les séries climatiques stationnelles ou les champs scalaires peuvent avoir des impacts socio-environnementaux multiples et donner des inflexions importantes aux politiques publiques comme en témoigne l'exemple du réchauffement climatique contemporain. Toute la difficulté pour le chercheur en fouille de données réside dans l'élaboration du « bon » diagnostic sur la nature du changement et sur sa significativité statistique. La question de la détection de la non stationnarité du climat est d'autant plus centrale qu'elle précède, dans l'étude du changement climatique, l'analyse d'attribution. Planton et Terray (2007) définissent la détection comme « *le processus de démonstration que le climat a changé dans un certain sens statistique, sans donner la raison de ce changement.* » Selon ces mêmes auteurs, l'analyse d'attribution vise à démontrer que le changement détecté *est cohérent avec une réponse estimée du climat à une combinaison donnée de forçages naturels et anthropogéniques, et non cohérent avec des explications alternatives, physiquement plausibles, qui excluent une part importante de cette combinaison de forçages* (Planton et Terray, 2007).

Or pourquoi chercher des facteurs explicatifs du changement et infléchir ou modifier proactivement des décisions ou des actions de gestion si on ne parvient pas à démontrer que le changement ne résulte pas du hasard ? Ni non plus à déterminer l'échelle spatiale du changement ? Outre le développement d'une analyse dynamique du risque climatique intégrant la non stationnarité du climat dans la gestion des ressources environnementales ou des vulnérabilités humaines, l'analyse du changement ouvre des perspectives prometteuses de prévision climatique (e.g. Giuntoli *et al.*, 2013).

Cet article a pour objectif de proposer un cadre méthodologique permettant de tester la significativité statistique locale et régionale de changements détectés sur des séries synthétiques de précipitations échantillonnées dans l'espace rhéno-mosan. Il s'inspire de travaux antérieurs publiés au carrefour entre l'hydro-climatologie et la statistique décisionnelle (Drogue *et al.*, 2006 ; Renard, 2006). Les éléments empruntés à cette discipline sont les tests d'hypothèses et la génération numérique par rééchantillonnage. Ces deux familles de méthodes permettent de tester la significativité des changements existant au sein de séries climatiques, d'en préciser la nature ainsi que l'échelle spatiale à laquelle ils se manifestent avec cohérence. Le fruit de nos analyses a des implications concrètes pour la détection et la spatialisation du changement dans les conditions climatiques actuelles mais également pour les études d'impact du changement climatique futur.

1. Position du problème

1.1. Généralités

Les séries climatiques stationnelles, agrégées en points de grille ou simulées par modélisation du climat (champs scalaires), sont des collections finies de valeurs numériques ordonnées dans le temps. Elles sont par ailleurs dotées d'une certaine persistance spatiale. Les séries climatiques sont « vivantes » parce que sujettes au changement. Lorsqu'elles sont soumises à une étude de détection du changement, un spectre assez large de questions se pose alors : comment détecter les changements susceptibles d'affecter les séries climatiques ? Parmi toutes les méthodes de détection existantes, comment choisir la plus adaptée aux

chroniques à traiter ? Comment juger de leur significativité locale ? A partir de combien de tendances ou de ruptures locales significatives peut-on considérer que les changements ne sont pas dus au hasard et qu'ils ont par conséquent une significativité régionale ? Peut-on déceler une organisation spatiale du changement ?

Si l'on fait abstraction des méthodes de détection du changement issues de l'analyse de Fourier comme la randomisation de phase, les méthodes de détection peuvent être classées en quatre grandes catégories : les approches descriptives (e.g. le double-cumul), l'approche bayésienne, les procédures de segmentation/homogénéisation et les tests statistiques. Comme le rappelle Renard (2006), les méthodes de détection fondées sur un test d'hypothèse présentent plusieurs avantages. D'une part, l'objectif d'un test d'hypothèse est précisément d'évaluer la significativité d'une hypothèse (présence ou absence de changement) et d'autre part, il est relativement simple à mettre en place et donc adapté au traitement d'un nombre de points de mesure ou de points de grille relativement important (quelques dizaines voire quelques centaines dans notre cas). Nous ralliant à l'avis de cet auteur, c'est par le truchement de tests statistiques que nous avons recherché la présence de changements au sein de nos séries climatiques.

1.1.1. Rappels sur les tests d'hypothèse

Le test d'hypothèse est un mécanisme qui permet de trancher entre deux hypothèses dont une seule est vraie au vu des résultats d'un échantillon (Saporta, 1990). L'hypothèse nulle notée H_0 est l'hypothèse que l'on désire contrôler : elle consiste à dire qu'il n'existe pas de différence entre les paramètres comparés ou que la différence observée entre deux échantillons n'est pas significative et est due aux fluctuations d'échantillonnage. Cette hypothèse est formulée dans le but d'être rejetée. L'hypothèse alternative notée H_1 est la négation de H_0 , elle est équivalente à dire « H_0 est fausse ». La décision de rejeter H_0 signifie que H_1 est réalisée ou H_1 est vraie. Outre la définition des hypothèses H_0 et H_1 , la mise en œuvre d'un test d'hypothèse suppose de définir :

1) Le risque α dit de première espèce ;

Celui-ci indique la probabilité de prendre la mauvaise décision en décidant de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle est vraie (tableau 1). Avec $\alpha = 0,05$, il y a 5 % de chance de se tromper en décidant de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle est vraie. Le complémentaire à 1 du risque de première espèce représente la probabilité de choisir H_0 quand H_0 est vraie. C'est le niveau de confiance du test. Avec $\alpha = 0,05$, il y a 95 % de chance de prendre la bonne décision en acceptant l'hypothèse nulle alors qu'elle est vraie.

Vérité Décision	H_0 : toutes les hypothèses nulles locales sont vraies	H_1 : toutes les hypothèses nulles locales sont fausses
H_0	Bonne décision : $1 - \alpha_{\text{régional}}$	Mauvaise décision : $\beta_{\text{régional}}$
H_1	Mauvaise décision : $\alpha_{\text{régional}}$	Bonne décision : $1 - \beta_{\text{régional}}$

Tableau 1 : Hypothèses et probabilités de bonnes et de mauvaises décisions en détection régionale. *Hypothesis and probabilities of a type I error and a type II error for a multiple hypothesis test (i.e. a « meta-test »).*

Le risque de première espèce fixe le degré de significativité du test. Il varie conventionnellement entre 0,01 (1 %) et 0,1 (10 %). Si la statistique du test (voir point 2) a une probabilité inférieure ou égale à celle calculée pour le risque de première espèce d'après la loi de distribution de cette statistique sous H_0 , alors le test est jugé significatif. En d'autres termes, le rejet de l'hypothèse nulle (ou l'échec du test) n'est plus considéré comme étant imputable au hasard de l'échantillonnage. Dans le contexte du changement, le risque de

première espèce donne la probabilité de détecter un changement alors qu'il n'existe pas. Il s'agirait alors d'un *faux* changement. En abaissant la valeur du risque de première espèce, on diminue le risque de prendre une mauvaise décision en rejetant l'hypothèse nulle. Mais « à vouloir commettre moins d'erreur, on conclut plus rarement. »

Il existe un second risque de se tromper lors d'un test d'hypothèse : il s'agit du risque de seconde espèce β (tableau 1). Il définit le risque de ne pas rejeter l'hypothèse nulle (autrement dit, de la prendre pour vraie) alors qu'elle est fautive. Ce risque définit la puissance du test. Dans le contexte du changement, il donne la probabilité $(1-\beta)$ de détecter un changement qui existe pour un niveau de confiance donné (tableau 1). Il s'agirait alors d'un *vrai* changement. La puissance du test dépend de la taille de l'échantillon, de la magnitude du changement et de la distribution de l'échantillon de données.

2) La statistique du test ;

3) La loi de distribution de cette statistique sous H_0 . Cette loi donne la valeur critique de la statistique du test pour un niveau de significativité donné. Si la distribution des données est utilisée pour « inférer » la forme de cette loi, alors le test est dit paramétrique. Dans le cas contraire, le test est dit non paramétrique ou « libre de distribution ».

4) La zone de rejet ;

5) La valeur expérimentale de la statistique du test dont la valeur sera confrontée à la valeur critique déterminée en 3).

De nombreux tests permettent de tester la même hypothèse de stationnarité dans une série chronologique – voir Mestre (2000) pour une revue complète. A l'échelle locale, les études de sensibilité ont permis de fixer un cadre théorique rigoureux à la démarche de sélection d'un test d'hypothèse utilisé pour détecter des changements locaux (*e.g.* Yue *et al.*, 2002 ; Renard, 2006).

1.1.2. Les contraintes de l'analyse régionale

Le passage de l'échelle locale (*i.e.* celle du « lieu » représenté par une station de mesure ou un point de grille) à l'échelle régionale (*i.e.* celle du « domaine » représenté par une collection de stations de mesure ou de points de grille plus ou moins corrélés entre eux), entraîne localement l'application multiple d'un même test statistique pour un niveau de significativité α_{local} . Or à l'échelle régionale, la plupart des données climatiques ou atmosphériques sont échantillonnées ponctuellement dans l'espace et ne sont pas indépendantes. De plus, les changements détectés sur ces données peuvent être de signe différent... Compte tenu de ces contingences liées à l'échelle d'analyse, la problématique de la significativité régionale a fait l'objet d'importants développements théoriques (Livezey et Chen, 1983 ; Douglas *et al.*, 2000 ; Burn et Elnur, 2002 ; Wilks, 2006 ; Renard *et al.*, 2008).

Renard (2006) introduit la problématique de la significativité régionale en des termes que nous paraphrasons ainsi : supposons que nous ayons réalisé un test statistique au risque $\alpha = 0,05$ sur $K = 100$ points (stations de mesure ou points de grille par exemple). Supposons également que pour tous ces points, l'hypothèse nulle de stationnarité soit vraie (tableau 1). Dans ce cas, à cause du risque d'erreur choisi, on s'attend à détecter à tort $K\alpha$ changements significatifs, soit 5 « faux changements » dans notre cas. Le nombre de « faux changements » augmente donc avec le nombre de points. Que dire si, lors de l'application locale du test d'hypothèse à l'échantillon de données ponctuelles, ce sont 6, 10 ou 20 changements locaux significatifs qui sont détectés ? A partir de combien de changements locaux significatifs dans l'échantillon de données peut-on décider avec un certain risque d'erreur que tous ces changements ne peuvent résulter d'un « accident » ? Du hasard ?

Démontrer la significativité régionale du test d'hypothèse, autrement dit décider de rejeter l'hypothèse de stationnarité avec une probabilité inférieure ou égale au risque de première espèce régional (tableau 1), requiert qu'un nombre beaucoup plus important de rejets de l'hypothèse nulle soit trouvé à l'échelle locale. Le changement d'échelle opéré lors du passage au niveau d'analyse régional suppose donc :

- 1) de définir une significativité régionale du test d'hypothèse appliqué localement permettant d'associer à une décision (e.g. l'absence de changement régional) un risque d'erreur ;
- 2) de traiter le problème de la corrélation spatiale existant entre les données ponctuelles.

A ces deux enjeux s'ajoute celui de la définition de la loi de distribution de la statistique du test sous l'hypothèse nulle d'absence de changement régional.

1.1.3. Comment définir la significativité régionale d'un test d'hypothèse ?

Sous l'hypothèse (peu réaliste) d'indépendance des points, les p tests d'hypothèse appliqués aux données ponctuelles peuvent être considérés comme p expériences aléatoires, indépendantes, ayant chacune une probabilité de succès (rejet de H_0) égale à α_{local} (Renard, 2006). L'hypothèse nulle régionale (tableau 1) est alors rejetée si (Wilks, 2006) :

$$Pr(M \geq m) \leq \alpha_{régional} \quad (1)$$

où m représente le nombre de rejets de l'hypothèse nulle locale au risque α_{local} dans l'échantillon de données et $\alpha_{régional}$ le niveau de significativité régional du « méta-test ».

L'équation (1) signifie littéralement que si la probabilité au dépassement du nombre de rejets du test de changement au risque α_{local} est inférieure ou égale au niveau de significativité régionale, alors l'hypothèse nulle régionale est rejetée. La valeur de m dans l'échantillon de données représente alors un nombre de tests significatifs suffisamment rare pour être considéré comme trop lointain des conditions de conservation de l'hypothèse nulle d'absence de changements locaux, *i.e.* toutes les hypothèses nulles locales sont fausses (tableau 1). Les « faux changements » locaux détectés dans l'échantillon de données ne résultent plus du hasard et doivent alors être interprétés comme de « vrais changements » locaux.

Sous l'hypothèse d'indépendance, le nombre de tests localement significatifs m suit une loi binomiale (épreuve de Bernoulli) de paramètres K et α . Cette approximation permet de donner un premier ordre de grandeur du nombre minimum de ces derniers pour garantir la significativité régionale (Livezey et Chen, 1983). Ainsi, pour 100 points testés au risque α de 0,1, il faut au moins 16 tests significatifs pour garantir la significativité régionale au risque $\alpha_{régional}$ de 0,1. Le test d'hypothèse est bilatéral, puisque l'on ne connaît pas le signe du changement (positif ou négatif). Le seuil de significativité est donc de $\alpha_{régional}/2$.

Une difficulté supplémentaire réside dans le fait que, pour la plupart des échantillons de données climatiques d'échelle régionale, il existe une corrélation inter-site, appelée aussi corrélation croisée. Du point de vue statistique, l'existence d'une corrélation spatiale entre les données ponctuelles implique (e.g. Douglas *et al.*, 2000) :

1) Une redondance d'information entre les postes de mesure ou les points de grille. Par conséquent, si un changement est trouvé en un point, il a plus de chance d'exister aussi au(x) point(s) corrélé(s). La corrélation spatiale a donc pour effet de violer l'hypothèse d'indépendance des points et d'entraîner une sous-estimation de la probabilité au dépassement de m dans l'équation (1).

2) Une réduction de la taille critique de l'échantillon de points (notion d'effectif efficace) dont les changements locaux peuvent être considérés comme ne résultant pas du hasard.

Traitant du cas particulier des champs climatiques, Livezey et Chen (1983) évoquent la réduction du nombre de degrés de liberté induite par la corrélation croisée.

En conséquence, la non prise en compte du biais statistique induit par la corrélation spatiale rend les tests statistiques de changement plus « libéraux », trop permissifs : en effet, si la corrélation spatiale n'est pas prise en compte dans la procédure de test (elle peut par exemple être soustraite de l'échantillon en « blanchissant » les séries climatiques, autrement dit, en les décorrélant), l'hypothèse nulle d'absence de changements locaux est alors rejetée plus souvent qu'elle ne le devrait.

Plusieurs voies de recherche ont été explorées pour bâtir un test régional de changement qui soit tout à la fois conservatif, robuste et puissant. Certains statisticiens ont cherché à modifier des tests existants pour les rendre applicables à l'échelle régionale (*e.g.* Douglas *et al.*, 2000) ; d'autres ont développé de nouvelles approches semi-paramétriques, fondées par exemple sur les copules gaussiennes (Renard *et al.*, 2008). Une autre solution réside dans l'appel à des techniques de génération numérique (type Monte Carlo) permettant de reconstituer une distribution d'échantillonnage sous l'hypothèse nulle d'absence de changement (Yue *et al.*, 2003). C'est cette approche que nous avons privilégiée dans le cadre de cet article car elle est généralisable à la plupart des situations (Renard *et al.*, 2008).

1.2. L'étude régionale du changement dans les séries de précipitations

L'analyse du changement pluviométrique d'échelle régionale est abondamment documentée dans la littérature (*e.g.* Drogue *et al.*, 2006 ; Guerreiro *et al.*, 2013). Que les chercheurs s'intéressent aux précipitations moyennes ou extrêmes, leur analyse régionale est généralement sous-tendue par deux grands enjeux :

1) La caractérisation du changement pluviométrique dans les conditions climatiques actuelles : sa nature, sa cohérence spatiale ainsi que les facteurs géographiques susceptibles d'expliquer sa modulation spatiale. Par ailleurs, si l'existence d'un changement est prouvée à une échelle spatiale donnée, il devient alors pertinent de rechercher une coévolution d'un facteur de forçage climatique de même échelle ou de plus large échelle susceptible d'en être à l'origine (*e.g.* Giuntoli *et al.*, 2013).

2) La recherche d'une significativité du changement futur dans les champs pluviométriques débiaisés de MCG-OA (Modèles de Circulation Générale-Océan Atmosphère) ou de MCR (Modèles de Climats Régionaux) forcés par les scénarios d'émission du GIEC ou, plus récemment, en accord avec le protocole des RCP (*Representative Concentration Pathways*). Cette significativité permet de caractériser la force du signal de changement pluviométrique et donc, des impacts, notamment hydrologiques, qui sont ensuite simulés à l'aide d'un modèle d'impact hydrologique, par exemple à méso-échelle (Habets *et al.*, 2008).

C'est à ces deux grands enjeux que nous souhaitons apporter des éléments factuels par le biais d'une analyse statistique régionale du changement pluviométrique actuel et futur au sein d'un espace régional transfrontalier, englobant le Nord-Est français et ses franges bordières.

2. Données et méthodes

Le patrimoine de données pluviométriques valorisé dans cet article a déjà fait l'objet d'analyses antérieures au croisement entre la climatologie et l'hydrologie (Pfister *et al.*, 2004 ; Drogue *et al.*, 2006 ; Commeaux *et al.*, 2010 ; François *et al.*, 2012). Nous ne reprenons ici que les éléments essentiels.

2.1. Les hauteurs de précipitations contemporaines

2.1.1. Collecte et critique des séries quotidiennes

Le territoire étudié, d'une surface d'environ 90 000 km², est couvert par 88 postes d'observation pluviométrique dont 13 appartiennent à des parcs synoptiques (figure 1). Les postes pluviométriques se répartissent essentiellement entre la Haute-Belgique, le Luxembourg (pays sur-échantillonné compte-tenu de sa petite taille), la Rhénanie-Palatinat, le Baden-Wurtemberg et le Nord-Est français (de l'Est du bassin parisien à la plaine d'Alsace).

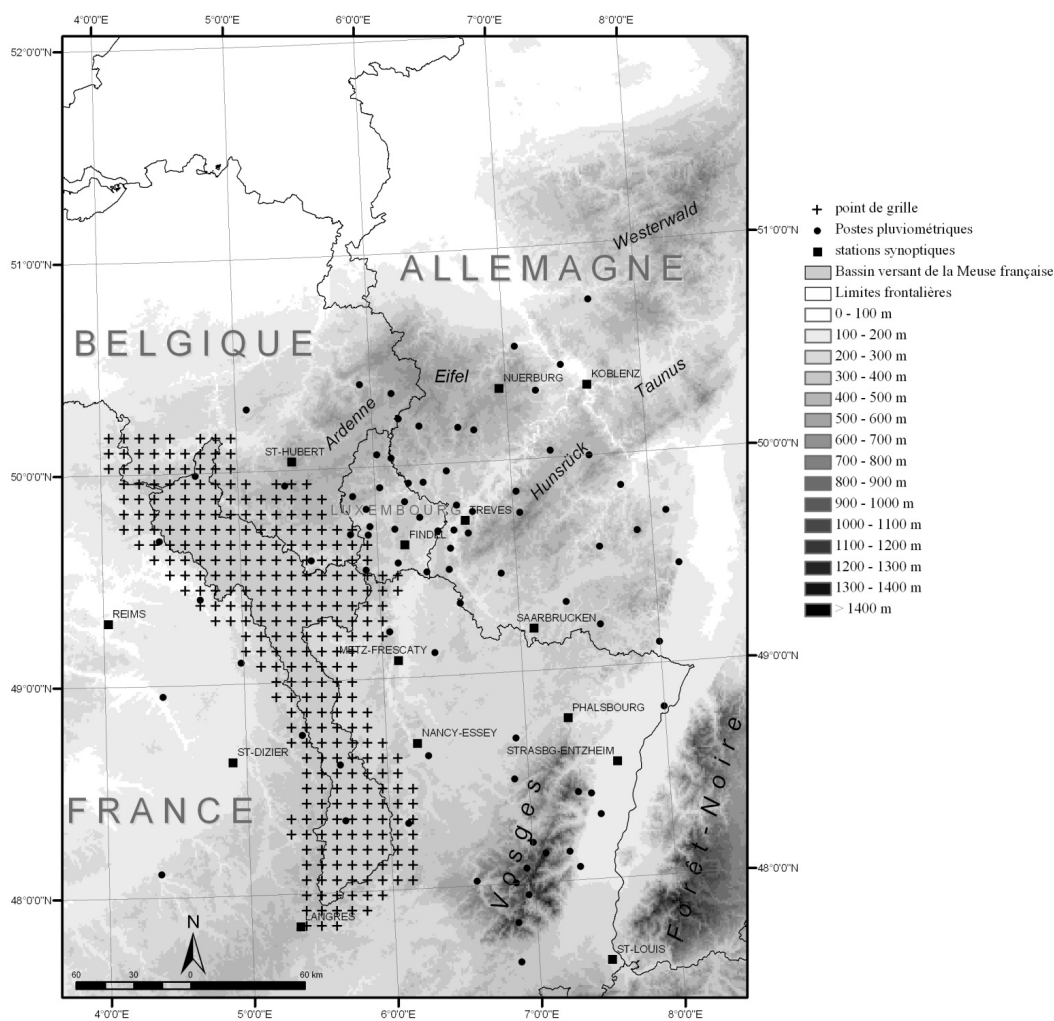


Figure 1 : Localisation des 88 postes pluviométriques et des 310 points de la grille SAFRAN de résolution 8 km.
Location of the 88 rain gauges and the 310 SAFRAN grid points (mesh size of 8 km).

Les séries de précipitations quotidiennes transfrontalières s'étendent de 1957 à 2002. L'information pluviométrique représente environ 4500 années-stations. Les données brutes ont été soumises à une procédure de critique et de validation décrite dans Drogue *et al.* (2006). A peine 10 pluviomètres sont situés à plus de 500 m d'altitude. En climatologie, les parties médianes et sommitales des massifs montagneux sont souvent peu instrumentées.

2.1.2. Indices pluviométriques

À la suite de travaux préliminaires dans la région d'étude (Pfister *et al.*, 2004), la recherche d'éventuels changements pluviométriques s'est polarisée sur les précipitations d'ouest hivernales d'origine cyclonique. Nous les avons identifiées grâce à la classification des

Grosswetterlagen de Hess et Brezowski (1977). Cette classification subjective et qualitative comporte 29 types de circulation atmosphérique caractérisés à l'échelle de l'Europe continentale. Elle offre l'intérêt d'être disponible au même pas de temps (quotidien) que nos données pluviométriques et ce, depuis 1881. La classification de Hess et Brezowski a été « objectivée » par James (1997). Son principal inconvénient pour notre étude est de couvrir une zone géographique très étendue et surtout, d'être centrée sur l'Europe Centrale. De plus, elle n'est pas fortement discriminante vis-à-vis des précipitations à l'échelle de notre territoire, un même type de temps précipitant pouvant être associés à différents types de circulation atmosphérique et vice-versa.

Le type Wz (« Westlage, zyklonal » *i.e.* circulation d'Ouest dépressionnaire) fait exception en la matière. En effet, lorsqu'il s'installe sur l'Europe Centrale, il affecte également toute l'Europe de l'Ouest en raison de son caractère fortement zonal. L'intensité du flux zonal perturbé est généralement maximale vers 50°N. Son installation sur l'Europe de l'Ouest se traduit en général par le passage d'un train de perturbations pluviogènes affectant toute la région d'étude. Il se prête donc bien à l'analyse des relations entre l'évolution en fréquence et en persistance d'un type de circulation atmosphérique et les cumuls de précipitations au sol, particulièrement en hiver, comme l'atteste la concordance des deux courbes de la figure 2.

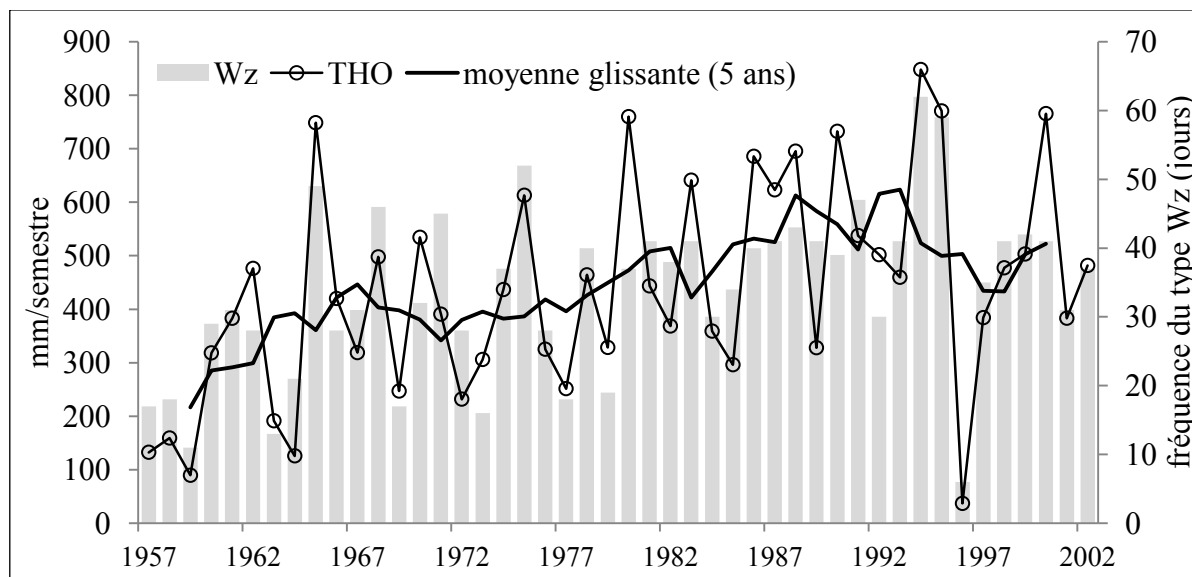


Figure 2 : Evolution de la fréquence d'occurrence hivernale du type de circulation atmosphérique « Westlage, zyklonal » (Wz) ou circulation d'Ouest dépressionnaire de la classification de Hess et Brezowski et de l'indice THO (Total Hivernal des précipitations d'Ouest) au poste pluviométrique de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m). *Wintertime frequency of atmospheric westerly fluxes (« Westlage, zyklonal » - Wz) and annual values of the WRw (Winter rainfall due to westerly fluxes) index for the raingauge at La Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m.a.s.l.).*

En outre, dans la région d'intérêt, les précipitations d'ouest hivernales d'origine cyclonique jouent un rôle hydrologique important. Elles favorisent, par effet cumulatif, la saturation des sols et la genèse de crues océaniques débordantes de saison froide (Fink *et al.*, 1996). De fait, trois indices pluviométriques de saison froide (octobre-mars) ont été définis et déterminés pour les 46 semestres de la période 1956/1957 à 2001/2002 :

- 1) Le Total Hivernal par flux perturbé d'Ouest (mm/semestre) siglé THO ;
- 2) L'Intensité Journalière maximale par flux perturbé d'Ouest (mm/jour) siglée IJxO ;
- 3) La Durée maximale des épisodes pluvieux hivernaux par flux perturbé d'Ouest (nombre de jours) siglée DxO.

Pour l'indice DxO, les jours pluvieux correspondent aux jours totalisant au moins 1 mm de précipitations. Les chroniques afférentes aux trois indices sont illustrées sur les figures 2, 3 et 4 pour le site de mesure de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m) localisé dans les Hautes-Vosges (figure 1).

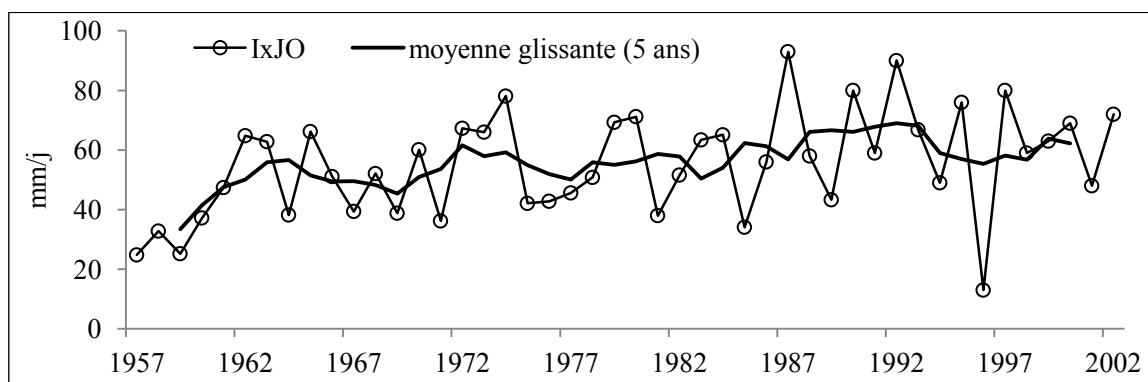


Figure 3 : Evolution de l'indice IJxO (Intensité Journalière maximale par flux perturbé d'Ouest) au poste pluviométrique de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m). *Wintertime values of the MDRw (Maximum Daily Rainfall due to westerly fluxes) index for the raingauge at La Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m.a.s.l.).*

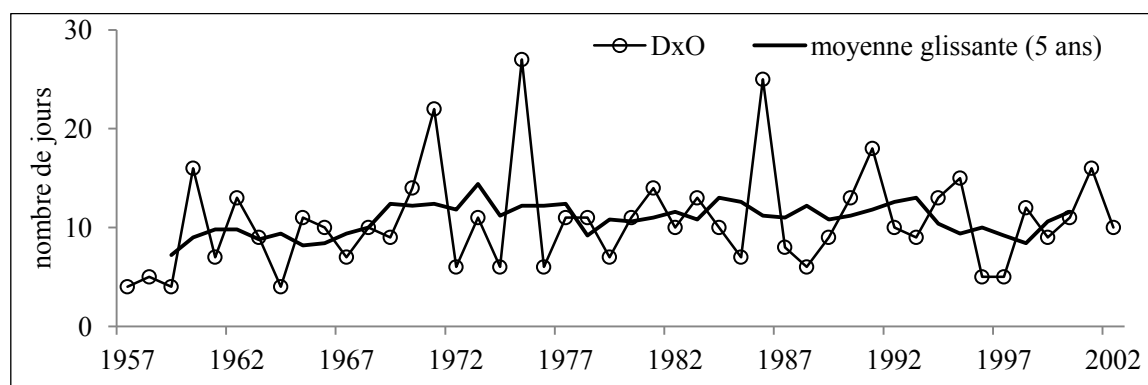


Figure 4 : Evolution de l'indice DxO (Durée maximale des épisodes pluvieux hivernaux par flux perturbé d'Ouest) au poste pluviométrique de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m). *Wintertime values of the MDw (Maximum Duration of a winter westerly rainfall event) index for the raingauge at La Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m.a.s.l.).*

2.2. Les champs de précipitations saisonniers désagrégés à échelle fine sur le bassin de la Meuse française

2.2.1. Simulations climatiques et méthode de descente d'échelle statistique

Les champs de précipitations ont été désagrégés avec DSCLIM (Pagé *et al.*, 2009) à partir des sorties du modèle de climat à résolution variable ARPEGE-Climat V4 (Déqué et Piedelievre, 1995). Dans cette version climat d'ARPEGE, la résolution varie de 50 km au centre de la Méditerranée à 450 km dans le Pacifique Sud. Ceci assure une résolution d'au moins 60 km sur la France. Afin de permettre leur exploitation à l'échelle du bassin versant de la Meuse française ($\approx 10\ 100\ \text{km}^2$), et donc d'affiner la résolution de la grille de données, ces sorties ont préalablement été désagrégées par une méthode de descente d'échelle statistique multivariée (Boé, 2007). Cette méthode mise en œuvre par le CERFACS (Centre Européen de Recherche et de Formation Avancée en Calcul Scientifique) est basée sur les régimes de temps. Les valeurs quotidiennes de précipitation et de températures de l'air sont disponibles sur la grille régulière SAFRAN (Vidal *et al.*, 2010) projetée en Lambert II à

une résolution spatiale de 8 km couvrant le bassin versant de la Meuse à Chooz et son espace bordier (figure 1).

Trois simulations ARPEGE-Climat V4 de 150 ans (1950-2100) ont été exploitées. Sur la période 1950-2000, les simulations sont effectuées avec les concentrations en GES observées. Celles-ci sont relayées ensuite par les concentrations des scénarii d'émission en GES B1 (scénario d'émission le plus optimiste avec stabilisation rapide des émissions de GES), A2 (scénario d'émission le plus pessimiste avec une évolution « au fil de l'eau » des émissions actuels de GES) et A1B (scénario d'émission intermédiaire). Ces trois scénarios d'émission ont été définis pour les expériences d'inter-comparaison menées dans le cadre des AR3 et AR4 du GIEC. Les conditions d'initialisation du modèle de climat ARPEGE-Climat V4 sont identiques pour les trois simulations.

Dans le cadre de nos études d'impact hydrologique du changement climatique (Droque *et al.*, 2010 ; François *et al.*, 2012), notre attention s'est portée en outre sur la comparaison entre les normales climatiques 1971-2000 (période de référence) et 2071-2100 (période de projection). Les mêmes périodes seront conservées pour la présente étude. Les champs de précipitations quotidiennes désagrégés ont été cumulés à l'échelle saisonnière (figures 5 et 6, seuls les cumuls d'hiver et d'été sont montrés par souci de concision). Compte tenu des biais affectant la fréquence et l'intensité des précipitations à l'échelle journalière, c'est au changement de régime des précipitations et à sa significativité locale et régionale que l'on s'est intéressé dans le cadre de cet article.

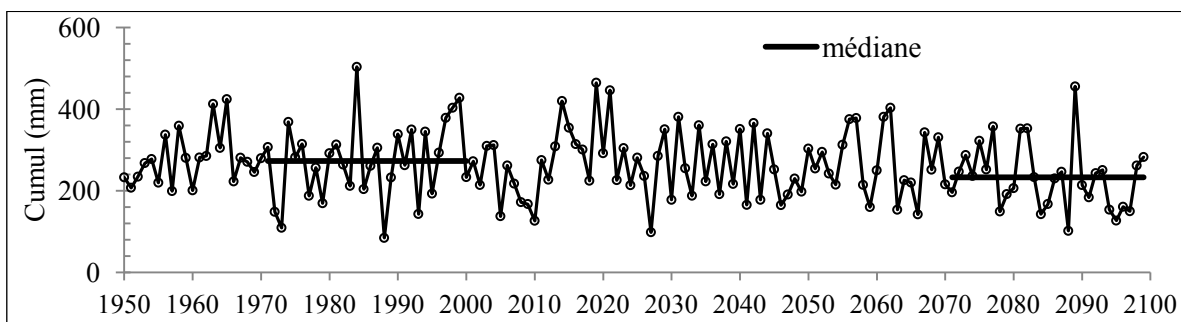


Figure 5 : Evolution des cumuls de précipitations d'hiver (DJF) désagrégés à échelle fine par la méthode DSCLIM à partir de la simulation ARPEGE-Climat V4 forcée A2. Les valeurs médianes en période de référence (1971-2000) et en période de projection (2071-2100) sont également indiquées. Point de grille SAFRAN de coordonnées 49.145°N/5.351°E situé au centre du bassin de la Meuse française (cf. figure 1). *Statistical downscaled winter (DJF) rainfall amounts (application of the DSCLIM method to the ARPEGE-Climat model simulation forced by the A2 emission scenario). Coordinates of the SAFRAN grid point are 49.145°N/5.351°E (see figure 1).*

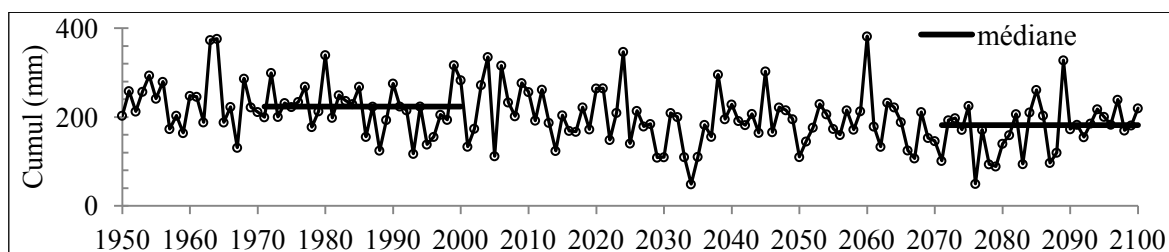
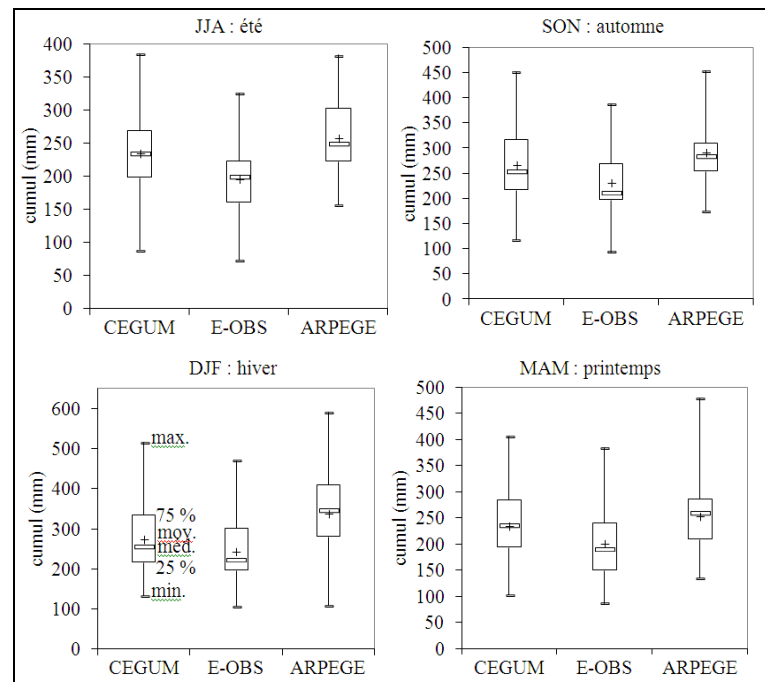


Figure 6 : Evolution des cumuls de précipitations d'été (JJA) désagrégés à échelle fine par la méthode DSCLIM à partir de la simulation ARPEGE-Climat V4 forcée A2. Les valeurs médianes en période de référence (1971-2000) et en période de projection (2071-2100) sont également indiquées. Point de grille SAFRAN de coordonnées 49.145°N/5.351°E situé au centre du bassin de la Meuse française (cf. figure 1). *Statistical downscaled summer (JJA) rainfall amounts (application of the DSCLIM method to the ARPEGE-Climat model simulation forced by the A2 emission scenario). Coordinates of the SAFRAN grid point are 49.145°N/5.351°E (see figure 1).*

2.2.2. Validation des données dans les conditions climatiques actuelles

Pour juger du réalisme des champs de précipitations ARPEGE-Climat désagrégés à échelle fine par la méthode DSCLIM dans les conditions climatiques actuelles, les cumuls de précipitations saisonniers ont été comparés à ceux des climatologies en point de grille du CEGUM (Centre d'Etudes Géographiques de l'Université de Metz) à 1 x 1 km (François et Humbert, 2000) et E-OBS 2.0 de résolution spatiale 0,25° (Haylock *et al.*, 2008) à l'échelle du bassin de la Meuse française (figure 7). Un biais humide apparaît dans les simulations ARPEGE-Climat désagrégées en hiver et en été en comparaison des climatologies CEGUM et E-OBS 2.0. Globalement, les intervalles interquartiles, la médiane et la moyenne des distributions de cumuls sont bien reproduits. On notera que la climatologie E-OBS 2.0 est affectée par un biais sec systématique par rapport à la climatologie CEGUM qui fait office de référence pour l'estimation des précipitations mensuelles sur le bassin de la Meuse française. Pour ne pas ajouter de biais supplémentaire dans la procédure de détection du changement, l'hypothèse nulle de stationnarité des précipitations saisonnières entre le climat actuel et le climat futur a donc été testée sur la médiane des distributions de cumuls saisonniers de la période de référence (1971-2000) et de la période de projection (2071-2100) pour les 3 scénarios climatiques disponibles.

Figure 7 : Boîtes à moustaches des cumuls de précipitations saisonniers issus de trois climatologies en points de grille (CEGUM, E-OBS v.2.0, ARPEGE-Climat désagrégée). Période 1971-2000, bassin versant de la Meuse française. *Box plots of seasonal rainfall amounts for three gridded climatologies (CEGUM, E-OBS v.2.0, ARPEGE-Climat). Period 1971-2000, French Meuse basin.*



2.3. Procédure de détection du changement appliquée aux données pluviométriques

La figure 8 décrit la procédure de détection du changement appliquée aux 88 chroniques contemporaines d'indices pluviométriques et aux précipitations saisonnières simulées. Elle met en exergue l'apport de l'analyse graphique qui nous semble essentiel avant de tester les séries chronologiques. Un protocole d'analyse de changement ne doit pas être appliqué à l'aveugle mais résulter d'une démarche inductive. Si une suspicion de discontinuité apparaît à l'examen visuel d'une série chronologique, alors le bon sens commun incite à segmenter la chronique en deux sous-périodes homogènes et tester la significativité de cette discontinuité. S'il existe une autocorrélation dans les séries temporelles, celle-ci doit faire l'objet d'un traitement particulier non pas en blanchissant les séries, ce qui a pour effet de retirer une partie de la tendance éventuelle, mais en leur appliquant des tests statistiques tenant compte

de l'ampleur de l'autocorrélation et de la forme de la distribution théorique [voir à ce sujet, le logigramme proposé par Renard (2006)].

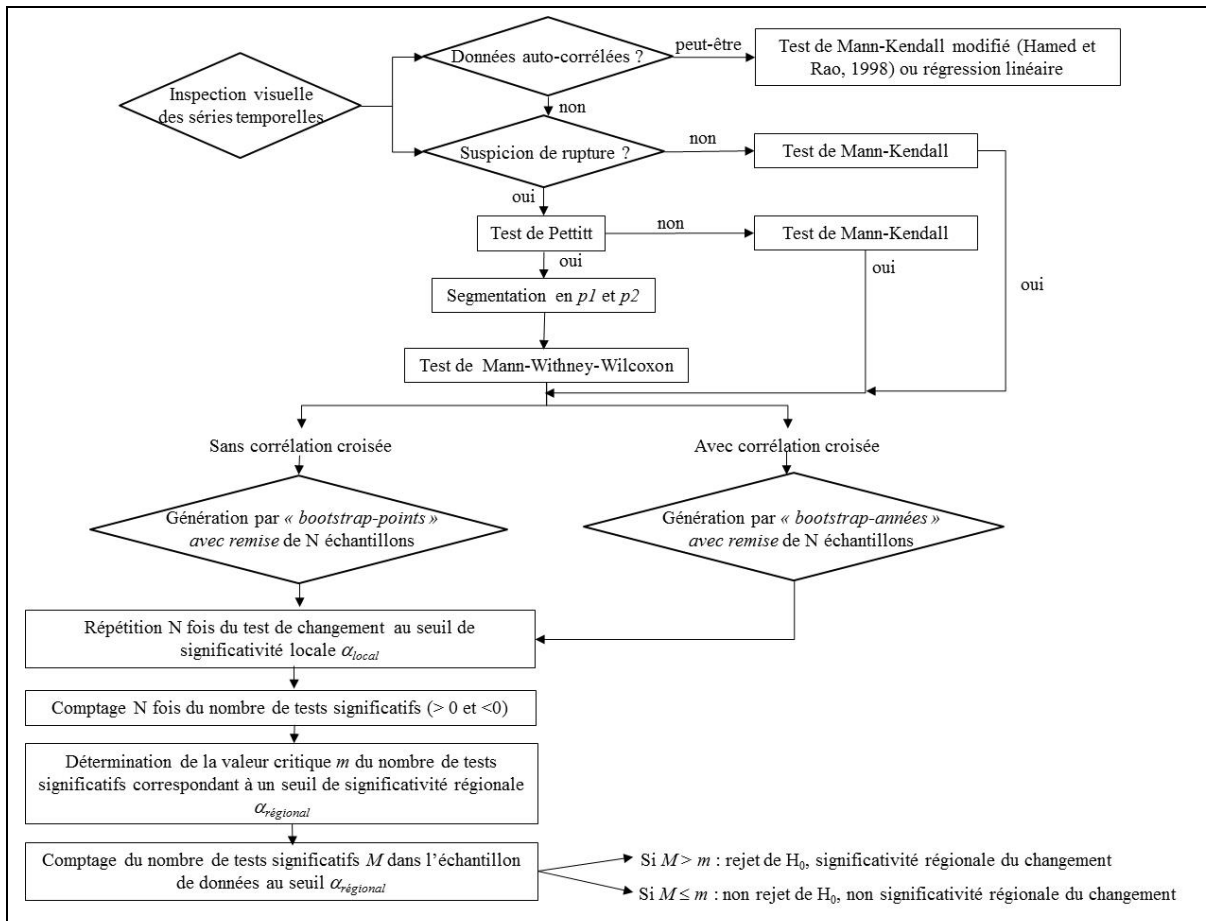


Figure 8 : Logigramme de la procédure de détection d'un changement régional dans les séries de précipitations. *Flowchart of the detection change and evaluation of field significance in statistical testing of rainfall time series.*

C'est la raison pour laquelle la procédure de test commence par une étude de l'autocorrélation de la série temporelle. Celle-ci est fondée sur l'ajustement d'une fonction d'autocorrélation prenant la forme d'un modèle autorégressif d'ordre j , $AR(j)$. On cherche donc à savoir si la valeur que prend l'indice pluviométrique ou le cumul saisonnier simulé de l'année i est dépendante de celles des années antérieures jusqu'à $i-j$.

Le choix du test d'hypothèse dépend de la distribution de l'échantillon de données. Dans le cas des précipitations ou des indices pluviométriques, la distribution est généralement non connue et dissymétrique, ce qui incite à privilégier des tests non paramétriques.

2.3.1. Choix des tests d'hypothèse pour la détection du changement

L'examen visuel des chroniques contemporaines d'indices pluviométriques (figures 2, 3 et 4) et de cumulés saisonniers simulés (figures 5 et 6) montre que la forme du changement la plus courante réside *a priori* dans une rupture (décalage positif ou négatif) affectant un paramètre de centralité (médiane ou moyenne) de leurs distributions. Pour l'indice IJxO, on peut avancer l'hypothèse alternative que le changement correspond plutôt à une dérive linéaire positive (tendance monotone), comme en témoigne l'évolution de la moyenne glissante quinquennale. L'indice DxO quant à lui semble *a priori* stationnaire sur la période étudiée.

Dans le cas d'une suspicion de rupture, le test des rangs de Pettitt (Pettitt, 1979 ; annexe 1) généralement considéré comme robuste est appliqué localement aux valeurs d'indices pluviométriques pour tester la stationnarité des séries temporelles et aboutir à une éventuelle segmentation de l'échantillon initial (figure 8). Pour les séries de cumuls saisonniers simulés, la segmentation est conditionnée *de facto* par l'horizon de projection 2071-2100, l'application d'un tel test n'est donc pas nécessaire.

Si le test de Pettitt s'avère localement significatif, un second test, le test de Mann-Whitney-Wilcoxon (MWW) d'égalité de médianes (Wilcoxon, 1945 ; Mann et Whitney, 1947 ; annexe 2) est appliqué aux données segmentées. La médiane a été retenue comme indicateur de tendance centrale car, contrairement à la moyenne, elle est insensible aux variations des valeurs extrêmes dans les échantillons, dans l'hypothèse où ces dernières sont peu nombreuses. Si le test de Pettitt est localement non significatif pour une très grande majorité des postes pluviométriques alors un changement de type monotonique est recherché grâce au test d'hypothèse de Mann-Kendall (MK ; Mann, 1945 ; Kendall, 1975) présenté dans l'annexe 3.

Ensuite, dans le cas où plusieurs tests significatifs sont détectés localement, les tests de changement (MK ou MWW) entrent dans le cadre d'une procédure visant à tester la significativité régionale du changement. Celle-ci est fondée sur l'application d'une technique de rééchantillonnage (*bootstrap resampling* en anglais) aux données de précipitations.

2.3.2. Apport du rééchantillonnage pour tester la significativité régionale du changement

Le principe du rééchantillonnage consiste, à partir de l'échantillon réel, à créer des échantillons « artificiels » appelés « répliques » (Efron et Tibshirani, 1993). De même taille que ce dernier, les répliques sont créées par tirage avec remise : l'échantillon de données joue le rôle de population-mère dont il n'est qu'un extrait. A partir des N répliques, on calcule la statistique et on construit la loi de distribution empirique de la statistique, appelée « distribution bootstrap » (A. Moreau, <http://www.deenov.com>).

Pour la détection du changement local, cette technique numérique permet d'approcher empiriquement la distribution de la statistique du test sous l'hypothèse nulle sans recours à la théorie limite-centrale mais en s'appuyant seulement sur les données. Par la génération de nombreuses répliques, elle permet en outre de pallier la petite taille de nos échantillons de données pluviométriques une fois segmentés ($n \leq 30$). Pour la détection du changement régional, cette technique numérique permet de comparer la distribution d'échantillonnage de la statistique du test sous l'hypothèse nulle avec (« bootstrap-années ») ou sans (« bootstrap-points ») prise en compte de la corrélation croisée et d'identifier le nombre de tests significatifs localement pour garantir la significativité régionale du changement.

Les valeurs d'indices pluviométriques et de cumuls saisonniers simulés ont été « bootstrapées » avant d'être soumises au test de MWW ou de MK (figure 8).

Dans la version du « bootstrap-années », les années sont tirées au hasard avec remise à partir de la matrice [années x points] pour créer :

- 1) $N = 1000$ répliques de l'échantillon de $p1$ (période avant rupture ou période de référence) et $N = 1000$ répliques de l'échantillon de $p2$ (période après rupture ou période de projection) dans le cas du test des rangs de MWW ;
- 2) $N=1000$ répliques de l'échantillon non segmenté dans le cas du test de MK.

La corrélation croisée est conservée puisque ce sont les années (lignes de la matrice) qui sont tirées au hasard lors de la création des répliques. Le nombre de répliques est suffisant

pour approximer la distribution empirique de la statistique du test régional sous l'hypothèse nulle. Un nombre trop faible de répliques (typiquement 100) risquerait de produire une distribution différente de celle issue d'un nouveau jeu de 100 répliques.

Dans la version du « bootstrap-points », chaque poste pluviométrique ou point de grille est traité séparément. Les vecteurs de rééchantillonnage sont donc indépendants les uns des autres et la dépendance spatiale entre point n'est pas conservée. Que ce soit en « bootstrap-années » ou en « bootstrap-points », l'ordre chronologique des valeurs est évidemment modifié.

Enfin, les seuils de significativité α_{local} et $\alpha_{régional}$ ont été fixés arbitrairement à 0,1 (i.e. 10 % de risque de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle est vraie). Cette valeur du risque de première espèce ne repose en effet sur aucun *a priori* vis-à-vis de l'hypothèse nulle ni non plus sur une volonté particulière de mettre en évidence un signal climatique fort.

A titre illustratif, les résultats du rééchantillonnage de l'indice pluviométrique THO (Total Hivernal des précipitations d'Ouest) sont présentés sur la figure 9 pour le poste pluviométrique de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m) situé dans les Hautes-Vosges (figure 1). La distribution discrète des médianes (figure 10) rappelle que des répliques différentes peuvent avoir la même médiane.

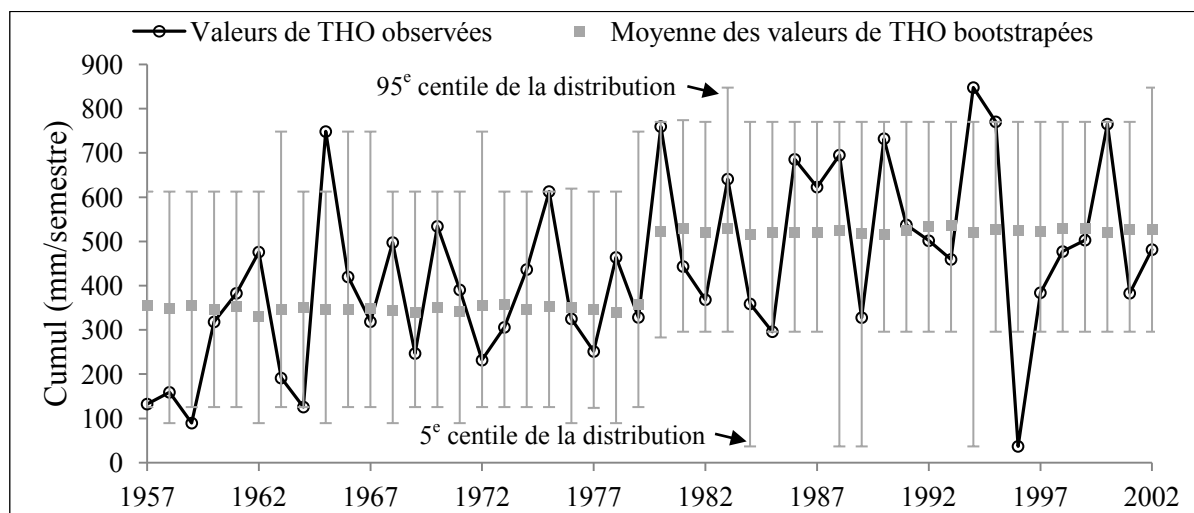
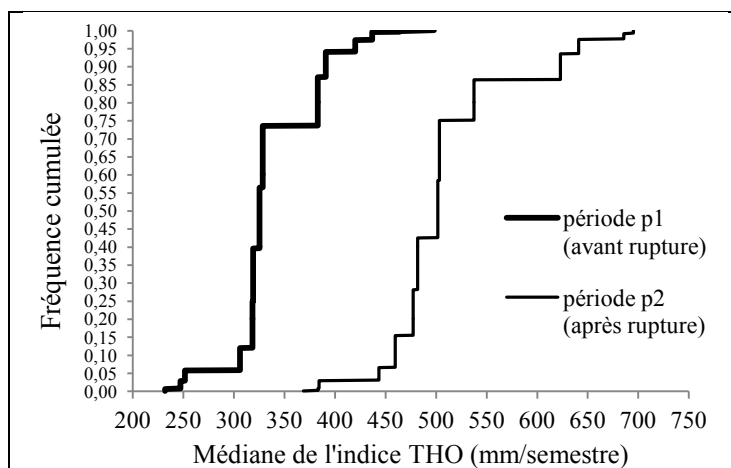


Figure 9 : Rééchantillonnage avec remise de l'indice THO (Total Hivernal des précipitations d'Ouest). Exemple du poste pluviométrique de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m). N = 1000 répliques. *Bootstrap resampling of the WRw (Winter rainfall due to westerly fluxes) index values. Example of the raingauge at La Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m.a.s.l.).*

Figure 10 : Distributions empiriques des 1000 valeurs de médiane de l'indice THO (Total hivernal des précipitations d'Ouest). Exemple du poste pluviométrique de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m). N = 1000 répliques. *Empirical cumulative distribution of the 1000 median values of the WRw (Winter rainfall due to westerly fluxes) index. Example of the raingauge at La Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m.a.s.l.).*



3. Résultats

3.1. Significativité locale des changements pluviométriques

3.1.1. Autocorrélation des séries temporelles

Les autocorrélogrammes afférents aux chroniques contemporaines d'indices pluviométriques (figure 11) et aux cumuls de précipitations saisonniers simulés (figure 12) montrent que les séries temporelles ne présentent pas de corrélation sérielle. Les résultats obtenus sont généralisables à l'ensemble du réseau pluviométrique et des points de grille (non montrés).

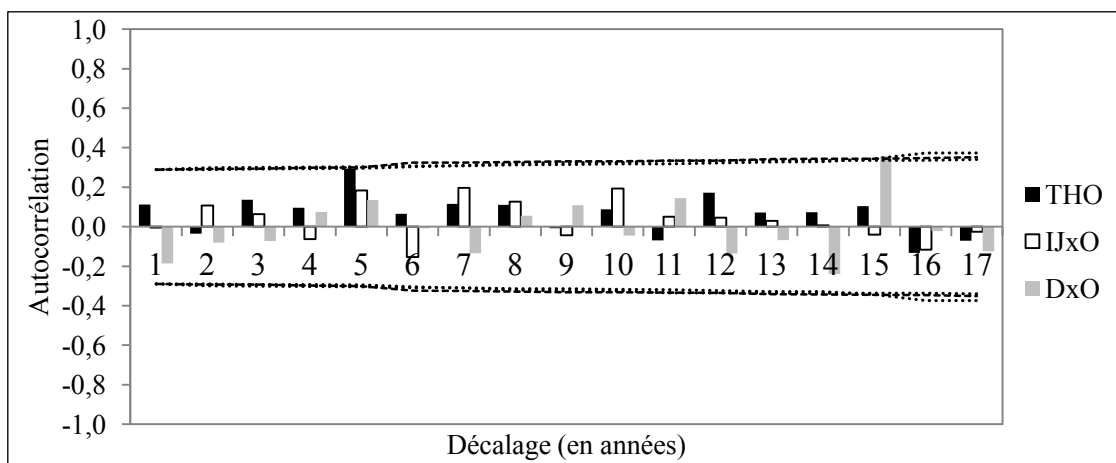


Figure 11 : Fonction d'autocorrélation des indices pluviométriques THO (Total Hivernal des précipitations d'Ouest), IJxO (Intensité Journalière maximale par flux perturbé d'Ouest) et DxO (Durée maximale des épisodes pluvieux d'Ouest). Poste pluviométrique de la Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m), période de mesure 1957-2002. Les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % correspondent aux traits discontinus. *Autocorrelation values of the WRw (Winter rainfall due to westerly fluxes) index, the MDRw (Maximum Daily Rainfall due to westerly fluxes) index and the MDw (Maximum Duration of a winter westerly rainfall event) index. Example of the raingauge at La Bresse (48°00'N, 6°52'E, 700 m.a.s.l.). Period 1957-2002. Dashed lines indicate the lower and the upper bounds of the 95% confidence interval.*

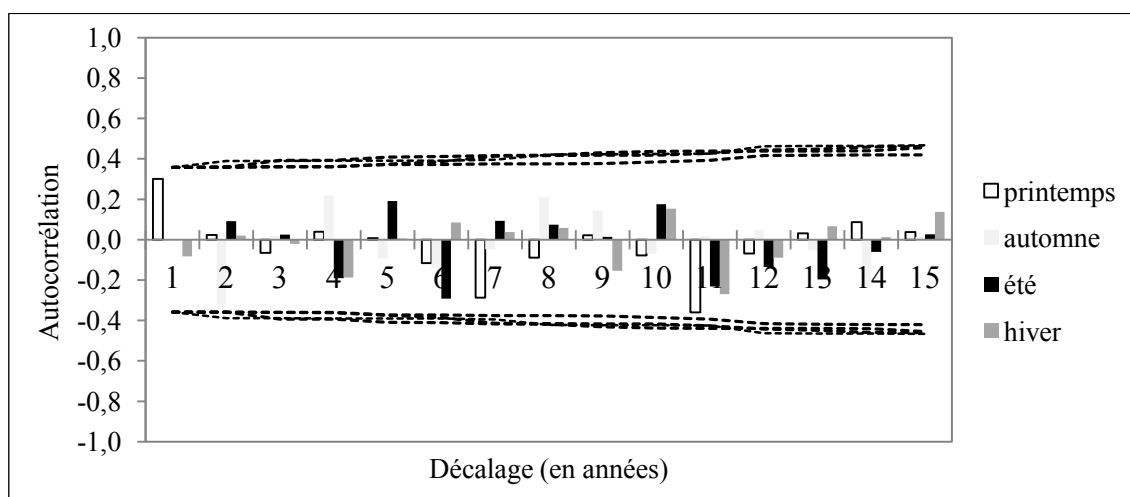


Figure 12 : Fonction d'autocorrélation des cumuls de précipitations saisonniers simulés (période 1971-2000). Point de grille SAFRAN de coordonnées 49.145°N/5.351°E situé au centre du bassin de la Meuse française. Les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % correspondent aux traits discontinus. *Autocorrelation values of the DSCLIM seasonal rainfall amounts (period 1971-2000). Coordinates of the SAFRAN grid point are 49.145°N/5.351°E. Dashed lines indicate the lower and the upper bounds of the 95% confidence interval.*

3.1.2. Test de Pettitt appliqué aux chroniques contemporaines (1957-2002) d'indices pluviométriques

Les résultats du test de Pettitt confirment notre suspicion de rupture dans les séries temporelles de l'indice THO. Toutes les séries chronologiques sont affectées par une rupture statistiquement significative au seuil de 10 %. Pour une très large majorité d'entre elles (78 sur 88), celle-ci intervient en 1978 (figure 13). Quelques-unes présentent une rupture antérieure ou postérieure, la rupture de 1978 apparaissant alors comme une rupture secondaire dans la série chronologique. S'agissant de l'indice IJxO, la date de rupture modale correspond à 1978 mais n'est significative que pour une minorité de postes pluviométriques (15/88). D'autres dates de rupture apparaissent (figure 13). Au total, le nombre de tests significatifs s'élève à 85. Enfin, pour l'indice DxO, aucune date de rupture n'a été détectée dans les séries temporelles, ni de tendance monotonique. Comme nous le pressentions, l'hypothèse nulle de stationnarité ne peut donc pas être rejetée au risque 10 % pour cette variable.

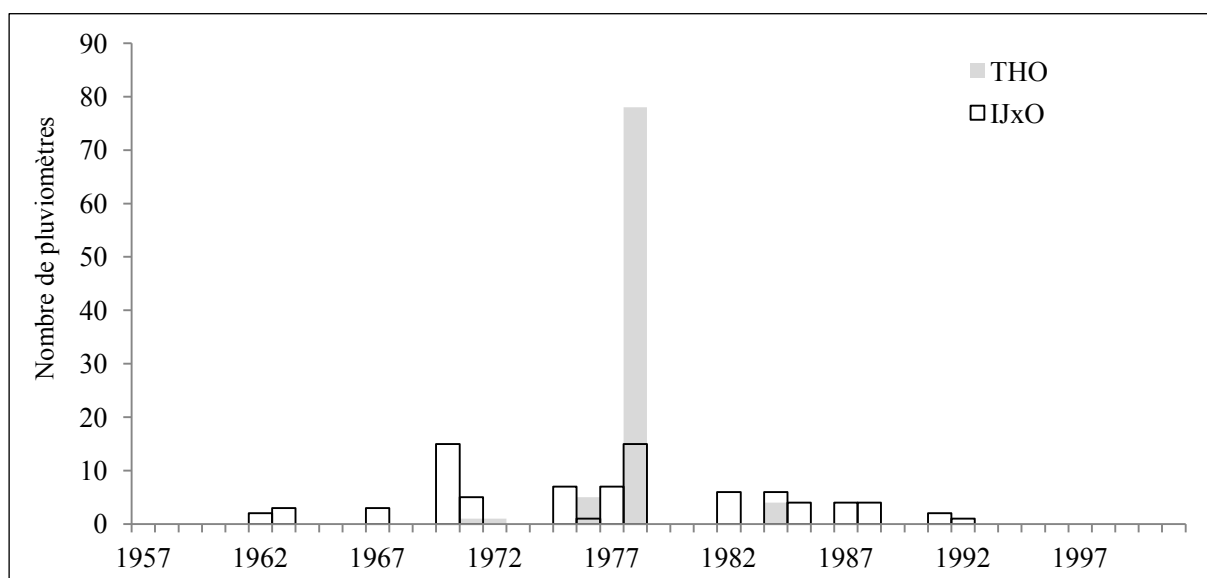


Figure 13 : Année de rupture dans les séries chronologiques de l'indice THO (Total Hivernal des précipitations d'Ouest) et IJxO (Intensité Journalière maximale par flux perturbé d'Ouest). *Change-point years in the WRw (Winter rainfall due to westerly fluxes) and MDRw (Maximum Daily Rainfall due to westerly fluxes) time series.*

Au total, il ressort de cette première analyse statistique du changement affectant les indices pluviométriques calculés sur la période 1957-2002 :

- Qu'un grand nombre de ruptures locales sont détectées pour l'indice THO : elles présentent une haute synchronicité. Cela semble donc traduire un signal fort de changement dont la cohérence régionale ne fait guère de doute.
- Que pour l'indice IJxO, le nombre de tests significatifs détectés localement pour l'année 1978 excède le nombre théorique (loi binomiale) de tests significatifs (11 au risque 10 %) suffisant pour prouver la significativité régionale en supposant les séries chronologiques indépendantes.
- Que l'indice DxO est stationnaire sur la période étudiée et n'est donc pas de nature à expliquer l'évolution de l'indice THO. Celle-ci est plutôt à rechercher dans l'évolution temporelle de l'indice IJxO et de la fréquence des jours pluvieux d'ouest.

Par conséquent, conformément à notre protocole de détection du changement (cf. figure 8), notre analyse statistique s'est poursuivie dans deux directions complémentaires visant à préciser la nature du changement et sa significativité régionale : le rééchantillonnage avec

remise puis le test des rangs de MWW pour les indices THO et IJxO, le test de MK et le rééchantillonnage avec remise pour le seul indice IJxO (cf. figure 8). L'application locale du test de MK aux séries temporelles de l'indice IJxO donne 66 tendances positives significatives sur 88 au risque 10 %.

3.1.3. Résultats du test U de MWW appliqué aux chroniques contemporaines d'indices pluviométriques (1957-2002) et aux cumuls saisonniers simulés

Pour les indices pluviométriques THO et IJxO, le test de MWW (appliqué unilatéralement sous l'hypothèse nulle d'un décalage à gauche – *i.e.* > 0 – de la médiane des valeurs de $p1$ par rapport à celle de $p2$) s'avère significatif respectivement pour 88 et 37 postes pluviométriques. Cela confirme donc bien que 1978 correspond localement à un décalage de médiane significatif pour l'indice THO et, dans une moindre mesure, pour l'indice IJxO. Cette significativité locale demande néanmoins à être confirmée à l'échelle régionale eu égard au niveau de corrélation croisée existant entre les séries temporelles ponctuelles.

S'agissant des cumuls saisonniers simulés, le changement pluviométrique pouvant correspondre à une hausse ou à une baisse des précipitations saisonnières, le test de MWW a été appliqué unilatéralement sous l'hypothèse d'un décalage à gauche (*i.e.* > 0) ou à droite (*i.e.* < 0) de la médiane des valeurs de $p1$ (1971-2000) par rapport à celles de $p2$ (2071-2100). Le test de MWW s'avère localement significatif sous l'hypothèse nulle d'un décalage négatif de la médiane (assèchement climatique) à l'exception du printemps et de l'automne pour le scénario d'émission B1 (tableau 2). Le scénario d'émission A1B est celui qui totalise le plus grand nombre de tests localement significatifs. Une lecture « trans-scénario » du tableau 2 révèle que l'été est la saison ayant un effectif de tests localement significatifs quasi-équivalent ou équivalent à l'effectif total de points de grille. Il est intéressant de noter qu'aucune hausse de précipitations saisonnières significative n'est détectée par le test d'hypothèse. Il est donc possible de conclure avec un niveau de confiance de 90 % que les précipitations saisonnières n'augmentent pas localement dans les 3 scénarios climatiques testés.

	scénario d'émission A1B		scénario d'émission B1		scénario d'émission A2	
	Décalage > 0	Décalage < 0	Décalage > 0	Décalage < 0	Décalage > 0	Décalage < 0
Hiver	0	310	0	170	0	19
Printemps	0	9	0	0	0	62
Été	0	310	0	308	0	310
Automne	0	308	0	0	0	310
Total	0	937	0	478	0	701

Tableau 2 : Effectifs de tests significatifs au risque 10 % (test U de Mann-Withney-Wilcoxon appliqué à la médiane des précipitations saisonnières, 1971-2000 vs 2071-2100). Résultats obtenus pour les 310 points de grille SAFRAN (secteur du bassin de la Meuse française). *Number of significant tests at a 10% type I error rate (MWW test applied to the seasonal rainfall median, 1971-2000 vs 2071-2100). Results are given for the 310 SAFRAN grid points (French Meuse area).*

3.2. Significativité régionale des changements pluviométriques

3.2.1. Corrélations croisées

Les valeurs de corrélation croisée (coefficient de Bravais-Pearson) ont été calculées entre les 88 postes pluviométriques [avec $n(n-1)/2$ paires de postes, soit 3828 valeurs de corrélation] et les 310 points de grille (47 895 valeurs de corrélation).

La distribution des valeurs de coefficients de corrélation fait ressortir la très forte corrélation spatiale positive existant entre les postes pluviométriques pour l'indice THO (figure 14). La classe modale totalisant 42 % des valeurs de coefficient est comprise entre 0,9 et 0,95. La valeur moyenne régionale du coefficient de corrélation croisée s'élève à 0,895. Pour l'indice IJxO, la corrélation spatiale moyenne régionale est nettement plus faible (0,482) mais reste significative au risque de 10 % ($\rho \approx 0,172$), la classe modale étant comprise entre 0,45 et 0,50 (figure 14). Certains postes pluviométriques ne sont pas du tout corrélés ($\rho \leq 0,172$) ce qui montre que cet indice pluviométrique se structure plus localement dans l'espace que l'indice THO.

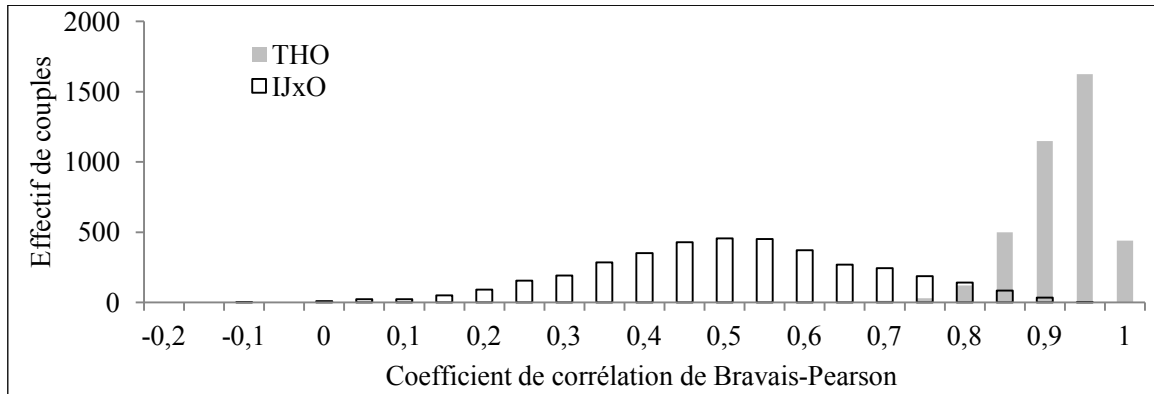


Figure 14 : Distributions des valeurs de corrélation croisée entre couples de pluviomètres pour les indices THO (Total Hivernal des précipitations d'Ouest) et IJxO (Intensité Journalière maximale par flux perturbé d'Ouest). 88 postes pluviométriques, période 1957-2002. *Cross-correlation coefficients between raingauges for the WRw (Winter rainfall due to westerly fluxes) and the MDRw (Maximum Daily Rainfall due to westerly fluxes) indices. 88 raingauges, period 1957-2002.*

La distribution des valeurs de corrélations croisées dans les champs de précipitations désagrégés (scénario d'émission A2) change avec la saison (figure 15). Comme on pouvait s'y attendre, les champs pluviométriques hivernaux ont une très forte continuité spatiale (42 % des valeurs de $\rho \geq 0,95$), la corrélation croisée se dégradant principalement selon un axe méridien.

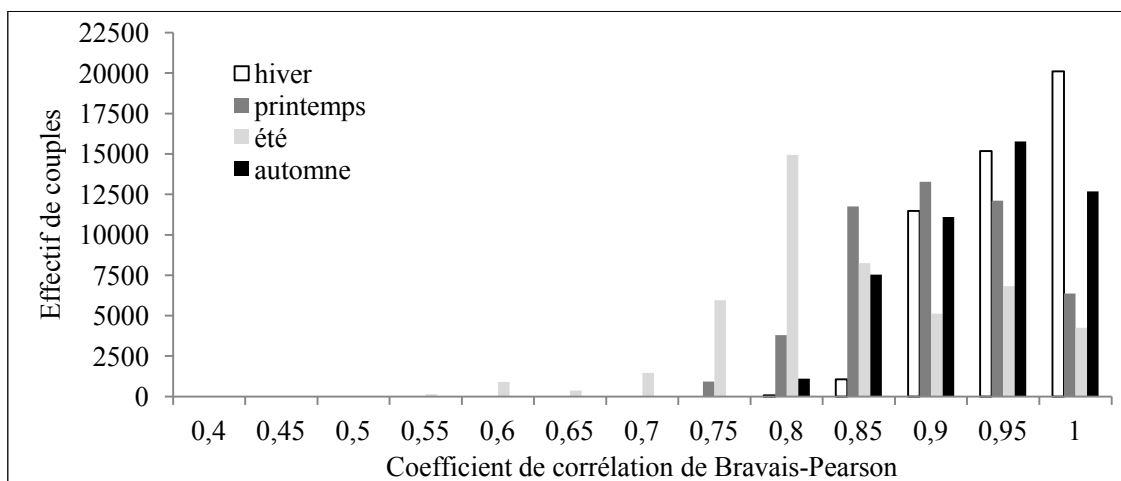


Figure 15. Distributions des valeurs de corrélation croisée entre couples de points grille SAFRAN pour les cumuls saisonniers simulés (310 points de grille SAFRAN, bassin de la Meuse française, périodes 1971-2000 et 2071-2100). Méthode DSCLIM, simulation ARPEGE-Climat V4 forcée A2. *Cross-correlation coefficients between the SAFRAN grid points for seasonal rainfall amounts (310 SAFRAN grid points, French Meuse basin, periods 1971-2000 and 2071-2100). DSCLIM method, ARPEGE-Climat V4 simulation forced by the A2 emission scenario.*

Les corrélations croisées sont plus faibles en été (31 % des valeurs de ρ sont comprises 0,75 et 0,8) mais restent très élevées. Pour cette saison, la corrélation spatiale se dégrade selon un axe méridien et secondairement un axe ouest-est. Dans la simulation ARPEGE-Climat désagrégée, pour les conditions climatiques actuelles comme pour les conditions climatiques futures, l'hétérogénéité spatiale des champs pluviométriques d'été est donc plus forte que celle des autres champs saisonniers, ce qui est cohérent avec les observations pluviométriques. *A contrario*, la continuité spatiale est maximale en hiver, ce qui là encore, est cohérent avec les observations pluviométriques. L'automne et le printemps ont une distribution des valeurs de corrélations croisées intermédiaire, la continuité spatiale des champs pluviométriques étant meilleure pour l'automne. Ces résultats sont généralisables aux champs de précipitations saisonniers des deux autres scénarios d'émission (A1B et B1).

3.2.2. Distributions « bootstrap » du nombre de tests significatifs pour les indices pluviométriques de la période contemporaine (1957-2002)

La forme des distributions diffère sensiblement entre la méthode du « bootstrap-points » (rééchantillonnage avec hypothèse d'indépendance spatiale des séries temporelles) et la méthode du « bootstrap-années » (rééchantillonnage avec hypothèse de dépendance spatiale des séries temporelles ; figures 16 et 17).

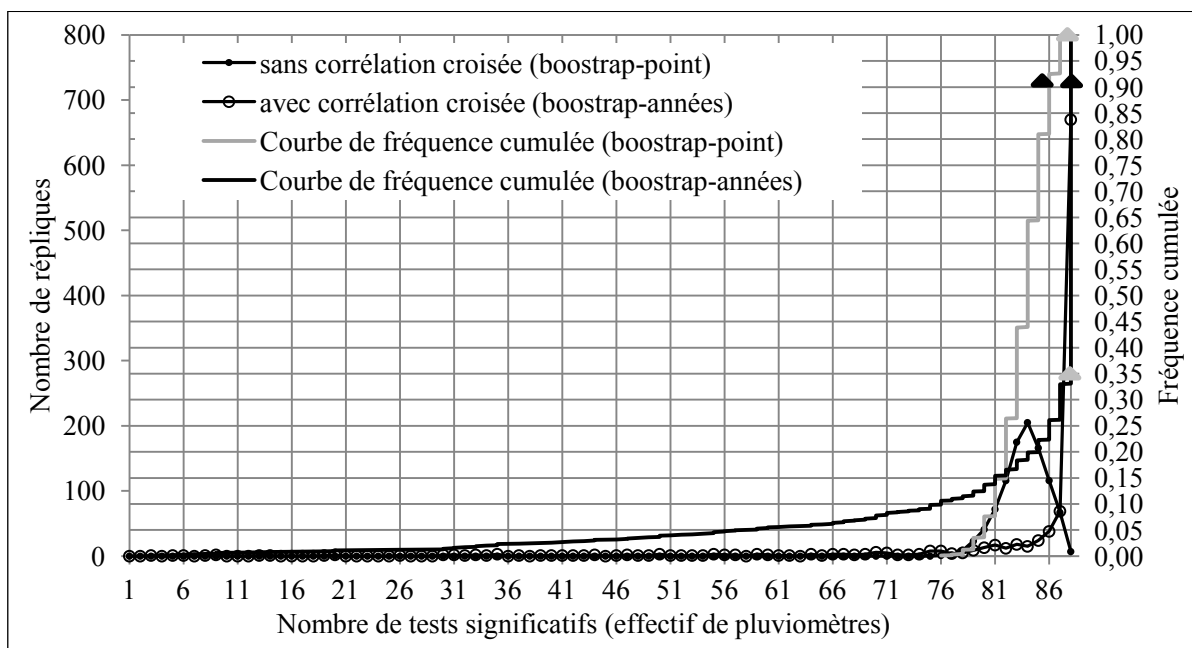


Figure 16 : Distributions du nombre de tests significatifs (test U de Mann-Withney-Wilcoxon) pour les 1000 répliques générées par rééchantillonnage avec remise. Indice THO (Total hivernal des précipitations d'Ouest). 88 postes pluviométriques, période 1957-2002. Les triangles noirs donnent la valeur critique du nombre de tests pour assurer la significativité locale ou régionale au risque $\alpha_{local} = \alpha_{régional} = 0,1$ (probabilité au non dépassement de 0,9). Les triangles gris donnent le niveau de signification du nombre de tests significatifs dans l'échantillon de données. *Bootstrap distribution of the number of locally significant tests (U test of Mann-Withney-Wilcoxon) for N=1000 samples. WRw (Winter rainfall due to westerly fluxes) index, 88 raingauges, period 1957-2002. Black triangles give the critical number of significant tests for a I-type error of 0.1. Grey triangles show the p-value of significant tests number in the data sample.*

D'une façon générale, on peut dire qu'en « bootstrap-années », lorsqu'un test est significatif en un point, il est probable qu'il le soit aussi pour les autres points du réseau de mesure ou du champ scalaire, et inversement. Alors qu'en « bootstrap-points », un test localement non significatif dans le réseau ou le champ peut « côtoyer » un test significatif. La proportion de chaque modalité de test est donc plus équilibrée dans le réseau de mesure ou le champ scalaire

lorsque les pluviomètres ou points de grille sont considérés comme indépendants. Les distributions de l'indice IJxO sont particulièrement éloquentes à cet égard (figure 17).

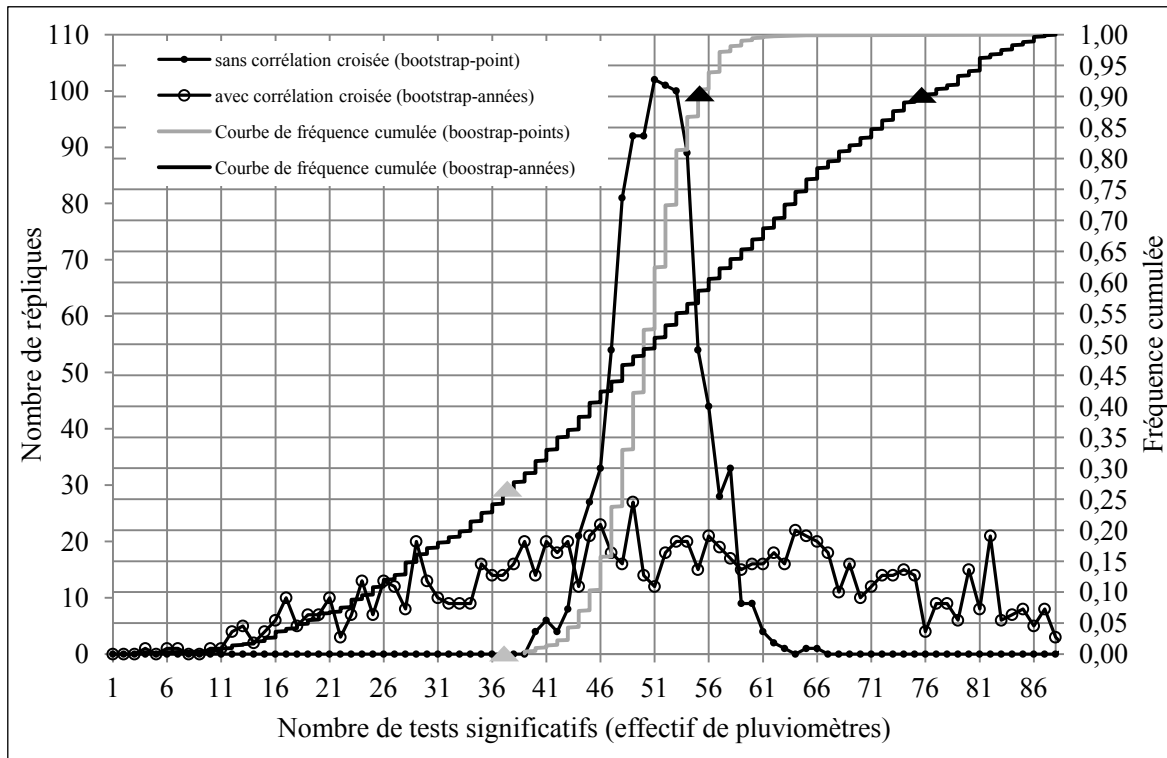


Figure 17 : Distributions du nombre de tests significatifs (test U de Mann-Withney-Wilcoxon) pour les 1000 répliques générées par rééchantillonnage avec remise. Indice IJxO (Intensité journalière maximale par flux perturbé d'Ouest). 88 postes pluviométriques, période 1957-2002. Les triangles noirs donnent la valeur critique du nombre de tests pour assurer la significativité locale ou régionale au risque $\alpha_{local} = \alpha_{regional} = 0,1$ (probabilité au non dépassement de 0,9). Les triangles gris donnent le niveau de signification du nombre de tests significatifs dans l'échantillon de données. *Bootstrap distribution of the number of locally significant tests (U test of Mann-Withney-Wilcoxon) for $N=1000$ samples. MDRw (Maximum Daily Rainfall due to westerly fluxes) index, 88 raingauges, period 1957-2002. Black triangles give the critical number of significant tests for a I-type error of 0.1. Grey triangles show the p-value of significant tests number in the data sample.*

Pour l'indice THO, en « bootstrap-points », la valeur critique du nombre de tests significatifs pour assurer la significativité régionale s'élève à 86 au risque $\alpha_{regional} = 0,1$ (probabilité au non dépassement de 0,9 ; figure 16). Elle n'est pas identifiable en « bootstrap-années » puisque le nombre de tests significatifs atteint le nombre total de postes pluviométriques (88) pour une probabilité au non dépassement de 0,33 (*i.e.* une probabilité au dépassement de 0,67 ; figure 17). On est donc très loin de satisfaire les conditions de l'équation (1) permettant le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de changement régional. Ce résultat paradoxal est lié à la très forte corrélation croisée existant entre les séries temporelles (moyenne régionale de 0,895). Celles-ci apportant une information très redondante, tout se passe en définitive comme si l'on testait une seule série temporelle, un grand nombre de fois. Ce résultat ne remet pas en cause la cohérence régionale du changement mais montre qu'il n'est pas possible d'en garantir la significativité à notre échelle de travail, faute d'un nombre suffisant de changements contradictoires ou non significatifs.

Pour l'indice IJxO, la donne est différente : le niveau de corrélation croisée étant plus faible, il devient possible d'identifier un effectif de tests significatifs permettant de garantir la significativité régionale (figure 17). Ainsi, en « bootstrap-années », il faudrait plus de 76 tests significatifs pour satisfaire les conditions de l'équation (1) contre seulement 55 en

« bootstrap-points ». Cela montre à quel point ignorer l'effet de la corrélation croisée sur la détection régionale d'un changement peut biaiser les résultats d'une telle analyse et conduire à « surconclure » au rejet de l'hypothèse nulle. Dans l'échantillon de données, le nombre de tests significatifs s'élève à 37, ce qui correspond à une probabilité au non dépassement de 1 en « bootstrap-points » et de 0,25 en « bootstrap-années ». L'hypothèse nulle d'absence de changement régional ne peut donc pas être rejetée au risque 10 %, si par changement l'on entend une discontinuité se produisant localement en 1978.

En revanche, l'application du test de MK à l'indice IJxO permet de conclure à la significativité régionale du changement. En effet, le nombre de tests localement significatifs (66) correspond à une probabilité au dépassement de 0,005 (*i.e.* une probabilité au non dépassement de 0,995) (figure 18). Celle-ci étant inférieure au seuil de significativité régionale, la décision de rejeter l'hypothèse nulle d'absence locale de tendance monotone est légitime.

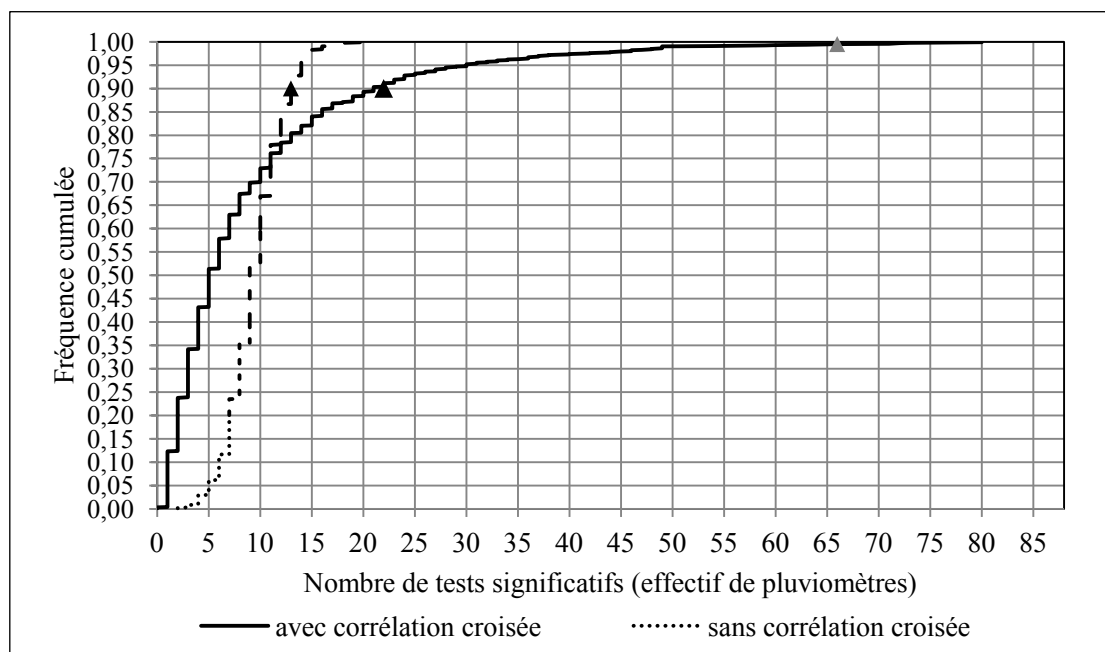


Figure 18 : Distributions du nombre de tests significatifs (test de Mann-Kendall) pour les 1000 répliques générées par rééchantillonnage avec remise. Indice IJxO (Intensité journalière maximale par flux perturbé d'Ouest). 88 postes pluviométriques, période 1957-2002. Les triangles noirs donnent la valeur critique du nombre de tests pour assurer la significativité locale ou régionale au risque $\alpha_{local} = \alpha_{régional} = 0,1$ (probabilité au non dépassement de 0,9). Le triangle gris donne le niveau de signification du nombre de tests significatifs dans l'échantillon de données. *Bootstrap distribution of the number of locally significant tests (test of Mann-Kendall) for $N=1000$ samples. MDRw (Maximum Daily Rainfall due to westerly fluxes) index, 88 raingauges, period 1957-2002. Black triangles give the critical number of significant tests for a I-type error of 0.1. Grey triangle shows the p-value of significant tests number in the data sample.*

3.2.3. Significativité de l'effectif de tests significatifs pour les cumuls de précipitations saisonniers simulés

Les niveaux de signification (p^*) déduits des distributions « bootstrap » sont recensés dans le tableau 3. En ce qui concerne les décalages positifs, synonymes d'une hausse des précipitations saisonnières entre la période de référence (1971-2000) et la période de projection (2071-2100), les valeurs de p^* sont :

- **soit inférieures au risque de première espèce régional (0,1)**, auquel cas, elles indiquent un nombre extrêmement restreint de décalages positifs significatifs dans les séries bootstrapées (en général inférieur à 2 % du nombre total de répliques). C'est le cas par

exemple des précipitations d'hiver sous scénario d'émission A1B. L'effectif de tests significatifs étant nul dans l'échantillon de données, le dépassement ne se produit jamais, ce qui est en faveur de la conservation de l'hypothèse nulle.

- **soit supérieures au risque de première espèce régional (0,1)**, auquel cas, elles plaident en faveur de l'hypothèse nulle. Il existe alors un nombre non négligeable de décalages positifs significatifs dans les séries bootstrapées. C'est le cas par exemple des précipitations de printemps sous scénario d'émission A1B.

	scénario d'émission A1B		scénario d'émission B1		scénario d'émission A2	
	décalage > 0	décalage < 0	décalage > 0	décalage < 0	décalage > 0	décalage < 0
Hiver	0	310	0	170	0	19
Printemps	0	9	0	0	0	62
Été	0	310	0	308	0	310
Automne	0	308	0	0	0	310

	p^*		p^*		p^*		p^*		p^*		p^*	
	B-P	B-A	B-P	B-A	B-P	B-A	B-P	B-A	B-P	B-A	B-P	B-A
Hiver	0.086	0.009	0.000	0.493	0.060	0.003	0.000	0.408	0.404	0.016	1.000	0.403
Printemps	1.000	0.437	1.000	0.342	1.000	0.277	1.000	0.239	0.957	0.178	0.988	0.438
Été	0.005	0.000	0.673	0.979	0.458	0.052	0.000	0.159	0.002	0.001	0.000	0.000
Automne	0.877	0.123	0.000	0.204	0.569	0.034	1.000	0.522	0.040	0.005	0.000	0.000

Tableau 3 : Effectifs de tests significatifs (test U de Mann-Withney-Wilcoxon) au risque 10 % et niveaux de signification (p^*) de ces effectifs estimés par « bootstrap-points » (B-P) et « bootstrap-années » (B-A). Les valeurs de p^* fournies en caractère gras sont significatives au risque 10 % ($p^* \leq 0,1$). Résultats obtenus pour les 310 points de grille SAFRAN du bassin de la Meuse française. *Number of significant tests (MWW test) at a 10 % type I error rate and assessment of p-values (p^*) through bootstrap resampling without cross-correlation (B-P) and with cross-correlation (B-A). Bold numbers indicate field significant at the significance level of 0.1. Results are given for the 310 SAFRAN grid points of the French Meuse basin.*

Pour les décalages négatifs, synonymes d'une baisse des précipitations saisonnières entre la période de référence et la période de projection, les valeurs de p^* sont généralement non significatives alors que pourtant, l'effectif de tests significatifs est maximal ou presque dans l'échantillon de données. On retrouve le cas de figure évoqué précédemment à propos de l'indice pluviométrique THO. La non significativité du test de changement régional est lié à la forte corrélation croisée entre les points de grille. Cela ne remet pas en question la cohérence régionale du changement. On notera le cas surprenant de l'automne sous scénario d'émission A1B et de l'été sous le scénario d'émission B1 : malgré un effectif très élevé de tests significatifs dans l'échantillon de données (308), le changement régional de médiane est significatif en « bootstrap-points » mais ne l'est pas en « bootstrap-années ». Dans le même ordre d'idée, on notera que l'effectif de tests significatifs de certains couples saison/scénario d'émission n'est pas suffisant pour garantir la significativité régionale alors que celle-ci est garantie en rééchantillonnage local. C'est le cas par exemple de l'hiver sous scénario d'émission B1 totalisant 170 tests significatifs dans l'échantillon de données. Ce constat est révélateur de l'influence de la corrélation spatiale sur les résultats du test d'hypothèse. Enfin, le scénario d'émission A2 est le seul scénario totalisant 2 saisons (été et automne) affectées par une baisse de précipitations significative à l'échelle régionale.

Dans le but de fixer un ordre de grandeur du changement de médiane garantissant une significativité locale du changement, nous avons mis en relation, pour chaque point de grille, le niveau de signification du test de MWW avec le taux de variation de la médiane entre la

période de référence (1971-2000) et la période de projection (2071-2100). Ce croisement de variable a été effectué pour l'échantillon de cumuls saisonniers simulés (2x30 valeurs par point de grille) et leurs 1000 répliques. Un exemple est fourni pour un point de grille SAFRAN et le scénario d'émission A2 (figure 19). La forme des nuages de points traduit bien l'évolution saisonnière de la force du signal temporel de changement.

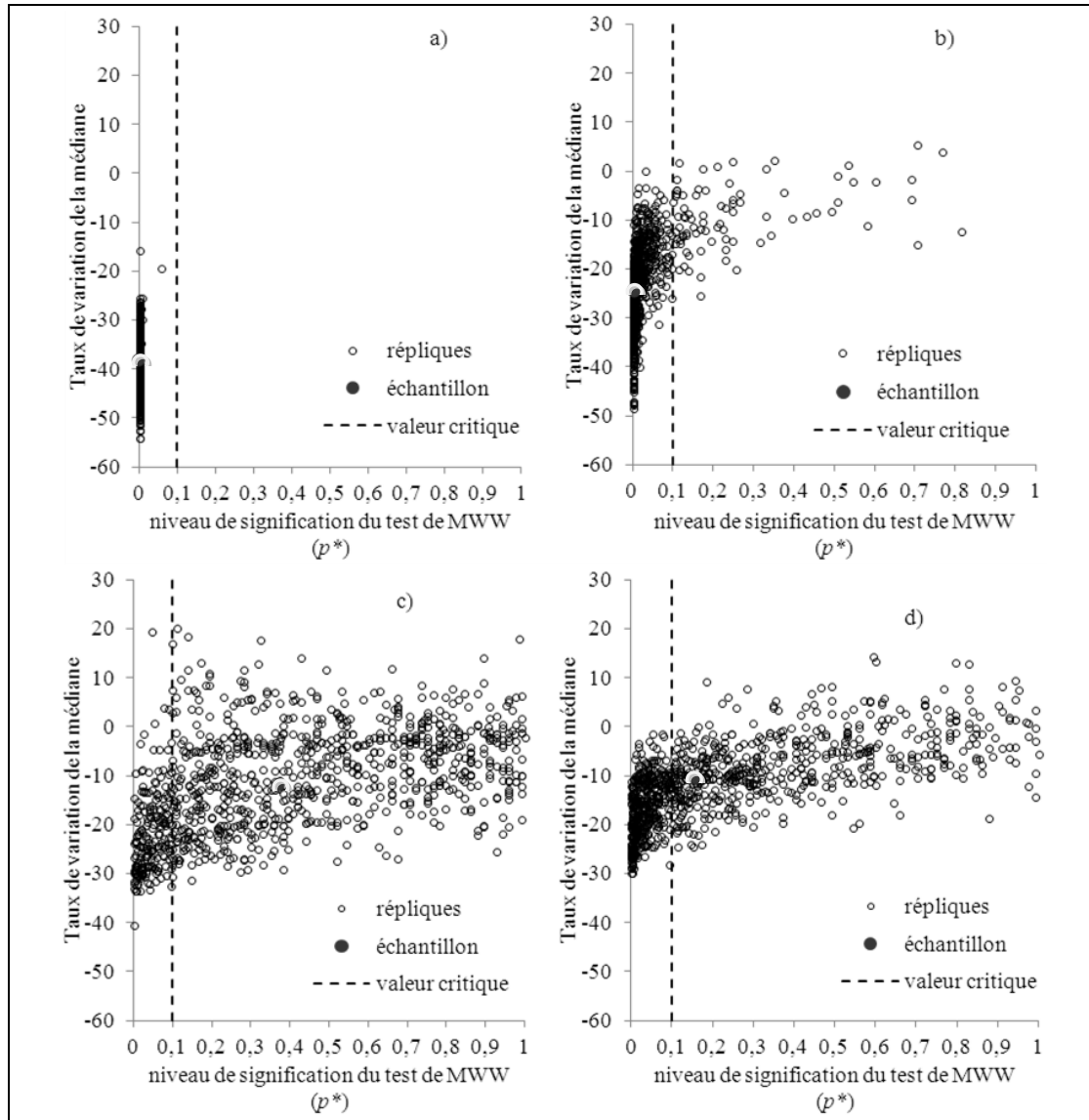


Figure 19 : Relation entre le niveau de signification du test U de Mann-Withney-Wilcoxon (risque α_{local} de 0,1) et le taux de variation de la médiane des précipitations saisonnières (1971-2000 vs. 2071-2100). Les résultats sont fournis pour l'échantillon de données et les 1000 répliques générées par bootstrap-années. a) Été ; b) Automne ; c) Hiver ; d) Printemps. Point de grille SAFRAN de coordonnées 50.176 N/4.070 E, scénario d'émission A2. *Relationship between the p-values of the MWW test and the rate of seasonal rainfall median change (1971-2000 vs 2071-2100). I-type error of 0.1. Results are given for the data sample as well as the 1000 replicates generated through bootstrap resampling. a) Winter; b) Summer; c) Autumn; d) Spring. Coordinates of the SAFRAN grid point: 4.070 E/50.176 N. Emission scenario A2.*

Pour l'été (figure 19a) et secondairement l'automne (figure 19b), l'écart entre les cumuls saisonniers des deux périodes est tel dans l'échantillon de données initial, que les décalages de médiane des 1000 répliques sont très majoritairement voire exclusivement significatifs au risque 10 %. Pour l'hiver (figure 19c) et le printemps (figure 19d), un grand nombre de répliques reproduisent les deux caractéristiques de l'échantillon de données : une valeur

modérée de l'écart de médiane dans l'échantillon et sa non significativité. Le risque d'entremêlement des deux distributions de cumuls afférentes aux deux périodes est donc plus grand et l'on ne peut écarter l'hypothèse de stationnarité climatique. A la lumière des données rééchantillonnées et quelle que soit la saison considérée, on peut considérer qu'il faut au moins une baisse de la médiane des précipitations saisonnières de -35 % pour garantir une significativité locale du changement. Ce résultat est extrapolable aux autres points de grille et scénarios d'émission.

4. Discussion

La détection et la quantification du changement dans les séries climatiques n'est pas un exercice trivial. Localement, ce changement peut en effet revêtir différentes formes qu'une perception trop souvent linéaire du changement risque d'escamoter (Guerreiro *et al.*, 2013). A l'échelle régionale, l'analyse du changement suppose d'adapter les termes habituels de la statistique décisionnelle pour garantir la significativité du changement. La méthode du rééchantillonnage avec remise (procédure type Monte Carlo) offre, au prix d'un calcul intensif, la possibilité d'approcher la distribution empirique de la variable de décision sous l'hypothèse nulle et de fournir une valeur critique permettant de prendre une décision associée à un risque de première espèce régional.

L'application de cette technique de génération numérique à des données de précipitations à méso-échelle s'avère pertinente pour détecter un changement régional dans les conditions climatiques actuelles et futures. Cependant, les propriétés de l'échantillon de données (taille de l'échantillon, continuité spatiale) ne permettent pas toujours d'en démontrer la significativité statistique. L'absence de significativité régionale du test d'hypothèse ne signifie pas systématiquement que le changement n'a pas de cohérence régionale. Ce constat milite en faveur de la recherche d'indicateurs du changement climatique dont les séries chronologiques maximisent le rapport signal/bruit. Ceci permet d'augmenter la puissance du test d'hypothèse et de gommer l'effet des fluctuations à court terme ayant pour effet de retarder la détection d'un changement significatif dans les séries chronologiques (Ziegler *et al.*, 2005). Ce travail de sélection des données climatiques adaptée à une analyse du signal temporel de changement par test statistique devrait être accompagné d'un travail exploratoire visant à identifier des sites « enregistreurs » ou sites « sentinelles » du changement climatique, ayant un faible coefficient de variation et un rapport signal/bruit élevé pour l'indicateur testé. Le même raisonnement vaut pour les points de grille des champs scalaires produits par les modèles de climat.

Les résultats du protocole de test statistique appliqué aux données de précipitations analysées au sein de l'espace rhéno-mosan montrent que certains indices pluviométriques de saison froide ont subi un changement abrupt ou graduel au cours de la période récente (1957-2002). La significativité régionale de ce changement est garantie au risque choisi, ce qui permet de légitimer la recherche des facteurs géographiques et atmosphériques susceptibles d'en moduler la distribution spatiale et d'en expliquer l'évolution temporelle. La topographie est une variable candidate pour expliquer cette modulation spatiale, comme l'ont montré précédemment Drogue *et al.* (2006) dans la région étudiée. Une analyse statistique multivariée inédite entre d'une part, l'amplitude du saut de médiane de l'indice THO et le tau de Kendall calculé pour l'indice IJxO, et d'autre part, une matrice de prédicteurs topographiques comparable à celle exploitée par les auteurs précités, montre que le lien est plus fort avec l'environnement topographique du poste pluviométrique, pour le premier indice que pour le second. L'évolution temporelle de ces deux indices est à mettre en relation avec celle de la NAO ou mieux encore, avec celle de la force du gradient de pression sur la même

période. Cette variable atmosphérique est en effet beaucoup mieux corrélée avec les précipitations au sein de l'espace rhéno-mosan que l'indice NAO (Kastendeuch, 2007).

Les futurs pluviométriques ébauchés à partir de la méthode de descente d'échelle statistique DSCLIM appliquée aux simulations du modèle ARPEGE-Climat V4 à l'échelle du bassin de la Meuse française ont en commun le signe du changement, indiquant une baisse de précipitations (forte et significative en été), mais pas l'amplitude de la baisse ni la significativité régionale. Globalement, celle-ci est moyennement garantie à l'échelle du territoire étudié en raison des écarts modérés de médiane entre les conditions climatiques actuelles et les conditions climatiques futures et/ou de la forte redondance d'information apportée par les points de grille. Ceci ne remet pas en cause la forte cohérence régionale du changement lorsqu'elle existe au sein de l'échantillon de données.

Conclusion

L'analyse statistique du changement régional dans les séries climatiques contemporaines et les champs scalaires produits par les modèles de climat contribue à mieux diagnostiquer la non stationnarité du climat à méso-échelle. Elle permet, à ce niveau scalaire, d'associer un risque à une prise de décision dans les conditions climatiques actuelles comme dans les conditions climatiques futures. L'analyse régionale suppose de mettre en œuvre une procédure de détection rigoureuse du changement tenant compte de la corrélation spatiale de la variable de décision testée sous l'hypothèse nulle avant d'en rechercher la ou les causes explicatives. La méthode de détection du changement régional par bootstrap-années constitue une approche simple et efficace pour résoudre les problèmes théoriques et pratiques liées à la détection régionale du changement. En outre, elle dispense le praticien de devoir choisir *a priori* une distribution théorique de la variable de décision testée sous l'hypothèse nulle d'absence de changements locaux.

D'après les traitements statistiques appliqués à des séries de précipitations contemporaines échantillonnées dans l'espace rhéno-mosan, deux indices pluviométriques de saison froide liés aux flux perturbés d'ouest ont connu un changement localement significatif au cours des dernières décennies. Ce changement est cohérent à l'échelle régionale. Un changement pluviométrique régional est également détecté dans trois projections climatiques de la fin de siècle pour le bassin de la Meuse française : il prend la forme d'une baisse des précipitations saisonnières traduisant un assèchement climatique. Cette baisse est forte et cohérente à l'échelle régionale pour la saison estivale. La significativité régionale de l'assèchement climatique est plus nuancée pour les autres saisons. Il est donc recommandé de ne pas forcer un modèle d'impact (notamment hydrologique) à l'aide d'un scénario climatique de même échelle spatiale si la significativité du changement climatique n'est pas vraisemblable à cette échelle. C'est alors l'hypothèse de stationnarité climatique qui devrait être utilisée.

Les résultats de l'analyse statistique du changement restent tributaires des tests d'hypothèses choisis dans le cadre de cette étude. Ceux-ci étant réputés puissants, on peut accorder un certain crédit aux résultats obtenus. Il conviendrait néanmoins d'élargir nos investigations en testant une méthode de détection régionale alternative à celle du « bootstrap-années » comme le taux de fausses découvertes dont les conditions d'application peuvent s'avérer pertinentes lorsque peu de points sont affectés par un changement important.

Remerciements : Les séries quotidiennes de précipitation ont été collectées auprès de différents services météorologiques nationaux desservant le territoire transfrontalier de l'étude : Météo France (Publithèque), le Service Météorologique de l'Aéroport du Luxembourg et l'Administration des Services Techniques de l'Agriculture du Luxembourg (ASTA), le

Deutscher Wetterdienst (DWD) en Allemagne, l'Institut Royal Météorologique (IRM) de Belgique. Les données DSCLIM nous ont été fournies par C. Pagé du CERFACS. Les données E-OBS proviennent du projet européen FP6 ENSEMBLES (<http://ensembles-eu.metoffice.com>). Nous remercions également les fournisseurs de données impliqués dans le projet ECA&D (<http://www.ecad.eu>) ainsi que les deux référés qui ont contribué à l'amélioration de la qualité de cet article.

Bibliographie

- BOE J., 2007 : *Changement global et cycle hydrologique : Une étude de régionalisation sur la France*. Thèse de doctorat, Université Toulouse III - Paul Sabatier, 256 pages.
- BURN D. H. et HAGELNUR M. A., 2002 : Detection of hydrological trends and variability. *Journal of Hydrology*, 255, 107-122.
- COMMEAUX F., DROGUE G. et FRANÇOIS D., 2010 : Analyse prospective des débits mensuels d'étiage de la Meuse française à l'aide d'un modèle hydrologique : sensibilité aux méthodes de descente d'échelle spatiale et aux scénarios d'émission. *Bulletin de l'Association de Géographes Français*, 87, 178-193.
- DEQUE M. et PIEDELIEVRE J.-P. 1995 : High-Resolution climate simulation over Europe. *Climate Dynamics*, 11, 321-339.
- DOUGLAS E. M., VOGEL R. M. et KROLL C. N., 2000 : Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology*, 240, 90-105.
- DROGUE G., MESTRE O., HOFFMANN, L., IFFLY J.F. et PFISTER L., 2005 : Recent warming in a small region with semi-oceanic climate, 1949-1998: what is the ground truth? *Theoretical and Applied Climatology*, 81, 1-10.
- DROGUE G., WAGNER C., MAHR N., HOFFMANN L. et PFISTER L., 2006 : Topography and recent winter rainfall regime change in temperate Western European areas: a case study in the Rhine-Meuse basin. *International Journal of Climatology*, 26, 785-796.
- DROGUE G., FOURNIER M., BAUWENS A., BUI TEVELD H., COMMEAUX F., DEGRÉ A., DE KEIZER O., DETREMBLEUR S., DEWALS B., FRANÇOIS D., GUILMIN E., HAUSMANN B., HISSEL F., HUBER N., LEBAUT S., LOSSON B., KUFELD M., NACKEN H., PIROTON M., PONTÉGNIE D., SOHIER C. et VANNEUVILLE W. 2010 : Analysis of climate change, high-flows and low-flows scenarios on the Meuse basin. *Rapport d'étape des actions 1 et 3 du WPI "Impacts of future floods and low flows" du projet INTERREG IV B AMICE (Adaptation of the Meuse to the Impacts of Climate Evolution)*, 69 p. + annexes.
- EFRON B. et TIBSHIRANI R., 1993 : *An introduction to the bootstrap*. Chapman & Hall/CRC, New York, 436 pages.
- FINK A., ULBRICH U. et ENGE H., 1996 : Aspects of the January 1995 flood in Germany. *Weather*, 51, 2, 34-39.
- FRANÇOIS D., DROGUE G. et COMMEAUX F., 2012 : Évolution des débits d'étiage de la Meuse en France au cours du XXI^{ème} siècle. *Revue Géographique de l'Est*, 51, 3-4, 15 pages.
- FRANÇOIS D. et HUMBERT J., 2000 : Quantification spatiale des précipitations ; application au Nord-Est de la France. *Revue Géographique de l'Est*, 40, 1-2, 11-22.
- GUERREIRO S. B., KILSBY C. G. et SERINALDI F., 2013 : Analysis of time variation of rainfall in transnational basins in Iberia: abrupt changes or trends? *International Journal of Climatology*, DOI: 10.1002/joc.3669.

- GIUNTOLI I., RENARD B., VIDAL J.-P. et BARD A., 2013 : Low flows in France and their relationship to large-scale climate indices. *Journal of Hydrology*, 482, 105-118.
- HABETS F., A. BOONE, J. L. CHAMPEAUX, P. ETCHEVERS, L. FRANCHISTÉGUY, E. LEBLOIS, E. LEDOUX, P. LE MOIGNE, E. MARTIN, S. MOREL, J. NOILHAN, P. QUINTANA SEGUI, F. ROUSSET-REGIMBEAU et P. VIENNOT, 2008 : The SAFRAN-ISBA-MODCOU hydrometeorological model applied over France. *Journal of Geophysical Research (Atmospheres)*, 113, D06113.
- HAMED K. H. et RAO A. R., 1998 : A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, 204, 182-196.
- HAYLOCK M. R., N. HOFSTRA, A. M. G. KLEIN TANK, E. J. KLOK, P. D. JONES et M. NEW, 2008 : A European daily high-resolution gridded dataset of surface temperature and precipitation. *Journal of Geophysical Research (Atmospheres)*, 113, D20119, doi:10.1029/2008JD10201
- HESS P. et BREZOWSKI H., 1977 : *Katalog der Grosswetterlagen Europas (1881-1976)*. Berichte des Deutschen Wetterdienstes, 113, Deutscher Wetterdienst, Offenbach am Main, 14 pages.
- JAMES P. M., 2007 : An objective classification method for Hess and Brezowsky Grosswetterlagen over Europe. *Theoretical and Applied Climatology*, 88, 17-42.
- KASTENDEUCH P. P., 2007 : Pressure gradient force, atmospheric circulation and climate in western Europe (1899-2002), *International Journal of Climatology*, 27, 2055-2067.
- KENDALL M. G., 1975 : *Rank correlation methods*. 4th Ed. Charles Griffin, London.
- LIVEZEY R. E. et CHEN W. Y., 1983 : Statistical field significance and its determination by Monte Carlo techniques. *Monthly Weather Review*, 111, 46-59.
- MANN H. B., 1945 : Non parametric tests against trend. *Econometrica*, 13, 245-259.
- MANN H. B. et WHITNEY D. R., 1947 : On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. *Annals of Mathematical Statistics*, 18 (1), 50-60.
- MESTRE O., 2000 : *Méthodes statistiques pour l'homogénéisation de longues séries climatiques*. Thèse de doctorat, Université Paul Sabatier, Toulouse, 230 pages.
- PAGÉ C., TERRAY L. et BOÉ J., 2009 : *Dsclim: A software package to downscale climate scenarios at regional scale using a weather-typing based statistical methodology*. Technical Report TR/CMGC/09/21, CERFACS, 60 pages.
- PETTITT A. N., 1979 : A non parametric approach to the change point problem. *Applied Statistics*, 28, 126-135.
- PFISTER L., DROGUE G., EL IDRISSE A., IFFLY J.-F., POIRIER C. et HOFFMANN L., 2004 : Spatial variability of trends in the rainfall-runoff relationship: a mesoscale study in the Mosel basin. *Climatic Change*, 66, 66-87.
- PLANTON S. et TERRAY L., 2007 : Détection et attribution à l'échelle régionale : le cas de la France. *La Météorologie*, 58, 25-29.
- RENARD B., 2006 : *Détection et prise en compte d'éventuels impacts du changement climatique sur les extrêmes hydrologiques en France*. Thèse de doctorat, INP Grenoble, 361 pages.
- RENARD B., LANG M., BOIS P., DUPEYRAT A., MESTRE O., NIEL H., SAUQUET E., PRUDHOMME C., PAREY S., PAQUET E., NEPPEL L. et GAILHARD J., 2008 : Regional

- methods for trend detection: assessing field significance and regional consistency. *Water Resources Research*, 44, 8, DOI: 10.1029/2007WR00626844.
- SAPORTA G., 1990 : *Probabilités, analyse des données et statistique*. Technip Editions, 496 pages.
- VIDAL J.-P., MARTIN E., FRANCHISTÉGUY L., BAILLON M. et SOUBEYROUX J.-M., 2010 : A 50-year high-resolution atmospheric reanalysis over France with the Safran system. *International Journal of Climatology*, 30(11), 1627-1644.
- WILCOXON F., 1945 : Individual comparisons by ranking methods. *Biometrics Bulletin*, 1, 80-83.
- WILKS D. S., 2006 : On “Field Significance” and the False Discovery Rate. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 45, 1181-1189.
- YUE S., PILON P. et CAVADIAS G., 2002 : Power of the Mann-Kendall and Spearman’s rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *Journal of Hydrology*, 259, 254-271.
- YUE S., PILON P. et PHINNEY B., 2003 : Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and cross-correlation. *Hydrological Sciences Journal des Sciences Hydrologiques*, 48, 51-63.
- ZIEGLER A. D., EDWIN P. M., SHEFFIELD J., BART N., WOOD E. F. et LETTENMAIER D. P., 2005 : Detection time for plausible changes in annual precipitation, evapotranspiration, and streamflow in three mississippi river sub-basins. *Climatic Change*, 72, 17-36.

Annexe 1. Le test d'hypothèse de Pettitt (Pettitt, 1979)

Pettitt considère un échantillon de valeurs indépendantes (X_1, X_2, \dots, X_N) d'une variable aléatoire X . La séquence est censée contenir un point de rupture à τ si les X_t pour $t = 1, 2, \dots, \tau$ ont une distribution commune $F_1(X)$ et les X_t pour $t = \tau+1, \dots, N$ ont une distribution commune $F_2(X)$ différente de $F_1(X)$. L'hypothèse nulle de stationnarité (non rupture) $H_0 : \tau = N$ contre l'hypothèse alternative de rupture $H_1 : 1 \leq \tau < N$ est testée au moyen d'un test non paramétrique (*i.e.* libre de distribution), dérivé de celui de Mann-Whitney. La statistique du test notée $U_{\tau,N}$, considérée pour les valeurs de t comprise entre 1 et N est telle que :

$$U_{\tau,N} = \sum_{i=1}^{\tau} \sum_{j=\tau+1}^N D_{i,j} \text{ avec } D_{i,j} = \text{signe}(X_i - X_j)$$

Par l'intermédiaire du calcul de cette statistique, on cherche donc à savoir si les couples de valeurs $X_i - X_j$ sont rangés préférentiellement dans un sens (*e.g.* croissant) ou dans l'autre (*e.g.* décroissant) en appariant les valeurs de part et d'autre d'un point de rupture τ .

Pour tester H_0 contre H_1 , Pettitt (1979) propose d'utiliser la statistique K_N (négative en cas de décalage positif et positive en cas de décalage négatif) telle que :

$$K_N = \max_{\tau=1, \dots, N-1} (|U_{\tau,N}|)$$

En utilisant la théorie des rangs, Pettitt (1979) donne la probabilité de dépassement approximative d'une valeur k par :

$$\Pr(K_N > k) \approx 2 \exp[-6k^2 / (N^3 + N^2)]$$

Pour un risque α de première espèce, H_0 est rejetée si cette probabilité au dépassement est inférieure à α . Dans ce cas, la série chronologique présente une rupture au temps τ définissant K_N soit :

$$\tau = \text{Argmax}_{\tau=1, \dots, N-1} (|U_{\tau,N}|)$$

Annexe 2. Le test U de Mann-Whitney-Wilcoxon (Wilcoxon, 1945 ; Mann et Withney, 1947)

Ce test peut être défini comme un test de symétrie des répartitions. On considère deux échantillons X_1 et X_2 de valeurs indépendantes $(X_1, X_2, \dots, X_{N_1})$ d'une variable aléatoire X de distribution inconnue. Le but du test est de prendre une décision concernant l'hypothèse nulle suivante H_0 : la médiane de X sur X_1 est identique à celle de X sur X_2 .

Si les échantillons X_1 et X_2 ont la même médiane, on s'attend à ce qu'ils se répartissent de façon homogène autour de cette médiane, autrement dit à ce que les rangs des deux échantillons regroupés soient bien mélangés. Pour tester H_0 contre H_1 , on dispose d'un échantillon de taille N_1 et d'un second échantillon de taille N_2 avec $N_1 \leq N_2$.

On rassemble les N_1 observations X_1 , les N_2 observations X_2 et on range par ordre croissant les $N_1 + N_2$ observations. Dans ce classement, on note r_1, \dots, r_{N_1} les rangs des N_1 observations. Dans le cas d'*ex-aequo*, c'est la convention du rang moyen qui s'applique.

Les valeurs de la statistique du test U s'écrivent :

$$U_1 = W_1 - \frac{n_1(n_1+1)}{2} \text{ et } U_2 = W_2 - \frac{n_2(n_2+1)}{2}$$

Avec $W_1 = r_1 + \dots + r_{N_1}$, la somme des rangs du premier échantillon ; $W_2 = r_2 + \dots + r_{N_2}$, la somme des rangs du second échantillon.

Lorsque la taille des échantillons excède une dizaine d'observations, la loi de distribution de U est une Gaussienne centrée-réduite. La statistique du test s'écrit alors :

$$Z = \frac{U + \frac{1}{2} - n_1 n_2 / 2}{\sqrt{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1) / 12}}$$

On rejette l'hypothèse nulle si la plus petite des deux valeurs de Z est supérieure ou égale à la valeur critique donnée par la Gaussienne centrée-réduite au risque de première espèce α . Dans le cas d'un test unilatéral, c'est U_1 (unilatéral à gauche) ou U_2 (unilatéral à droite) qui est utilisée pour le calcul de Z .

Annexe 3. Le test d'hypothèse de Mann-Kendall (Mann, 1945 ; Kendall, 1975)

Soit (X_1, X_2, \dots, X_N) un échantillon de valeurs indépendantes d'une variable aléatoire X dont on cherche à tester la stationnarité. La statistique du test, le S de Kendall se calcule par :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{signe}(X_i - X_j)$$

On dénombre donc pour tous les couples $X_i - X_j$ les cas où la différence est positive ou négative, puis on calcule la différence entre ces deux quantités. La statistique S varie donc entre $\pm n(n-1)/2$. Sous l'hypothèse H_0 de stationnarité de la série chronologique, cette différence devrait tendre vers 0. A l'inverse, si les valeurs de la série temporelle ont tendance à croître, S devrait prendre des valeurs positives, et inversement en cas de décroissance des valeurs (Renard, 2006). Comme le rappelle cet auteur, ce test d'hypothèse est apte à détecter de tendances monotones mais également des ruptures sans que celles-ci puissent être datées. En revanche, il n'est pas adapté à la détection de tendance non monotone.

Sous H_0 , Mann (1945) et Kendall (1975) ont démontré que :

$$\begin{aligned} E(S) &= 0 \\ \text{Var}(S) &= n(n-1)(2n+5)/18 \end{aligned}$$

Dès que la taille de l'échantillon excède une dizaine d'observations, alors la loi de la statistique de test Z ci-dessous peut-être approchée par une Gaussienne centrée-réduite :

$$\begin{aligned} Z &= S - 1/\sqrt{\text{Var}(S)} \text{ si } S > 0 \\ Z &= 0 \text{ si } S = 0 \\ Z &= S + 1/\sqrt{\text{Var}(S)} \text{ si } S < 0 \end{aligned}$$

Pour un risque α de première espèce, H_0 est rejetée si la probabilité au dépassement de Z est inférieure à α dans le cas d'une tendance positive, et si la probabilité au non dépassement de Z est inférieure à α dans le cas d'une tendance négative.

TABLE DES MATIÈRES (*Contents*)

Volume 10 (2013)

EDITORIAL	7
Pierre CARREGA	9
LE CLIMAT URBAIN DE NICE EN MILIEU GÉOGRAPHIQUE CONTRASTÉ : SYNTHÈSE PAR APPROCHE INDUCTIVE	
<i>The urban climate of Nice (France) in a context of contrasted topography: synthesis using an inductive approach</i>	
Luc DESCROIX, Aïda DIONGUE NIANG, Honoré DACOSTA, Gérémy PANTHOU, Guillaume QUANTIN et Arona DIEDHIOU	37
ÉVOLUTION DES PLUIES DE CUMUL ÉLEVÉ ET RECRUESSEMENT DES CRUES DEPUIS 1951 DANS LE BASSIN DU NIGER MOYEN (SAHEL)	
<i>Evolution of rainy extreme events and rise in flooding in the Sahel</i>	
Nicolas MARTIN, Pierre CARREGA et Cyriel ADNES	51
DOWNSCALING À FINE RÉOLUTION SPATIALE DES TEMPÉRATURES ACTUELLES ET FUTURES PAR MODÉLISATION STATISTIQUE DES SORTIES ALADIN-CLIMAT SUR LES ALPES-MARITIMES (FRANCE)	
<i>Downscaling at fine spatial resolution of the current and future temperatures using statistical modeling of ALADIN-Climat outputs in the Alpes-Maritimes (France)</i>	
Gille DROGUE et Didier FRANCOIS	75
DÉTECTION DU CHANGEMENT RÉGIONAL PAR RÉÉCHANTILLONNAGE DE SÉRIES CHRONOLOGIQUES : APPLICATION AUX PRÉCIPITATIONS DANS L'ESPACE RHÉNO-MOSAN	
<i>Regional change detection through a bootstrap resampling procedure: application to rainfall time series in the upper Rhine-Meuse area</i>	
Chloé LAMY et Vincent DUBREUIL	107
IMPACT POTENTIEL DU CHANGEMENT CLIMATIQUE SUR LES SÉCHERESSES PÉDOLOGIQUES EN BRETAGNE AU 21^{ème} SIECLE	
<i>Climate change impacts on drought in Brittany for the 21st Century</i>	
Félix PHILIPPE, Andrew STURMAN et Hervé QUENOL	123
VARIABILITÉ SPATIALE DES TEMPÉRATURES DANS LE CONTEXTE DU CHANGEMENT CLIMATIQUE A L'ÉCHELLE DU VIGNOBLE DE MARLBOROUGH (NOUVELLE-ZÉLANDE)	
<i>Spatial variability of temperatures and climate change over the Marlborough wine-producing region of New Zealand</i>	