



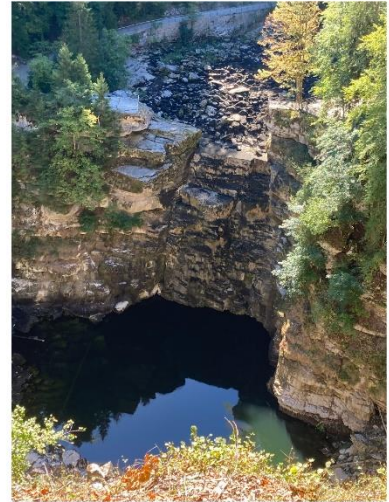
Source de la Bèze (21) – Crédit Photo EPTB Saône Doubs

## Les débits d'été des rivières du massif du Jura : éléments de caractérisation et évolutions temporelles

09/2022

Avec le soutien de :





*Quelques clichés pris dans des lieux emblématiques du massif du Jura lors des étiages de 2018, 2020 et 2022. De gauche à droite et de haut en bas, le Doubs en amont de Maison-du-Bois, le Saut du Doubs et le lac de Chaillexon à Villers-le-Lac, la source de la Saine à Foncine-le-Haut et le lac de l'entonnoir à Bouverans*



## Table des matières

Introduction, contexte et données .....	1
1 Vers une première caractérisation des étiages .....	3
2 Évaluation de la stationnarité des étiages.....	7
2.1 Les tendances .....	8
2.2 Les ruptures .....	10
Éléments de synthèse.....	12

## Table des illustrations

<i>Figure 1 : Carte de présentation des stations hydrométriques utilisées.....</i>	<i>2</i>
<i>Figure 2 : Sélection d'un VCN<sub>10</sub> : exemple de la station du Doubs à Mouthe (octobre 2018) .....</i>	<i>3</i>
<i>Figure 3 : Carte des rangs des VCN<sub>10</sub> des stations hydrométriques du massif du Jura .....</i>	<i>4</i>
<i>Figure 4 : Occurrences des rangs 1,2 et 3 des VCN<sub>10</sub> des stations hydrométriques du massif du Jura.....</i>	<i>5</i>
<i>Figure 5 : Rangs des étiages en fonction des HCN10 appliquées aux hauteurs d'eau enregistrées au droit du lac de Chaillexon, période 1893-2018 (seules dix années ont été consignées : celles au cours desquelles les HCN10 ont été les plus basses).....</i>	<i>6</i>
<i>Figure 6 : Représentation schématique de chroniques non stationnaires définies par les tests de Mann-Kendall (à gauche) et de Pettit (à droite) .....</i>	<i>7</i>
<i>Figure 7 : Tendances associées aux VCN<sub>10</sub> des stations du massif du Jura.....</i>	<i>9</i>
<i>Figure 8 : Ruptures associées aux VCN<sub>10</sub> des stations du massif du Jura .....</i>	<i>11</i>
<i>Figure 9 : Typologie de l'évolution des VCN<sub>10</sub> des stations du massif du Jura.....</i>	<i>14</i>

## Erratum

La DREAL BFC a arrêté de suivre la station hydrométrique de l'Orbe aux Rousses en 2021 en raison notamment de fortes difficultés dans l'estimation des bas débits. Aussi, les résultats et interprétations liées aux données de cette station doivent être considérés comme trop incertains et de fait à ne pas considérer.

## Avant-propos

Ce présent document a été réalisé dans le cadre des missions du Pôle Karst (EPTB Saône et Doubs). Son objectif est d'apporter une contribution à la connaissance statistique des débits d'étiage des rivières du massif du Jura dans un contexte marqué par une succession remarquable d'épisodes de basses eaux (2018, 2020 et 2022).

## Introduction, contexte et données

Les rivières du massif du Jura ont été confrontées successivement en 2018 et 2020 à deux étiages importants qui ont motivé des premiers travaux sur cette thématique<sup>1</sup> puis la rédaction de ce document. L'objectif de celui-ci est, en premier lieu, de caractériser les séquences de très basses eaux à l'échelle des chroniques de débits disponibles et de dresser ainsi un premier état des lieux spatial et temporel de ces épisodes. L'idée est également de voir si les séquences récentes de 2018 et 2020 (et 2022<sup>2</sup>) traduisent de profonds changements du comportement des cours d'eau en période estivale ou si cette récurrence est un phénomène « accidentel ».

La zone d'étude correspond au massif du Jura dans sa partie française et la figure 1 présente le parc hydrométrique (géré par la DREAL Bourgogne Franche-Comté) utilisé dans le cadre de la démarche. Trois critères ont présidé au choix des 46 stations retenues :

- un critère géographique, celui de couvrir l'ensemble de l'arc jurassien et donc d'avoir une densité relativement homogène du nord au sud ;
- un critère de temporalité, celui d'avoir des chroniques a minima longues de 20 ans pour développer une approche statistique cohérente ;
- un critère de complétude, celui de s'appuyer, dans la mesure du possible, sur des séries de données sans lacune.

Aussi et à partir du § 2.1, le nombre de stations utilisées a été réduit (de 46 à 28 stations) pour répondre à la problématique de stationnarité<sup>3</sup> des données d'étiage, la figure 1 fait état de cette évolution.

---

<sup>1</sup> Présentés lors des RDV du karst en décembre 2021 (disponible [ici](#)).

<sup>2</sup> Le traitement des données sur R a été effectué au cours de l'année 2021, les chroniques utilisées s'arrêtent donc en 2020 afin de disposer d'années civiles complètes et de données validées. Aussi, ce document a été rédigé au cours de l'été 2022 simultanément à un nouvel épisode d'étiage très sévère impactant sensiblement les rivières jurassiennes. Si la séquence 2022 aurait sans doute donnée encore un peu plus de poids à certaines interprétations, les données ne pouvait raisonnablement pas être incorporées à la hussarde dans un document destiné à être communiqué à l'automne 2022.

<sup>3</sup> Terme défini par Le dictionnaire du Comité National Français des Sciences Hydrologiques comme : "*Une série chronologique de réalisations d'une grandeur aléatoire, à un pas de temps donné, est dite stationnaire si ses réalisations sont issues d'un même processus aléatoire dont les paramètres (moyenne, variance, asymétrie, autocorrélation...) restent constants au cours du temps*".

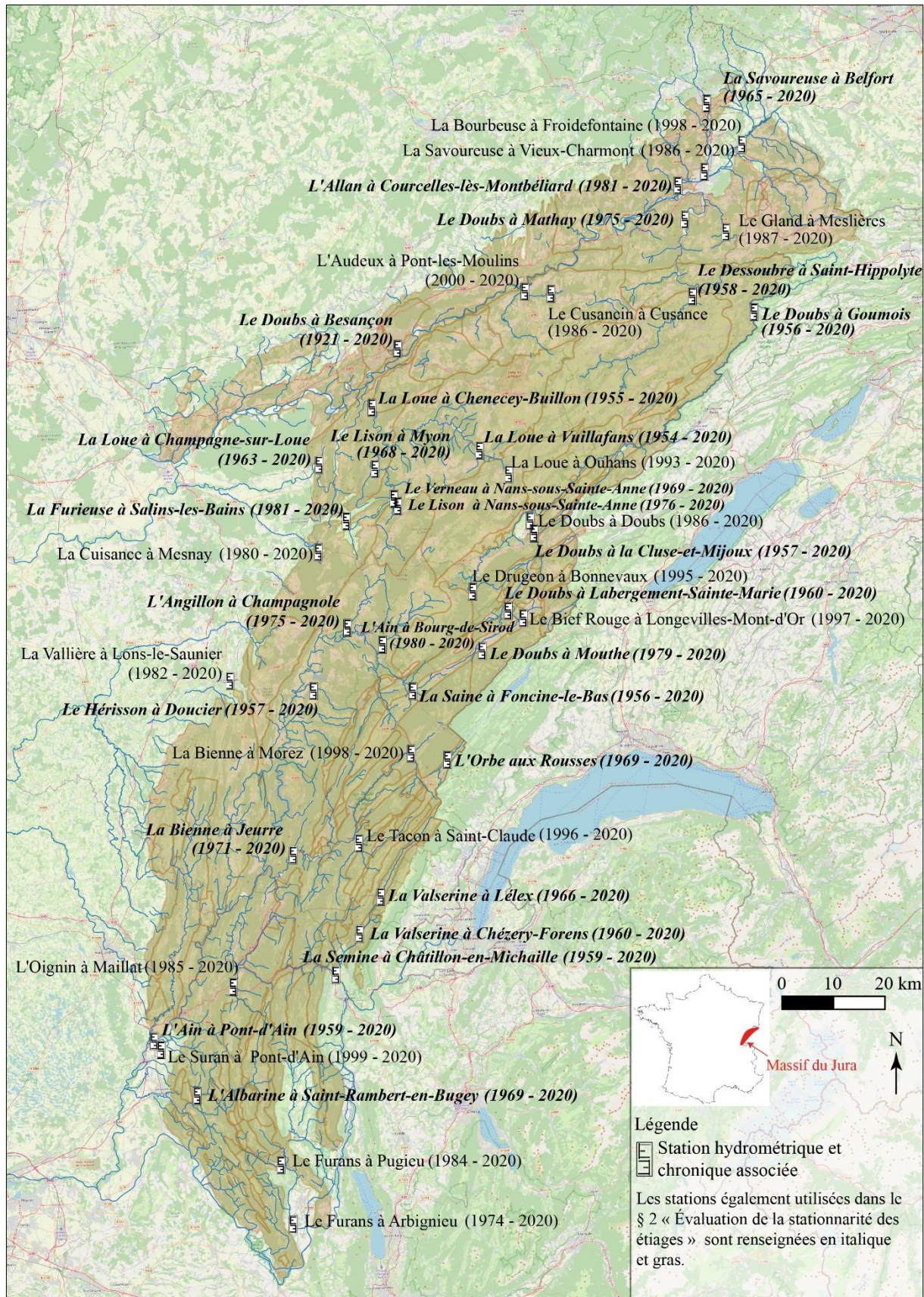


Figure 1 : Carte de présentation des stations hydrométriques utilisées

## 1 Vers une première caractérisation des étiages

En première approche et dans la perspective de dresser un premier constat sur les séquences d'étiages historiques observées sur les rivières du massif, nous avons établi un classement des années en fonction de l'intensité des séquences de bas débits. Aussi, dans toute la démarche, la variable d'étiage retenue est le  $VCN_{10}$  soit le débit moyen minimum de l'année calculé sur 10 jours consécutifs. Largement utilisé dans les travaux liés aux bas débits, (Abi-Zeid et Bobée, 1999 ; Pyrce, 2004 ; Lang, 2007), l'utilisation du  $VCN_{10}$  choix permet :

- de s'affranchir de contraintes calendaires (contrairement au QMNA par exemple) ;
- dans sa temporalité à 10 jours, d'être à la fois une variable qui quantifie des débits très faibles (contrairement aux  $VCN_{30}$ <sup>4</sup> ou 60 par exemple) et qui donne moins de poids aux débits extrêmes (contrairement aux  $VCN_3$  par exemple) dont on sait qu'ils sont sujets à des problématiques d'estimation (extrapolation de la courbe de tarage notamment).

La figure 2 illustre la sélection d'un  $VCN_{10}$  sur un tarissement majeur, celui de période automnale en 2018 sur la station du Doubs à Mouthe (25).

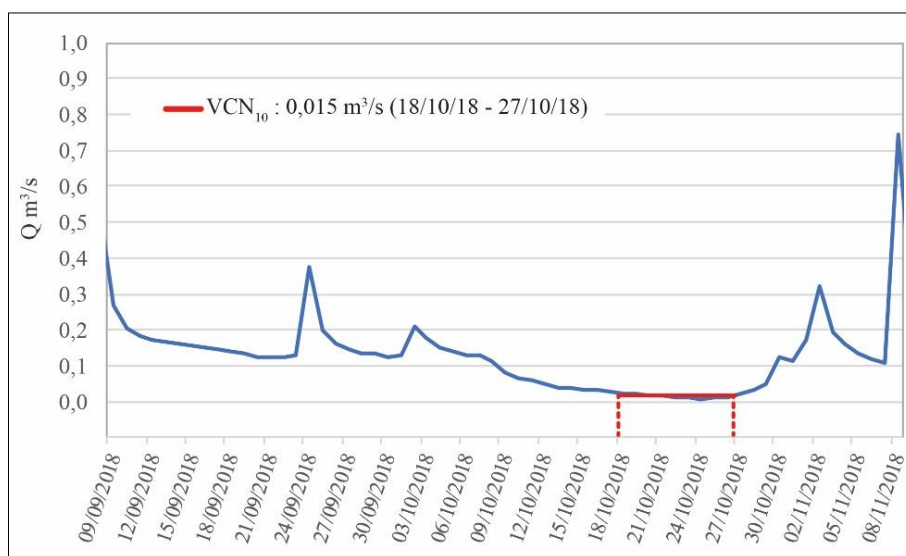


Figure 2 : Sélection d'un  $VCN_{10}$  : exemple de la station du Doubs à Mouthe (octobre 2018)

Une première carte est proposée (Figure 3)<sup>5</sup> : elle témoigne du classement des trois  $VCN_{10}$  les plus bas enregistrés pour chacune des 46 stations retenues. Si la comparaison inter station n'est pas complètement pertinente via cette carte, en raison de l'hétérogénéité temporelle des chroniques, l'objectif de cette figure est simplement de permettre une lecture rapide des séquences d'étiage historiques pour chaque station. Deux exemples :

- pour la station disposant de la chronique la plus importante (celle du Doubs à Besançon, 100 ans de données), le  $VCN_{10}$  le plus faible a été enregistré en 1929, le 2<sup>e</sup> en 1928 et le 3<sup>e</sup> en 1945 ;

<sup>4</sup> Dans un premier temps, les analyses ont également été portées sur les  $VCN_{30}$ , les résultats étant globalement très proches de ceux issus de l'analyse des  $VCN_{10}$ , pour plus de clarté, le choix a été fait de conserver uniquement cette dernière variable.

<sup>5</sup> Ces résultats sont également disponibles en ligne et accessibles depuis [https://orisk-bfc.fr/carto?pole\\_karst=Catalogue Karst/Karst et recherches/Les étiages du massif du Jura/Rang des  \$VCN\_{10}\$  des stations du massif du Jura](https://orisk-bfc.fr/carto?pole_karst=Catalogue%20Karst/Karst%20et%20recherches/Les%20étiages%20du%20massif%20du%20Jura/Rang%20des%20VCN10%20des%20stations%20du%20massif%20du%20Jura).



- pour la station disposant de la chronique la plus courte (celle de la Cuisance à Mesnay, 20 ans de données), le VCN<sub>10</sub> le plus faible a été enregistré en 2020, le 2<sup>e</sup> en 2003 et le 3<sup>e</sup> en 2018.

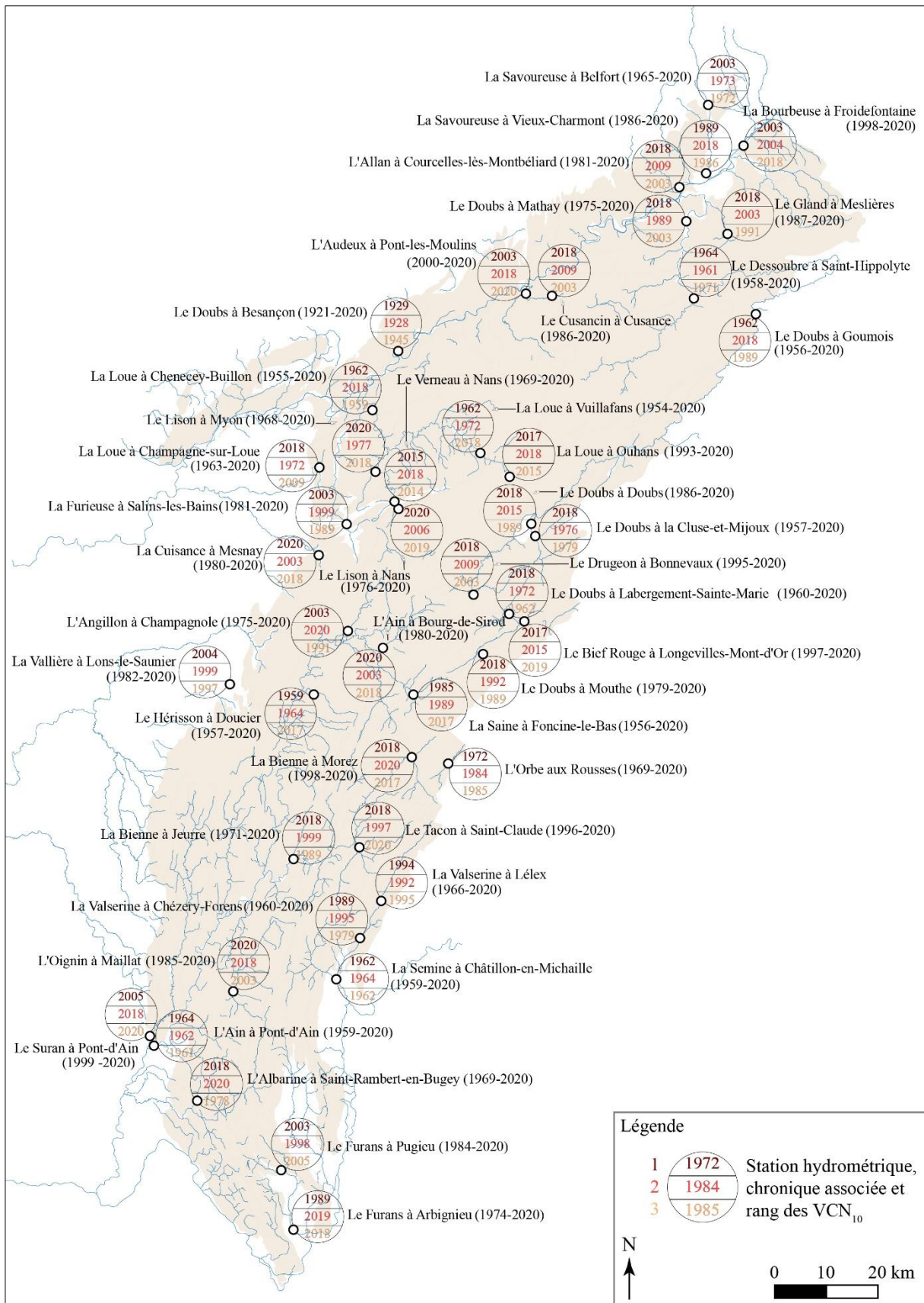


Figure 3 : Carte des rangs des VCN<sub>10</sub> des stations hydrométriques du massif du Jura

La figure 4 a été réalisée afin de rendre compte des années pour lesquelles des étiages remarquables ont été observés à l'échelle des chroniques disponibles. Elle traduit le pourcentage des stations ayant enregistré les trois VCN<sub>10</sub> les plus faibles (rangs 1,2 et 3) pour une année donnée. En parallèle est également représentée l'évolution du parc hydrométrique retenu qui passe de 10 stations en 1959 à 46 à partir de 1999<sup>6</sup>.

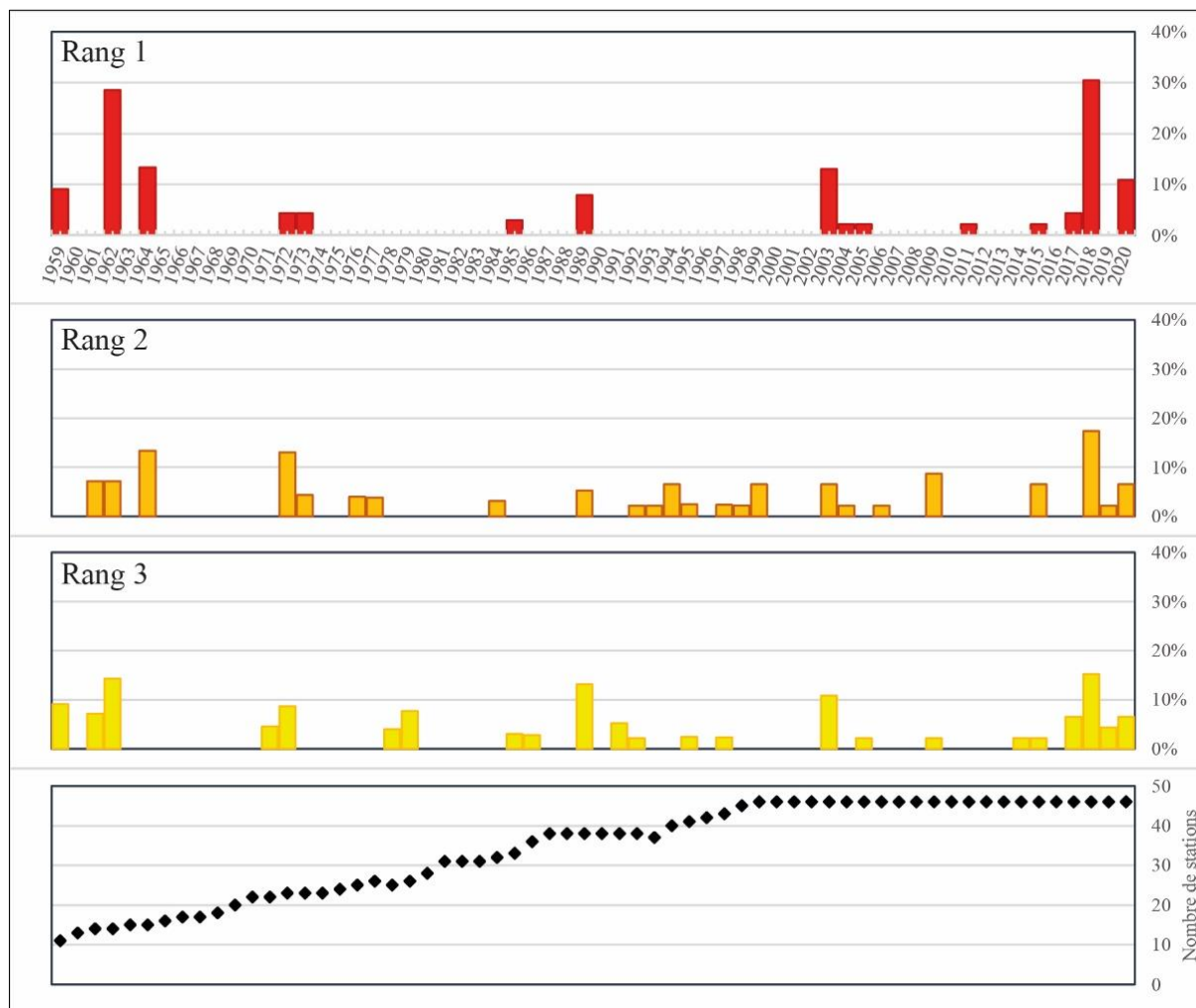


Figure 4 : Occurrences des rangs 1,2 et 3 des VCN<sub>10</sub> des stations hydrométriques du massif du Jura

Deux exemples là aussi.

En 1962 et pour un total de 14 stations alors, 4 stations ont été marquées par le VCN<sub>10</sub> le plus faible jamais enregistré (29 %), pour une station le deuxième VCN<sub>10</sub> le plus faible (7 %) et pour deux stations le troisième plus faible (14 %). Autrement dit 50 % des stations d'alors ont subi en 1962 un étiage très important.

En 2018 et pour 46 stations, 14 stations ont été marquées par le VCN<sub>10</sub> le plus faible jamais enregistré (30 %), pour huit stations le deuxième VCN<sub>10</sub> le plus faible (17 %) et pour sept

<sup>6</sup> Le choix a été fait de porter, dans ce paragraphe, l'analyse uniquement à partir de 1959, soit une date pour laquelle le nombre de stations est supérieur à 10.

stations le troisième plus faible (15 %). Près des 2/3 des stations retenues ont été donc touchées par une période de très basses eaux remarquables. Pour une année donnée, un étiage peut donc être généralisé à l'échelle de tout un massif même si celui-ci présente de forts contrastes altimétriques et *de facto* une climatologie hétérogène. Une manière complémentaire de singulariser le caractère historique de l'étiage 2018 est d'analyser les variations quotidiennes des côtes du lac de Chaillexon<sup>7</sup> enregistrées depuis 1893 (EPTBône et Doubs, 2020). Une démarche analogue à celle appliquée aux débits des stations a été réalisée : les hauteurs d'eau minimales du lac sur 10 jours consécutifs (HCN) ont été extraites de la chronique 1893/2018 puis classées par rang (des HCN<sub>10</sub>), (Tableau 1). Sur plus de 120 années de données disponibles, l'année 2018 se classe au deuxième rang (derrière 1906<sup>8</sup>) des années au cours desquelles les cotes du lac ont été les plus basses

Année	1906	2018	1893	1911	1949	1947	1962	1898	2009	1923	1978	1897	1964
HCN <sub>10</sub>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13

Figure 5 : Rangs des étiages en fonction des HCN<sub>10</sub> appliquées aux hauteurs d'eau enregistrées au droit du lac de Chaillexon, période 1893-2018 (seules dix années ont été consignées : celles au cours desquelles les HCN<sub>10</sub> ont été les plus basses).

D'autres années s'individualisent nettement sur la figure 4. Par occurrence des rangs, nous pouvons citer, 1962 comme évoqué quelques lignes plus haut, 2003, 1964, 1989, 1972, 2020... mais années pour lesquelles il est souvent plus complexe d'établir une structure spatiale. Pour une année donnée et deux bassins contigus (voire deux stations d'un même cours d'eau), les VCN peuvent présenter des rangs significativement différents.

Par rapport à la dimension temporelle, un point qui semble intéressant à relever et qu'il n'existe pas *a priori* (et pour l'instant) de séquences d'étiages exceptionnelles, soit des années contiguës touchées par des basses eaux historiques. Un étiage remarquable pour une année donnée ne semble pas avoir un impact fondamental sur les basses eaux de l'année qui suit. Le fonctionnement des périodes de très basses eaux serait vraisemblablement sous le contrôle de la période de recharge hivernale qui précède. Hypothèse qui prend un peu plus de poids quand on prend en considération la géologie du massif, à savoir des calcaires souvent très karstifiés, moins inertiels que d'autres environnements aquifères.

Mais ce constat est-il encore complètement valable ou est-il en passe de devenir obsolète tant la récurrence de séquences récentes notoires interpelle. 2018,2020 (et vraisemblablement 2022), les étiages de ces dernières années sont-ils le révélateur d'une véritable tendance statistique et la manifestation d'un nouveau comportement estival des cours d'eaux jurassiens ?

<sup>7</sup> Le lac est localisé sur la commune de Villers-le-Lac (25) côté français et sur celle des Brenets (côté Suisse, canton de Neuchâtel) en aval du secteur perdant. Lac naturel, il est circonscrit en aval par un barrage naturel : l'éboulement du Saut-du-Doubs.

## 2 Évaluation de la stationnarité des étiages

Dans cette deuxième partie du travail, l'objectif est de questionner la notion de stationnarité des bas débits autrement dit et d'appliquer à notre problématique répondre à une question simple : les étiages (VCN) des rivières du massif du Jura connaissent-ils des évolutions significatives dans le temps ?

Une telle approche nécessite, contrairement à la démarche plus descriptive du premier chapitre, de travailler sur des chroniques de temps homogènes et suffisamment longues (> 30 ans) pour leur appliquer des tests statistiques d'homogénéité. De fait, certaines stations du panel originel ont été écartées et ce sont les données de 28 stations comportant toutes une chronique complète de 40 ans de données (1981-2020) qui ont été analysées.

Il existe dans la littérature nombre de méthodes qui permettent de tester si les séries hydrologiques sont homogènes entre deux temps donnés (Lemaitre, 2002). Dans ce document nous avons retenu deux tests fréquemment utilisés dans de telles démarches<sup>9</sup> :

- Le test non-paramétrique<sup>10</sup> de Mann-Kendall pour valider ou invalider une tendance sur la base d'hypothèses de probabilité (Annexe 1) ;
- Le test non-paramétrique de Pettit (ou de Buishand pour les données normalement distribuées) pour identifier les ruptures toujours sur la base d'hypothèses de probabilité (Annexe 2).

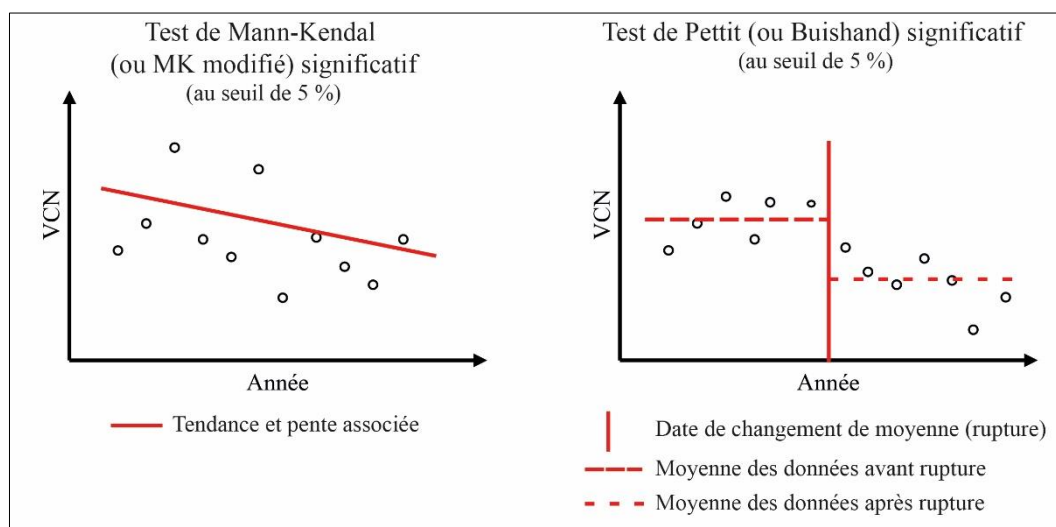


Figure 6 : Représentation schématique de chroniques non stationnaires définies par les tests de Mann-Kendall (à gauche) et de Pettit (à droite)

L'hypothèse de probabilité est évaluée autour d'une valeur, la p-value, qui permet une fois un seuil fixé (retenu ici à 5%) de considérer (ou non) les résultats de ces deux tests comme significatifs (et donc non liés au hasard). Dit de manière plus triviale, si le test (Mann-Kendall

<sup>9</sup> Tous les résultats bruts issus des tests statistiques sont disponibles sur [ce document](#). Les scripts utilisés ont été adaptés de ceux de l'outil HYPE (Croiset et Lopez, 2013) développé pour l'analyse de données qualitatives.

<sup>10</sup> Se dit d'un test qui s'applique indépendamment d'une distribution des données connues.

ou Pettit) présente une p-value inférieure à 0,05 (5%), nous considérons que les résultats sont significatifs et que les VCN sont non stationnaires. À l'inverse des p-value supérieures à 0,05 sont interprétées comme des valeurs révélatrices de VCN stationnaires.

## 2.1 Les tendances

La démarche de caractérisation des tendances se déroule comme suit :

- 1) Évaluation de l'autocorrélation des données d'étiage afin d'évaluer si une valeur observée à un temps  $t$  est dépendante de ce qui a été observé l'année passée (cas dans lequel un étiage très sévère a une influence sur l'étiage de l'année suivante). Si les données sont autocorrélées, le test de Mann-Kendall est adapté selon les recommandations de Hamed & Rao (1998). Si les données ne sont pas autocorrélées, le test « classique » de Mann-Kendall est appliqué.
- 2) Application du test de Mann-Kendall à la probabilité à 5% (ou de sa version adaptée en cas d'autocorrélation des données) ;
- 3) Si une tendance significative est établie, calcul de la pente selon la méthode de Sen (Annexe 1).

Une représentation cartographique des résultats de cette démarche est proposée sur la Figure 7.

La carte des tendances recouvre un caractère presque rassurant puisque sur 28 stations seulement 6 présentent une tendance significative à la baisse (non stationnaires) : la Savoureuse à Belfort, le Dessoubre à Saint-Hippolyte (exemple de la Figure 7), le Verneau à Nans-sous-Sainte-Anne, le Lison à Myon, la Semine à Châtillon-en-Michaille, l'Ain à Pont d'Ain. Les pentes associées à ces tendances à la baisse sont de surcroît toujours faibles, comprises entre -5 et -15 l/s/an sauf pour la station de l'Ain (-85 l/s/an) mais celle-ci est fortement impactée par le barrage de Vouglans. Par ailleurs, aucune organisation spatiale n'apparaît, les stations concernées par des tendances à la baisse s'égrènent sur tout le massif, du nord au sud, et concernent aussi bien des têtes de bassin que des stations localisées dans les parties aval.

Au regard de l'application de ce test, il n'y a donc pas de tendance généralisée à la baisse des débits d'étiage à l'échelle des rivières du massif du Jura sur la période 1981-2020.

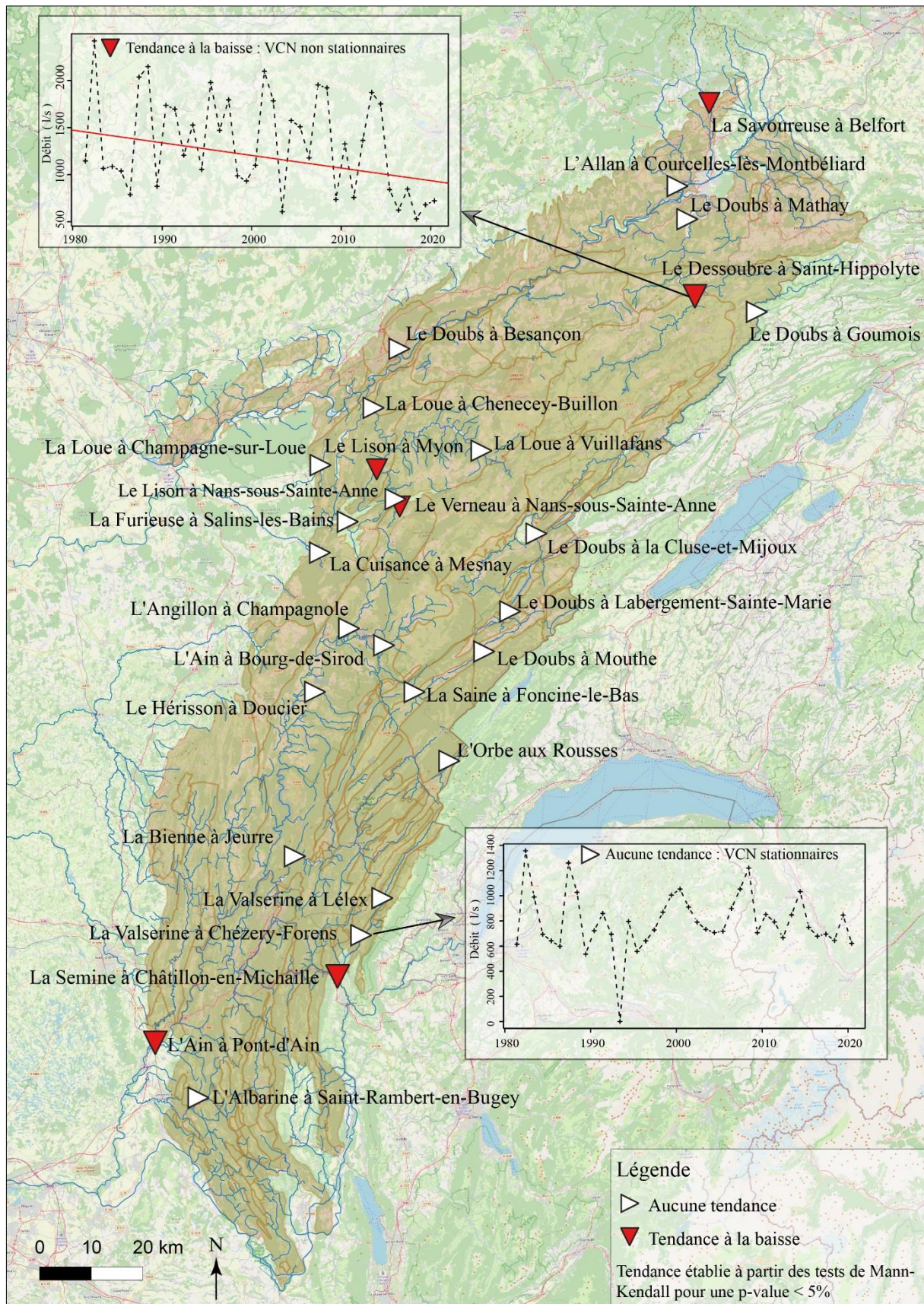


Figure 7 : Tendances associées aux VCN<sub>10</sub> des stations du massif du Jura

## 2.2 Les ruptures

La démarche de caractérisation des ruptures se déroule comme suit :

- 1) Évaluation de la nature de la distribution des données. Si les données ne sont pas normalement distribuées, le test de Pettit est appliqué (cas le plus courant). Dans le cas contraire, le test de Buishand est appliqué ;
- 2) Application du test de rupture à la probabilité à 5% ;
- 3) Si une rupture significative est établie, calcul des moyennes avant et après-rupture et estimation du rapport en % entre les deux moyennes pour quantifier l'évolution.

La représentation cartographique des résultats (Figure 8) témoigne que contrairement aux résultats des tests de tendance seulement 1/3 des stations présentent des VCN<sub>10</sub> stationnaires (9 sur 28 stations dont celle de l'Allan à Courcelles-lès-Montbéliard utilisée comme exemple sur la figure) et donc 2/3 témoignent de ruptures significatives. C'est le cas par exemple et de manière quelque peu étonnante, de trois stations (la Saine à Foncine-le-Bas, le Doubs à Mouthe et le Doubs à Goumois) qui enregistrent des ruptures avec des moyennes après ruptures supérieures aux moyennes avant ruptures, avec une réelle difficulté ici, celle d'identifier l'origine de cette configuration. L'explication est sans doute à chercher du côté d'impacts anthropiques avec pour la station de Goumois, le rôle supposé des ouvrages de productions électriques en amont de la station ou pour celle de Mouthe, d'éventuelles modifications des volumes prélevés, la source du Doubs étant un point d'AEP. Faute de données complémentaires, difficile d'être conclusif.

Mais le cas dominant est celui de ruptures avec des moyennes avant ruptures supérieures aux moyennes après ruptures. Cas dans lequel nous distinguons plusieurs configurations :

- Les stations pour lesquelles la rupture s'opère sur une période centrée autour des années 1990, comme la Savoureuse à Belfort, la Valserine à Lélex, le Hérisson à Doucier ou la Semine à Châtillon-en-Michaille. Configuration qui s'explique pour ces quatre stations par des VCN (très) forts enregistrés dans les années 1980 (notamment en 1982 et 1986) qui ont comme effet de tirer fortement la moyenne de cette période vers le haut.
- Les stations pour lesquelles la rupture s'opère dans les années 2010 comme pour le Doubs à Mathay, à la Cluse-et-Mijoux, à Labergement Sainte-Marie, la Loue à Vuillafans, à Chenecey-Buillon, à Champagne-sur-Loue, le Verneau à Nans-sous-Sainte-Anne, l'Ain à Bourg-de-Sirod, la Bienne à Jeurre, l'Albarine à Saint-Rambert-en-Bugey. Pour ces dix stations, l'année 2018 et ses valeurs d'étiage extrêmes (et 2020 dans une moindre mesure) favorisent des points d'inflexion (autour de l'année 2014) et des ruptures statistiques récentes. Le cas de l'Albarine à Saint-Rambert-en-Bugey représenté sur la figure 8 en est une illustration éloquent. Au-delà du nombre important de stations présentant cette configuration, ce qui interpelle également ce sont les valeurs entre les moyennes avant et après rupture. Toujours en considérant le cas de l'Albarine, la moyenne calculée avant rupture est de 558 l/s (période 1981-2014) alors qu'elle est de 195 l/s après rupture (2015-2020) soit une évolution de -65 %. Ce cas est un peu exceptionnel, les chiffres d'évolution avant et après rupture sont plutôt compris entre -25 et -35 %.

Au regard de l'application de ce test, il apparaît que les données d'étiage sont majoritairement marquées par des ruptures statistiques et qu'au sein de ce groupe une configuration prédomine, celle des stations marquées par des ruptures récentes, témoin de l'importance des séquences de basses eaux de la fin des années 2010.

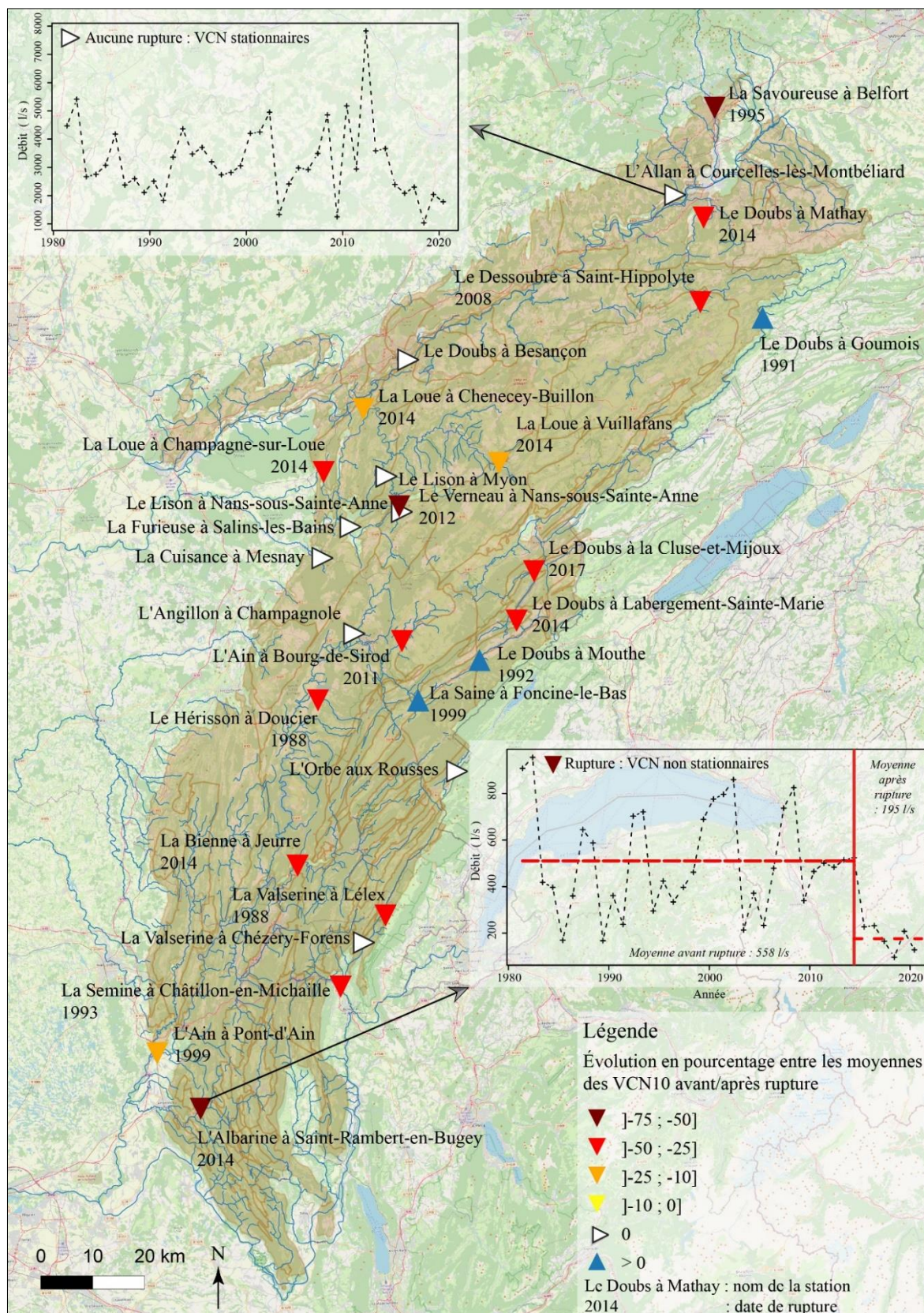


Figure 8 : Ruptures associées aux VCN<sub>10</sub> des stations du massif du Jura



## Éléments de synthèse

### Les différentes configurations

La figure 9 se veut une synthèse qui permet de dresser une typologie de l'évolution de très basses eaux dans le temps et dans laquelle quatre configurations sont définies :

1. *La configuration « VCN stationnaire »*. C'est celle pour lesquels les tests de tendance et de rupture ne sont pas significatifs ; configuration représentée par 7 stations soit un ¼ du panel.
2. *La configuration « VCN non stationnaire avec tendance à la baisse »*. Ce sont les six stations pour lesquelles les tests de tendance sont significatifs à la probabilité 5%.
3. *La configuration « VCN non stationnaire avec rupture et hausse »*. C'est une configuration marginale représentée par trois stations pour lesquelles les tests de rupture sont significatifs à la probabilité 5% avec hausse des moyennes après rupture.
4. *La configuration « VCN non stationnaire avec rupture et baisse »*. C'est la configuration dominante représentée par quinze stations pour lesquelles les tests de rupture sont significatifs à la probabilité 5% avec baisse des moyennes après rupture.

Ces trois dernières configurations, avec VCN non stationnaires dans le temps, représentent 21 stations sur 28, proportion qui nous amène à répondre positivement à la question « *les étiages (VCN) des rivières du massif du Jura connaissent-ils des évolutions significatives dans le temps ?* ». De là à parler de « *profonds changements du comportement des cours d'eau en période estivale* » ? si les tests de rupture semblent aller dans ce sens pour un certain nombre de stations, il est incorrect d'étendre ce constat à l'ensemble du massif.

### L'organisation spatiale

Exceptions faites de l'Orbe aux Rousses et de la Valserine à Chézery-Forens, les stations qui présentent des VCN stationnaires sont localisées sur la bordure occidentale du massif soit les secteurs qui présentent les altitudes les plus faibles. Faut-il y voir une coïncidence ou le reflet d'une réelle opposition entre les secteurs d'altitudes faibles (< 400/500m) et ceux inscrits au cœur du massif (1<sup>er</sup> et 2<sup>e</sup> plateaux, Haute-Chaîne) ? Pour ce 2<sup>e</sup> groupe de stations, localisées souvent en moyenne montagne, y-a-t-il une évolution particulière des forçages climatiques ? comme pourrait l'être la diminution des apports nivaux qui pourrait avoir un impact sur la recharge aquifère et moduler les débits en sortie d'hiver, à l'amorce des périodes de basses eaux ? Difficile d'être complètement conclusif sur l'organisation spatiale et sur certains comportements observés mais certaines hypothèses mériteraient d'être investies plus en avant.

### Les causes de non stationnarité

Si pour quelques stations, des facteurs anthropiques peuvent être abordés pour expliquer la non stationnarité, les tendances décelées sur les séries des VCN<sub>10</sub> ont en premier lieu une origine climatique (Floriancic et *al.*, 2020). De façon plus contextualisée, le BRGM dans le cadre

du programme Nutri-Karst et sa tâche « *Analyse à long terme des données environnementales à l'échelle du massif du Jura* » (Charlier et Hévin, à paraître fin 2022) propose un panorama de l'évolution des variables hydroclimatiques. Le rapport met notamment en exergue un « *réchauffement généralisé à l'ensemble du massif depuis 50 ans, avec un effet saisonnier pour des printemps plus chauds* » phénomène qui induit, selon les auteurs, une diminution des précipitations efficaces et de la recharge entraînant une baisse généralisée des débits des cours d'eau perceptible principalement lors des périodes de basses eaux.

### L'évolution potentielle des débits d'étiage

Le travail proposé n'avait pas une dimension prospective orientée vers l'estimation des débits d'étiage de demain puisque cela nécessiterait de se référer à des modèles hydrologiques calibrés et alimentés par des scénarios climatiques régionalisés. Mais comme plusieurs travaux ont porté de telles perspectives ces dernières années à l'échelle régionale (Brulebois, 2016 ; Caballero et *al.*, 2016), nous nous référons à ces résultats pour alimenter quelques hypothèses fortes quant à l'évolution des débits d'étiage des rivières du massif jurassien ces prochaines décennies. Vis-à-vis de la question de l'intensité de l'étiage qui est l'approche retenue dans ce document (vu par le prisme des VCN<sub>10</sub>). Les scénarios proposés dans la littérature convergent vers une augmentation des prélèvements évapotranspiratoires estivaux avec de fait une disponibilité en eau amoindrie pour les hydrosystèmes. Si l'on se réfère aux configurations proposées ci-avant, tout laisse à penser que les tendances et/ou les ruptures vont être de plus en plus marquées avec une aggravation de la sévérité des étiages et donc des valeurs de VCN de plus en plus en basses. Autres hypothèses fortes qui concernent plutôt la saisonnalité, celles de séquences d'étiage plus longues avec un démarrage plus précoce dans l'année (comme pour l'étiage 2018 qui a duré près de six mois).

Un travail de mise à jour régulier de la démarche doit être effectué afin de savoir si les hypothèses d'évolution proposées ci-après se confirment ou s'infirment. Dans ce sens, il est d'ores et déjà prévu d'intégrer les données 2022 et ce en 2023 pour voir comment les tests de stationnarité répondent à ce nouvel épisode de très basses eaux.

Enfin et toujours sur la dimension prospective mais en se plaçant à l'échelle d'un étiage en cours, il est utile de rappeler dans cette courte synthèse l'existence de la plateforme opérationnelle PREMHYCE<sup>11</sup> (Nicolle et *al.*, 2014 ; Tillmant et *al.*, 2020) qui permet de réaliser des projections à 15 jours des données de débits des stations hydrométriques françaises en se basant sur une chaîne de modélisation hydroclimatique (5 modèles hydrologiques et 3 scénarios météorologiques à disposition). Testés cet été sur un important panel de stations du massif, les résultats issus des modélisations sont particulièrement intéressants et permettraient de mieux anticiper à court terme de tels évènements.

---

<sup>11</sup> <https://sunshine.irstea.fr/app/premhyce>

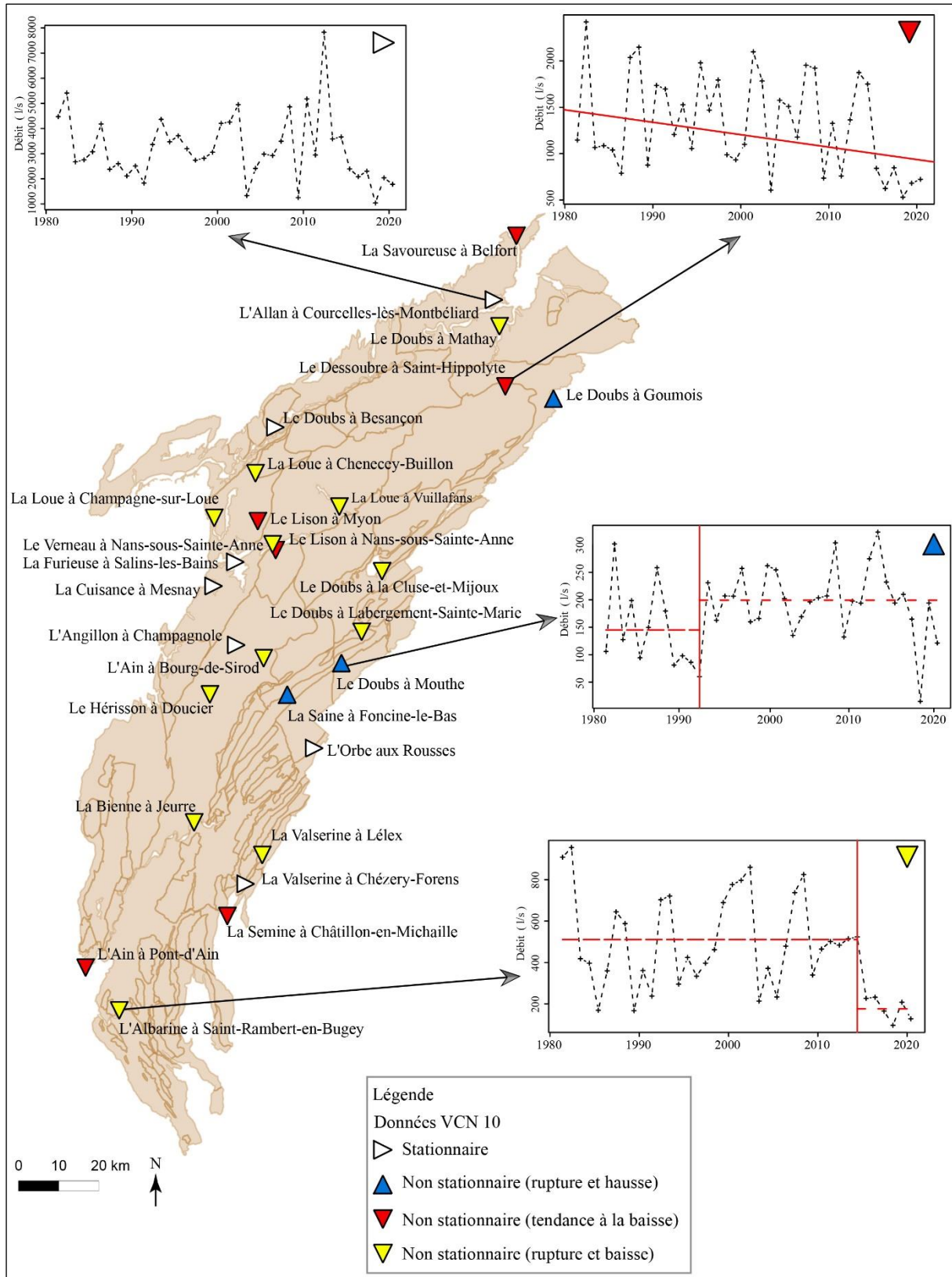


Figure 9 : Typologie de l'évolution des VCN<sub>10</sub> des stations du massif du Jura

## Bibliographie

- Abi-Zeid I., Bobee B. (1999). La modélisation stochastique des étiages : une revue bibliographique, *Revue des sciences de l'eau*, n°12/3 pp. 459-483.
- Brulebois, E. (2016) *Impacts du changement climatique sur la disponibilité de la ressource en eau en Bourgogne : Aspects quantitatifs et qualitatifs*. Thèse de Doctorat en Sciences de la Terre, option Hydroclimatologie, Université de Bourgogne Franche-Comté, 322 p.
- Caballero Y., Lanini, S., Zerouali L., Bailly-Comte V., (2016). *Caractérisation de la recharge des aquifères et évolution future en contexte de changement climatique. Application au bassin Rhône Méditerranée Corse*. Rapport final. BRGM/RP-65807-FR, 188 p., 159 ill., 3 CD.
- Charlier J.B., Hévin G. (2022). *NUTRI-Karst – Tâche 1 – Analyse à long terme des données environnementales à l'échelle du massif du Jura*. Rapport provisoire V1. BRGM/RP-XXXXX-FR, 114 p.
- Croiset N., Lopez B. (2013). HYPE : Outil d'analyse statistique des séries temporelles d'évolution de la qualité des eaux souterraines - Manuel d'utilisation. Rapport BRGM/RP-63066-FR, 55 p., 33 fig.
- EPTB Saône et Doubs (2020). *L'assec du Doubs en 2018 : retour sur un épisode hydroclimatique exceptionnel*. 16 p.
- Floriancic, M. G., Berghuijs, W. R., Jonas, T., Kirchner, J. W. et Molnar, P. (2020). Effects of climate anomalies on warm-season low flows in Switzerland. *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 24, 5423–5438.
- Hamed, K. H. et R. A. Rao. (1998). A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, vol. 204, no 1-4.
- Lang C. (2007). *Etiages et tarissements : vers quelles modélisations ? L'approche conceptuelle et l'analyse statistique en réponse à la diversité spatiale des écoulements en étiage des cours d'eau de l'Est français*. Thèse de doctorat, Université de Metz, 292 p. + annexes.
- Lemaitre, F. (2002). *Recensement des tests de détection de tendances ou de ruptures adaptés à l'analyse de stationnarité des régimes de crues en France*, rapport, Cemagref, ENTPE.
- Nicolle P., Pushpalatha R., Perrin C., François D., Thiéry D., Mathevet T., Le Lay M., Besson F., Soubeyroux J.M., Viel C., Regimbeau F., Andréassian V., Maugis P., Augeard B., Morice E. (2014). Benchmarking hydrological models for low-flow simulation and forecasting on French catchments. *Hydrological and Earth Science System*, 18(8), p. 2829-2857.
- Pyrce R.S. (2004). *Hydrological low flow indices and their uses*, WSC Report N°04-2004, Watershed Science Centre, Peterborough, Ontario, 33p.
- Tilmant F., Nicolle P., Bourgin F., Besson F., Delaigue (2020). PREMHYCE: un outil opérationnel pour la prévision des étiages. *La Houille Blanche-Revue internationale de l'eau*, EDP Sciences, 2020, 106 (5), pp.37-44.

**Le test de Mann-Kendall (Kendall, 1938, repris par Renard, 2006)**

L'hypothèse  $H_0$  testée est l'absence de tendance.

La statistique calculée est définie comme suit :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}[(y_j - y_i)(x_j - x_i)]$$

où la fonction  $\text{sgn}$  est définie par :  $\text{sgn}(X) = 1$  pour  $X > 0$ ;  $\text{sgn}(X) = 0$  pour  $X = 0$  et  $\text{sgn}(X) = -1$  pour  $X < 0$ .

Mann (1945) et Kendall (1975) ont démontré que :

$$E(S) = 0$$

$$\text{Var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18$$

Dès que l'échantillon contient une dizaine de données, la loi de la statistique de test  $Z$  ci-dessous peut-être approchée par une gaussienne centrée-réduite.

$$Z = \frac{S - 1}{(\text{Var}(S))^{1/2}} \text{ si } S > 0$$

$$Z = 0 \text{ si } S = 0$$

$$Z = \frac{S + 1}{(\text{Var}(S))^{1/2}} \text{ si } S < 0$$

S'il y a des ex-aequo dans la série, la variance de  $S$  est corrigée de la façon suivante :

$$\text{Var}(S) = 1/18 \left[ n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^g t_p (p-1)(2p+5) \right]$$

Où  $t_p$  est le nombre d'égalités impliquant  $p$  valeurs.

### Calcul de la pente de Sen et de l'ordonnée à l'origine

La pente de la droite de régression (appelée pente de Kendall-Theil ou pente de Sen) est estimée par la méthode de Sen (Sen, 1968).

La pente est la médiane de toutes les pentes calculées entre chaque paire de points. L'estimation de l'ordonnée à l'origine peut être calculée de différentes manières. La méthode retenue est celle recommandée par Helsel et Hirsch (2002) utilisant la pente médiane et la médiane des variables (Conover, 1980).

$$pente_{Sen} = \text{médiane}_{i < j} \left\{ \frac{y_j - y_i}{x_j - x_i} \right\}$$

$$\text{ordonnée}_{orig} = \text{mediane}(y) - pente_{Sen} * \text{mediane}(x)$$

*Calcul de la pente de Sen et de l'ordonnée à l'origine (extraction de Croiset et Lopez, 2013)*

### Annexe 2 : Tests de Pettit et de Buishand

#### Le test de Pettitt (Pettitt, 1979)

Le test de Pettitt est non paramétrique. Il dérive du test de Mann-Whitney. L'hypothèse nulle est l'absence de rupture dans la chronique. Elle est testée par la statistique considérée pour l'ensemble des valeurs de  $t$  telles que  $1 \leq t \leq n$ :

$U_{t,n} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^n D_{ij}$  où  $D_{ij} = \text{sgn}(X_i - X_j)$  où  $X_i$  est le vecteur des données triées par date et la fonction  $\text{sgn}$  est définie par :

$$\text{sgn}(X) = 1 \text{ pour } X > 0; \text{sgn}(X) = 0 \text{ pour } X = 0; \text{sgn}(X) = -1 \text{ pour } X < 0$$

On utilise alors la variable  $K_n$  pour tester  $H_0$  telle que  $K_n = \max |U_{t,n}|$

Si  $k$  correspond à la valeur de  $K_n$  la probabilité de dépassement de la valeur  $k$  est donnée par :

$$\Pr(K_n > k) \approx 2 \exp \left[ \frac{-6k^2}{(n^3 + n^2)} \right]$$

Si  $\alpha$  est supérieur à cette probabilité,  $H_0$  est rejetée. La série présente alors une rupture au temps  $t$  définissant  $K_n$ .

*Le test de Pettitt (extraction de Croiset et Lopez, 2013)*

### Le test de Buishand (Buishand, 1982, 1984)

L'hypothèse H0 testée est l'absence de rupture dans la chronique.

Ce test est construit par rapport aux écarts cumulés à la moyenne jusqu'à un rang  $k$ .

$$S_k = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})$$

La statistique de test est obtenue par la division des valeurs  $S_k$  par la déviation standard :

$$Z = \max \left( \frac{|S_k|}{\sqrt{n \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} / n}} \right)$$

Une valeur de  $Z$  élevée est un signe d'une rupture dans la chronique. La significativité du test est calculée en comparant la valeur  $Z$  à des valeurs critiques. Les valeurs critiques prises en compte sont celles évaluées par Buishand (1982) par la génération de séquences aléatoires.

*Le test de Buishand (extraction de Croiset et Lopez, 2013)*



E.P.T.B  ÉTABLISSEMENT PUBLIC  
territorial du bassin  
saône & doubs

