

# **Détection d'évolutions dans les régimes hydrologiques du bassin du Sebou**

**FEVRIER 2010**

## **Auteur du rapport**

**M. Benjamin RENARD**  
**de l'Institut de Recherche en Sciences et Technologies pour**  
**l'Environnement (Cemagref France)**

**Propriété de l'IRES, le présent rapport entre dans le cadre du programme d'études "Changement climatique : impacts sur le Maroc et options d'adaptation globales". De par les opinions qui y sont exprimées, ce rapport engage la responsabilité de ses auteurs et en aucun cas celle de l'IRES**

**\*\*\***

**Par le biais de sa publication, l'IRES entend contribuer à "... l'émergence d'une expertise nationale concernant les défis inhérents aux changements climatiques ..." Extrait du Message Royal, adressé aux participants à la rencontre internationale sous le thème "Le changement climatique : enjeux et perspectives d'adaptation pour le Maroc", organisée par l'IRES le 16 octobre 2009**

## Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>5</b>
<b>1. Données utilisées</b>	<b>8</b>
1.1. Chroniques de débits journaliers	8
1.2. Eléments généraux sur l'hydrologie des bassins étudiés	9
<b>2. Variables descriptives</b>	<b>14</b>
2.1. Moyennes eaux	14
2.2. Basses eaux	15
2.3. Hautes eaux	16
<b>3. Tests statistiques</b>	<b>17</b>
3.1. Echelle locale	17
3.1.1. Le test de Mann-Kendall	17
3.1.2. Le test de Pettitt	18
3.1.3. Tests du rapport de vraisemblance appliqués à la détection de tendance	19
3.1.4. Tests du rapport de vraisemblance appliqués à la détection d'une rupture	20
3.1.5. Choix du test en fonction de la variable étudiée	24
3.2. Echelle régionale	25
<b>4. Résultats</b>	<b>27</b>
4.1. Echelle locale	27
4.1.1. Présentation des résultats	27
4.1.2. Résultats des tests locaux	29
4.1.3. Quelques mots sur l'hypothèse d'indépendance (temporelle)	37
4.2. Echelle régionale	40
4.2.1. Toutes les stations	42
4.2.2. Stations du Haut Sebou	44
4.2.3. Stations de l'Ouergha	46
<b>Conclusions et perspectives</b>	<b>49</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>52</b>
	56
<b>Annexes</b>	<b>56</b>

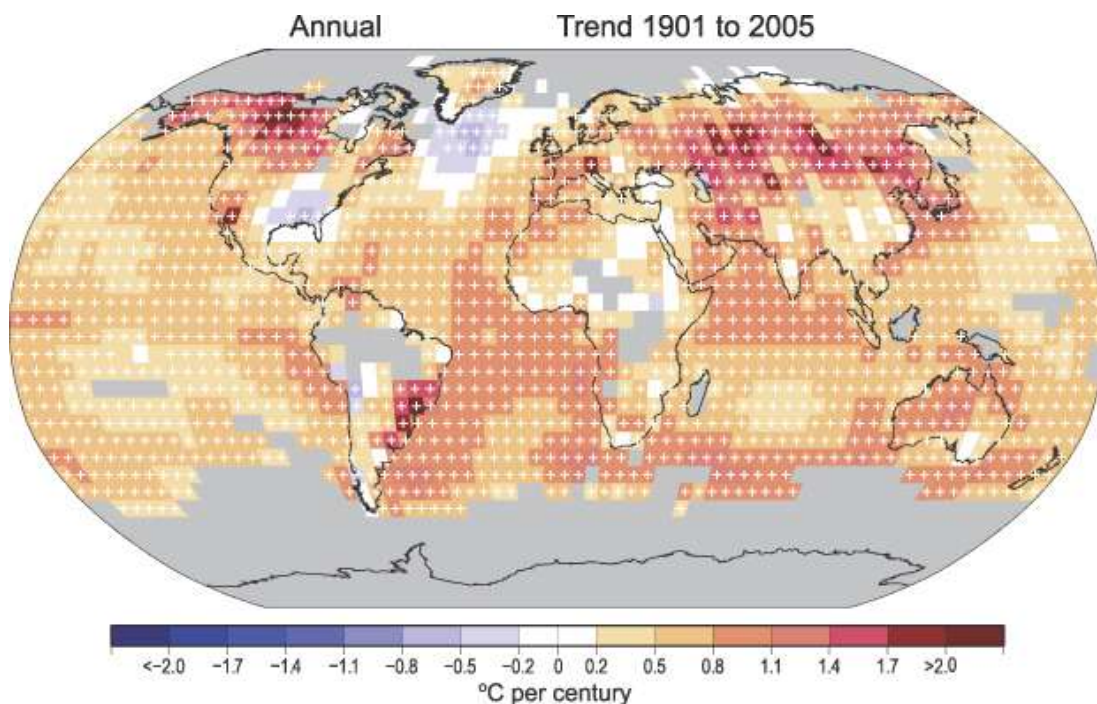


## Introduction

« *Le réchauffement du système climatique est sans équivoque* » : Cette phrase, issue du quatrième rapport du groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat [IPCC, 2007], montre que le changement climatique est aujourd'hui considéré comme une réalité dans la communauté scientifique. Cette affirmation s'appuie sur de nombreuses études publiées dans les journaux spécialisés, et résumées dans les volumineux rapports de l'IPCC, qui peuvent être consultés librement sur Internet (<http://www.ipcc.ch/>).

Le principal effet du changement climatique est une augmentation de la température annuelle globale au cours du dernier siècle. La plupart des études ayant examiné l'évolution des températures de l'air ont conclu à une augmentation significative. De toutes les variables météorologiques, celles liées aux températures de l'air contiennent généralement les signaux les plus clairs.

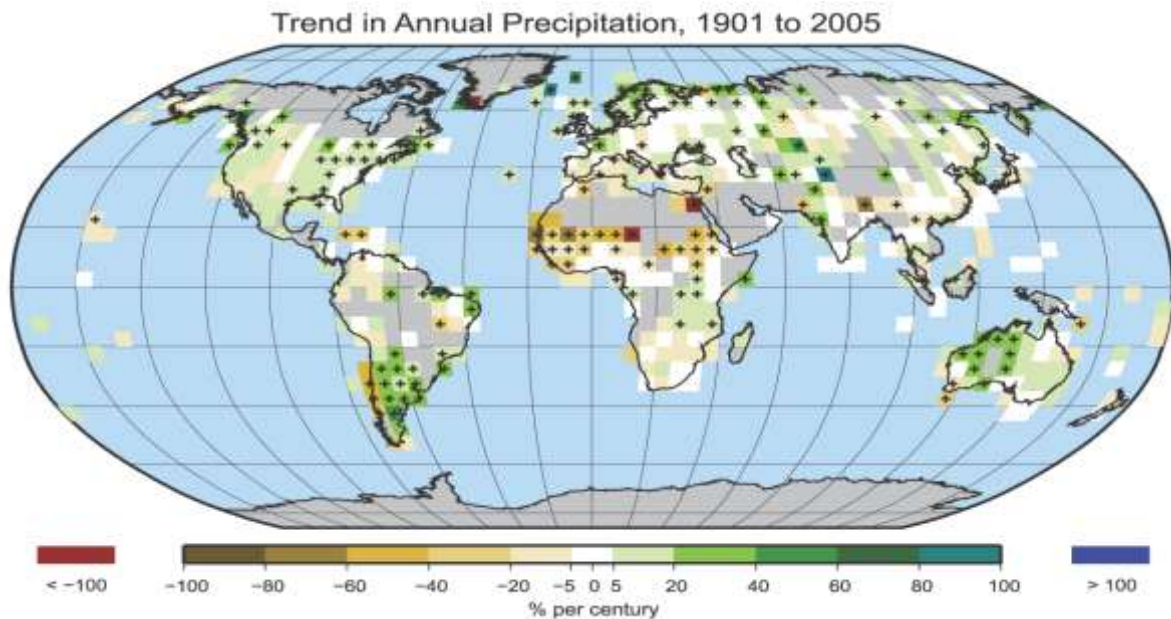
La figure 1 détaille les évolutions détectées dans les températures annuelles de surface entre 1901 et 2005. La tendance au réchauffement y apparaît clairement à l'échelle du globe. Dans l'hémisphère Nord, cette tendance vaut environ  $0.08^{\circ}\text{C}$  ( $\pm 0.03$ ) par décennie. Néanmoins, l'augmentation n'a pas été constante au cours du siècle : une période d'augmentation modérée (1915-1945) a été suivie par une période où les températures ont semblé rester stationnaire (1945-1975), avant une accélération du réchauffement sur les trente dernières années. En particulier, la tendance calculée sur la période 1979-2005 est particulièrement importante ( $+0.34^{\circ}\text{C}$  ( $\pm 0.11$ ) par décennie). Ces statistiques sont issues de plusieurs bases de données globales [Brohan, et al., 2006; Hansen, et al., 2001; Smith and Reynolds, 2005]. On peut noter une grande similarité dans les résultats des études effectuées sur ces différents jeux de données, malgré des méthodes d'acquisition et de traitement différentes (e.g. grille d'analyse et interpolation).



**Figure 1. Tendances linéaires sur les températures annuelles entre 1901 et 2005. Les signes '+' représentent les tendances significatives au risque 5%. D'après IPCC [2007]**

Cette tendance au réchauffement devrait de toute évidence avoir des effets sur le cycle de l'eau. En première approximation, un monde plus chaud devrait correspondre à un monde plus humide, par augmentation des processus d'évaporation. Les observations dépeignent pourtant une réalité bien plus complexe que ce que suggère un tel raisonnement.

La figure 2 illustre ainsi les changements observés sur les précipitations annuelles au cours de la période 1901-2005. Le signal semble bien plus contrasté que celui observé sur les températures. Bien que certaines tendances significatives à la hausse soient observées régionalement (e.g. partie sud de l'Amérique du Sud, Australie de l'Ouest, Est des Etats-Unis), certaines régions semblent affectées par une tendance marquée à la baisse (Afrique de l'Ouest). De plus, dans de nombreuses régions, le comportement des précipitations semble répondre à des oscillations pluriannuelles, de longues périodes sèches succédant à de longues périodes humides. Cette variabilité climatique pluriannuelle est liée à des oscillations atmosphériques à grande échelle, connues par exemple sous le nom d'oscillation Australe El-Niño (ENSO) ou l'oscillation Atlantique Nord (NAO). Ces phénomènes, encore imparfaitement compris aujourd'hui, compliquent la détection des effets du changement climatique, puisqu'il peut être délicat de distinguer la part du signal observé qui relève de ces oscillations de celle qui relève d'un effet du réchauffement.



**Figure 2. Tendances linéaires sur les précipitations annuelles entre 1901 et 2005. Les signes '+' représentent les tendances significatives au risque 5%. D'après IPCC [2007]**

L'impact du changement climatique sur les régimes hydrologiques, et notamment dans le domaine extrême (crues et étiages), est encore plus délicat à observer. Les auteurs ayant effectué une brève revue des études de stationnarité des variables hydrologiques [Kundzewicz, et al., 2005; Pilon and Yue, 2002; Renard, 2006] notent l'absence de réponse globale et cohérente des régimes des rivières au changement climatique. A titre d'illustration, une étude récente portant sur les hautes eaux de 195 rivières réparties sur l'ensemble du globe [Kundzewicz, et al., 2005] montre que la plupart d'entre elles (137) peuvent être considérées comme stationnaires (au risque 10%). Parmi celles semblant présenter une tendance, le nombre de changements à la hausse est proche du nombre de changements à la baisse. Cette absence de signal global et cohérent a ainsi poussé Svensson et al. [2006] à poser la question suivante : "Why is there no clear signal in observations?".

A l'échelle du Maroc, le pays traverse une période de net déficit pluviométrique depuis la fin des années 1970 [Knippertz, et al., 2003]. De plus, une étude récente [BRLi, et al., 2006] montre un comportement similaire des débits moyens annuels au niveau des cours d'eau inclus dans le bassin du Sebou (40 000 km<sup>2</sup>).

Dans ce contexte, le Conseil Général du Développement Agricole du Maroc a confié au Cemagref la réalisation d'une étude visant à étudier les évolutions dans les régimes hydrologiques du bassin du Sebou, avec une attention particulière pour le domaine extrême (crues et étiages). Ce rapport présente les principaux résultats obtenus dans le cadre de cette analyse.

## 1. Données utilisées

### 1.1. Chroniques de débits journaliers

Les données sont constituées de onze longues séries de débits journaliers situées dans le bassin du Sebou. Elles ont été transmises par l'agence de bassin du Sebou. Ces séries ont été sélectionnées sur critère d'ancienneté à partir des séries utilisées pour l'actualisation du PDAIRE du Sebou [BRLi, et al., 2006]. Le Tableau 1 résume les caractéristiques des stations hydrométriques et des bassins versants qu'elles contrôlent.

**Tableau 1. Séries hydrométriques utilisées dans l'analyse**

IRE	Station	Oued / Source	X (km)	Y (km)	Z (m)	BV (km <sup>2</sup> )	Zone	Données disponibles
581	Ain Timédrine	Sebou	578.9	350.0	645	4379	Haut Sebou	1955-2007
583	Azzaba	Sebou	569.6	359.6	478	4666	Haut Sebou	1957-2006
582	Pont du Mdez	Mdez	581.4	341.9	725	3426	Haut Sebou	1956-2006
1 542	Tissa	Lebène	560.0	407.0	275	791	Inaouene-Lebene	1960-2006
1540	Azib Soltane	Sebou	492.0	413.9	45	16143	Moyen Sebou	1959-2007
260	Bab Ouender	Ouergha	579.5	440.1	312	1783	Ouergha	1951-2006
609	Mjaara	Ouergha	513.6	443.2	92	6260	Ouergha	1959-2008
79	Ouertzagh	Ouergha	541.5	437.9	150	3579	Ouergha	1951-1996
81	Pont du Sker	S'ra	573.4	442.0	315	524	Ouergha	1952-2002
607	Rhafesai	Aoulai	542.8	445.9	190	768	Ouergha	1949-2002
608	Tafrant	Aoudour	524.5	448.2		953	Ouergha	1952-1996

La Figure 3 montre l'emplacement approximatif des stations hydrométriques. Parmi les onze stations utilisées, trois sont situées dans le Haut Sebou, six dans le bassin de l'Ouergha, une dans le Moyen Sebou et une dans la zone Inaouene-Lebene. La station de Mjaara est complétée par les débits naturels reconstitués au droit du barrage Al Wahda à partir de la mise en service de celui-ci, en décembre 1996. Les stations de Ouertzargh et de Tafrant sont noyées depuis la mise en eau du barrage Al Wahda en 1996, ce qui explique l'arrêt des séries à cette date.

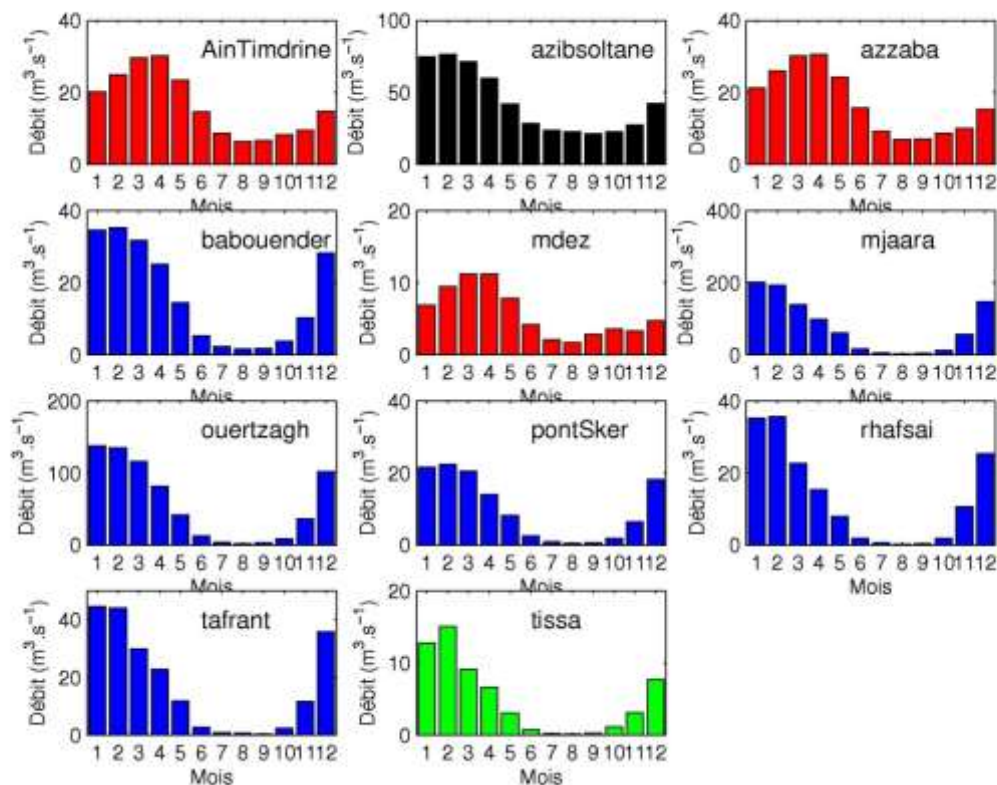




**Figure 3. Emplacement approximatif des stations hydrométriques dans le bassin du Sebou**

### **1.2. Éléments généraux sur l'hydrologie des bassins étudiés**

La Figure 4 décrit le régime des onze bassins étudiés *via* les débits mensuels inter-annuels. Les stations de l'Ouergha sont caractérisées par une forte variabilité intra-annuelle des débits, avec des étiages marqués en été (de juin à septembre, voire octobre) et des écoulements maximaux en janvier et février. Les stations du Haut Sebou possèdent une variabilité intra-annuelle moins forte : les étiages sont moins marqués, et la période des écoulements les plus forts se concentre plutôt au printemps (mars-avril). La station Azib Soltane (Moyen Sebou) se rapproche des stations du Haut Sebou, tandis que la station Tissa (Inaouene – Lebene) montre un comportement similaire à celui des stations de l'Ouergha.



**Figure 4. Débits mensuels inter-annuels pour les onze stations analysées. Rouge = Haut Sebou, Noir = Moyen Sebou, Bleu = Ouergha, Vert = Inaouene-Lebene.**

L'existence de deux grands types de régime peut également être observée dans le Tableau 2 et le Tableau 3. Le premier tableau fournit un résumé statistique des séries de débits journaliers (en  $\text{m}^3.\text{s}^{-1}$ ), tandis que le second décrit les lames d'eau journalières écoulées, exprimées en mm, ce qui facilite la comparaison entre bassins de taille différente.

- Les stations de l'Ouergha, ainsi que la station Tissa, sont caractérisées par un coefficient de variation des débits journaliers élevé, avec des lames d'eaux écoulées moyennes relativement importantes. De plus, ces bassins sont soumis à des périodes d'assecs importantes (jusqu'à 18 jours/an en moyenne pour Tissa). Enfin, les lames d'eau écoulées journalières maximales sont particulièrement fortes, approchant les 100 mm, ce qui témoigne d'épisodes de crue particulièrement intenses. Notons toutefois que les valeurs remarquables de 191 mm à Rhafsai ( $1700 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$  le 06/01/1963) et surtout 380 mm à Tafrant ( $4200 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$  le 20/12/1958) sont douteuses.
- Les stations du Haut et du Moyen Sebou possèdent des coefficients de variation et des lames d'eaux écoulées moyennes plus faibles. Les périodes d'assecs sont marginales voire inexistantes, et les lames d'eau écoulées journalières maximales sont modérées (autour de 10 mm), ce qui témoigne d'un régime de crue plus amorti.

**Tableau 2. Statistiques descriptives des séries de débits journaliers.**

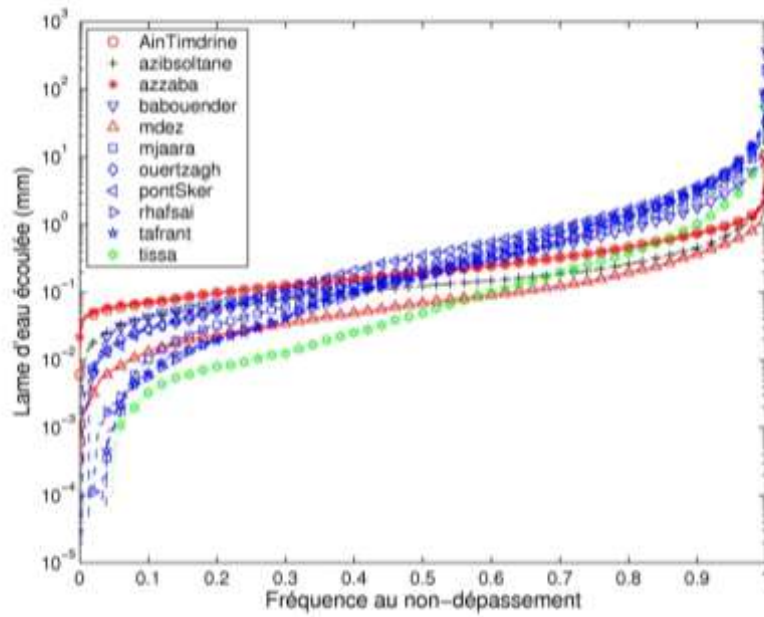
Station	Zone	Moyenne (m <sup>3</sup> .s <sup>-1</sup> )	Ecart-type (m <sup>3</sup> .s <sup>-1</sup> )	CV	Min (m <sup>3</sup> .s <sup>-1</sup> )	Max (m <sup>3</sup> .s <sup>-1</sup> )	Fréquence des assecs (jours/an)
Ain Timédrine	Haut Sebou	16.38	19.09	1.17	0.31	530.00	0.00
Azzaba	Haut Sebou	17.04	19.32	1.13	1.18	489.00	0.00
Pont du Mdez	Haut Sebou	5.73	9.58	1.67	0.00	317.00	0.06
Tissa	Inaouene- Lebene	4.94	18.71	3.78	0.00	484.00	17.81
Azib Soltane	Moyen Sebou	42.56	82.72	1.94	0.00	2300.00	1.21
Bab Ouender	Ouergha	16.08	43.25	2.69	0.00	1080.00	4.79
Mjaara	Ouergha	77.82	226.07	2.91	0.00	5390.00	14.05
Ourtzagh	Ouergha	56.14	160.21	2.85	0.00	3350.00	1.01
Pont du Sker	Ouergha	9.66	26.72	2.77	0.00	530.00	0.24
Rhafsai	Ouergha	13.02	45.14	3.47	0.00	1700.00	6.75
Tafrant	Ouergha	17.22	61.78	3.59	0.00	4200.00	11.11

**Tableau 3. Statistiques descriptives des séries de lames écoulées journalières.**

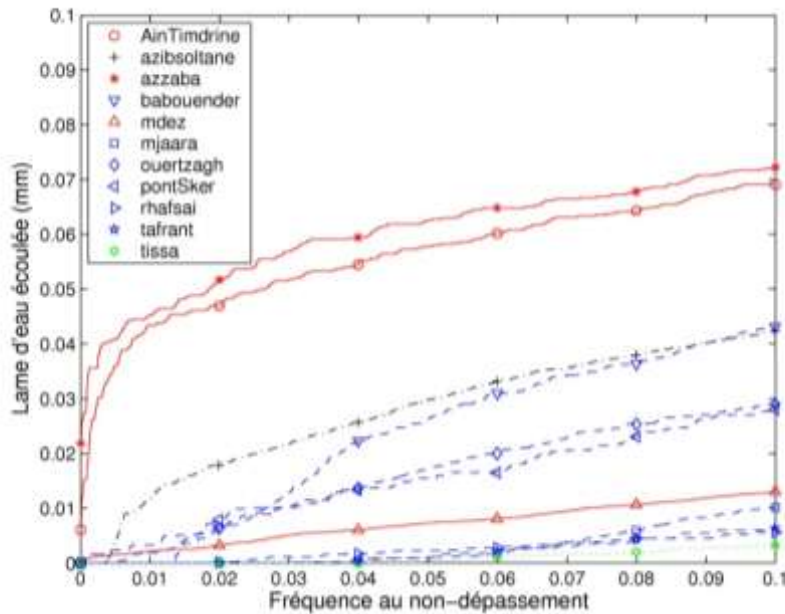
Station	Zone	Moyenne (mm)	Ecart-type (mm)	Minimum (mm)	Maximum (mm)
Ain Timédrine	Haut Sebou	0.32	0.38	0.01	10.46
Azzaba	Haut Sebou	0.32	0.36	0.02	9.05
Pont du Mdez	Haut Sebou	0.14	0.24	0.00	7.99
Tissa	Inaouene-Lebene	0.54	2.04	0.00	52.87
Azib Soltane	Moyen Sebou	0.23	0.44	0.00	12.31
Bab Ouender	Ouergha	0.78	2.10	0.00	52.33
Mjaara	Ouergha	1.07	3.12	0.00	74.39
Ourtzagh	Ouergha	1.36	3.87	0.00	80.87
Pont du Sker	Ouergha	1.59	4.41	0.00	87.39
Rhafsai	Ouergha	1.47	5.08	0.00	191.25
Tafrant	Ouergha	1.56	5.60	0.00	380.78

La différence entre ces deux types de régime peut également être observée sur la base des courbes de débits classés (Figure 5, les débits ayant été transformés en lames d'eau en mm pour faciliter la comparaison). Les stations du Haut et Moyen Sebou ont une courbe plus aplatie (témoignant d'une variabilité moindre) que celles des stations de l'Ouergha et de Tissa.

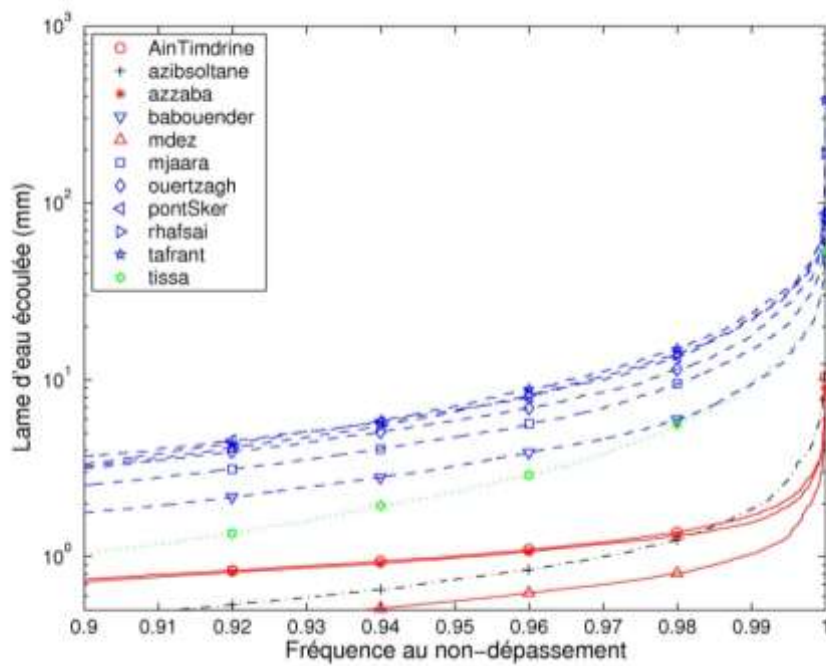
Un zoom sur les fréquences faibles (i.e. les étiages, Figure 6) témoigne néanmoins d'une certaine variabilité au sein de ces deux types de régime. Par exemple, les stations d'Ain Timdrine et d'Azzaba ont des débits d'étiage plus soutenus que la station du Pont du Mdez. A l'inverse, un zoom sur les fréquences élevées (i.e. les crues, Figure 7) montre la cohérence des deux types de régime en termes de fonctionnement en crue : les stations du Haut et Moyen Sebou d'une part, de l'Ouergha + Tissa d'autre part, apparaissent très nettement séparées dans cette figure.



**Figure 5. Comparaison des courbes de débits classés (exprimés en mm pour faciliter la comparaison). Rouge = Haut Sebou, Noir = Moyen Sebou, Bleu = Ouergha, Vert = Inaouene-Lebene.**



**Figure 6. Comparaison des courbes de débits classés (exprimés en mm pour faciliter la comparaison), zoom sur les fréquences comprises entre 0 et 0.1. Rouge = Haut Sebou, Noir = Moyen Sebou, Bleu = Ouergha, Vert = Inaouene-Lebene.**



**Figure 7. Comparaison des courbes de débits classés (exprimés en mm pour faciliter la comparaison), zoom sur les fréquences comprises entre 0.9 et 1. Rouge = Haut Sebou, Noir = Moyen Sebou, Bleu = Ouergha, Vert = Inaouene-Lebene.**

## 2. Variables descriptives

L'analyse de la stationnarité des régimes hydrologiques des bassins étudiés n'est pas directement effectuée sur la chronique des débits journaliers, mais sur des chroniques de variables descriptives, décrivant les régimes moyens, en crue et en étiage. Cette section définit les variables utilisées dans cette étude.

### 2.1. Moyennes eaux

Les écoulements annuels sont représentés par le **module** annuel (moyenne des débits journaliers), l'année étant entendue au sens hydrologique, c'est à dire commençant au premier septembre. La saisonnalité des écoulements au cours de l'année est étudiée à l'aide des centres de masses. Cette variable, introduite par *Stewart et al.* [2005], permet d'étudier la répartition des écoulements au cours de l'année. Le centre de masse à  $p\%$  est défini comme la date à laquelle  $p\%$  du module annuel a été écoulé (Figure 8). En utilisant les centres de masse à 10%, 50% et 90%, nous définissons ainsi le **début**, le **centre** et la **fin** des écoulements annuels.

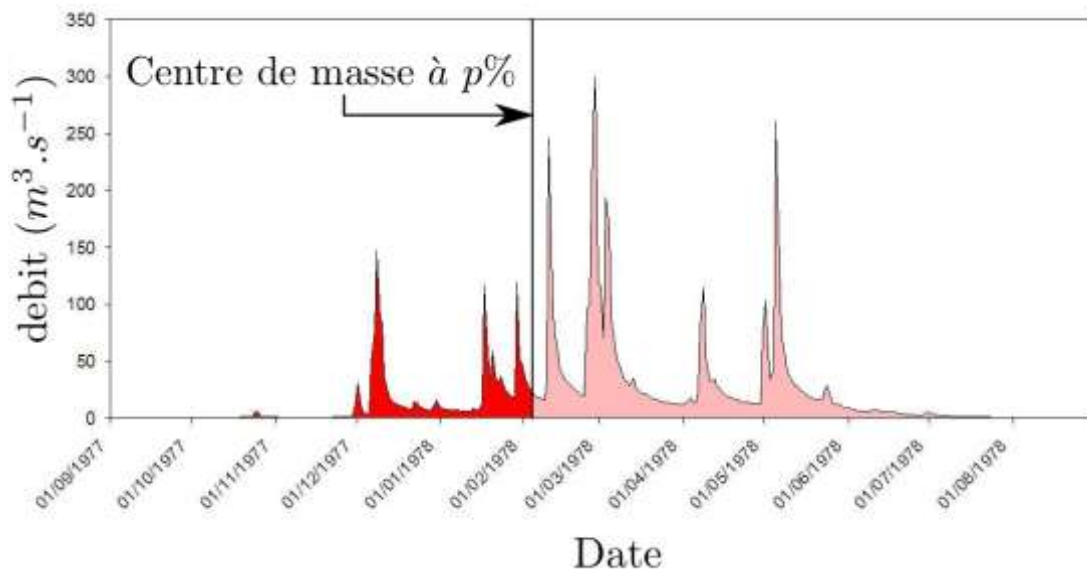


Figure 8. Illustration des variables descriptives des moyennes eaux

## 2.2. Basses eaux

L'année hydrologique en basses eaux est définie comme débutant au premier mars, c'est à dire durant la période des écoulements les plus importants. Les variables étudiées sont les suivantes :

- Le débit minimum annuel **MINAN**.
- La **durée** de l'étiage, définie comme le nombre de jours où le débit est resté inférieur à un seuil de bas débit. Le seuil est choisi dans cette étude comme le quantile à 15% de la courbe interannuelle des débits classés.
- Le déficit de **volume**, défini comme le volume compris entre les débits inférieurs au seuil de bas débit et le seuil (Figure 9).
- La saisonnalité des étiages est étudiée en utilisant encore une fois le concept des centres de masse. Le centre de masse à  $p\%$  est défini dans le cas des basses eaux comme la date à laquelle  $p\%$  du déficit de volume annuel a été écoulé (Figure 9). En utilisant les centres de masse à 10%, 50% et 90%, nous définissons ainsi le **début**, le **centre** et la **fin** de la période d'étiage.

Le choix du seuil définissant les périodes de bas débit (quantile à 15% de la courbe des débits classés) est le résultat d'un compromis. En effet, un seuil trop bas conduit à de nombreuses années où le débit n'est pas descendu sous le seuil, conduisant à un déficit de volume et une durée nulles. De plus les centres de masses ne sont pas définis pour de telles années. Inversement, choisir un seuil trop haut conduit ne permet pas de caractériser les étiages extrêmes.

Avec le seuil choisi dans cette étude, le débit passe sous le seuil environ 66% des années (entre 51% et 75% suivant les stations).

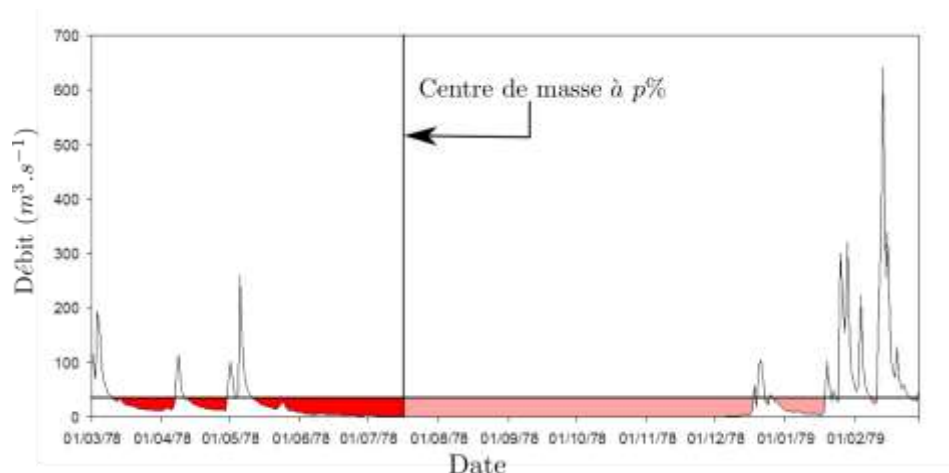


Figure 9. Illustration des variables descriptives des basses eaux

### 2.3. Hautes eaux

L'année hydrologique en hautes eaux débute au premier septembre. Les variables étudiées sont les suivantes :

- Le débit maximum annuel **MAXAN**.
- Les pointes de débits sélectionnées suivant l'approche **POT** [peak over threshold, e.g. Lang, et al., 1999]. Le seuil POT est choisi dans cette étude comme le quantile à 95% de la courbe interannuelle des débits classés. Ce choix conduit à sélectionner environ deux événements par an en moyenne.
- Les **inter-occurrences** sont définies comme les durées séparant deux pointes POT successives. Elles permettent d'étudier la fréquence d'apparition des crues.
- La **durée** de la période de hautes eaux est définie comme le nombre de jours où le débit est resté supérieur à un seuil de haut débit. Le seuil de haut débit est choisi dans cette étude comme le quantile à 90% de la courbe interannuelle des débits classés.
- Le **volume** en hautes eaux est défini comme le volume des débits supérieurs au seuil de haut débit (Figure 10).
- Le centre de masse à  $p\%$  est défini dans le cas des hautes eaux comme la date à laquelle  $p\%$  du volume au-dessus du seuil de haut débit a été écoulé (Figure 10). En utilisant les centres de masse à 10%, 50% et 90%, nous définissons ainsi le **début**, le **centre** et la **fin** de la période de hautes eaux.

Comme dans le cas des basses eaux, le choix du seuil de haut débit est un compromis. La valeur choisie dans cette étude conduit à dépasser le seuil pour 89% des années en moyenne (entre 71% et 96% suivant les stations).

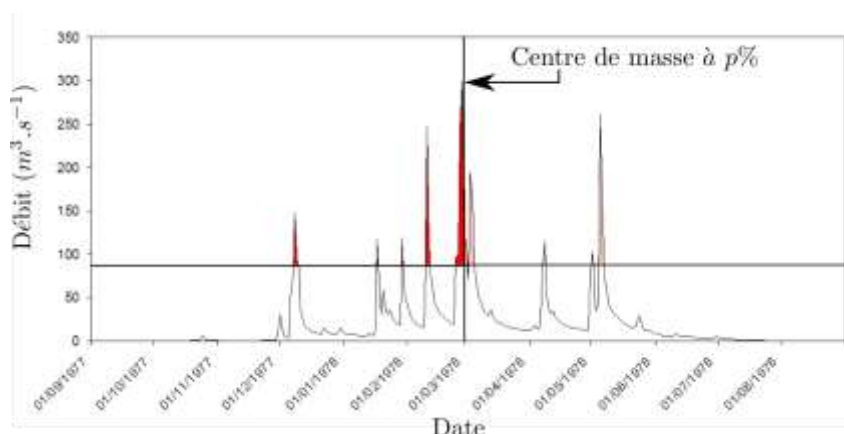


Figure 10. Illustration des variables descriptives des hautes eaux



### 3. Tests statistiques

La stationnarité de toutes les variables définies précédemment sera évaluée à l'aide de tests statistiques. Cette section présente l'ensemble des tests utilisés dans cette étude. Précisons que tous les tests présentés dans cette section font l'hypothèse que les données sont indépendantes (temporellement). La pertinence de cette hypothèse est discutée en section 0.

#### 3.1. Echelle locale

Nous présentons dans un premier temps les tests locaux, qui seront appliqués successivement sur chaque station. Pour une station donnée, la série de données à tester sera notée  $(X_i)_{i=1,\dots,n}$ .

##### 3.1.1. Le test de Mann-Kendall

Le test de Mann-Kendall [Kendall, 1975; Mann, 1945] est un test non paramétrique de détection de tendance. Il s'agit certainement du test le plus utilisé en hydrologie, car il ne fait aucune hypothèse sur la distribution des données, ce qui lui confère une certaine robustesse.

Les hypothèses du test sont  $H_0$  : la série est stationnaire,  $H_1$  : la série présente une tendance. La statistique de test  $Z$  est calculée de la façon suivante :

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

Avec :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{signe}(X_j - X_i) \quad (2)$$
$$\text{Var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18$$

Asymptotiquement ( $n \rightarrow \infty$ ),  $Z$  est distribuée suivant une loi Gaussienne centrée réduite,  $Z \sim N(0;1)$ . L'hypothèse  $H_0$  sera donc rejetée au risque  $\alpha$  si  $|Z| > u_{1-\alpha/2}$ , où  $u_p$  représente le  $p$ -quantile d'une loi Gaussienne centrée réduite.

Notons qu'il est possible de modifier le test pour prendre en compte l'existence de valeurs ex aequo dans la série à tester. La modification consiste à remplacer  $\text{Var}(S)$  dans l'équation (1) par :

$$Var(S) = \left( n(n-1)(2n+5) - \sum_{k=1}^n t_k k(k-1)(2k+5) \right) / 18 \quad (3)$$

où  $t_k$  est le nombre de valeurs conduisant à  $k$  ex æquo. Cette modification sera appliquée pour les variables « durée » et « volume » (en crue et en étiage), qui prennent la valeur zéro chaque année où le débit n'est pas passé au-dessus (resp. au-dessous) du seuil de haut débit (resp. de bas débit) choisi.

### 3.1.2. Le test de Pettitt

Le test de *Pettitt* [1979] est un test non paramétrique de détection d'une rupture unique à date inconnue. Les hypothèses du test sont  $H_0$  : *la série est stationnaire*,  $H_1$  : *la série présente une rupture*. La statistique de test  $Z$  est calculée de la façon suivante :

$$Z = \max_{k=1, \dots, n-1} |U(k)| \quad (4)$$

Avec :

$$U(k) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=k+1}^n \text{signe}(X_j - X_i) \quad (5)$$

Asymptotiquement, la fonction de répartition de  $Z$  peut être approchée par la formule suivante :

$$P(Z \leq z) = 1 - 2 \exp(-6z^2 / (n^3 + n^2)) \quad (6)$$

On rejettera donc  $H_0$  au risque  $\alpha$  si la valeur observée de  $Z$  est supérieure au quantile de probabilité  $1-\alpha$  de la distribution (6) ci-dessus.

On peut noter que le test fournit également une estimation de la position de la rupture en utilisant l'indice  $k$  pour lequel  $|U(k)|$  est maximum,  $\text{Arg max}_{k=1, \dots, n-1} |U(k)|$ .

### 3.1.3. Tests du rapport de vraisemblance appliqués à la détection de tendance

Le test du rapport de vraisemblance [e.g., Coles, 2001] fournit un mécanisme très général pour comparer des modèles alternatifs  $M_0$  et  $M_1$  dits emboîtés (c'est à dire que l'on obtient  $M_0$  en prenant une (et une seule) valeur particulière des paramètres de  $M_1$ ). Le principe général du test est le suivant : on note  $L_0(\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}_0)$  la log-vraisemblance d'un échantillon  $\mathbf{X}$  calculée avec le modèle  $M_0$ , et  $L_1(\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}_1)$  la log-vraisemblance du même échantillon calculée avec le modèle  $M_1$ . Soient également  $d_0$  et  $d_1$  les nombres de paramètres des modèles  $M_0$  et  $M_1$ , respectivement ( $d_0 < d_1$ ). Il est alors possible de démontrer le résultat de convergence suivant, sous l'hypothèse  $H_0$  « les observations proviennent du modèle  $M_0$  » :

$$-2\left(L_0(\mathbf{X}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_0) - L_1(\mathbf{X}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_1)\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \chi^2_{(d_1 - d_0)}, \quad (7)$$

La quantité  $-2\left(L_0(\mathbf{X}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_0) - L_1(\mathbf{X}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_1)\right)$  est appelée la déviance : elle se calcule à partir des log-vraisemblances maximales, c'est à dire les vraisemblances obtenues lorsque les paramètres sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Cette approche peut être adaptée pour la détection de tendance, et conduit à la procédure de test détaillée ci-dessous et notée LR-trend :

- **Choix des modèles  $M_0$  et  $M_1$**

Le modèle  $M_0$  consiste simplement à choisir une distribution pour modéliser l'ensemble des observations  $x_1 \dots x_n$ . Les propriétés des distributions utilisées dans cette étude sont résumées dans le Tableau 6. Les distributions utilisées sont la loi exponentielle (modélisation de la variable de crue « inter-occurrences »), la loi de Pareto Généralisée GPD (modélisation de la variable de crue « POT ») et la loi généralisée des valeurs extrêmes GEV (modélisation de la variable de crue « MAXAN »). Le modèle  $M_1$  consiste à utiliser la même distribution, mais en incluant une tendance linéaire sur certains de ses paramètres. Notons que pour les lois GPD et GEV, le paramètre de forme  $\xi$  est supposé constant.

- **Calcul des log-vraisemblances**

La log-vraisemblance d'une série d'observations  $x_1 \dots x_n$  se calcule par la formule suivante :

$$L(\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^n \log [f(x_i; \boldsymbol{\theta})], \quad (8)$$

Dans l'équation (8),  $f(x_i; \boldsymbol{\theta})$  est la fonction de densité correspondant au modèle utilisé (Tableau 6). Pour une distribution donnée, les log-vraisemblances sont calculées pour les modèles  $M_0$  et  $M_1$ , conduisant aux fonctions de log-vraisemblance  $L_0(\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}_0)$  et  $L_1(\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}_1)$ .

- **Maximisation des log-vraisemblances**

Les log-vraisemblances  $L_0(\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}_0)$  et  $L_1(\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}_1)$  sont ensuite maximisées, conduisant aux valeurs  $L_0(\mathbf{X}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_0)$  et  $L_1(\mathbf{X}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_1)$ . Il n'existe pas en général de solution explicite à cette maximisation, il faut donc utiliser une procédure d'optimisation numérique.

- **Application du test**

Une fois les log-vraisemblances maximisées, il est possible de calculer la déviance de l'équation (7). L'hypothèse  $H_0$  sera rejetée au risque  $\alpha$  si la déviance observée est supérieure au quantile de probabilité  $1-\alpha$  d'une loi du  $\chi^2$  à  $(d_1-d_0)$  degrés de liberté.

#### **3.1.4. Tests du rapport de vraisemblance appliqués à la détection d'une rupture**

Le principe est similaire à celui détaillé au paragraphe précédent, à l'exception du fait que le modèle  $M_1$  est ici un modèle de rupture unique à date inconnue. Le Tableau 7 détaille les modèles de rupture utilisés. Le test de détection de rupture, noté LR-step, est obtenu en appliquant à l'identique les étapes 1 à 3 détaillées en section 0.

La quatrième étape doit néanmoins être modifiée, car la déviance ne suit pas asymptotiquement une loi du  $\chi^2$  dans le cas du modèle de rupture à date inconnue. En effet, les modèles  $M_0$  et  $M_1$  ne sont pas emboîtés (on obtient le modèle  $M_0$  en prenant  $\boldsymbol{\theta}_0 = \boldsymbol{\theta}_1$  et  $k$  quelconque). En conséquence, la loi de la statistique de test sous l'hypothèse  $H_0$  a été tabulée sur la base de simulations Monte-Carlo [Renard, 2006].

Le Tableau 4 et le Tableau 5 donnent les valeurs critiques ainsi obtenues, pour diverses tailles d'échantillon  $n$  et trois risques  $\alpha$ .

L'hypothèse  $H_0$  sera donc rejetée au risque  $\alpha$  si la déviance observée est supérieure à la valeur critique figurant dans ces tables.

Précisons enfin qu'en pratique, l'implémentation du test impose que la date de rupture ne soit située ni sur les dix premières ni sur les dix dernières données, afin d'éviter des problèmes d'instabilité numérique des algorithmes d'optimisation de la vraisemblance [cf. *Renard*, 2006, pour plus de détails].

**Tableau 4. Valeurs critiques du test LR-step avec  $d_1-d_0 = 1$  (lois Exponentielle et GPD)**

$n$	$\alpha$		
	10%	5%	1%
20	2.7635	3.7892	6.3121
40	5.6735	6.9433	10.2122
60	6.3664	7.7646	11.2538
80	6.6382	8.0117	11.5190
100	6.9956	8.5922	11.8695
120	7.1569	8.6125	12.0663
140	7.2490	8.7413	12.3546
160	7.5597	9.1286	12.4535
180	7.6094	9.1479	12.4646
200	7.6234	9.3937	12.3153

**Tableau 5. Valeurs critiques du test LR-step avec  $d_1-d_0 = 2$  (loi GEV)**

$n$	$\alpha$		
	10%	5%	1%
20	5.3563	6.9621	10.7616
40	8.9409	10.7087	14.7069
60	9.6743	11.4856	15.5404
80	10.0756	11.8607	15.8866
100	10.4236	12.2357	16.0504
120	10.6422	12.4715	16.2457
140	10.7429	12.5107	16.3839
160	10.9000	12.7000	16.5000
180	11.0476	12.8004	16.7082
200	11.1341	12.8962	16.7296

**Tableau 6. Propriétés des modèles  $M_0$  et  $M_1$  utilisés pour les tests LR-trend**

<b><math>M_0</math></b>		
<b>Loi</b>	<b>Modèle</b>	<b>Densité</b>
Exponentielle	$X_i \sim Exp(\lambda)$	$f(x_i; \lambda) = (1/\lambda) \exp(-x_i / \lambda)$
GPD	$X_i \sim GPD(\lambda, \xi)$	$f(x_i; \lambda, \xi) = \left(\frac{1}{\lambda}\right) \left(1 - \xi \frac{x_i}{\lambda}\right)^{\frac{1}{\xi}-1}$
GEV	$X_i \sim GEV(\mu, \lambda, \xi)$	$f(x_i; \mu, \lambda, \xi) = \left(\frac{1}{\lambda}\right) \left(1 - \xi \left(\frac{x_i - \mu}{\lambda}\right)\right)^{\frac{1}{\xi}-1} \exp\left(\left(1 - \xi \left(\frac{x_i - \mu}{\lambda}\right)\right)^{\frac{1}{\xi}-1}\right)$
<b><math>M_1</math> (tendance)</b>		
<b>Loi</b>	<b>Modèle</b>	<b>Densité</b>
Exponentielle	$X_i \sim Exp(\lambda_0 + \lambda_1 i)$	$f(x_i; \lambda_0, \lambda_1) = \left(\frac{1}{\lambda_0 + \lambda_1 i}\right) \exp\left(-\frac{x_i}{\lambda_0 + \lambda_1 i}\right)$
GPD	$X_i \sim GPD(\lambda_0 + \lambda_1 i, \xi)$	$f(x_i; \lambda_0, \lambda_1, \xi) = \left(\frac{1}{\lambda_0 + \lambda_1 i}\right) \left(1 - \xi \left(\frac{x_i}{\lambda_0 + \lambda_1 i}\right)\right)^{\frac{1}{\xi}-1}$
GEV	$X_i \sim GEV(\mu_0 + \mu_1 i, \lambda_0 + \lambda_1 i, \xi)$	$f(x_i; \mu_0, \mu_1, \lambda_0, \lambda_1, \xi) = \left(\frac{1}{\lambda_0 + \lambda_1 i}\right) \left(1 - \xi \left(\frac{x_i - (\mu_0 + \mu_1 i)}{\lambda_0 + \lambda_1 i}\right)\right)^{\frac{1}{\xi}-1} \times \exp\left(\left(1 - \xi \left(\frac{x_i - (\mu_0 + \mu_1 i)}{\lambda_0 + \lambda_1 i}\right)\right)^{\frac{1}{\xi}-1}\right)$

**Tableau 7. Propriétés des modèles  $M_1$  utilisés pour les tests LR-step (les modèles  $M_0$  sont identiques à ceux du Tableau 6).**

<b><math>M_1</math> (rupture)</b>		
Loi	Modèle	Densité
Exponentielle	$X_i \sim \begin{cases} \text{Exp}(\lambda_0) & \text{si } i \leq k \\ \text{Exp}(\lambda_1) & \text{si } i > k \end{cases}$	$f(x_i; \lambda_0, \lambda_1, k) = \begin{cases} (1/\lambda_0) \exp(-x_i / \lambda_0) & \text{si } i \leq k \\ (1/\lambda_1) \exp(-x_i / \lambda_1) & \text{si } i > k \end{cases}$
GPD	$X_i \sim \begin{cases} \text{GPD}(\lambda_0, \xi) & \text{si } i \leq k \\ \text{GPD}(\lambda_1, \xi) & \text{si } i > k \end{cases}$	$f(x_i; \lambda_0, \lambda_1, \xi, k) = \begin{cases} \left( \frac{1}{\lambda_0} \right) \left( 1 - \xi \left( \frac{x_i}{\lambda_0} \right) \right)^{\frac{1}{\xi}-1} & \text{si } i \leq k \\ \left( \frac{1}{\lambda_1} \right) \left( 1 - \xi \left( \frac{x_i}{\lambda_1} \right) \right)^{\frac{1}{\xi}-1} & \text{si } i > k \end{cases}$
GEV	$X_i \sim \begin{cases} \text{GEV}(\mu_0, \lambda_0, \xi) & \text{si } i \leq k \\ \text{GEV}(\mu_1, \lambda_1, \xi) & \text{si } i > k \end{cases}$	$f(x_i; \mu_0, \mu_1, \lambda_0, \lambda_1, \xi, k) = \begin{cases} \left( \frac{1}{\lambda_0} \right) \left( 1 - \xi \left( \frac{x_i - \mu_0}{\lambda_0} \right) \right)^{\frac{1}{\xi}-1} \exp \left( \left( 1 - \xi \left( \frac{x_i - \mu_0}{\lambda_0} \right) \right)^{\frac{1}{\xi}-1} \right) & \text{si } i \leq k \\ \left( \frac{1}{\lambda_1} \right) \left( 1 - \xi \left( \frac{x_i - \mu_1}{\lambda_1} \right) \right)^{\frac{1}{\xi}-1} \exp \left( \left( 1 - \xi \left( \frac{x_i - \mu_1}{\lambda_1} \right) \right)^{\frac{1}{\xi}-1} \right) & \text{si } i > k \end{cases}$

### 3.1.5. Choix du test en fonction de la variable étudiée

Le choix du test à appliquer dépend des propriétés probabilistes attendues de la variable étudiée. Le Tableau 8 résume les choix effectués dans le cadre de cette étude. Pour la plupart des variables, nous favorisons les tests non paramétriques de Mann-Kendall (tendance) et Pettitt (rupture), car il n'existe pas de présomption forte sur la distribution de ces variables. Par contre, nous favorisons les tests paramétriques LR-trend (tendance) et LR-step (rupture) pour les variables de crue MAXAN, POT et Inter-occurrences, car la théorie des valeurs extrêmes suggère que ces variables sont respectivement distribuées suivant des lois GEV, GPD et exponentielle. Des analyses basées sur des données synthétiques ont de plus montré une bonne robustesse des tests LR pour ces distributions, ainsi qu'un net gain de puissance par rapport aux tests non paramétriques [Renard, 2006].

**Tableau 8. Tests locaux de tendance et de rupture utilisés pour chaque variable hydrologique.**

	Variable	Test de tendance	Test de rupture
Moyennes eaux	Module	Mann-Kendall	Pettitt
	Début	Mann-Kendall	Pettitt
	Centre	Mann-Kendall	Pettitt
	Fin	Mann-Kendall	Pettitt
Basses eaux	MINAN	Mann-Kendall	Pettitt
	Durée	Mann-Kendall	Pettitt
	Volume	Mann-Kendall	Pettitt
	Début	Mann-Kendall	Pettitt
	Centre	Mann-Kendall	Pettitt
	Fin	Mann-Kendall	Pettitt
Hautes eaux	MAXAN	LR-Trend-GEV	LR-Step-GEV
	POT	LR-Trend-GPD	LR-Step-GPD
	Inter-occurrences	LR-Trend-Exp	LR-Step-Exp
	Durée	Mann-Kendall	Pettitt
	Volume	Mann-Kendall	Pettitt
	Début	Mann-Kendall	Pettitt
	Centre	Mann-Kendall	Pettitt
	Fin	Mann-Kendall	Pettitt



### 3.2. Echelle régionale

Le test de détection de tendance régionale, noté LR-Reg, est un test semi-paramétrique de détection d'une tendance homogène sur un ensemble de stations. Le raisonnement sous-tendant la construction de ce test est que des bassins versants aux comportements hydrologiques comparables et soumis à des conditions climatiques comparables devraient présenter une tendance similaire si la cause de cette tendance est un phénomène climatique à grande échelle.

La difficulté principale dans le développement de tests régionaux de détection de tendance est liée à l'existence de dépendances spatiales entre les sites étudiées. Des études synthétiques montrent que ces dépendances ne peuvent pas être ignorées, sous peine de biaiser très fortement les résultats du test [Renard, et al., 2008]. Le test LR-Reg a donc été construit dans l'optique de prendre en compte explicitement ces dépendances spatiales.

La matrice de données est notée  $\mathbf{X}$ , et comporte  $n$  années en ligne et  $p$  stations en colonnes.  $X_k^{(i)}$  représente donc la variable d'intérêt en une année  $k$  pour un site  $i$ . Dans un premier temps, ces données sont transformées par « normal score ». Pour un site donné  $i$ , la transformation « normal score » peut être décrite comme suit :

$$\tilde{X}_k^{(i)} = \phi^{-1}\left(\hat{F}_i(X_k^{(i)})\right) \quad (9)$$

Dans cette expression,  $\phi$  est la fonction de répartition d'une loi Gaussienne centrée réduite, et  $\hat{F}_i$  est la fonction de répartition empirique pour le site  $i$ .

Nous faisons ensuite l'hypothèse que la matrice transformée  $\tilde{\mathbf{X}}$  est un échantillon issu d'une loi Gaussienne multivariée de dimension  $p$  :

$$\tilde{\mathbf{X}}_k \sim N(\boldsymbol{\mu}; \boldsymbol{\Sigma}) \quad (10)$$

Précisons qu'il s'agit là d'une hypothèse forte, dont la pertinence doit être vérifiée. En effet, la transformation « normal score » assure que les données sur chaque site sont Gaussiennes, mais cela ne suffit pas à assurer la normalité de la loi jointe.

Sous l'hypothèse de stationnarité  $H_0$  (modèle  $M_0$ ), le vecteur moyenne  $\boldsymbol{\mu}$  est identiquement nul par construction, et la matrice de variance peut être estimée par son estimateur classique de maximum de vraisemblance :

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}} \quad (11)$$

Supposons à présent que les données sont affectées par une tendance identique pour tous les sites (modèle  $M_1$ ). Cette situation est paramétrée de la manière suivante :

$$E(\tilde{X}_k^{(i)}) = \beta y_k \quad (12)$$

où  $y_k$  représente l'année correspondant à la  $k^e$  donnée. Puisque, par construction, les moyennes de tous les sites sont nulles, il conviendra de remplacer l'année brute  $y_k$  par une année centrée  $\tilde{y}_k = y_k - \bar{y}$ , de sorte que :

$$\sum_{k=1}^n \beta \tilde{y}_k = 0 \quad (13)$$

L'estimation du paramètre de tendance  $\beta$  peut se faire explicitement conditionnellement à la matrice de variance. Notons  $(\gamma_{ij})_{i,j=1,\dots,p}$  les termes de l'inverse de la matrice de variance  $\Sigma^{-1}$ . Il est aisé de montrer que la dérivée de la log-vraisemblance par rapport à  $\beta$  s'annule au point suivant [Renard, et al., 2008]:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{k=1}^n \left\{ \tilde{y}_k \sum_{i,j=1}^p \gamma_{i,j} \tilde{x}_k^{(j)} \right\}}{\left( \sum_{k=1}^n \tilde{y}_k^2 \right) \left( \sum_{i,j=1}^p \gamma_{i,j} \right)} \quad (14)$$

En conséquence, si la matrice de variance est estimée comme décrit dans l'équation (11), l'estimateur de tendance régionale peut s'écrire sous la forme matricielle suivante :

$$\hat{\beta} = \frac{\mathbf{I}_p^T (\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}})^{-1} \tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{Y}}}{\tilde{\mathbf{Y}}^T \tilde{\mathbf{Y}} \mathbf{I}_p^T (\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}})^{-1} \mathbf{I}_p}, \quad (15)$$

où  $\tilde{\mathbf{Y}}$  est le vecteur colonne des années centrées et  $\mathbf{1}_p$  est un vecteur colonne de dimension  $p$  dont toutes les valeurs sont égales à un.

Il est alors possible de calculer la déviance correspondant aux modèles  $M_0$  (stationnaire) et  $M_1$  (tendance régionale), comme expliqué en section 0:

$$\begin{aligned}
Z &= -2 \left( L_0(\mathbf{X}; \hat{\theta}_0) - L_1(\mathbf{X}; \hat{\theta}_1) \right) \\
&= -2 \left( \sum_{k=1}^n \log \left( N(\tilde{\mathbf{x}}_k; 0, \hat{\Sigma}) \right) - \sum_{k=1}^n \log \left( N(\tilde{\mathbf{x}}_k; \hat{\beta} \tilde{y}_k, \hat{\Sigma}) \right) \right), \tag{16}
\end{aligned}$$

et de comparer la valeur obtenue aux valeurs critiques issues d'une distribution du  $\chi^2$  à 1 degré de liberté.

## 4. Résultats

Cette section présente les résultats de l'application des tests locaux et régionaux (section 0) aux 18 variables décrites en section 0, pour les onze longues séries étudiées (section 0).

### 4.1. Echelle locale

#### 4.1.1. Présentation des résultats

Pour chacune des onze stations étudiées, les résultats ont été regroupés dans des « fiches-stations ». A l'intérieur de chacune de ces fiches, des vignettes représentent le résultat des tests de stationnarité (détection de tendance et de rupture) pour une variable particulière (Figure 11). Les valeurs de la variable  $y$  sont tracées chronologiquement, ainsi que la tendance et la rupture estimées. En cas de changement significatif, un cadre coloré apparaît, et indique la significativité du changement (1%, 5% ou 10%, cf. Figure 12 pour la légende détaillée), ainsi que la date de rupture estimée. Insistons sur le fait que le pourcentage indiqué dans ces figures n'indique pas l'amplitude du changement, mais bel et bien sa significativité.

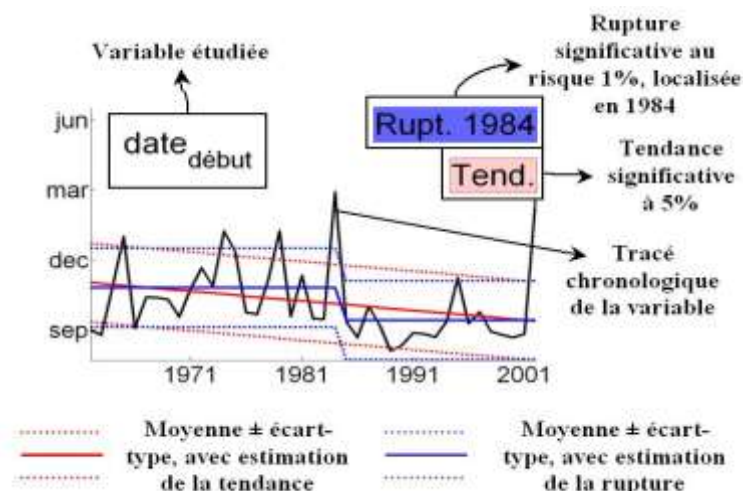
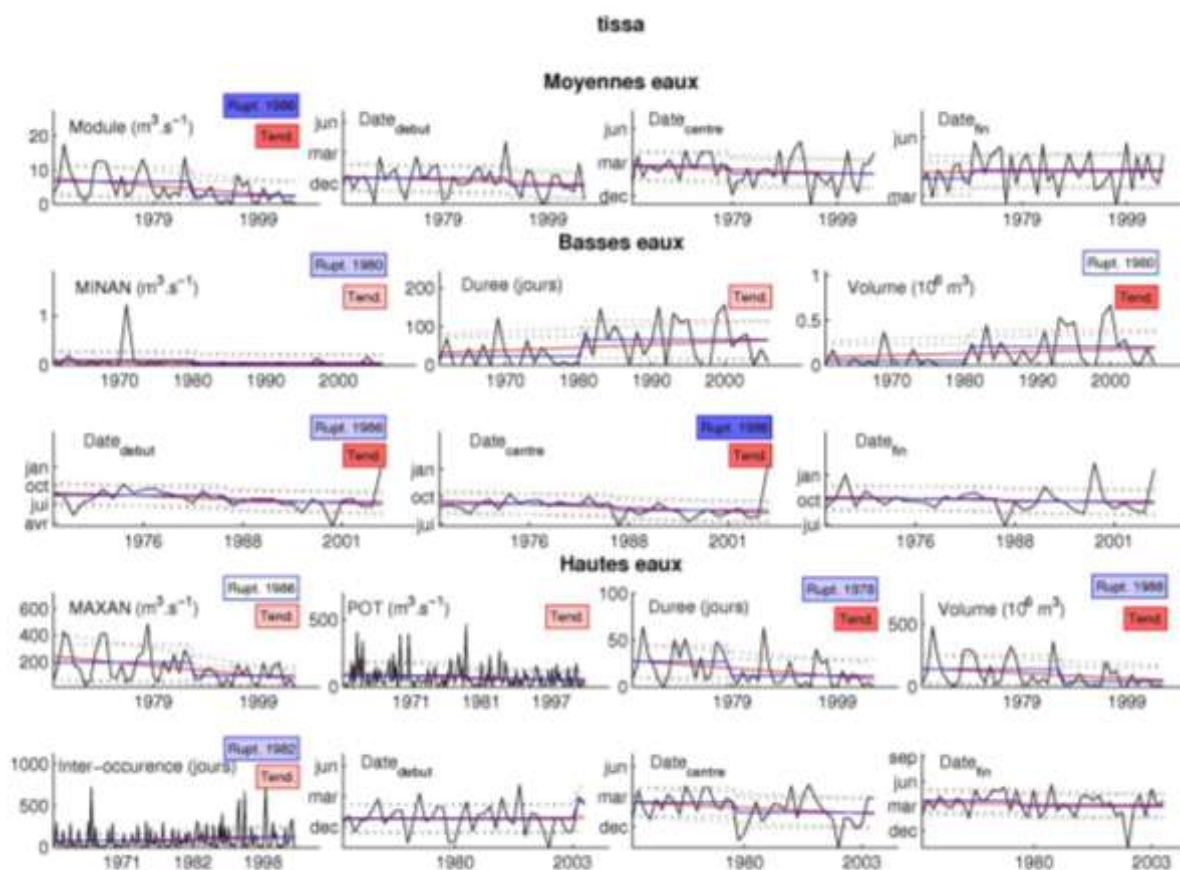


Figure 11. Vignette résumant les changements détectés sur une variable



**Figure 12. Légende des vignettes.**

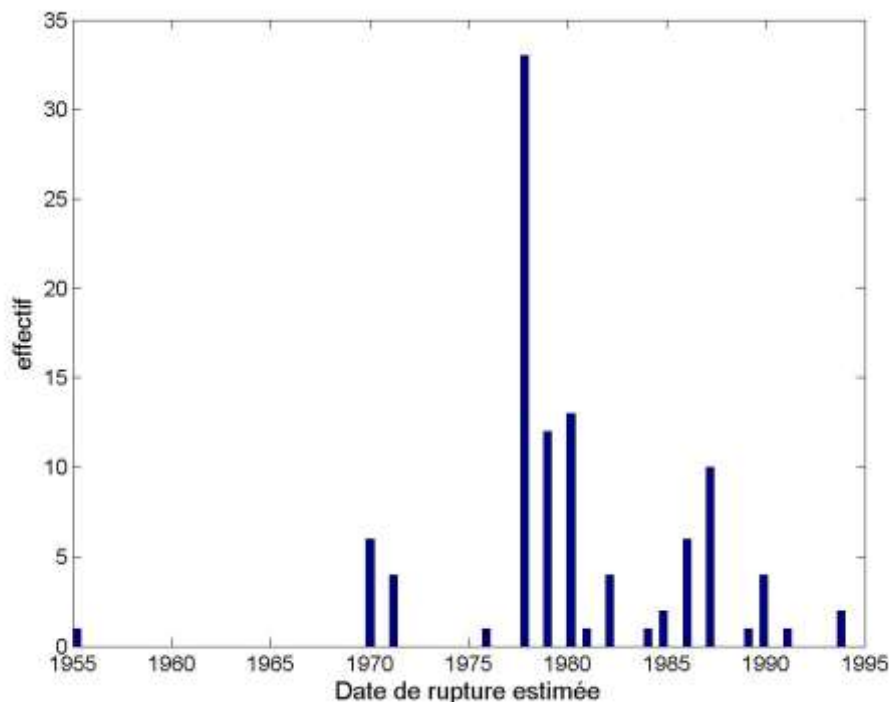
Ces vignettes sont générées pour chacune des 18 variables étudiées, ce qui conduit à une fiche-station dont un exemple est donné en Figure 13. Ces fiches permettent d'avoir une vue globale des changements détectés (en crue, étiage et régime moyen) pour une station particulière.



**Figure 13. Exemple de fiche-station pour la station de Tissa.**

Les onze fiches-station correspondant aux onze longues séries étudiées sont fournies en annexe du présent rapport. Une première consultation de l'ensemble de ces fiches permet d'observer que le nombre de changements significatifs est élevé. De plus, la cohérence entre les dates de rupture estimées est frappante.

A titre d'illustration, la Figure 14 montre l'histogramme des dates de rupture estimées (lorsque le changement est significatif), toutes variables et toutes stations confondues. On peut y observer un pic de détection à la fin des années 1970 (l'année 1978 revenant le plus souvent), avec un pic secondaire dans la seconde moitié des années 1980. Ces dates permettent de faire un premier rapprochement avec la diminution de la pluviométrie et des apports observée depuis le début des années 80 dans le bassin du Sebou [BRLi, et al., 2006], et plus généralement au Maroc.



**Figure 14. Histogramme des dates de ruptures estimées.**

#### 4.1.2. Résultats des tests locaux

Afin de préciser ces observations, les résultats des tests de tendance sont projetés géographiquement (Figure 16 à Figure 18, légende en Figure 15) pour chacune des 18 variables étudiées. Encore une fois, les pourcentages indiqués dans ces figures n'indiquent pas l'amplitude du changement, mais bel et bien leur significativité.

La Figure 16 présente les résultats en termes de significativité pour les quatre variables décrivant le régime moyen. Le

Tableau 9 indique quant à lui l'amplitude de la tendance estimée, exprimée en pourcentage de la moyenne par an. Enfin, le Tableau 10 indique l'amplitude de la rupture estimée, exprimée en pourcentage de la moyenne avant rupture. Précisons pour ce dernier tableau que la date de rupture est celle estimée au cours du test, et varie donc d'une station à une autre.

De plus, la date estimée est celle qui maximise la différence avant-après rupture (cf. description des tests en section 0). Les pourcentages obtenus sont donc forcément supérieurs à ceux que l'on obtiendrait sur la base de deux périodes fixes communes à toutes les stations

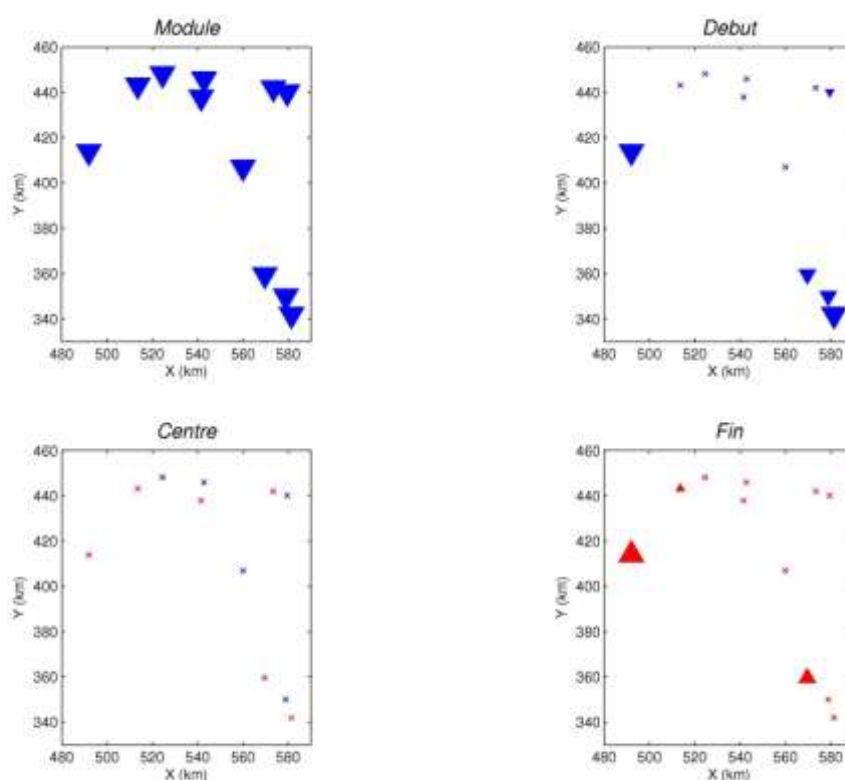
Les observations que l'on peut faire sont les suivantes :

- Le module annuel est en baisse significative pour toutes les séries analysées. L'amplitude de cette diminution est forte (~2% par an en tendance, ~ -50% en rupture).
- Le début de la période des écoulements va dans le sens de la précocité pour toutes les séries, bien que ce changement ne soit pas systématiquement significatif.
- A l'inverse, la fin de la période des écoulements est plus tardive pour toutes les séries, sans que ce changement soit systématiquement significatif.
- Aucun changement significatif n'est détecté sur le centre de la période d'écoulement, et aucune cohérence n'apparaît sur les différentes stations étudiées.

La conjonction d'une nette diminution des modules avec une moindre concentration des écoulements dans le temps suggère que ce sont les écoulements du cœur de la saison qui ont diminué le plus sensiblement.

▲	Hausse significative à 1%
▲	Hausse significative à 5%
▲	Hausse significative à 1%
*	Hausse non significative
*	Baisse non significative
▼	Baisse significative à 10%
▼	Baisse significative à 5%
▼	Baisse significative à 1%

**Figure 15. Légende pour les Figures Figure 16 à Figure 18.**



**Figure 16. Significativité des tendances détectées pour les variables décrivant le régime moyen (légende en Figure 15)**

**Tableau 9. Tendances estimées pour les variables décrivant le régime moyen, exprimées en % par an.**

Nom	Zone	Module	début	centre	fin
Ain Timédrine	Haut Sebou	-1.99	-0.75	-0.05	0.05
Azib Soltane	Moyen Sebou	-3.06	-1.96	0.09	0.47
Azzaba	Haut Sebou	-1.93	-0.92	0.02	0.08
Bab Ouender	Ouergha	-1.93	-0.60	-0.20	0.09
Mdez	Haut Sebou	-1.96	-1.44	0.03	0.13
Mjaara	Ouergha	-2.12	-0.27	0.07	0.18
Ourtzagh	Ouergha	-1.93	-0.12	0.12	0.07
Pont du Sker	Ouergha	-1.85	-0.31	0.11	0.13
Rhafsai	Ouergha	-1.69	-0.17	0.00	0.03
Tafrant	Ouergha	-2.38	-0.42	-0.09	0.08
Tissa	Inaouene-Lebene	-2.40	-0.50	-0.28	0.01

**Tableau 10. Ruptures estimées pour les variables décrivant le régime moyen, exprimées en % de la valeur avant rupture.**

Nom	Zone	Module	début	centre	fin
Ain Timédrine	Haut Sebou	-46.16	-21.07	7.50	2.25
Azib Soltane	Moyen Sebou	-66.06	-43.81	9.17	15.72
Azzaba	Haut Sebou	-45.46	-25.53	9.96	4.58
Bab Ouender	Ouergha	-53.37	-21.77	-9.73	4.70
Mdez	Haut Sebou	-52.77	-36.79	10.54	11.42
Mjaara	Ouergha	-49.29	-13.90	11.78	10.14
Ourtzagh	Ouergha	-53.30	-9.68	8.97	5.21
Pont du Sker	Ouergha	-50.66	-14.54	9.98	5.94
Rhafsai	Ouergha	-51.48	-18.32	-13.17	4.88
Tafrant	Ouergha	-53.32	-14.27	-18.21	5.53
Tissa	Inaouene-Lebene	-61.96	-21.18	-12.46	6.40

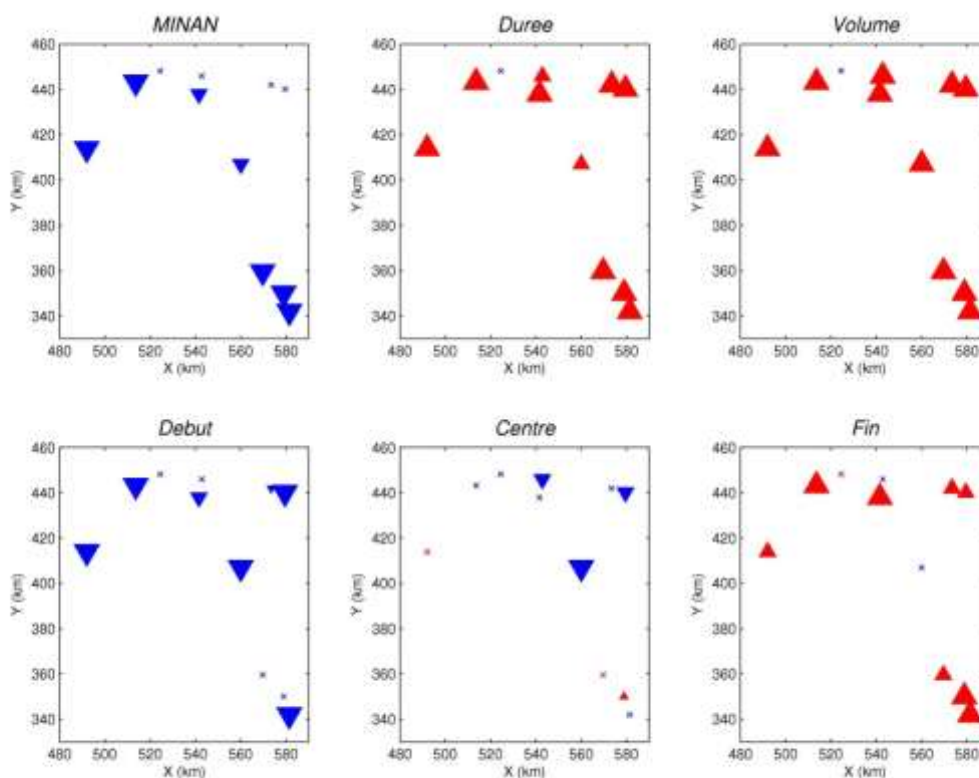
La Figure 17, le

Tableau 11 et le Tableau 12 présentent les résultats pour les six variables décrivant les étiages. Les commentaires sont les suivants :

- Les minima annuels diminuent pour toutes les stations, cette diminution étant fréquemment significative. L'amplitude du changement est forte (dépassant fréquemment les -50% en rupture).
- La durée et le déficit de volume des étiages augmentent de manière significative pour toutes les stations, à l'exception de la station Tafrant, où une baisse non significative est observée. Notons que les valeurs extrêmement fortes dans le Tableau 12 n'ont guère de sens, car les moyennes avant rupture sont quasiment nulles ; exprimer un changement en pourcentage d'une valeur très proche de zéro n'est pas pertinent.
- Le début de la période d'étiage est plus précoce pour toutes les stations, ce changement étant fréquemment significatif.
- La fin de la période d'étiage est significativement plus tardive pour la majorité des stations, mais l'on observe également quelques changements non significatifs vers plus de précocité (Tissa, Rhafsai).
- Les résultats concernant le centre de la période d'étiage sont plus contrastés.



Globalement, ces résultats vont dans le sens d'étiages plus sévères, avec une augmentation de la durée et des déficit de volume en étiage, couplée à un allongement de la période d'étiage (notamment du à des étiages commençant plus tôt dans l'année).



**Figure 17. Significativité des tendances détectées pour les variables décrivant les basses eaux (légende en Figure 15)**

**Tableau 11 Tendances estimées pour les variables décrivant les basses eaux, exprimées en % par an.**

Nom	Zone	MINAN	Durée	Volume	début	centre	fin
Ain Timédrine	Haut Sebou	-2.38	3.54	2.42	-0.14	0.41	0.87
Azib Soltane	Moyen Sebou	-4.12	4.35	2.72	-5.12	0.92	1.22
Azzaba	Haut Sebou	-2.04	3.12	1.77	-0.08	0.22	0.58
Bab Ouender	Ouergha	-0.41	1.59	0.61	-0.87	-0.26	0.30
Mdez	Haut Sebou	-3.01	3.71	3.63	-0.71	-0.06	0.53
Mjaara	Ouergha	-3.87	2.50	3.93	-0.95	-0.17	0.37
Ourtzagh	Ouergha	-1.89	4.20	3.05	-0.53	0.00	0.41
Pont du Sker	Ouergha	-0.67	2.04	0.56	-0.45	-0.10	0.29
Rhafsai	Ouergha	-0.23	0.58	1.39	-0.26	-0.24	-0.03
Tafrant	Ouergha	-0.13	0.00	0.00	-0.13	-0.08	0.04
Tissa	Inaouene-Lebene	-1.13	1.52	1.47	-0.82	-0.51	-0.27

**Tableau 12. Ruptures estimées pour les variables décrivant les basses eaux, exprimées en % de la valeur avant rupture.**

Nom	Zone	MINAN	Durée	Volume	début	centre	fin
Ain Timédrine	Haut Sebou	-57.30	1244.60	1315.00	-13.51	17.26	20.66
Azib Soltane	Moyen Sebou	-69.89	1817.40	2663.60	-59.51	19.51	32.70
Azzaba	Haut Sebou	-52.76	1060.70	1301.20	2.33	9.87	15.46
Bab Ouender	Ouergha	-30.39	371.40	592.04	-18.89	-8.66	12.38
Mdez	Haut Sebou	-79.43	768.34	1994.30	-16.09	-4.81	20.13
Mjaara	Ouergha	-90.52	290.69	650.12	-15.61	-1.81	14.38
Ourtzagh	Ouergha	-63.12	345.05	726.78	-8.07	8.81	12.42
Pont du Sker	Ouergha	-79.32	175.34	230.58	-14.52	-1.57	11.79
Rhafsai	Ouergha	-75.73	113.69	215.02	-7.54	-5.41	-2.08
Tafrant	Ouergha	-77.80	-43.13	325.11	-14.66	-11.30	10.95
Tissa	Inaouene-Lebene	-76.93	175.47	312.18	-13.50	-8.81	-4.06

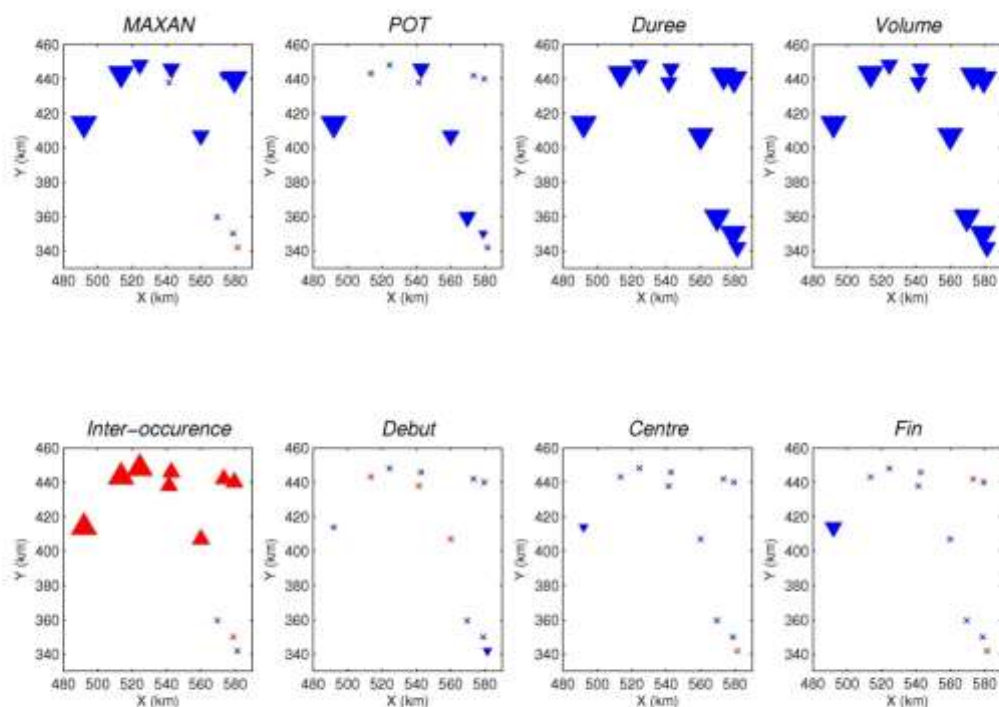
Enfin, la Figure 18, le Tableau 13 et le Tableau 14 présentent les résultats pour les huit variables décrivant les hautes eaux :

- Les maxima annuels sont en baisse pour toutes les stations sauf une (Mdez). Ce changement est souvent significatif pour les stations situées au nord du bassin (Ouergha).
- De manière similaire, les dépassements de seuil POT diminuent pour toutes les stations, mais pas toujours de manière significative.
- La durée et le volume des hautes eaux diminuent de manière très significative pour la totalité des stations.

- Les inter-occurrences (durées séparant deux événements de crue successifs) sont en augmentation significative pour toutes les stations situées dans le nord du bassin. Par contre on n'observe pas de changement significatif pour les trois stations du Haut Sebou.
- Les changements observés sur les centres de masse (début, centre et fin de la période des hautes eaux) sont généralement non significatifs.

La diminution des écoulements observée en basses eaux et en régime moyen semble donc exister également pour les hautes eaux. Cette diminution se traduit principalement par une diminution de la durée et du volume de la période des hautes eaux. Les changements sur les pics de crue (variables MAXAN et POT) et leur fréquence (Inter-occurrence) ne semblent par contre significatifs que pour les stations du nord du bassin.

Du point de vue méthodologique, on observe quelques valeurs qui peuvent sembler aberrantes dans le Tableau 14. Par exemple, une rupture de + 289% est estimée sur les dépassements de seuil (POT) de la station de Bab Ouender, alors que la tendance sur cette même variable avait été estimée à la baisse. En regardant plus en détail le résultat des tests pour cette station et cette variable (Cf. fiche-station en Annexe), on observe que la date de rupture estimée est extrêmement précoce (1955), et correspond à une succession de valeurs particulièrement faibles. Néanmoins, sur l'ensemble de la série, c'est bel et bien une tendance à la baisse qui semble se dessiner. Cet exemple illustre d'une part la difficulté à détecter des changements sur la base de données locale très variable, et d'autre part la grande sensibilité des tests de détection de rupture, alors que les tests de détection de tendance sont plus robustes.



**Figure 18. Significativité des tendances détectées pour les variables décrivant les hautes eaux (légende en Figure 15)**

**Tableau 13. Tendances estimées pour les variables décrivant les hautes eaux, exprimées en % par an.**

Nom	Zone	MAXAN	POT	Durée	Volume	Inter-occurrence	début	centre	fin
Ain Timédrine	Haut Sebou	-0.76	-0.44	-2.83	-2.67	0.43	-0.49	-0.60	-0.16
Azib Soltane	Moyen Sebou	-3.16	-1.14	-3.20	-2.47	1.41	-0.72	-1.12	-1.07
Azzaba	Haut Sebou	-0.72	-0.60	-2.15	-2.11	-0.04	-0.76	-0.15	-0.03
Bab Ouender	Ouergha	-1.72	-0.20	-1.95	-1.54	0.31	-0.47	-0.66	-0.02
Mdez	Haut Sebou	0.01	-0.05	-1.84	-1.61	0.01	-1.37	0.13	0.45
Mjaara	Ouergha	-2.24	-0.27	-2.25	-1.94	0.46	0.05	-0.45	-0.03
Ourtzagh	Ouergha	-1.79	-0.15	-2.24	-1.76	0.39	0.26	-0.09	-0.11
Pont du Sker	Ouergha	-1.69	-0.25	-2.18	-1.60	0.41	-0.33	-0.38	0.05
Rhafesai	Ouergha	-1.67	-0.36	-1.56	-1.49	0.29	-0.17	-0.21	-0.18
Tafrant	Ouergha	-2.38	-0.18	-2.56	-2.37	0.35	-0.37	-0.37	-0.15
Tissa	Inaouene-Lebene	-2.45	-0.35	-2.36	-2.09	0.34	0.03	-0.57	-0.11

**Tableau 14. Ruptures estimées pour les variables décrivant les hautes eaux, exprimées en % de la valeur avant rupture.**

Nom	Zone	MAXAN	POT	Durée	Volume	Inter- occurrence	début	centre	fin
Ain Timédrine	Haut Sebou	-38.41	-47.15	-76.34	-76.03	54.56	-23.66	-23.16	-17.12
Azib Soltane	Moyen Sebou	-78.04	-68.51	-89.82	-92.70	207.10	-26.62	-29.31	-27.94
Azzaba	Haut Sebou	-39.73	-58.18	-75.65	-74.92	-28.73	-28.86	-22.73	-10.86
Bab Ouender	Ouergha	-40.17	289.04	-61.18	-64.99	55.26	-35.87	-17.22	-7.93
Mdez	Haut Sebou	14.47	82.58	-72.82	-69.86	-20.44	-38.07	62.91	14.47
Mjaara	Ouergha	-46.25	-39.24	-56.27	-60.08	59.07	37.89	-9.17	-10.13
Ourtzagh	Ouergha	-40.40	-31.01	-64.01	-67.52	79.05	11.68	-10.45	-11.79
Pont du Sker	Ouergha	-44.88	-44.33	-60.41	-62.67	106.92	-26.77	-19.27	-9.46
Rhafsai	Ouergha	-53.30	-52.79	-51.50	-63.70	99.03	-15.32	-16.58	-17.29
Tafrant	Ouergha	-46.78	-36.21	-60.67	-59.71	161.07	-35.02	-12.15	-12.14
Tissa	Inaouene- Lebene	-52.56	-34.39	-55.42	-67.87	61.49	47.94	-18.86	-9.99

#### 4.1.3. Quelques mots sur l'hypothèse d'indépendance (temporelle)

Comme indiqué en section 0, les tests statistiques utilisés font l'hypothèse que les observations sont indépendantes temporellement (pas d'autocorrélation). Si cette hypothèse s'avérait abusive, les résultats pourraient être biaisés, car les tests utilisés sont connus pour manquer de robustesse face à des données autocorrélées [e.g., *Renard, 2006; Von Storch and Navarra, 1999*].

Malheureusement, le problème de distinguer ce qui relève de l'autocorrélation ou d'une tendance déterministe dans la détection de non-stationnarité est un problème quasiment insoluble, comme le note *Jaruskova [1997]*:

« *if the finite part of a time series is observed, it is impossible to distinguish between a stationary series with the positive dependence between the neighbouring observations and a sequence of independent variables with the slowly changing mean* ». En pratique, cela signifie qu'une tendance crée une autocorrélation apparente dans les données, et inversement, la présence d'autocorrélation induit des tendances apparentes.

Pour illustrer ce phénomène, le Tableau 15 donne les autocorrélations d'ordre 1 calculées sur les séries analysées. On observe de nombreuses autocorrélations significatives, en particulier pour les variables présentant les tendances les plus nettes (Module, MINAN, durées et volumes d'étiage et de crue). La question qui se pose est donc la suivante : est-ce la tendance qui crée l'autocorrélation ou l'autocorrélation qui crée la tendance ?

**Tableau 15. Autocorrélations d'ordre 1 dans les séries analysées. Les cases grisées représentent les autocorrélations significativement différentes de zéro au risque 5%.**

		Ain Timdrine	Azib Soltane	Bab Azzaba Ouender	Mdez	Mjaara	Ourtzagh	Pont du Sker	Rhafsai	Tafrant	Tissa	
Moyennes	Module	0.42	0.61	0.48	0.38	0.55	0.36	0.36	0.38	0.39	0.33	0.43
	Début	-0.09	0.39	-0.07	0.13	0.19	0.13	0.03	0.08	0.14	0.22	0.02
	Centre	0.03	0.01	-0.01	0.00	0.09	-0.10	-0.09	-0.03	0.06	0.05	0.15
	Fin	-0.19	0.52	-0.06	0.02	-0.04	0.06	0.00	-0.04	0.08	-0.11	-0.19
Basses eaux	MINAN	0.59	0.68	0.59	0.25	0.50	0.55	0.12	0.61	0.63	0.62	0.01
	Durée	0.54	0.72	0.39	0.41	0.54	0.44	0.53	0.24	0.11	0.40	0.08
	Volume	0.44	0.57	0.33	0.63	0.52	0.44	0.56	0.19	0.24	0.42	0.25
	Début	0.03	0.33	-0.17	0.28	0.17	0.00	0.01	0.04	0.32	0.12	0.05
	Centre	-0.07	0.19	-0.16	0.21	-0.09	-0.36	-0.08	-0.40	0.14	0.06	-0.02
	Fin	-0.04	0.15	-0.01	0.17	-0.04	0.10	-0.02	0.30	-0.16	0.03	-0.02
Hautes eaux	MAXAN	-0.05	0.44	-0.03	0.23	-0.04	0.27	0.18	0.28	0.44	0.01	0.35
	Durée	0.23	0.48	0.20	0.29	0.34	0.31	0.28	0.29	0.34	0.28	0.31
	Volume	0.19	0.48	0.18	0.33	0.33	0.36	0.33	0.38	0.41	0.31	0.37
	Début	0.04	-0.13	-0.01	0.16	0.23	0.04	0.06	0.06	-0.01	0.10	-0.01
	Centre	-0.02	0.02	0.00	-0.03	0.01	-0.32	0.02	0.06	0.12	-0.16	0.23
	Fin	-0.13	0.03	-0.02	-0.09	-0.12	-0.05	0.07	-0.07	-0.06	-0.01	-0.07

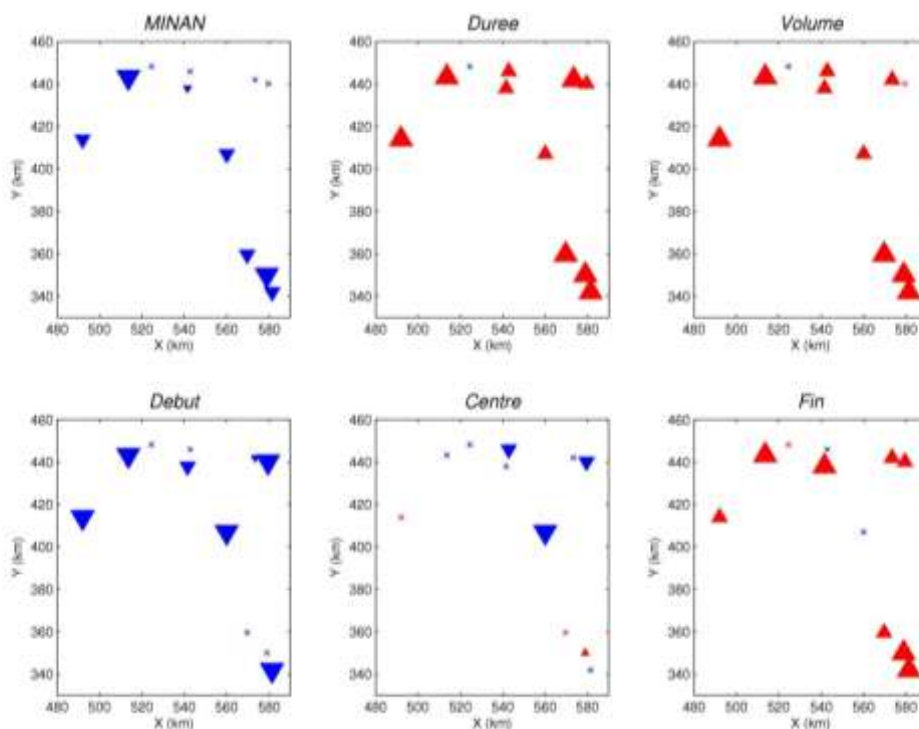
Le Tableau 16 présente les autocorrélations d'ordre 1 calculées après le retrait de la tendance estimée. Cette opération, nommée « detrending », est souvent recommandée afin d'éviter de biaiser l'estimation des autocorrélations à cause d'une éventuelle tendance [e.g., *Hamed and Rao, 1998*]. En comparaison du Tableau 15, on observe des autocorrélations nettement moins significatives, en particulier pour les modules et les variables descriptives des hautes eaux. Néanmoins, une dépendance temporelle semble subsister pour les variables d'étiage.

Afin de vérifier que cette dépendance résiduelle ne modifie pas sensiblement les résultats, nous avons effectué une nouvelle analyse en utilisant systématiquement le test de Mann-Kendall modifié proposé par *Hamed et Rao [1998]*. Ce test tient compte de la présence d'autocorrélation dans les données et n'est donc pas biaisé par la dépendance temporelle (au prix d'une diminution de la puissance de détection).

Les résultats pour les variables décrivant les basses eaux, qui sont les plus autocorrélées, sont présentés en Figure 19. En comparant avec la Figure 17, on observe que des résultats très proches, même si la significativité locale peut légèrement changer. Il semble donc que les résultats présentés en section 0 restent pertinents, même si l'on admet qu'une éventuelle autocorrélation puisse affecter les données.

**Tableau 16. Autocorrélations d'ordre 1 dans les séries après « detrending ». Les cases grisées représentent les autocorrélations significativement différentes de zéro au risque 5%.**

		Ain Timdrine	Azib Soltane	Azzaba	Bab Ouender	Mdez	Mjaara	Ourtzagh	Pont du Sker	Rhafsai	Tafrant	Tissa
Moyennes	Module	0.10	0.34	0.13	0.23	0.32	0.24	0.22	0.27	0.31	0.15	0.26
	Début	-0.14	0.21	-0.18	0.06	0.03	0.12	0.02	0.05	0.14	0.19	0.01
	Centre	0.03	0.01	-0.01	-0.01	0.10	-0.11	-0.11	-0.04	0.06	0.05	0.12
	Fin	-0.24	0.17	-0.12	0.02	-0.10	0.04	-0.01	-0.04	0.08	-0.11	-0.19
Basses eaux	MINAN	0.36	0.37	0.34	0.26	0.31	0.34	0.03	0.59	0.62	0.62	-0.01
	Durée	0.27	0.56	0.16	0.33	0.32	0.28	0.33	0.13	0.07	0.40	0.00
	Volume	0.28	0.48	0.23	0.61	0.32	0.14	0.47	0.17	0.14	0.42	0.17
	Début	0.01	0.06	-0.17	-0.07	-0.04	-0.28	0.01	-0.07	0.35	0.10	-0.04
	Centre	-0.07	0.17	-0.16	0.13	-0.09	-0.31	-0.08	-0.40	0.04	0.05	-0.07
	Fin	-0.12	0.16	0.03	0.14	-0.19	-0.15	-0.15	0.23	-0.17	0.03	-0.02
Hautes eaux	MAXAN	-0.10	0.31	-0.08	0.14	-0.04	0.18	0.15	0.24	0.41	-0.07	0.23
	Durée	0.05	0.31	0.03	0.17	0.23	0.23	0.15	0.19	0.28	0.14	0.17
	Volume	0.02	0.37	0.02	0.25	0.24	0.30	0.25	0.33	0.37	0.18	0.27
	Début	0.00	-0.15	-0.04	0.14	0.18	0.04	0.05	0.05	-0.01	0.09	-0.01
	Centre	-0.10	-0.04	-0.01	-0.08	0.01	-0.32	0.02	0.03	0.11	-0.18	0.18
	Fin	-0.15	-0.03	-0.02	-0.09	-0.12	-0.05	0.06	-0.07	-0.07	-0.03	-0.08



**Figure 19. Significativité des tendances détectées par le test de Mann-Kendall modifié pour les variables décrivant les basses eaux (légende en Figure 15).**

#### 4.2. Echelle régionale

Cette section présente les résultats du test régional de détection de tendance LR-Reg détaillé en section 0. Le test a été appliqué à différentes échelles spatiales :

- Une unique région constituée de toutes les stations. Cette analyse permettra de détecter les tendances les plus robustes à l'échelle du bassin du Sebou. Evidemment, l'homogénéité de cette région en termes de climat et de fonctionnement hydrologique est sujette à caution.
- Les régions constituées par les trois stations du Haut Sebou d'une part, et les six stations de l'Ouergha d'autre part. Ces régions sont *a priori* beaucoup plus homogènes.



**Tableau 17. Résultats du test de cohérence régionale LR-Reg. Le pourcentage indique la significativité de la tendance régionale (n.s. = non significatif), le chiffre entre parenthèses le nombre d'années communes disponibles pour l'analyse. Les résultats en rouge désignent les tendances régionales à la hausse, ceux en bleu les tendances à la baisse.**

	Variable	Toutes les stations	Haut Sebou	Ouergha
Moyennes eaux	Module	<b>1% (35)</b>	<b>1% (50)</b>	<b>1% (36)</b>
	Début	n.s. (35)	<b>1% (50)</b>	n.s. (36)
	Centre	n.s. (35)	n.s. (50)	n.s. (36)
	Fin	<b>5% (35)</b>	<b>5% (50)</b>	n.s. (36)
Basses eaux	MINAN	<b>1% (34)</b>	<b>1% (49)</b>	<b>1% (35)</b>
	Durée	<b>1% (34)</b>	<b>1% (49)</b>	<b>1% (35)</b>
	Volume	<b>1% (34)</b>	<b>1% (49)</b>	<b>1% (35)</b>
	Début	/ (6)	n.s. (27)	<b>5% (13)</b>
	Centre	/ (6)	n.s. (27)	n.s. (13)
	Fin	/ (6)	<b>1% (27)</b>	n.s. (13)
Hautes eaux	MAXAN	n.s. (35)	n.s. (50)	<b>1% (36)</b>
	POT	/	/	/
	Inter-occurrences	/	/	/
	Durée	<b>1% (35)</b>	<b>1% (50)</b>	<b>1% (36)</b>
	Volume	<b>1% (35)</b>	<b>1% (50)</b>	<b>1% (36)</b>
	Début	n.s. (22)	n.s. (43)	n.s. (33)
	Centre	n.s. (22)	n.s. (43)	n.s. (33)
	Fin	n.s. (22)	n.s. (43)	n.s. (33)

Les résultats du test LR-Reg appliqué aux trois régions décrites ci-dessus sont présentés dans le Tableau 17. Avant de discuter en détail de ces résultats, il convient de préciser quelques limitations pratiques liées à l'utilisation du test LR-Reg :

- La gestion des données manquantes est non triviale à l'échelle régionale, et en l'état, le test n'est applicable qu'à une matrice de données sans aucune valeur manquante. Ceci implique que seules les années disponibles pour toutes les stations de la région considérée sont incluses dans l'analyse. Le nombre d'années communes est donné entre parenthèses dans le Tableau 17.

- Ce problème de gestion des données manquantes est encore plus délicat dans le cas des centres de masses en hautes et basses eaux. En effet, rappelons que ces centres de masses ne sont pas définis pour les années où le débit n'a pas franchi le seuil de haut/bas débit. En conséquence, seules les années pour lesquelles le débit de toutes les stations a franchi le seuil peuvent être utilisées. Ceci réduit nettement la taille des séries utilisables pour l'analyse régionale des centres de masse en hautes et basses eaux. En particulier, seules 6 années sont disponibles pour les centres de masse en basses eaux lorsque toutes les stations sont étudiées conjointement. Ce chiffre a été jugé trop faible pour appliquer le test LR-Reg.
- Le test LR-Reg réclame de pouvoir concaténer les séries de variables locales afin de créer la matrice de données qui sera analysée à l'échelle régionale. Cette concaténation est triviale pour les variables définies sur une base annuelle, mais est impossible pour les variables « POT » et « Inter-occurrences », car les événements sélectionnés par l'approche POT ne sont pas forcément concomitants sur toutes les stations.

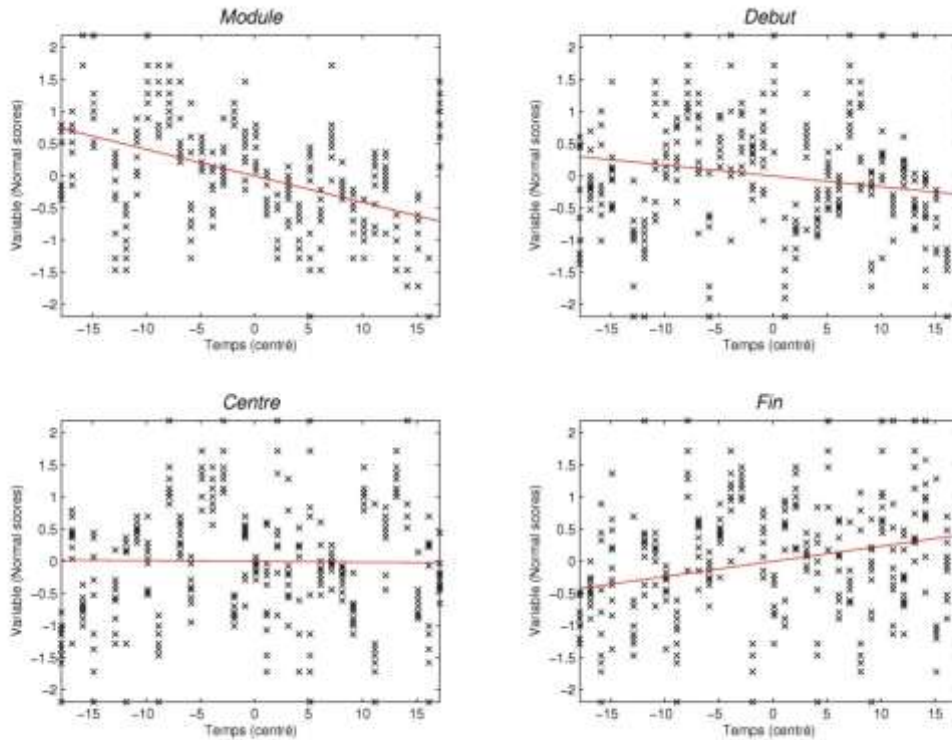
Les résultats figurant dans le Tableau 17 sont discutés en détail par région dans les sections suivantes.

#### **4.2.1. Toutes les stations**

La Figure 20 illustre les résultats du test LR-Reg pour les variables décrivant le régime moyen. Les données figurant dans cette figure (croix noires) correspondent aux données transformées  $\tilde{X}$  (cf. section 0) : le temps (en abscisse) est centré en zéro, et les valeurs en ordonnée correspondent aux variables transformées par « normal score ». Pour un temps donné, on obtient donc onze valeurs, correspondant aux onze stations constituant la région. La droite rouge représente la tendance régionale estimée (équation (15)), dont la significativité est donnée dans le Tableau 17.

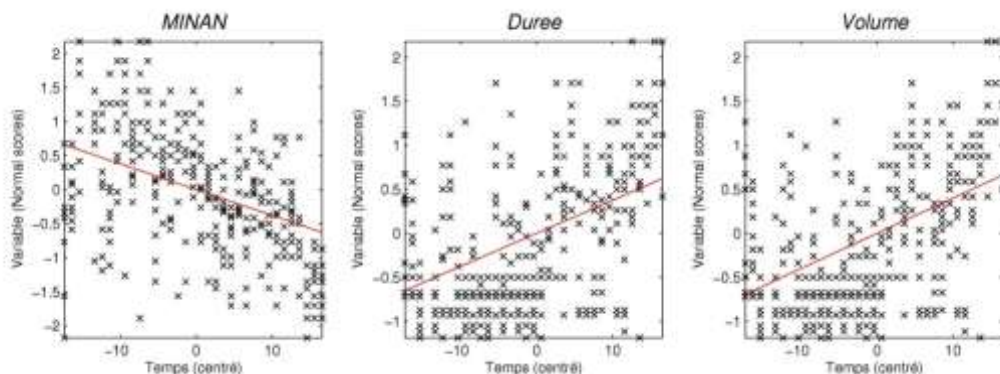
A l'échelle de toutes les stations du bassin du Sebou, on peut observer les changements cohérents suivants en régime moyen :

- Une diminution fortement significative des modules annuels
- Une augmentation significative de la date de fin de période d'écoulement
- Les changements sur le début et le centre des écoulements ne sont par contre pas significatifs à cette échelle



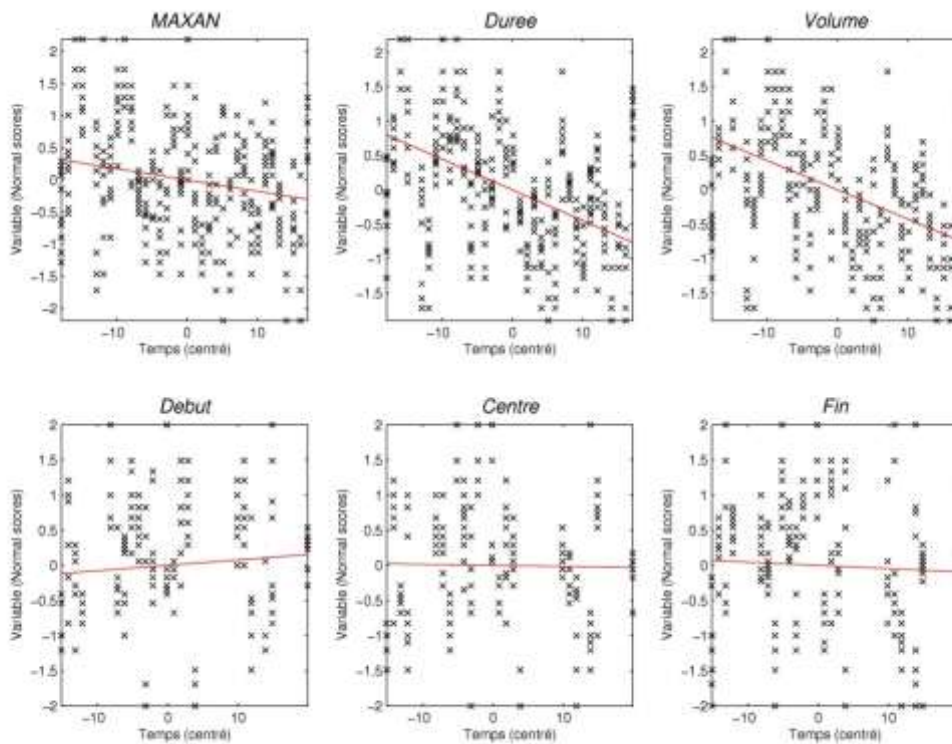
**Figure 20. Tendances régionales (toutes les stations) pour les variables descriptives du régime moyen. Les variables sont transformées par normal score, et le temps est centré sur zéro. La droite rouge représente la tendance régionale estimée.**

En basses eaux (Figure 21), on observe une aggravation des étiages, qui est fortement significative à la fois en durée, en volume et en intensité (MINAN).



**Figure 21. Tendances régionales (toutes les stations) pour les variables descriptives des basses eaux.**

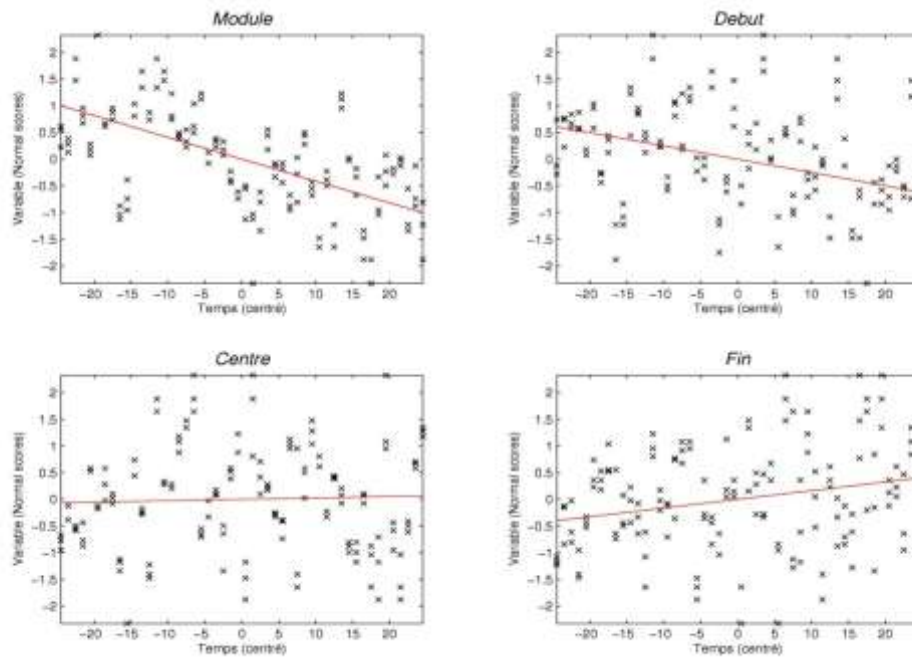
Les changements en crue (Figure 22) prennent la forme d'une diminution fortement significative des durées et des volumes des périodes de hautes eaux. Par contre, les changements en termes de pics de crue ou de saisonnalité ne sont pas significatifs à cette échelle.



**Figure 22. Tendances régionales (toutes les stations) pour les variables descriptives des hautes eaux**

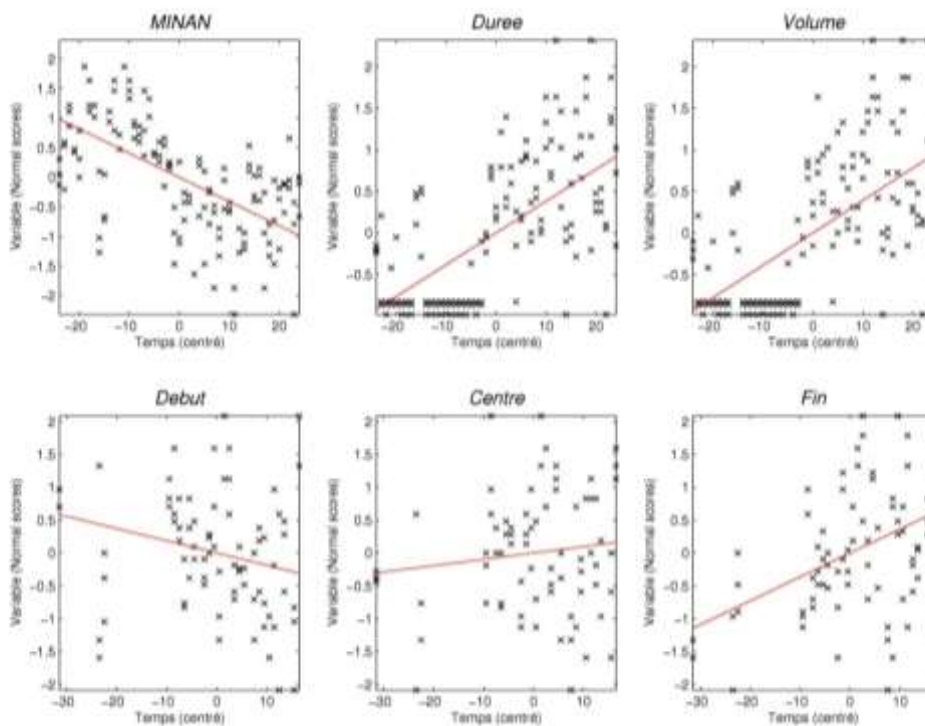
#### 4.2.2. Stations du Haut Sebou

Les changements en termes de régime moyen sont identiques pour les trois stations du Haut Sebou (Figure 23) à ceux observés à l'échelle de toutes les stations : diminution fortement significative des modules annuels, couplée à une fin de période d'écoulement plus tardive.



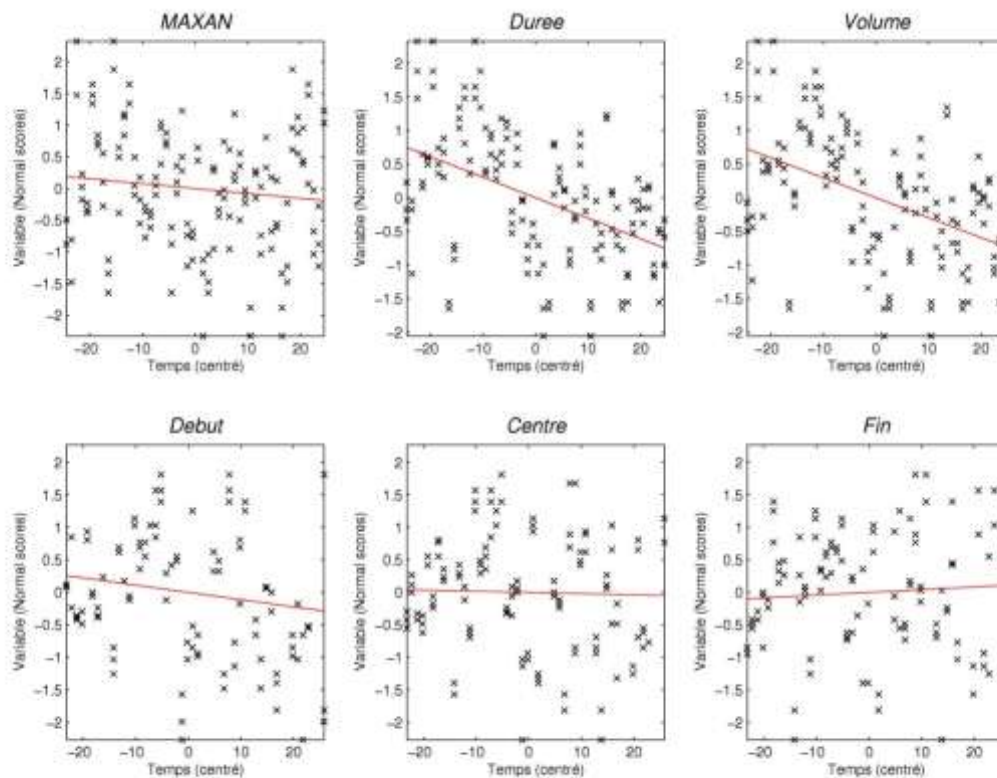
**Figure 23. Tendances régionales (Haut Sebou) pour les variables descriptives du régime moyen.**

En basses eaux (Figure 24), on observe encore une fois une forte aggravation des étiages, à la fois en durée, en volume et en intensité. De plus, la date de fin d'étiage semble significativement plus tardive.



**Figure 24. Tendances régionales (Haut Sebou) pour les variables descriptives des basses eaux.**

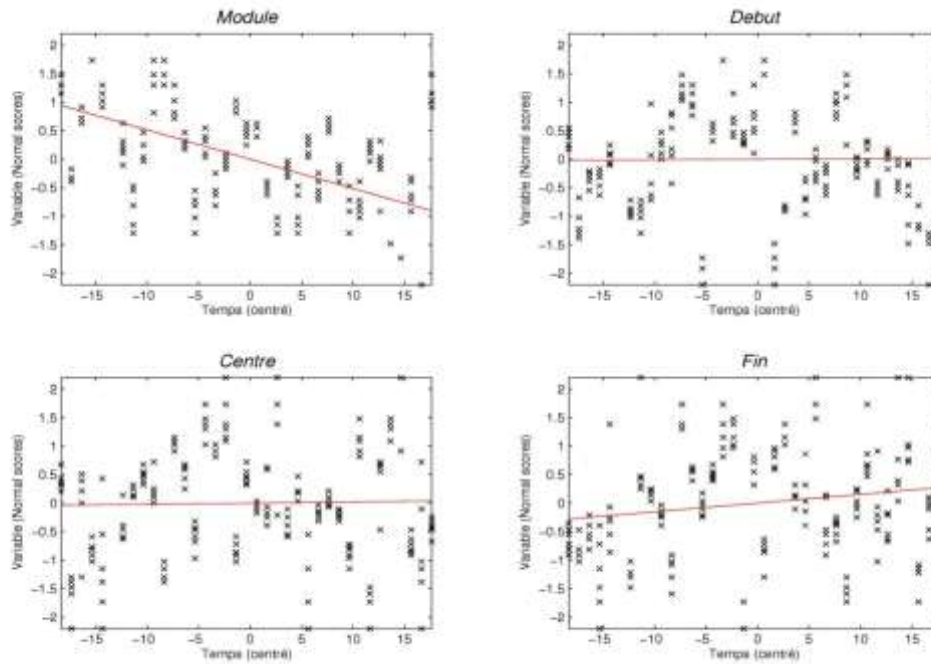
Les changements en crue (Figure 25) prennent encore une fois la forme d'une diminution fortement significative des durées et des volumes des périodes de hautes eaux, sans changement significatif sur les pics de crue ou la saisonnalité.



**Figure 25. Tendances régionales (Haut Sebou) pour les variables descriptives des hautes eaux.**

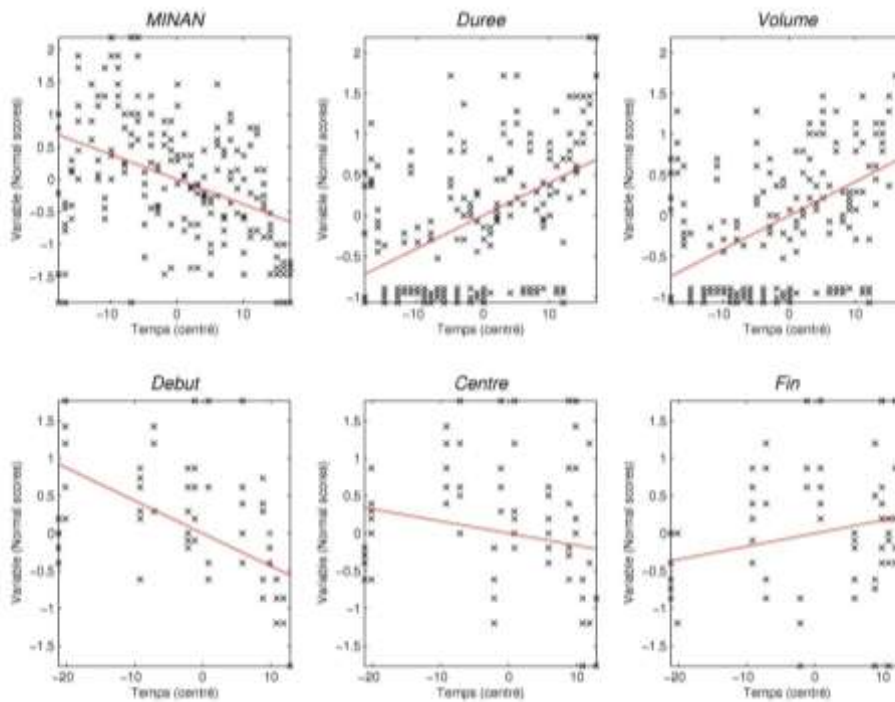
#### 4.2.3. Stations de l'Ouergha

La diminution des modules annuels est encore une fois fortement significative à l'échelle des six stations de l'Ouergha (Figure 26). Par contre, aucun changement de saisonnalité n'apparaît significatif.



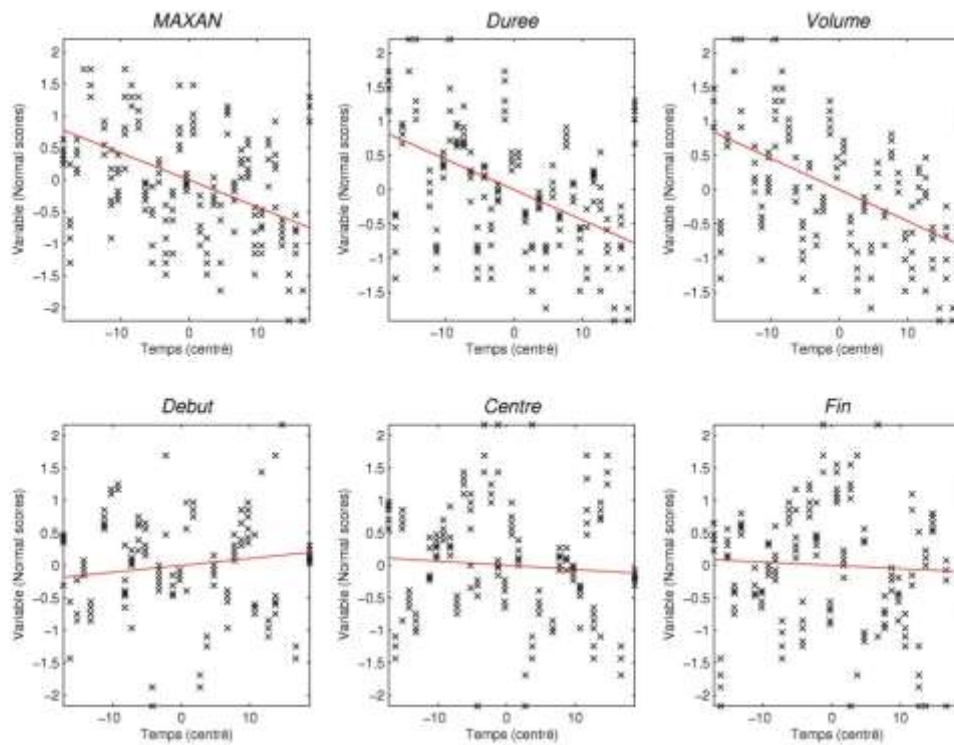
**Figure 26. Tendances régionales (Ouergha) pour les variables descriptives du régime moyen.**

En basses eaux (Figure 27), on observe encore une fois une forte aggravation des étiages, à la fois en durée, en volume et en intensité. De plus, la date de début d'étiage semble significativement plus précoce.



**Figure 27. Tendances régionales (Ouergha) pour les variables descriptives des basses eaux.**

La diminution des durées et des volumes des périodes de hautes eaux est encore une fois fortement significative (Figure 28). De plus, les pics de crues sont également en diminution fortement significative pour les stations de l'Ouergha. Les changements de saisonnalité restent par contre non significatifs.



**Figure 28. Tendances régionales (Ouergha) pour les variables descriptives des hautes eaux.**



## Conclusions et perspectives

L'objectif de cette analyse était d'étudier la stationnarité des régimes hydrologiques dans le bassin du Sebou, en particulier dans le domaine extrême. Cette étude s'est appuyée sur onze longues séries de débits journaliers, et sur un ensemble de variables hydrologiques décrivant les régimes moyens ainsi que les crues et les étiages.

La stationnarité de ces variables a été tout d'abord étudiée à l'échelle locale, en utilisant les tests statistiques les plus adaptés aux caractéristiques probabilistes de la variable étudiée. Dans un second temps, une analyse à l'échelle régionale a permis d'évaluer la cohérence des changements observés à l'échelle de tout le bassin du Sebou, ainsi que de deux sous-régions (Haut Sebou et Ouergha).

Les changements observés les plus robustes, qui sont significatifs à l'échelle de tout le bassin du Sebou, sont les suivants :

- Une diminution des modules annuels.
- Une aggravation des étiages, à la fois en termes de durée, de volume et d'intensité.
- Une diminution des volumes et des durées en période de hautes eaux.

En plus de ces changements, les pics de crues diminuent également de manière significative pour les stations de l'Ouergha. Les changements en termes de saisonnalité semblent moins marqués, malgré quelques tendances régionalement significatives (e.g. fin d'étiage plus tardive dans le Haut Sebou, début d'étiage plus précoce dans l'Ouergha).

Les résultats présentés dans cette étude sont purement descriptifs, et ne permettent pas en l'état de définir la cause de ces changements. De manière générale, les principales causes non climatiques de changement dans les séries hydrométriques sont les suivantes :

- Problèmes d'origine métrologique, par exemple changements d'extrapolation de la courbe de tarage. La forte cohérence spatiale des changements observés dans le bassin du Sebou permet de penser que les problèmes métrologiques ne sont pas la cause de ces changements.

- Influence anthropique directe, par exemple aménagements hydrauliques, prélèvements, changement d'occupation du sol. Il est possible que ces facteurs aient joué un rôle dans les évolutions observées dans le bassin du Sebou. Néanmoins, le fait que les changements observés sur les débits soient cohérents avec ceux observés sur les pluies (diminution au début des années 1980) suggère que les influences anthropiques directes ne sont pas l'unique cause de ces évolutions, et que la diminution de la pluviométrie a certainement joué un rôle dans celle des débits.

Il semble donc qu'au moins une partie des évolutions observées ait une origine climatique. Néanmoins, il est impossible de distinguer sur la base de ces premiers résultats s'il s'agit d'une tendance déterministe à long terme due au changement climatique, ou plutôt d'une variabilité naturelle décennale liée aux oscillations atmosphériques à grande échelle de type El Nino (ENSO) ou oscillation Nord-Atlantique (NAO).

Ces premiers résultats suggèrent donc un certain nombre de pistes de travaux futurs pour mieux comprendre les évolutions subies par le bassin du Sebou. On peut notamment suggérer les pistes suivantes :

- Généraliser l'étude effectuée à l'ensemble du Maroc. Ceci réclamerait dans un premier temps d'effectuer un recensement des longues séries de données hydrométriques disponibles, aux pas de temps mensuel (pour l'étude des apports) et journalier (pour l'étude des extrêmes).
- Effectuer une étude bibliographique exhaustive sur les changements observés sur les régimes pluviométriques et hydrologiques autour du Maroc, notamment dans le domaine extrême. A titre d'illustration, la baisse de la pluviométrie et des apports observée à partir des années 1980 rappelle la période déficitaire qu'a connue l'Afrique de l'Ouest sub-sahélienne à partir de la même période [e.g., Paturel, et al., 2003], bien que les contextes climatiques soient différents.
- Etudier plus en détail le lien entre la diminution des pluies et des débits. En particulier, il serait intéressant d'évaluer si la diminution des pluies suffit à expliquer celle des débits ou si d'autres facteurs (influences anthropiques notamment) ont joué un rôle significatif. D'un point de vue méthodologique, la complexité de la relation pluie-débit impose de recourir à un modèle hydrologique pour effectuer cette étude. Un exemple de ce type d'analyse est fourni par Renard [2008].

- Etudier les liens éventuels entre les données pluviométriques et hydrométriques Marocaines et les indices décrivant la variabilité atmosphérique décennale à grande échelle (e.g., SOI, NAO etc.). Une première analyse sur les précipitations annuelles au Maroc a été effectuée par Knippertz et al. [2003]. Il serait intéressant de compléter cette étude en incluant des données hydrométriques et en se focalisant sur le comportement des extrêmes. De très nombreux exemples de ce type d'analyse dont il serait possible de s'inspirer existent dans la littérature [e.g., Aryal, et al., 2009; Franks, 2002; Franks and Kuczera, 2002; Haylock, et al., 2006; Jain and Lall, 2000; 2001; Kiem, et al., 2003; Vicente-Serrano, 2005].
- D'un point de vue méthodologique, la plupart des méthodes utilisées pour la gestion des risques hydro-météorologiques sont basées sur les hypothèses de stationnarité et d'équidistribution des observations. Quelle que soit la cause des évolutions détectées (tendance due au changement climatique ou oscillation climatique décennale), ces hypothèses ne semblent pas vérifiées par les observations. En pratique, cela implique qu'il existe une variabilité supplémentaire qu'il conviendrait de prendre en compte. De nombreux travaux récents ont été effectués pour proposer des méthodes tenant compte d'éventuelles non-stationnarités [e.g., El Adlouni and Ouarda, 2009; Perreault, et al., 2000a; b; Renard, et al., 2006a; Renard, et al., 2006b] ou de la présence d'oscillations décennales [e.g., Fortin, et al., 2004; Thyer and Kuczera, 2000]. Il serait intéressant d'évaluer la pertinence de ces approches pour la gestion des risques hydro-météorologiques Marocains.

## **Bibliographie**

- Aryal, S. K., B. C. Bates, E. P. Campbell, Y. Li, M. J. Palmer, and N. R. Viney (2009), Characterizing and modeling temporal and spatial trends in rainfall extremes, *Journal of Hydrometeorology*, 10, 241-253.
- BRLi, G., CACG, and ADI (2006), Étude d'actualisation du Plan Directeur d'Aménagement Intégré des Ressources en Eau du bassin hydraulique de Sebou (PDAIRE), 98 pp, Rapport commandé par l' Agence du bassin du Sebou.
- Brohan, P., J. J. Kennedy, I. Harris, S. F. B. Tett, and P. D. Jones (2006), Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new data set from 1850, *J. Geophys. Res.-Atmos.*, 111.
- Coles, S. (2001), *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*, 210 pp., Springer-Verlag, London.
- El Adlouni, S., and T. Ouarda (2009), Joint Bayesian model selection and parameter estimation of the generalized extreme value model with covariates using birth-death Markov chain Monte Carlo, *Water Resources Research*, 45.
- Fortin, V., L. Perreault, and J. D. Salas (2004), Retrospective analysis and forecasting of streamflows using a shifting level model, *J. Hydrol.*, 296, 135-163.
- Franks, S. W. (2002), Identification of a change in climate state using regional flood data, *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 6, 11-16.
- Franks, S. W., and G. Kuczera (2002), Flood frequency analysis: Evidence and implications of secular climate variability, New South Wales, *Water Resources Research*, 38.
- Hamed, K. H., and A. R. Rao (1998), A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data, *J. Hydrol.*, 204, 182-196.
- Hansen, J., R. Ruedy, M. Sato, M. Imhoff, W. Lawrence, D. Easterling, T. Peterson, and T. Karl (2001), A closer look at United States and global surface temperature change, *J. Geophys. Res.-Atmos.*, 106, 23947-23963.

- Haylock, M. R., et al. (2006), Trends in total and extreme South American rainfall in 1960-2000 and links with sea surface temperature, *J. Climate*, 19, 1490-1512.
- IPCC (2007), *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, 996 pp, Cambridge.
- Jain, S., and U. Lall (2000), Magnitude and timing of annual maximum floods: Trends and large-scale climatic associations for the Blacksmith Fork River, Utah, *Water Resources Research*, 36, 3641-3651.
- Jain, S., and U. Lall (2001), Floods in a changing climate: Does the past represent the future?, *Water Resources Research*, 37, 3193-3205.
- Jaruskova, D. (1997), Some problems with application of change-point detection methods to environmental data, *Environmetrics*, 8, 469-483.
- Kendall, M. G. (1975), *Rank correlation methods*, 202 pp., Griffin, London.
- Kiem, A. S., S. W. Franks, and G. Kuczera (2003), Multi-decadal variability of flood risk, *Geophys. Res. Lett.*, 30.
- Knippertz, P., M. Christoph, and P. Speth (2003), Long-term precipitation variability in Morocco and the link to the large-scale circulation in recent and future climates, *Meteorol. Atmos. Phys.*, 83, 67-88.
- Kundzewicz, Z. W., D. Graczyk, T. Maurer, I. Pinskiwar, M. Radziejewski, C. Svensson, and M. Szwed (2005), Trend detection in river flow series: 1. Annual maximum flow, *Hydrol. Sci. J.-J. Sci. Hydrol.*, 50, 797-810.
- Lang, M., T. B. M. J. Ouarda, and B. Bobée (1999), Towards operational guidelines for over-threshold modeling, *J. Hydrol.*, 225, 103-117.
- Mann, H. B. (1945), Nonparametric tests against trend, *Econometrica*, 13, 245-259.
- Paturel, J. E., M. Ouedraogo, E. Servat, G. Mahe, A. Dezetter, and J. F. Boyer (2003), The concept of rainfall and streamflow normals in West and Central Africa in a context of climatic variability, *Hydrol. Sci. J.-J. Sci. Hydrol.*, 48, 125-137.

- Perreault, L., J. Bernier, B. Bobee, and E. Parent (2000a), Bayesian change-point analysis in hydrometeorological time series. Part 1. The normal model revisited, *J. Hydrol.*, 235, 221-241.
- Perreault, L., J. Bernier, B. Bobee, and E. Parent (2000b), Bayesian change-point analysis in hydrometeorological time series. Part 2. Comparison of change-point models and forecasting, *J. Hydrol.*, 235, 242-263.
- Pettitt, A. N. (1979), A Non-parametric Approach to the Change-point Problem, *Appl. Statist.*, 28, 126-135.
- Pilon, P. J., and S. Yue (2002), Detecting climate-related trends in streamflow data, *Water Sci. Technol.*, 45, 89-104.
- Renard, B. (2006), Détection et prise en compte d'éventuels impacts du changement climatique sur les extrêmes hydrologiques en France, Ph.D Thesis thesis, 364 pp, INPG / Cemagref, Lyon, France.
- Renard, B., V. Garreta, and M. Lang (2006a), An application of Bayesian analysis and MCMC methods to the estimation of a regional trend in annual maxima, *Water Resources Research*, 42.
- Renard, B., M. Lang, and P. Bois (2006b), Statistical analysis of extreme events in a non-stationary context via a Bayesian framework., *Stoch. Environ. Res. Risk Assess.*, 21, 97-112.
- Renard, B., et al. (2008), Regional methods for trend detection: assessing field significance and trend consistency, *Water Resources Research.*, 44.
- Smith, T. M., and R. W. Reynolds (2005), A global merged land and sea surface temperature reconstruction based on historical observations (1880-1997), *J. Climate*, 18, 2021-2036.
- Stewart, I. T., D. R. Cayan, and M. D. Dettinger (2005), Changes toward earlier streamflow timing across western North America, *J. Climate*, 18, 1136-1155.

- Svensson, C., J. Hannaford, Z. W. Kundzewicz, and T. Marsh (2006), Trends in river floods: why is there no clear signal in observations?, paper presented at Frontiers in Flood Research, IAHS Publication, Paris.
- Thyer, M., and G. Kuczera (2000), Modeling long-term persistence in hydroclimatic time series using a hidden state Markov model, *Water Resources Research*, 36, 3301-3310.
- Vicente-Serrano, S. M. (2005), El Nino and La Nina influence on droughts at different timescales in the Iberian Peninsula, *Water Resources Research*, 41.
- Von Storch, H., and A. Navarra (1999), *Analysis of Climate Variability*, 342 pp., Springer.

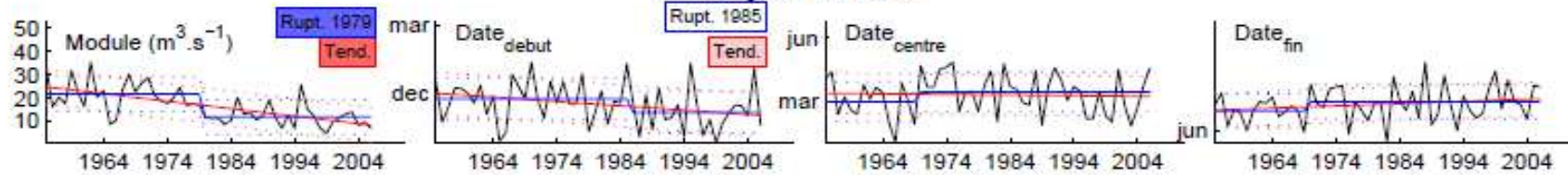


## **Annexes**

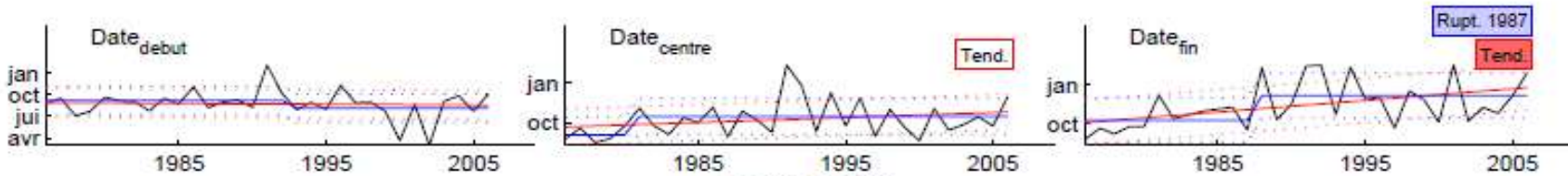
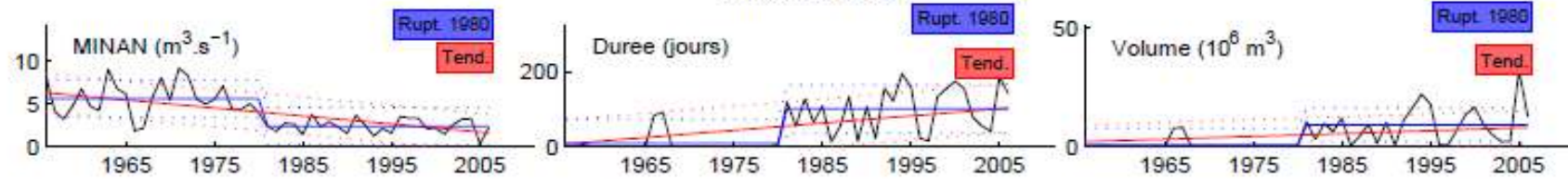


# AinTimdrine

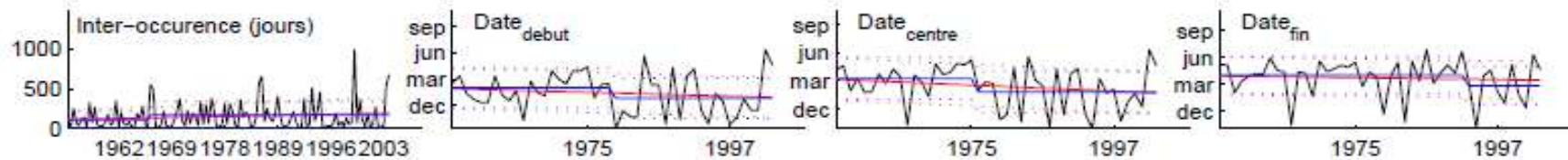
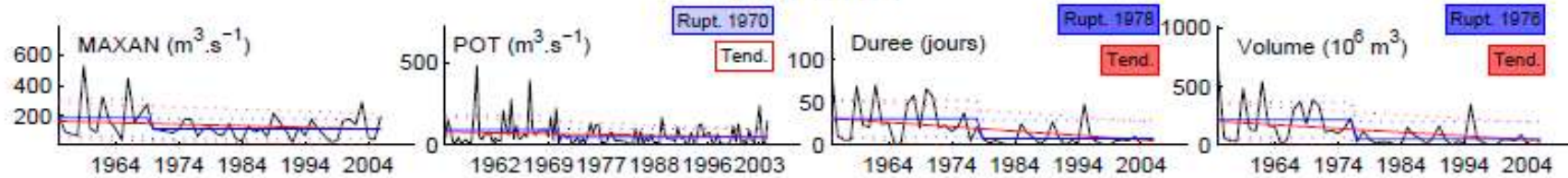
## Moyennes eaux



## Basses eaux

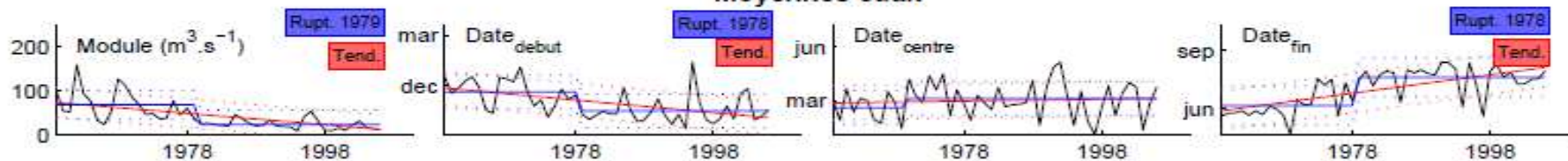


## Hautes eaux

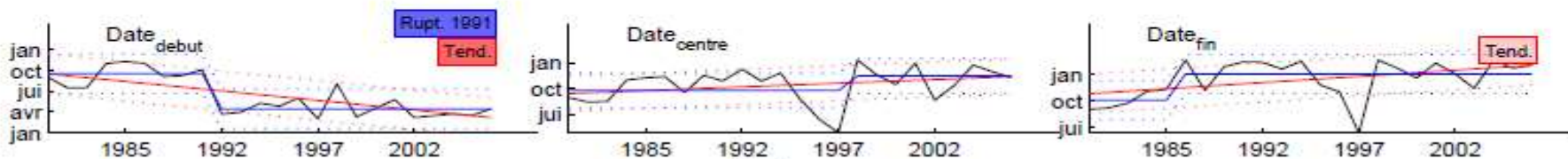


# aziboltane

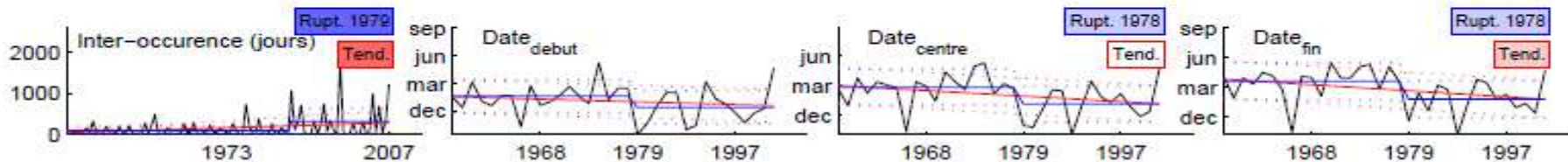
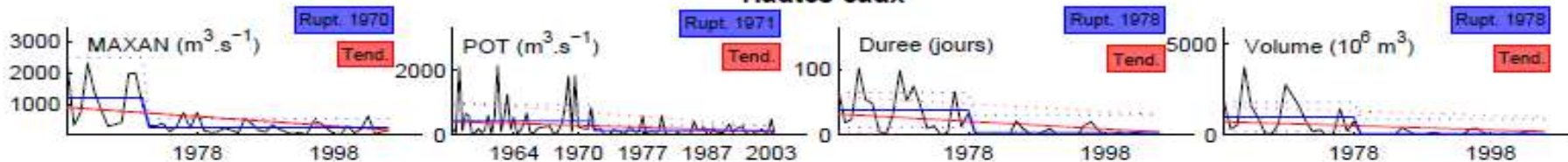
## Moyennes eaux



## Basses eaux



## Hautes eaux

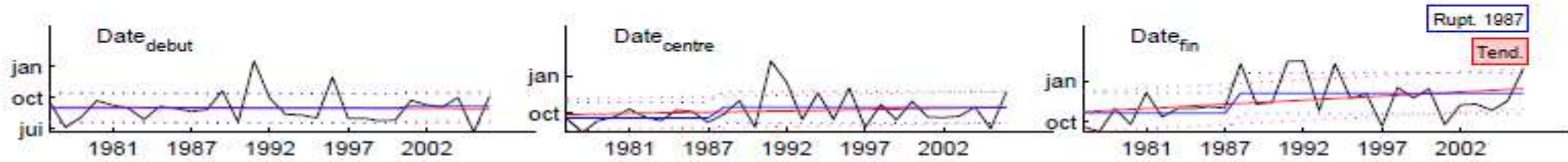
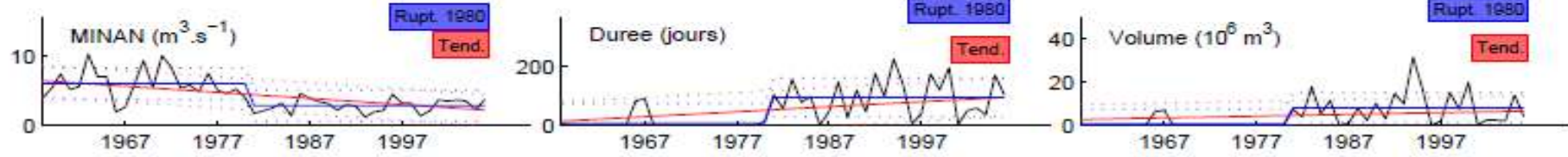


# azzaba

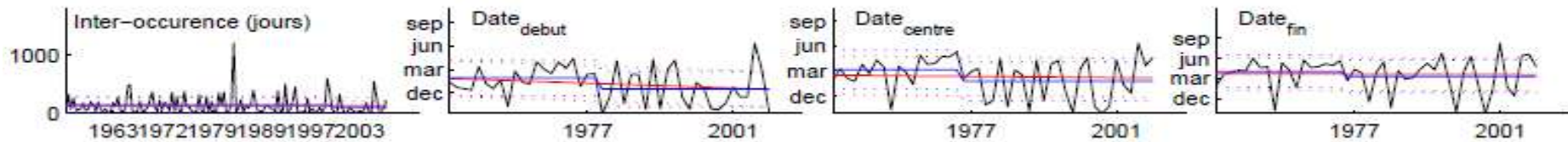
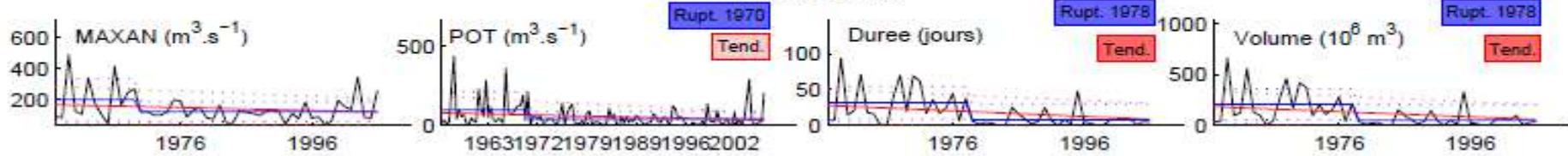
## Moyennes eaux



## Basses eaux

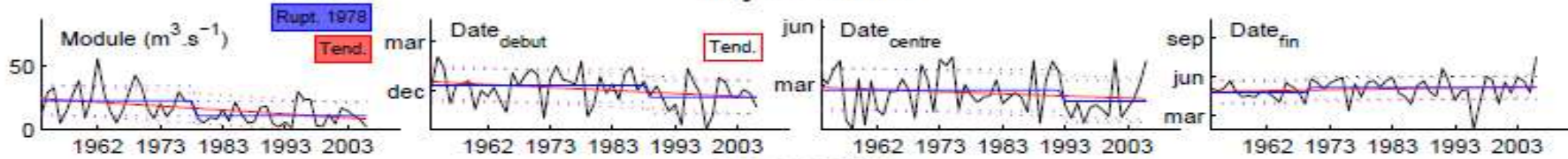


## Hautes eaux

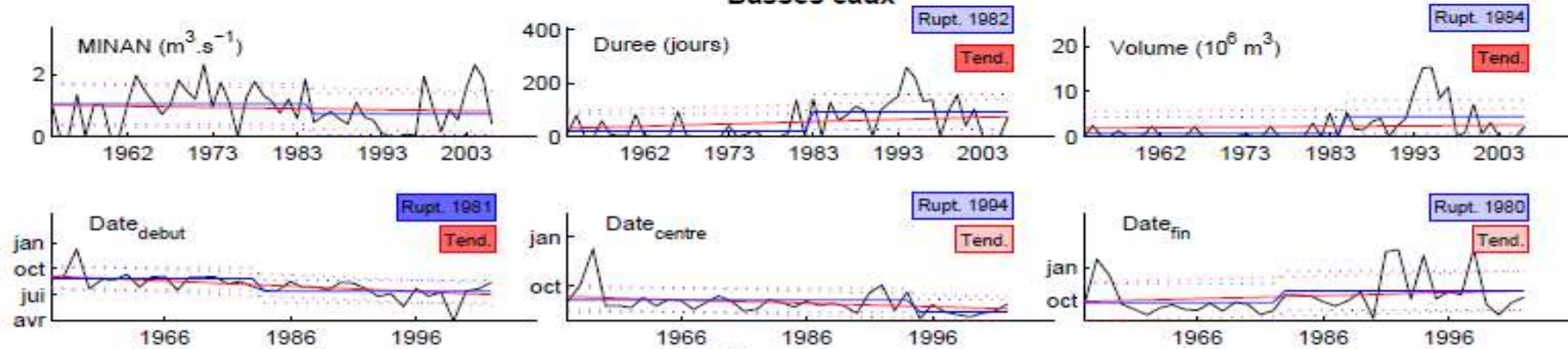


# babouender

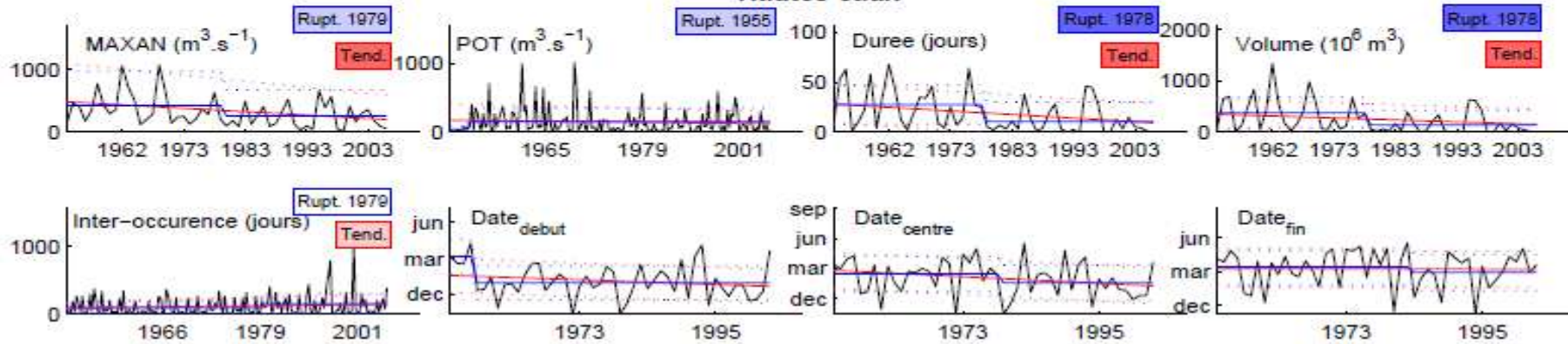
## Moyennes eaux



## Basses eaux



## Hautes eaux

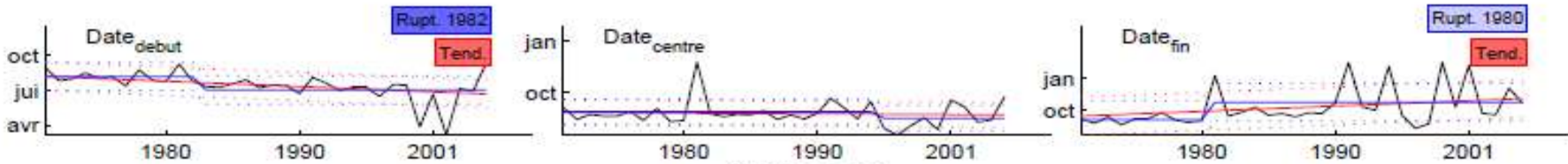
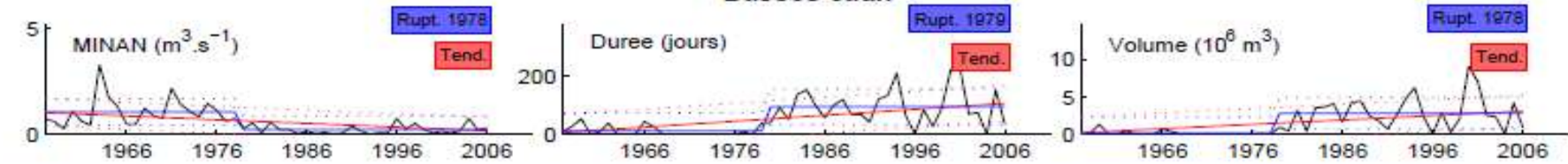


# mdez

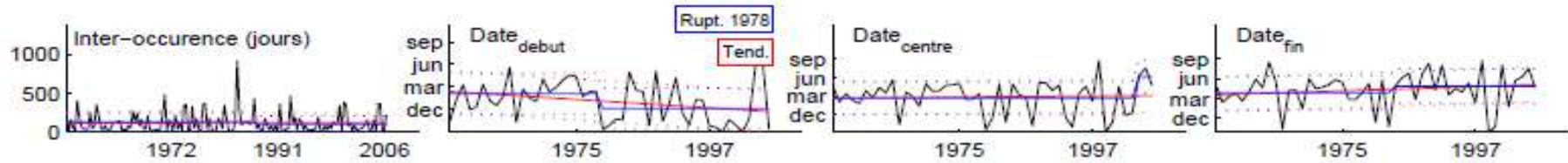
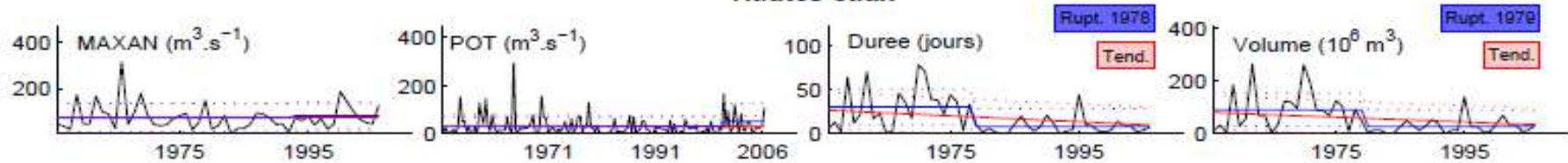
## Moyennes eaux



## Basses eaux

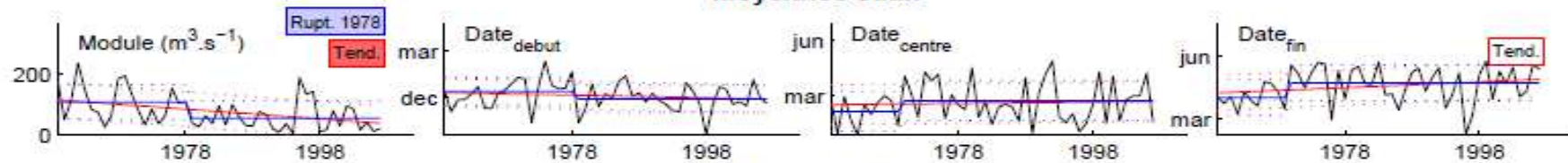


## Hautes eaux

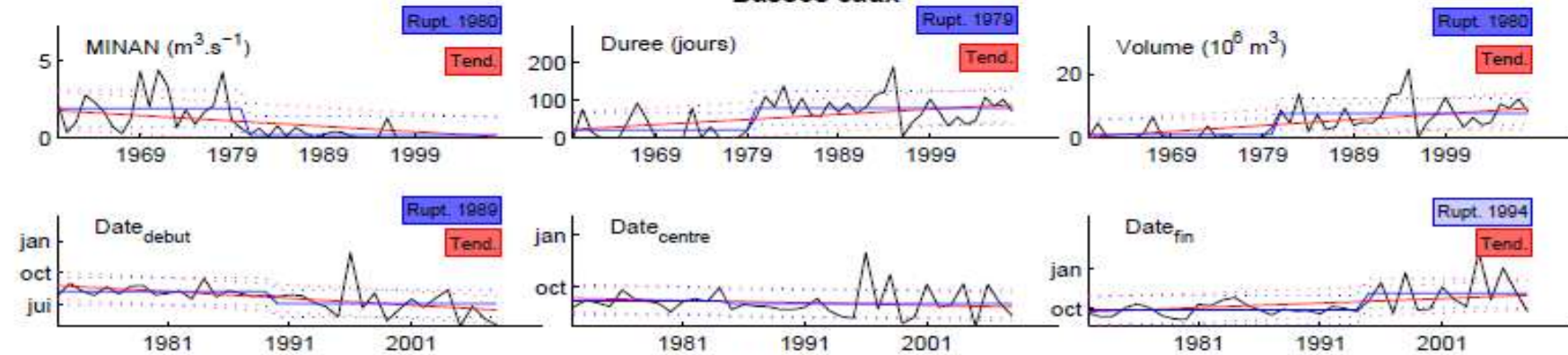


mjaara

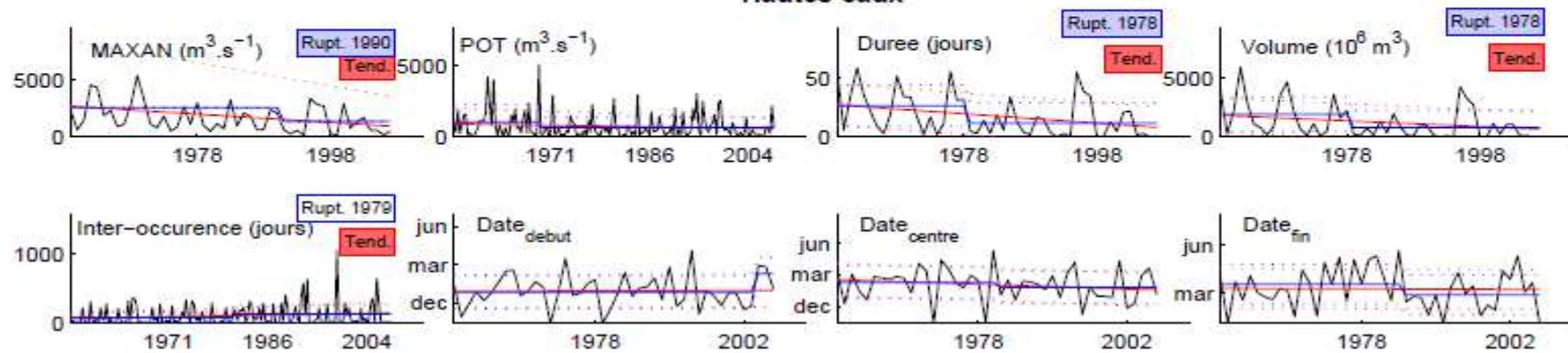
### Moyennes eaux



### Basses eaux

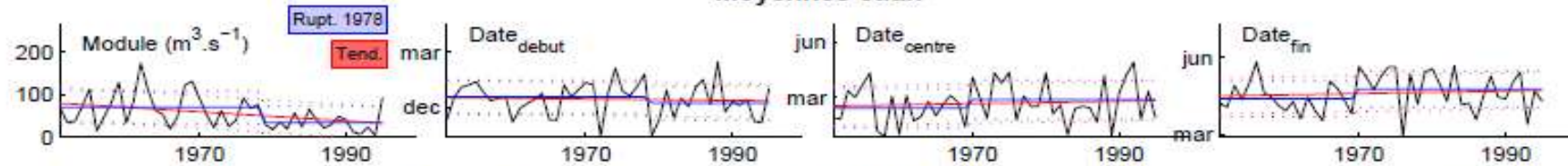


### Hautes eaux

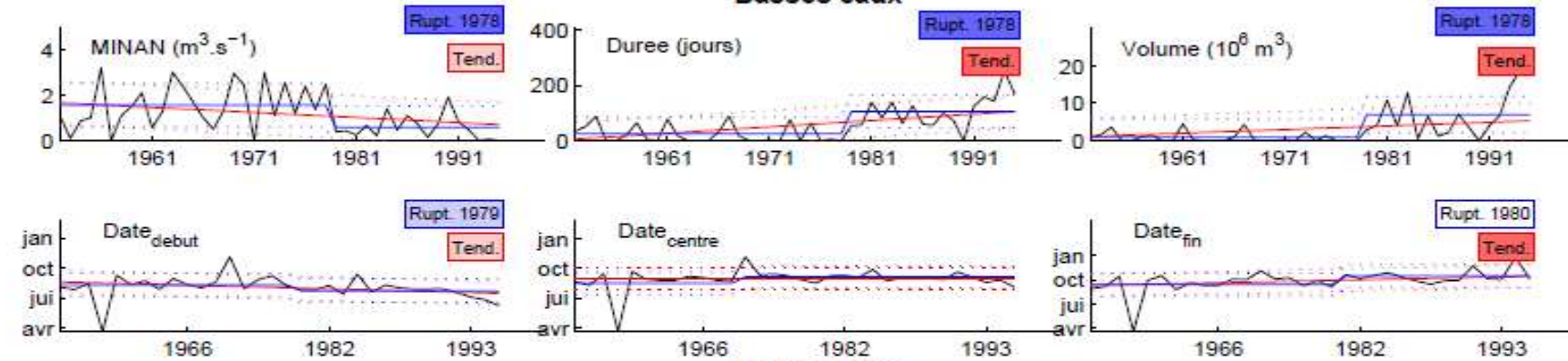


# ouertzagh

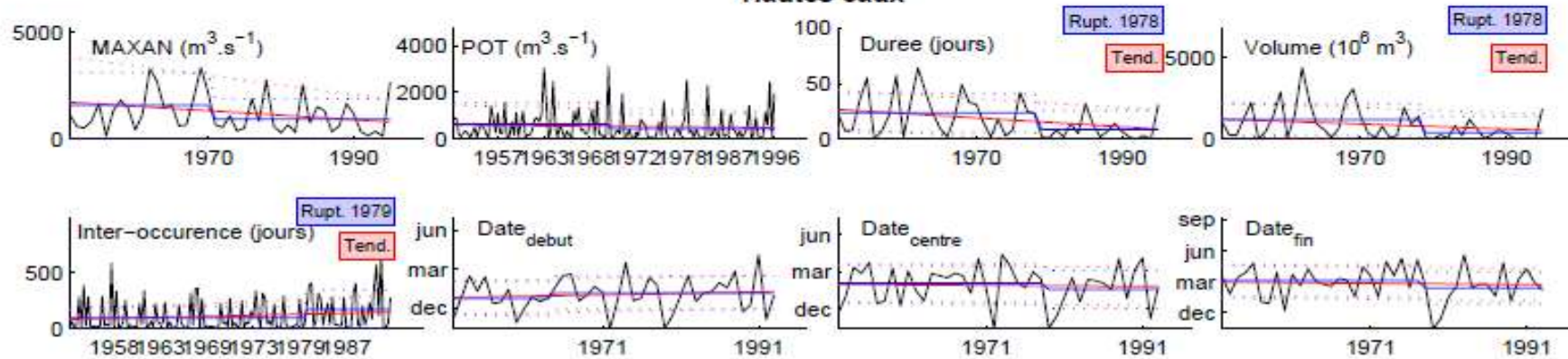
## Moyennes eaux



## Basses eaux

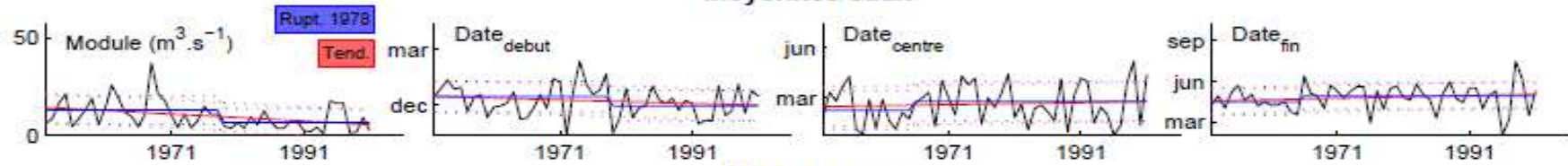


## Hautes eaux

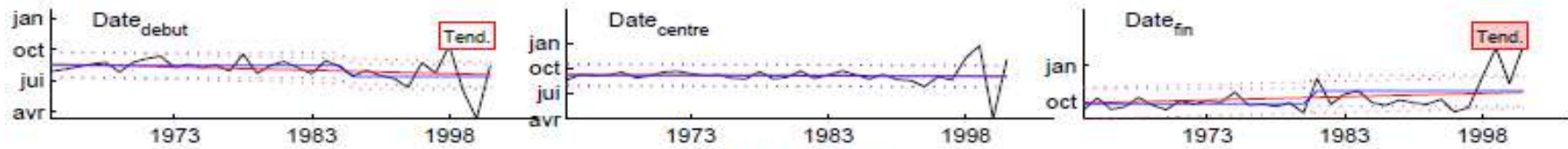


# pontSker

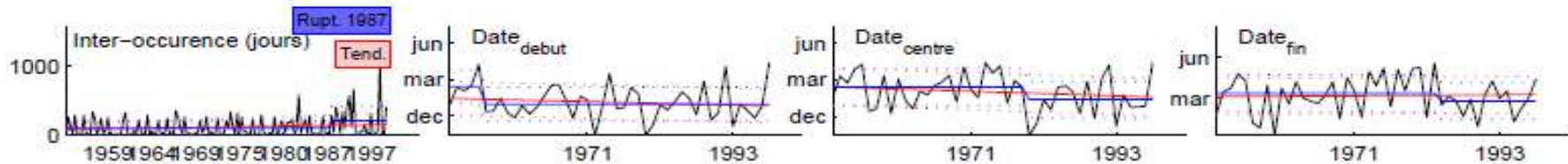
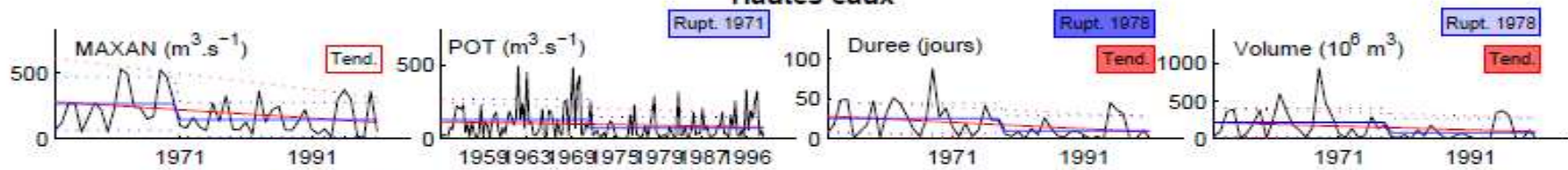
## Moyennes eaux



## Basses eaux



## Hautes eaux



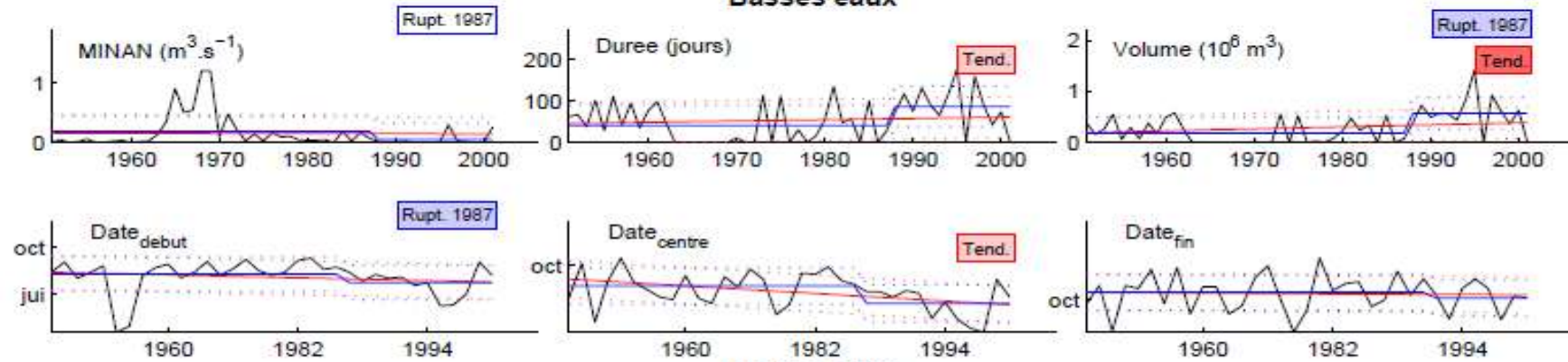


# rhafsai

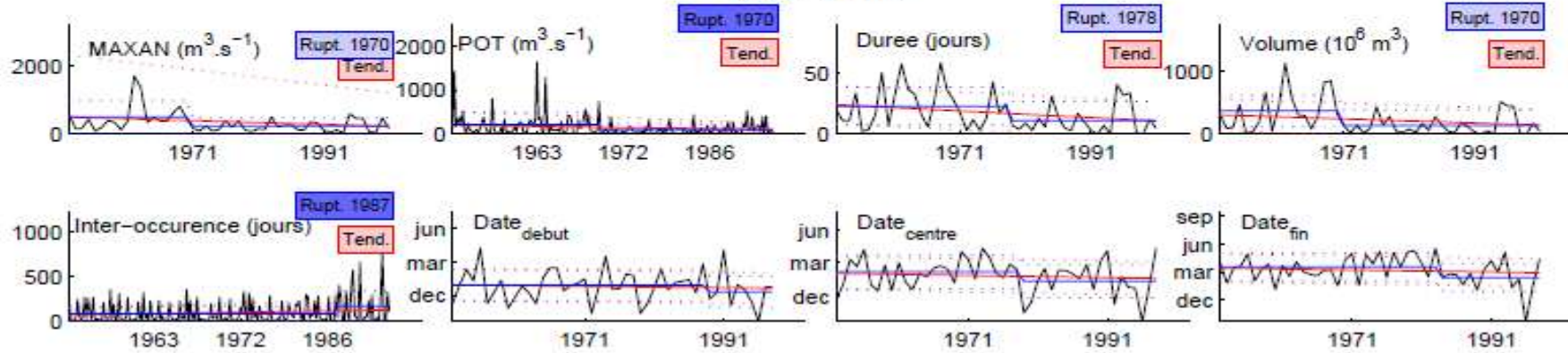
## Moyennes eaux



## Basses eaux

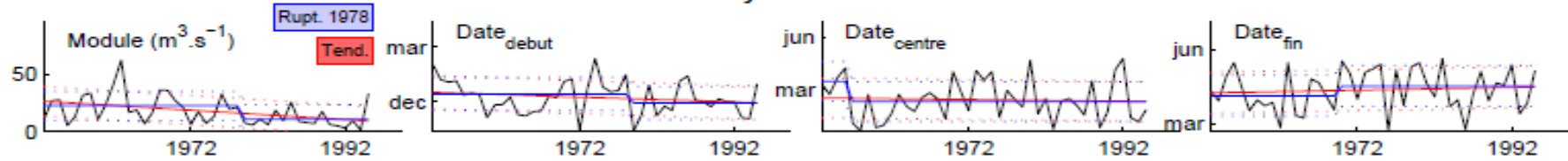


## Hautes eaux

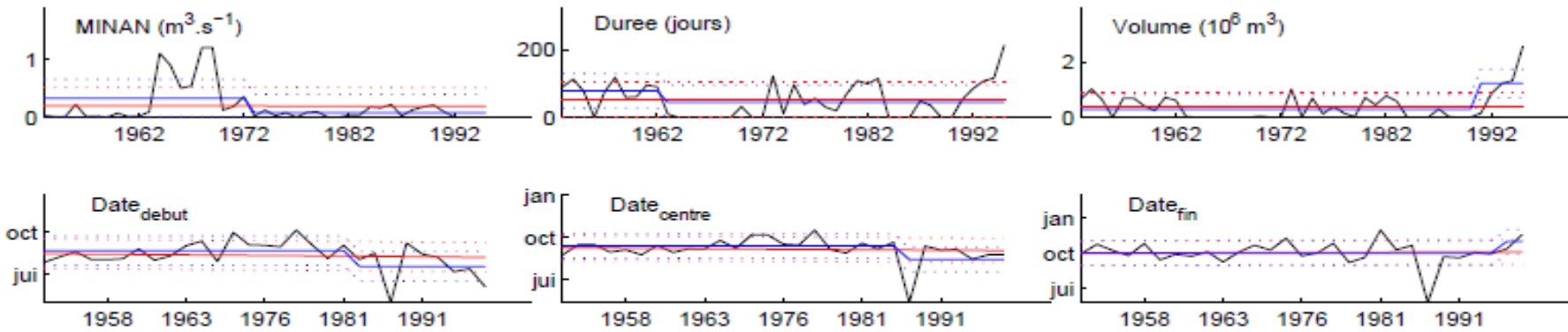


# tafrant

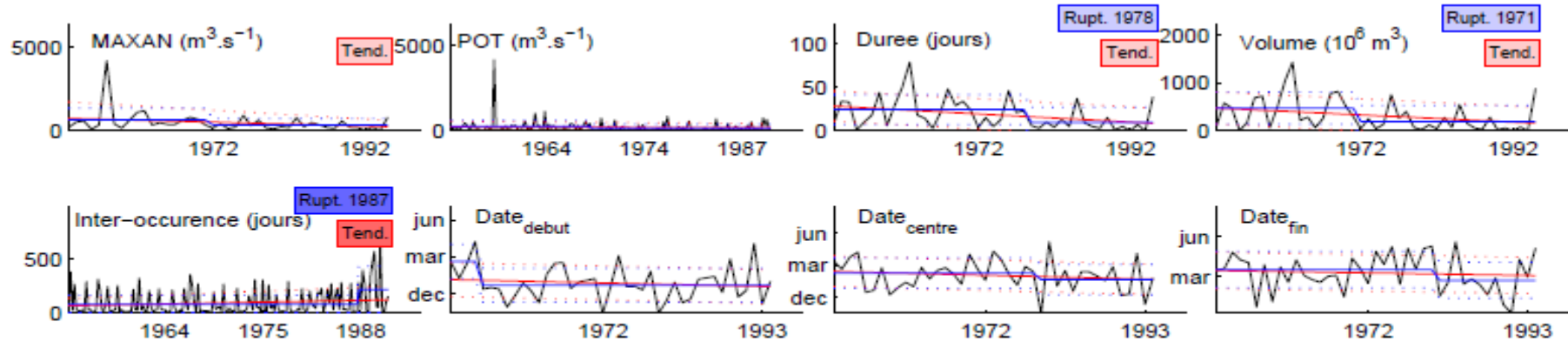
## Moyennes eaux



## Basses eaux

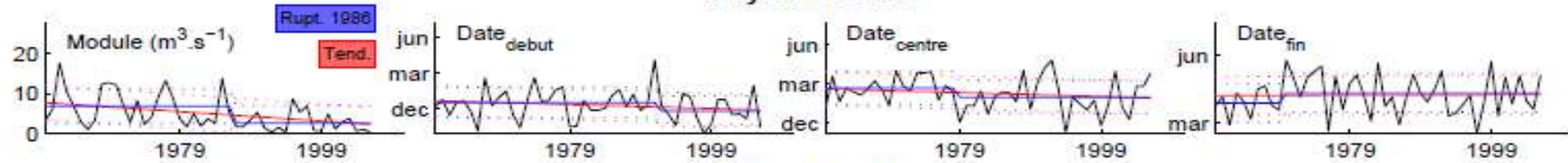


## Hautes eaux

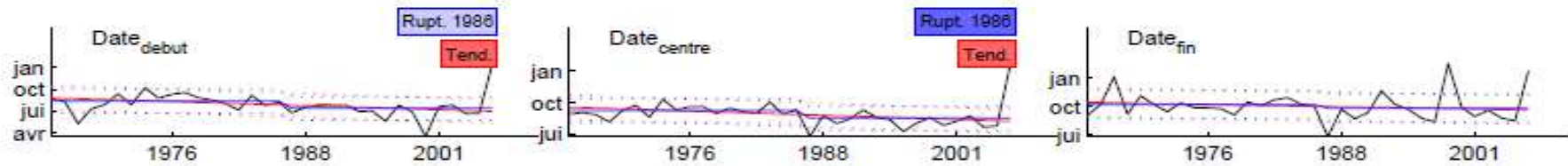
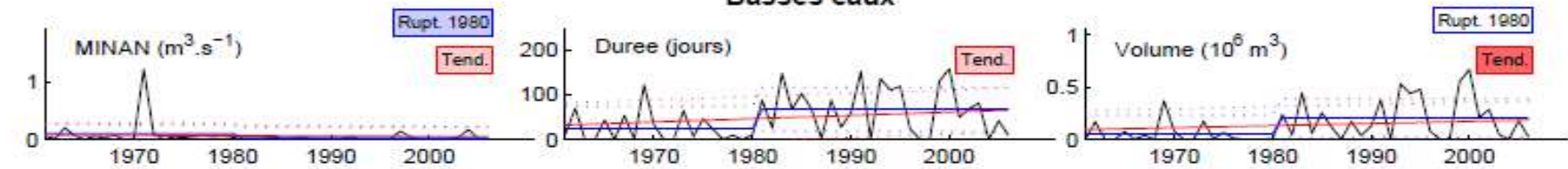


# tissa

## Moyennes eaux



## Basses eaux



## Hautes eaux

