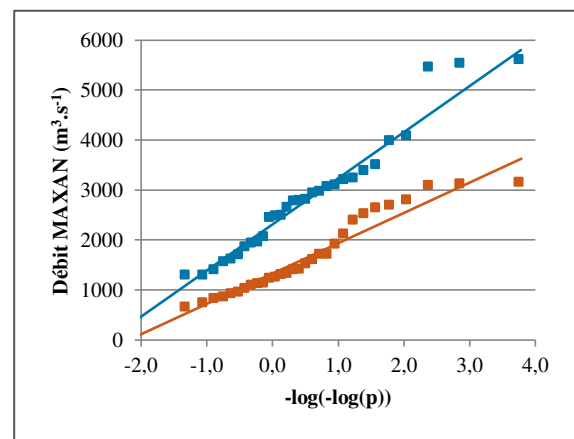
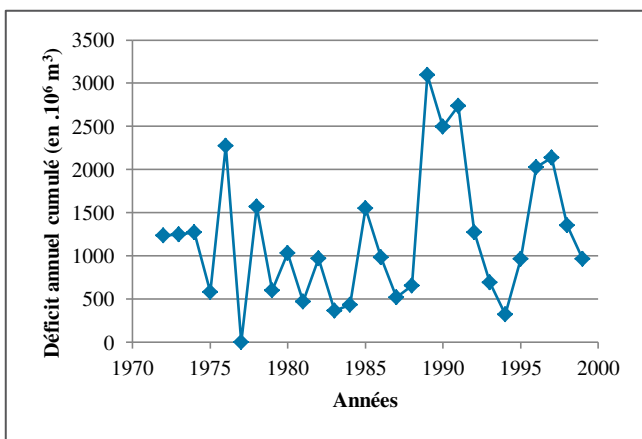


Régime hydrologique de la Loire, présent et scénario pour le futur (Sujet n°2)



Auteur :

GETTVERT Florian

Intervenant :

RENARD Benjamin

L'objectif de cette étude est d'étudier le régime hydrologique de la Loire à Montjean (109930 km²), ainsi que son évolution potentielle dans un contexte de changement climatique.

On dispose pour cela de trois sources de données :

- des débits journaliers observés sur la période 1972 – 1999 ;
- des débits journaliers simulés par une chaîne de modèles sur la période 1961-1990 (on utilisera l'adjectif « présent » pour se référer à ces simulations) ;
- des débits journaliers simulés par la même chaîne de modèles sur la période 2051 – 2080 (on utilisera l'adjectif « futur » pour se référer à ces simulations).

Remarque : la numérotation des parties de ce rapport suit la même numérotation que celle de l'énoncé du sujet n°2.

1.	REGIME HYDROLOGIQUE OBSERVE	3
1.1	Etude du régime de crue	4
1.2	Quantiles issus de la loi de Gumbel estimée et quantiles empiriques	4
1.3	Analyse des résultats	5
1.4	Etude du régime d'étiage	5
2.	REGIMES HYDROLOGIQUES OBSERVE ET SIMULE « PRESENT »	6
2.1	Ajustement des distributions aux variables MAXAN et « Déficit »	6
2.2	Comparaison des deux régimes hydrologiques	8
2.3	Tests des signes de Wilcoxon	10
3.	REGIMES HYDROLOGIQUES SIMULES « PRESENT » ET « FUTUR »	10
3.1	Ajustement des distributions et comparaisons	10
3.2	Tests des signes de Wilcoxon	12
4.	QUANTILES DE CRUE	12
4.1	Quantiles de période de retour	12
4.2	Intervalles de confiance	13
4.3	Période de retour associé à la plus forte crue observée	13
5.	CONCLUSIONS	14
5.1	Résumé	14
5.2	Limites de l'étude	14

1. Régime hydrologique observé

Dans un premier temps, nous allons nous intéresser à l'étude des crues de la Loire à Montjean (109930 km²). Un échantillonnage par valeurs maximales annuelles (MAXAN) est effectué sur la chronique des débits journaliers observés sur la période 1972 – 1999. Les données sont fournies dans le Tableau 1-1. Le tracé chronologique de cette série de valeurs est donné en Figure 1-1. Un résumé statistique pour les données de la Loire à Montjean est également réalisé (Tableau 1-2).

Année	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
MAXAN (m ³ .s ⁻¹)	1600	3220	2410	2490	5750	4540	4740	4050	3950	5650	6100	3150	4280	3720
Année	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
MAXAN (m ³ .s ⁻¹)	1730	5400	2070	3500	2390	1780	3410	2603	5386	2993	2557	3441	3678	5031

Tableau 1-1 : Maxima annuels de la Loire à Montjean (109930 km²).

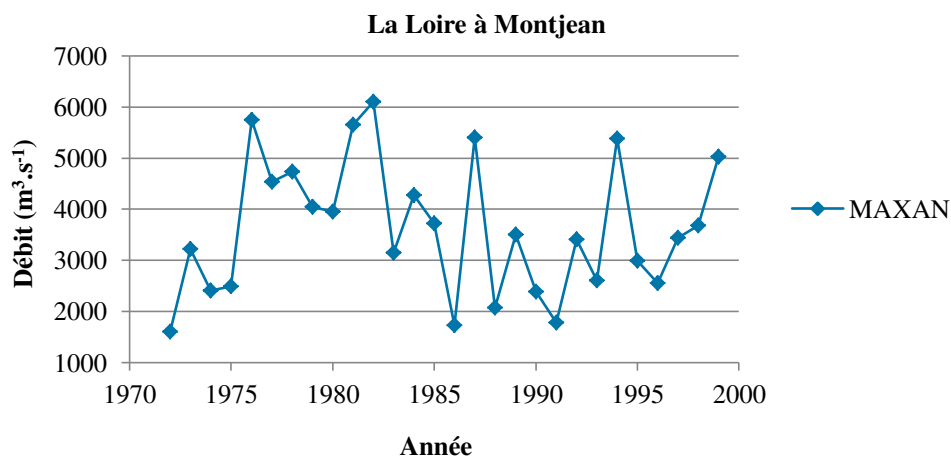


Figure 1-1 : Série chronologique des maxima annuels.

MAXAN – La Loire à Montjean		Effectif de l'échantillon : 28	
Moyenne	3629,27	Ecart-type	1314,49
Médiane	3470,53	Coefficient de variation	0,36
Quantile 25%	2540,16	Variance de l'échantillon	1727884,69
Quantile 75%	4590,00	Etendue	4500
Minimum	1600	Kurtosis (coefficient d'aplatissement)	-0,94
Maximum	6100	Coefficient d'asymétrie	0,28

Tableau 1-2 : Résumé statistique des valeurs maximales annuelles pour la Loire à Montjean.

1.1 Etude du régime de crue

La **loi de Gumbel**, notée $Gu(\mu, \lambda)$, est la première loi des valeurs extrêmes utilisée pour l'étude des maxima annuels. On suppose que les données suivent une loi de Gumbel avec μ le paramètre de position et λ le paramètre d'échelle (ou gradex). Ces deux paramètres sont estimés de la manière suivante :

$$\begin{cases} \hat{\lambda} = \frac{\sqrt{6}}{\pi} s_x \\ \hat{\mu} = \bar{x} - \tau \hat{\lambda} \text{ avec } \tau = 0.5772 \end{cases}$$

avec s_x l'écart-type de l'échantillon et \bar{x} la moyenne.

On trouve alors $\hat{\lambda} = 1024,90$ et $\hat{\mu} = 3037,69$.

1.2 Quantiles issus de la loi de Gumbel estimée et quantiles empiriques

Le calcul de débits caractéristiques repose sur un certain nombre d'hypothèses, dont une des principales est que les observations des maxima annuels (MAXAN) sont des réalisations d'une loi de Gumbel qui admet les paramètres susmentionnés (Figure 1-2).

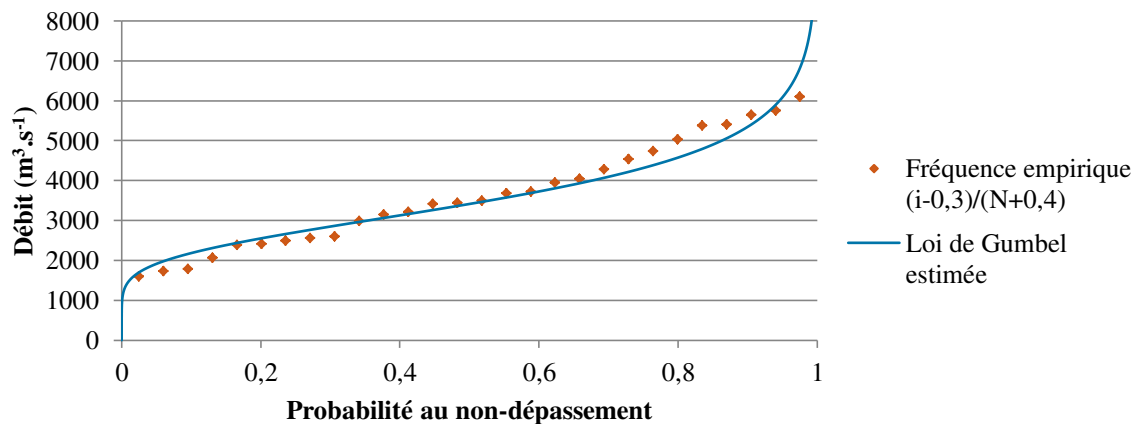


Figure 1-2 : Quantiles empiriques et issus de la loi de Gumbel estimée, version 1.

Pour vérifier que la distribution est en adéquation avec les observations, un changement de variable peut être pertinent : ce dernier consiste à reporter en abscisses la variable $-\log(-\log(p))$ où p est la probabilité au non-dépassement. Cette représentation linéarisée est présentée à la Figure 1-3.

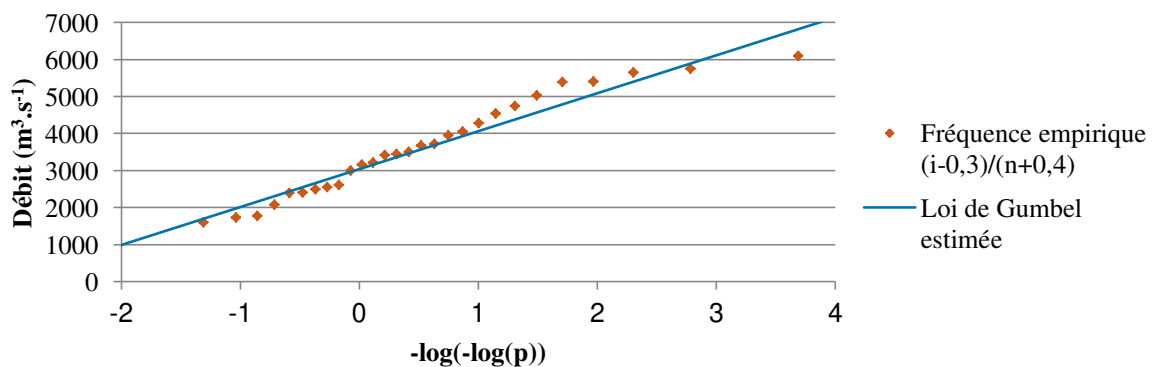


Figure 1-3 : Quantiles empiriques et issus de la loi de Gumbel estimée, version 2.

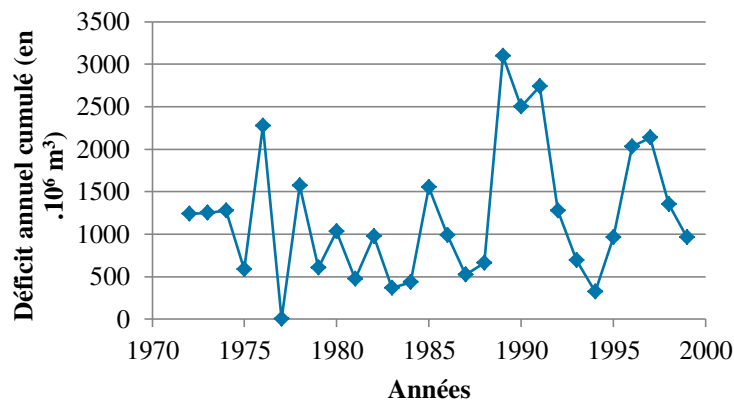
1.3 Analyse des résultats

La représentation linéarisée (Figure 1-3) zoome sur les valeurs les plus fortes pour mieux juger de l'adéquation de la loi de Gumbel avec les valeurs observées. On constate peu d'éloignement de ces valeurs observées avec la droite et il n'y a pas de différence de forme notable entre les courbes empirique et théorique qui laisserait présager un manque d'adéquation entre la distribution estimée et les observations. Ainsi, la distribution décrit les données de manière satisfaisante.

À présent, dans un second temps, on souhaite étudier une seconde variable hydrologique, celle des déficits d'eau (ou étiages) de la Loire à Montjean (109930 km²).

1.4 Etude du régime d'étiage

Un échantillonnage des déficits annuels cumulés (exprimés en millions de m³) sous un seuil de bas débit égal à 350 m³.s⁻¹ est effectué sur la chronique des débits journaliers de la Loire observés sur la période 1972 – 1999 à Montjean. Le tracé chronologique de cette série de valeurs est donné en Figure 1-4, accompagné d'un résumé statistique.



Déficit – La Loire à Montjean		Effectif de l'échantillon : 28	
Moyenne	1209,65	Ecart-type	785,28
Médiane	1010,02	Coefficient de variation	0,65
Quantile 25%	598,77	Variance de l'échantillon	616672,20
Quantile 75%	1556,73	Etendue	3097,09
Minimum	0,09	Kurtosis (coefficient d'aplatissement)	0,04
Maximum	3097,18	Coefficient d'asymétrie	0,82

Figure 1-4 : Série chronologique des déficits annuels cumulés de la Loire à Montjean.

On suppose cette fois-ci que la série chronologique des déficits annuels cumulés suit une loi de Gauss $N(\mu, \sigma)$ avec $\mu = 1209,65$ (la moyenne de la série) et $\sigma = 785,28$ (son écart-type). Les quantiles issus de la loi gaussienne estimée ainsi que les quantiles empiriques sont représentés dans le graphique suivant (Figure 1-5).

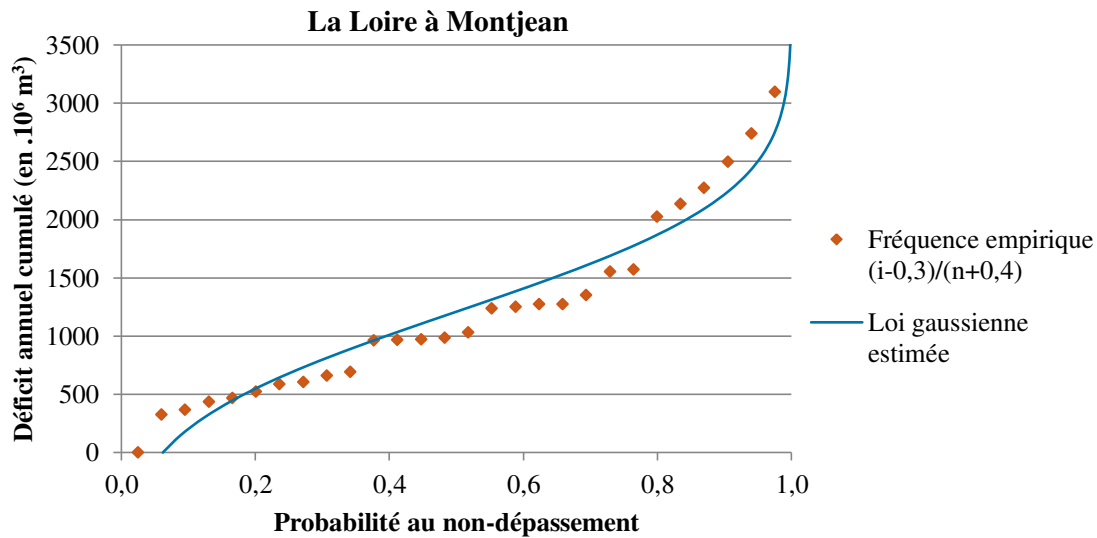


Figure 1-5 : Quantiles empiriques et issus de la loi gaussienne estimée.

On constate peu d'éloignement de ces valeurs observées avec la distribution et il n'y a pas de différence de forme notable entre les courbes empirique et théorique qui laisserait présager un manque d'adéquation entre la distribution estimée et les observations. La distribution est donc une bonne estimation des données observées.

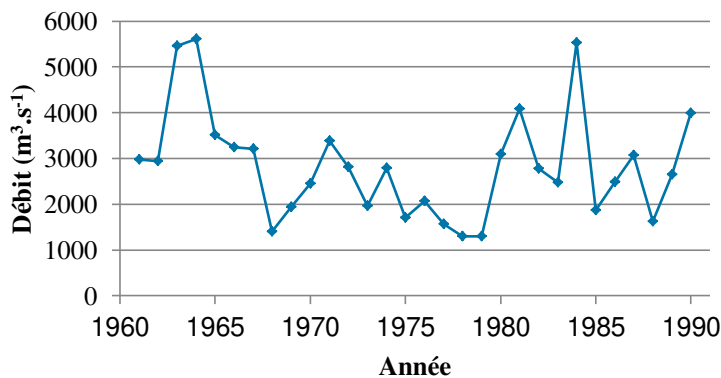
2. Régimes hydrologiques observé et simulé « présent »

On s'intéresse à présent aux débits simulés par la chaîne de modèles sur la période 1961-1990 (simulation « présent ») et, en particulier, on cherche à évaluer si ces débits simulés sont cohérents avec les observations en termes de régime hydrologique.

2.1 Ajustement des distributions aux variables MAXAN et « Déficit »

Données MAXAN :

Une simulation des valeurs maximales annuelles (MAXAN) est effectuée sur la chronique des débits journaliers simulés sur la période 1961– 1990. Le tracé chronologique de cette série de valeurs est donné en Figure 2-1.



Efficacité :	30
Moyenne :	2844,04
Médiane :	2787,78
Quantile 25% :	1946,25
Quantile 75% :	3232,70
Minimum :	1295
Maximum :	5608
Ecart-type :	1133,46
Variance :	140574,17
Coefficient de variation :	0,42
Étendue :	4312
Kurtosis :	0,70
Coefficient d'asymétrie :	0,98

Figure 2-1 : Série chronologique des MAXAN, simulation « présent ».

La variable MAXAN pour la simulation « *présent* » a été ajustée selon une loi de Gumbel ($\hat{\lambda} = 922,74$ et $\hat{\mu} = 2311,44$). Pour vérifier que la distribution est en adéquation avec les valeurs issues de la simulation « *présent* », on réalise un changement de variable consistant à reporter en abscisses la variable $-\log(-\log(p))$ où p est la probabilité au non-dépassement. Cette représentation linéarisée est présentée à la Figure 2-2.

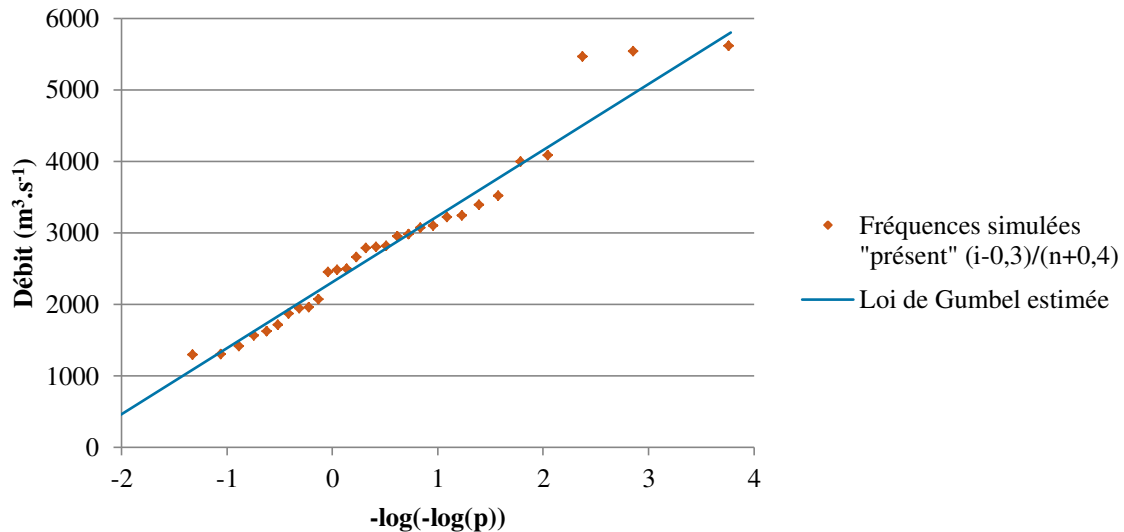


Figure 2-2 : Quantiles des MAXAN simulés « *présent* » et issus de la loi de Gumbel estimée.

On constate peu d'éloignement entre les valeurs simulées « *présent* » et la droite (représentation linéarisée de la loi de Gumbel). Il n'y a pas de différence d'allure des courbes empirique et théorique qui laisserait présager un manque d'adéquation entre la distribution estimée et les observations (*N.B.* : la position des derniers points en fréquence reste incertain). Ainsi, la distribution décrit les données de manière satisfaisante et peut être considérée comme étant une bonne estimation.

Données « Déficit » :

Une simulation des déficits annuels cumulés (exprimés en millions de m^3) sous un seuil de bas débit égal à $350 m^3.s^{-1}$ est réalisée pour la chronique des débits journaliers simulés « *présent* » sur la période 1961 – 1990. Le tracé chronologique de cette série de valeurs est donné en Figure 2-3.

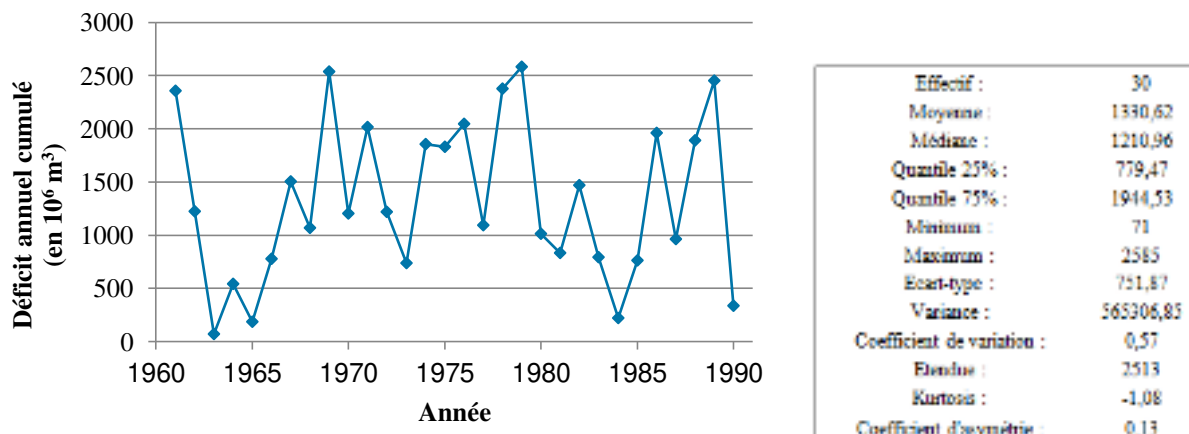


Figure 2-3 : Série chronologique des déficits annuels cumulés, simulation « *présent* ».

La variable « Déficit » pour la simulation « *présent* » a été ajustée par une loi gaussienne ($\mu = 1330,62$ et $\sigma = 751,87$). Les quantiles issus de la loi gaussienne estimée ainsi que les quantiles issus de l'échantillon de valeurs « *présent* » sont représentés dans le graphique suivant (Figure 2-4).

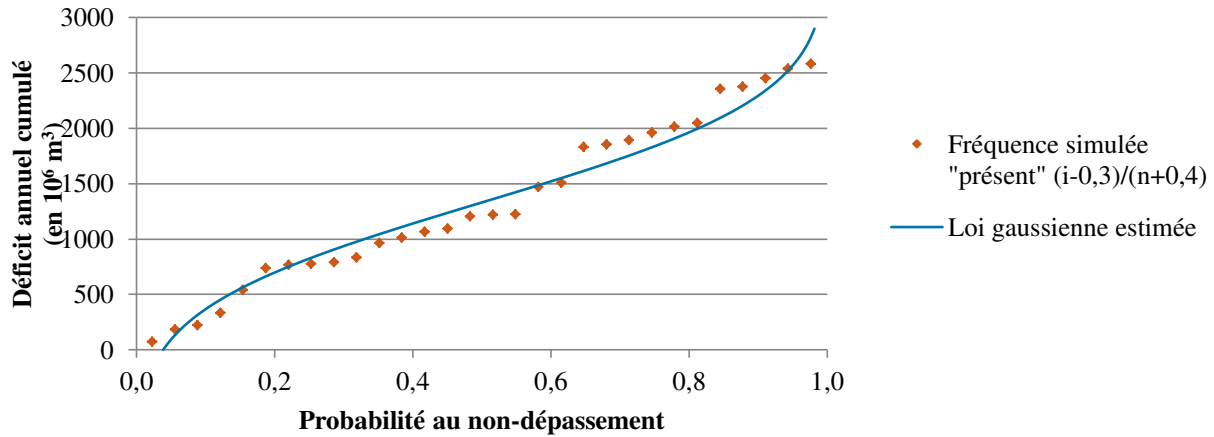


Figure 2-4 : Quantiles des déficits annuels cumulés simulation « *présent* » et issus de la loi gaussienne estimée.

On constate peu d'éloignement de ces valeurs observées avec la distribution et pas de différence de forme entre les courbes empirique et théorique. La distribution est donc une bonne estimation des données observées.

2.2 Comparaison des deux régimes hydrologiques

Données MAXAN :

On souhaite comparer les ajustements des données simulées « *présent* » avec ceux observées dans la première partie (Figures 2-5 et 2-6).

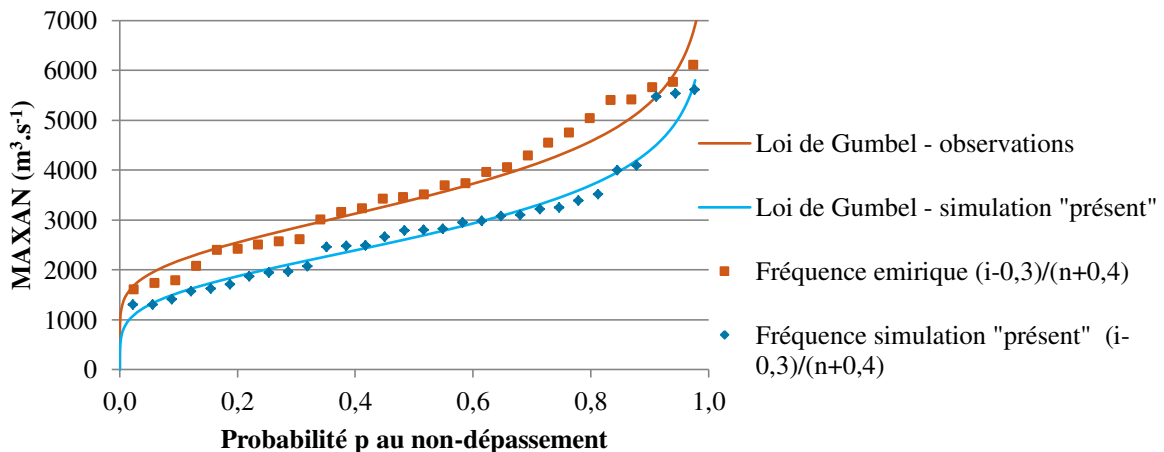


Figure 2-5 : Comparaison des MAXAN empiriques et simulés « *présent* », version 1.

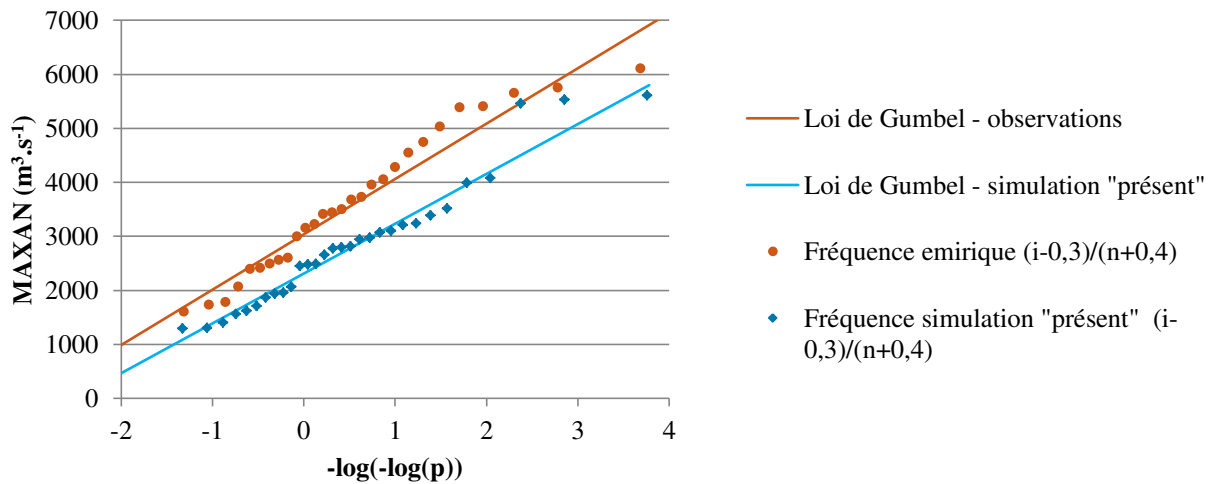


Figure 2-6 : Comparaison des MAXAN empiriques et simulés « présent », version 2.

On observe une différence moyenne de 800 à 900 $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ entre les deux courbes, soit un écart relatif de 20%. Les pentes des deux distributions linéarisées sont assez proches (Figure 2-6).

De plus, les Figure 2-5 et Figure 2-6 montrent que les débits annuels maxima (MAXAN) sur la période 1972-1999 (observations) sont plus élevés que sur la période 1961-1990 (simulation « présent »). Pour un débit x fixé, cet événement aura une probabilité plus élevée de se produire sur la période 1972-1999 que sur la période 1961-1990 (simulation « présent »).

Données « Déficit » :

On souhaite comparer les ajustements des déficits annuels cumulés simulés « présent » avec ceux observés dans la première partie (Figures 2-7).

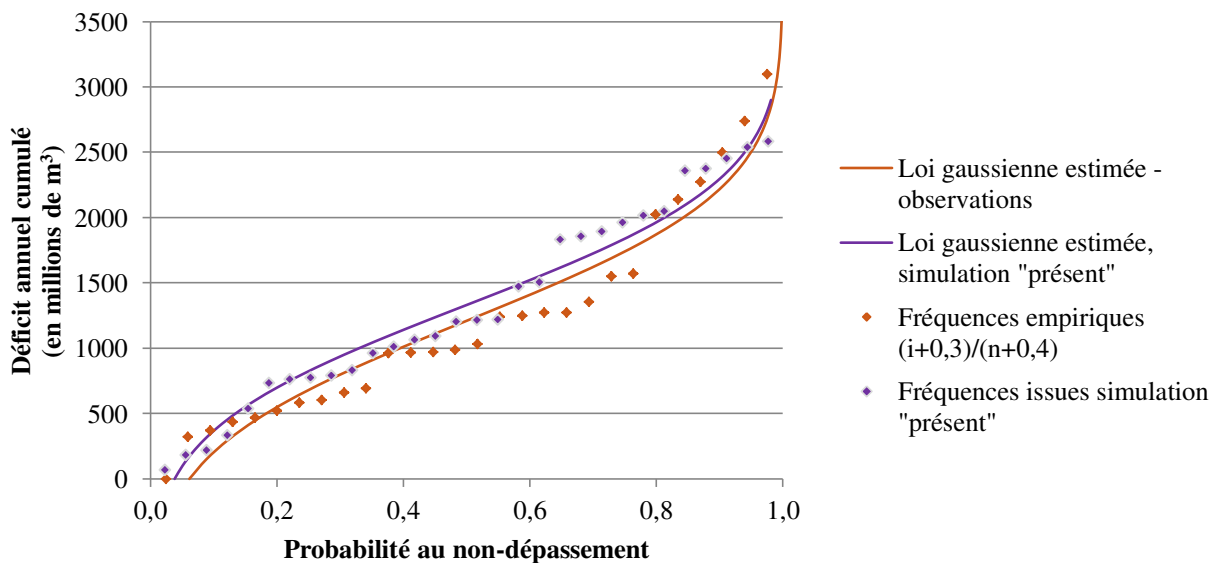


Figure 2-7 : Comparaison des déficits annuels cumulés empiriques et simulés « présent ».

Les deux courbes ont la même allure et présente de très faibles écarts. Cela suppose que la variable « Déficit » se comporte à l'identique sur les deux périodes (période observé 1972-1999 et période « présent » simulé 1961-1990).

2.3 Tests des signes de Wilcoxon

Pour chacune des deux variables étudiées, on va effectuer un test de Wilcoxon afin de comparer les distributions des données observées et simulées.

Soit l'hypothèse H_0 : les échantillons sont issus d'une même population, contre l'hypothèse alternative H_1 . La statistique de test S fournit alors les valeurs suivantes :

- pour les données MAXAN, $S = 2,365$: la statistique de test S est supérieur à 1,64 (erreur à 10%), l'hypothèse H_0 est donc rejeté. Les variables MAXAN des deux périodes (observations et simulation « présent ») suivent donc des distributions différentes.
- Pour les données « Déficit » (étiage), $S = -0,638$: la statistique de test S est comprise dans l'intervalle $[-1,64 ; 1,64]$ (erreur à 10%), l'hypothèse H_0 est donc vraie. La variable « Déficit » suit donc une même distribution pour les périodes 1972-1999 (observations) et 1961-1990 (simulation « présent »).

3. Régimes hydrologiques simulés « présent » et « futur »

On s'intéresse à présent à comparer les régimes hydrologiques « présent » et « futur » tels que simulés par la chaîne de modèles.

3.1 Ajustement des distributions et comparaisons

Données MAXAN :

La variable MAXAN pour la simulation « présent » a été ajustée selon une loi de Gumbel ($\hat{\lambda} = 606,81$ et $\hat{\mu} = 1327,47$). Pour vérifier que la distribution est en adéquation avec les valeurs issues de la simulation « présent », on réalise un changement de variable consistant à reporter en abscisses la variable $-\log(-\log(p))$ où p est la probabilité au non-dépassement. Cette représentation linéarisée est présentée à la Figure 3-1.

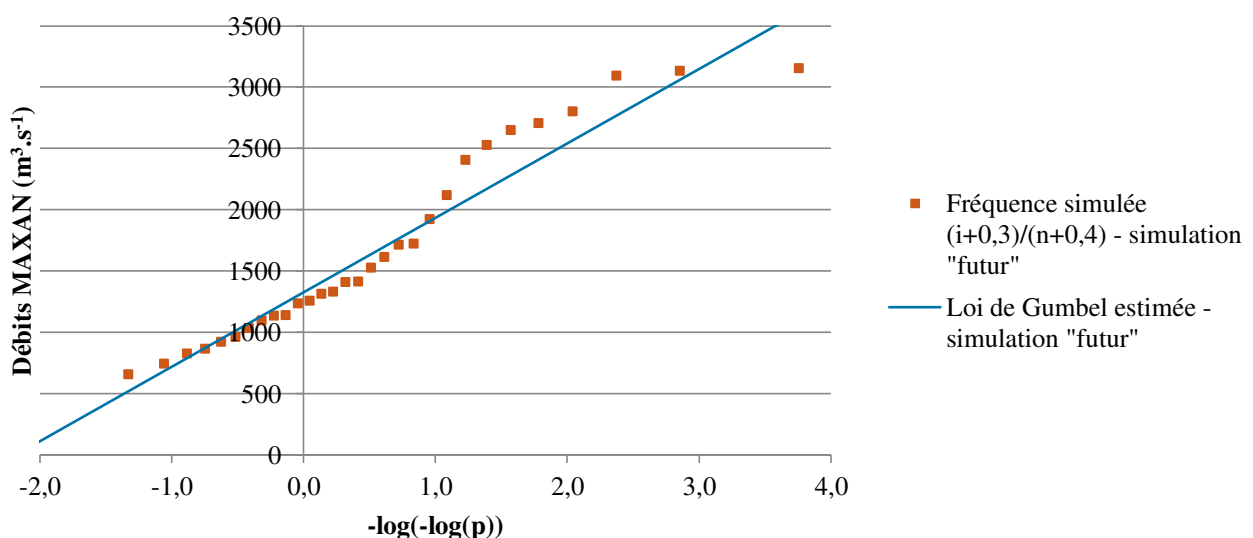


Figure 3-1 : Quantiles des débits MAXAN, simulation « futur ».

La distribution de Gumbel est une bonne estimation des données « futur ».

Maintenant, il s'agit de comparer les données MAXAN « présent » et « futur » tels que simulés par la chaîne de modèles (Figure 3-2).

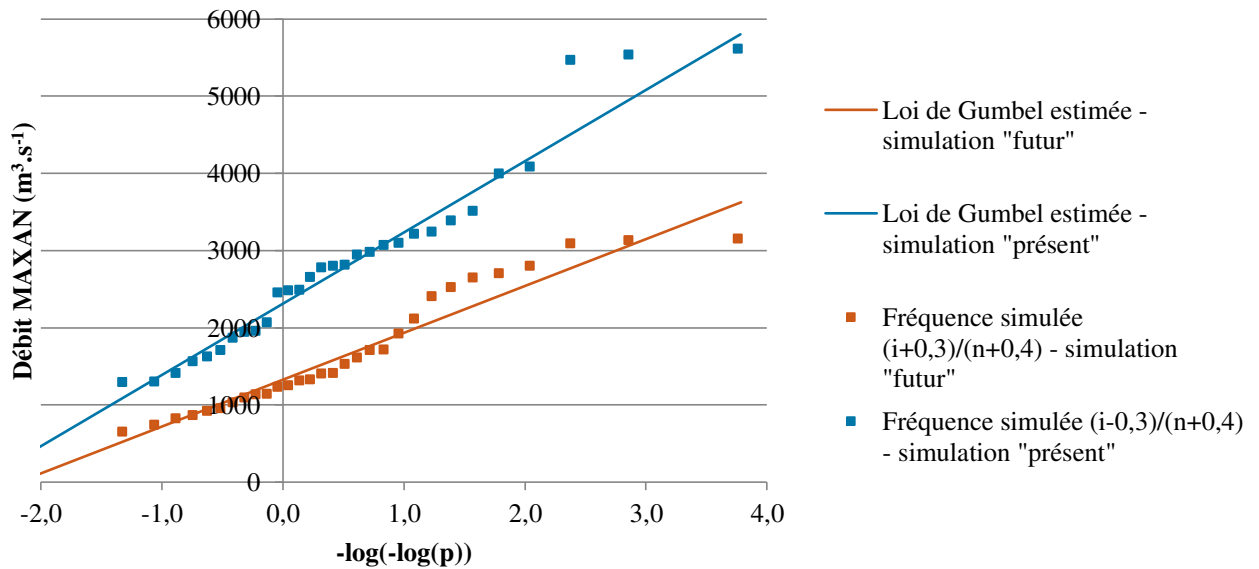


Figure 3-2 : Comparaison des MAXAN, simulation « présent » et « futur ».

La Figure 3-2 montre que les débits annuels maxima (MAXAN) sur la période 1961-1990 (simulation « présent ») sont plus élevés que sur la période 2051-2080 (simulation « futur »). Pour un débit x fixé, cet événement aura une probabilité plus élevée de se produire sur la période 1961-1990 que sur la période 2051-2080.

Données « Déficit » :

La variable « Déficit » pour la simulation « présent » a été ajustée par une loi gaussienne ($\mu = 3286,20$ et $\sigma = 1182,27$). Les quantiles issus de la loi gaussienne estimée ainsi que les quantiles issus de l'échantillon de valeurs « futur » sont représentés dans le graphique suivant (Figure 2-4).

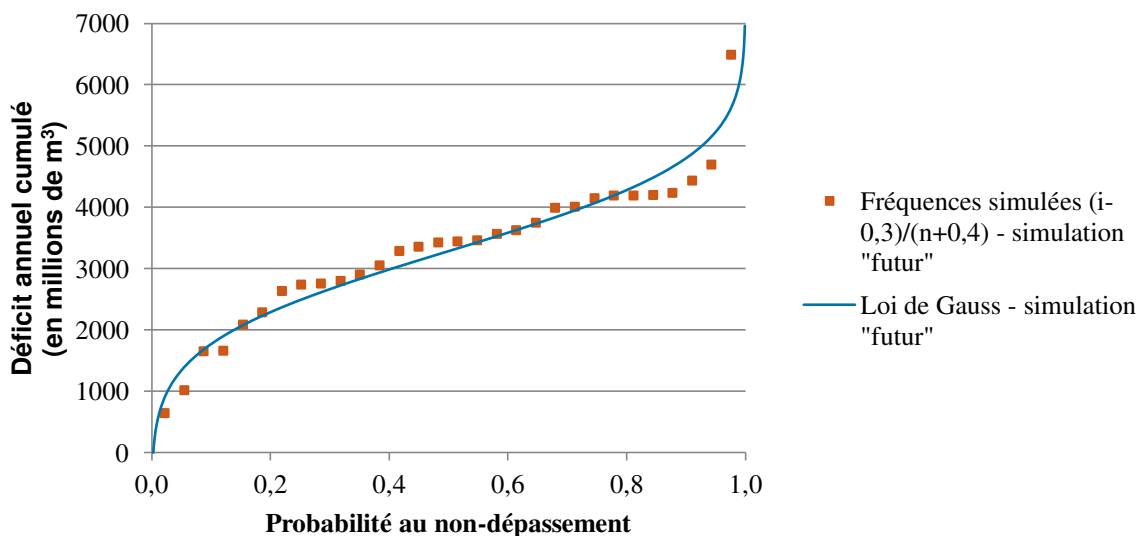


Figure 3-3 : Quantiles des déficits annuels cumulés simulation « présent » et issus de la loi gaussienne estimée.

On constate peu d'éloignement de ces valeurs observées avec la distribution et pas de différence de forme entre les courbes. La distribution est donc une bonne estimation des données de la simulation « futur ».

On souhaite maintenant comparer les ajustements des déficits annuels cumulés simulés « futur » avec ceux simulés « présent » (Figures 2-7).

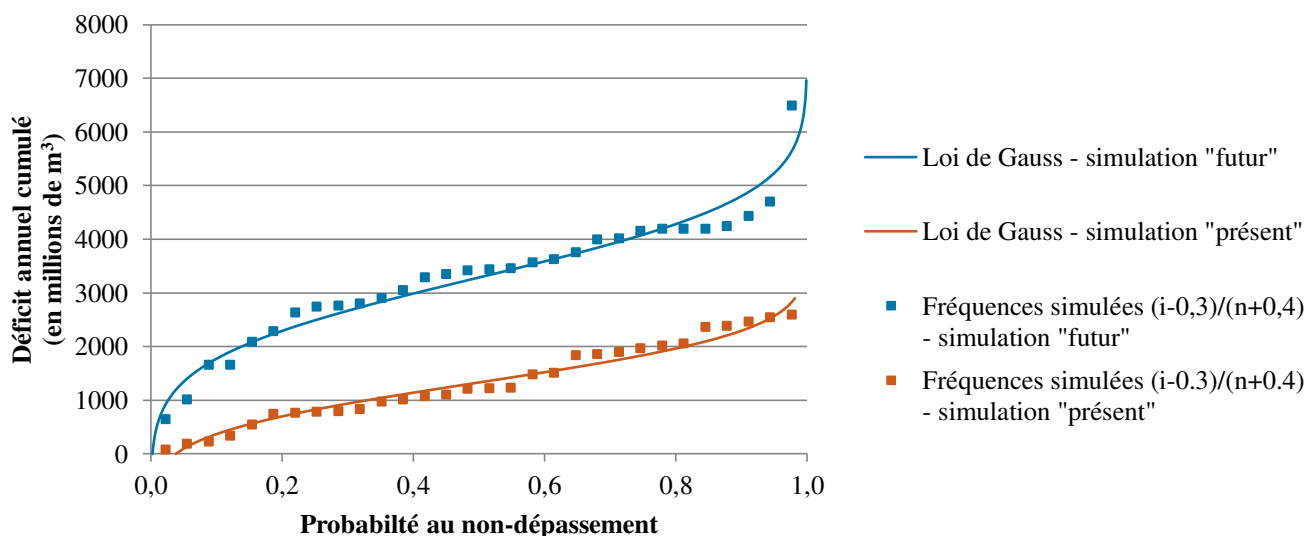


Figure 2-7 : Comparaison des déficits annuels cumulés, simulations « présent » et « futur ».

Les deux distributions des simulations « présent » et « futur » sont différentes et indiquent que les déficits annuels cumulés seront plus importants en probabilité sur le « futur » que sur le « présent ».

3.2 Tests des signes de Wilcoxon

Pour chacune des deux variables étudiées, on va effectuer un test de Wilcoxon afin de comparer les distributions des données simulées « présent » et « futur ».

Soit l'hypothèse H_0 : les échantillons sont issus d'une même population, contre l'hypothèse alternative H_1 . La statistique de test S fournit alors les valeurs suivantes :

- pour les données MAXAN, $S = 4,095$: la statistique de test S est supérieur à 1,64 (erreur à 10%), l'hypothèse H_0 est donc rejeté. Les variables MAXAN des deux périodes (simulations « présent » et « futur ») suivent donc des distributions différentes.
- pour les données « Déficit » (étiage), $S = -5,529$: la statistique de test S est inférieur à -1,64 (erreur à 10%), l'hypothèse H_0 est donc rejeté. Les variables « Déficit » des deux périodes (simulations « présent » et « futur ») suivent donc des distributions différentes.

4. Quantiles de crue

On se focalise à présent sur le régime de crue (données MAXAN).

4.1 Quantiles de période de retour

On souhaite calculer les quantiles de période de retour 10 et 100 ans sur la base des données simulations « présent » et « futur » (Figure 4-1).

Base de données	Simulations "présent"	Simulations "futur"
Paramètre d'échelle λ	922,74	606,81
Paramètre de position μ	2311,44	1327,47
Quantile pour T(10 ans)	4387,94	2693,02
Quantile pour T (100 ans)	6556,18	4118,89

Figure 4-1 : Quantiles de période de retour 10 et 100 ans.

Appliquée au contexte des quantiles de crue, la période de retour 10 ans relative aux débits $4388 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (simulation « présent ») et $2693 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ (simulation « futur ») est donc définie comme l'espérance du temps d'attente jusqu'au prochain dépassement de $4388 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ et $2693 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ respectivement.

On s'aperçoit que sur la période 2051 – 2080 (simulation « futur »), les maxima annuels seront beaucoup plus faibles. D'ailleurs, on peut noter que $Q(T = 100\text{ans})_{\text{simulation « futur »}} < Q(T = 10\text{ans})_{\text{simulation « présent »}}$ ce qui traduit bien l'amoindrissement des maxima annuels.

4.2 Intervalles de confiance

Pour chacun des quantiles ci-dessus, on a calculé un intervalle de confiance à 90% (Figure 4-2).

Base de données	Simulations "présent"	Simulations "futur"
Quantile pour T(10 ans)	$4387,94 \pm 32,16$	$2693,02 \pm 21,15$
Quantile pour T (100 ans)	$6556,18 \pm 52,40$	$4118,89 \pm 34,46$

Figure 4-2 : Quantiles de période de retour 10 et 100 ans.

Les commentaires, en prenant en compte cette fois-ci l'incertitude des valeurs, restent les mêmes que précédemment puisque les incertitudes sont plutôt faibles.

4.3 Période de retour associé à la plus forte crue observée

La plus forte crue observée a eu lieu en 1982 avec un débit journalier de $6100 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. On souhaite regarder la période de retour associée à cette valeur sur la base des observations, des simulations « présent » et des simulations « futur ».

Valeur de crue (en m^3/s) : 6100

Base de données	Observations	Simulations "présent"	Simulations "futur"
Probabilité au non-dépassement	0,9509	0,9837	0,9996
Période de retour (an)	20	61	2605

Figure 4-3 : Période de retour pour $Q_{\text{journalier}} = 6100 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$.

La période de retour de 2605 ans pour la simulation « futur » paraît surélevée par rapport à celles calculées pour les observations et la simulation « présent » mais cohérente par rapport aux quantiles calculées précédemment.

De plus, pour une « forte crue », on voit que sa période de retour dans les cas Observations et Simulation « présent » n'est pas si élevé que ce qu'on pourrait attendre (20 et 61 ans respectivement).

5. Conclusions

5.1 Résumé

La distribution des déficits annuels cumulés (étiage) de 1972-1999 est similaire à celle sur la période 1961-1990 (« présent ») cependant on voit que pour la période 2051-2080 (« futur ») le cumul des déficits sera plus important.

A contrario, les maxima annuels de crue seront plus faibles que sur la période 1961-1999 (période observé et simulé « présent » réunies).

Dans un contexte de changement climatique, on peut donc déduire que la Loire à Montjean aura des débits plus faibles et un déficit en eau plus important que par rapport au demi-siècle dernier (1961-1999).

5.2 Limites de l'étude

L'étude présente plusieurs limites :

- les modèles de simulations pour voir l'évolution de la Loire à Montjean présentent des incertitudes assez fortes puisqu'on se projette jusqu'à 2080 ;
- les incertitudes sur les mesures et valeurs faites ;
- en préférant une étude des MAXAN plutôt que des SUPSEUIL , on limite le nombre de données et toutes les informations qu'elles contiennent.

