



**HAL**  
open science

# Comment valoriser les données anciennes pour l'analyse fréquentielle des crues : application au Rhône à Beaucaire de 1500 à 2020

Mathieu Lucas

## ► To cite this version:

Mathieu Lucas. Comment valoriser les données anciennes pour l'analyse fréquentielle des crues : application au Rhône à Beaucaire de 1500 à 2020. Statistiques [math.ST]. Université Claude Bernard - Lyon I, 2023. Français. NNT : 2023LYO10114 . tel-04390159

**HAL Id: tel-04390159**

**<https://theses.hal.science/tel-04390159>**

Submitted on 12 Jan 2024

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

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



**THESE de DOCTORAT DE  
L'UNIVERSITE CLAUDE BERNARD LYON 1**

**École Doctorale N°162  
Mécanique, énergétique, génie civil, acoustique (MEGA)**

**Discipline : Hydrologie**

Soutenue publiquement le 3 Juillet 2023 par :  
**Mathieu LUCAS**

---

**Comment valoriser les données anciennes pour  
l'analyse fréquentielle des crues : application  
au Rhône à Beaucaire de 1500 à 2020**

---

Devant le jury composé de :

RIVIERE	Nicolas	Professeur, INSA Lyon	Président du jury
CARREAU	Julie	Professeure adjointe, Université de Montréal	Rapporteuse
LLASAT	Maria-Carmen	Professeure, Université de Barcelone	Rapporteuse
FAVRE	Anne-Catherine	Professeure, Université Grenoble Alpes	Examinatrice
PAYRASTRE	Olivier	IDTPE, Université Gustave Eiffel	Examineur
RIBEREAU	Pierre	Maître de Conférences, Université Claude Bernard	Examineur
LANG	Michel	ITPEHC , INRAE Villeurbanne	Directeur de thèse
LE COZ	Jérôme	ICPEF, INRAE Villeurbanne	Encadrant de thèse
RENARD	Benjamin	Chargé de Recherche, INRAE Aix-en-Provence	Encadrant de thèse
PIERREFEU	Gilles	Ingénieur, CNR	Invité



Compilée le 28 août 2023



# Remerciements

Me voilà arrivé au bout de cette intense aventure de plus de trois années. Sur le procès-verbal de soutenance de thèse, mon seul nom est inscrit. Pourtant, cette aventure a été partagée avec de nombreuses personnes sans qui je n'aurais pu arriver au bout du voyage. Ce grade de docteur, je voudrais le partager avec vous, dont le chemin a croisé le mien durant ces dernières années. Merci !

Je tiens à remercier en premier lieu les rapporteuses, Julie Carreau et Maria-Carmen Llassat, pour leur lecture attentive et leurs remarques pertinentes qui m'ont permis de clarifier certains passages de la thèse. Je remercie également les examinateurs : Anne-Catherine Favre, Olivier Payrastre, Nicolas Riviere et Pierre Ribereau. Merci à tous de vous être rendus disponibles (pour certains à la toute dernière minute) afin de juger mon travail. J'ai beaucoup apprécié votre bienveillance lors de la soutenance. Cette thèse n'aurait abouti sans la supervision de mes encadrants : Michel Lang, Jérôme Le Coz et Benjamin Renard. Merci de m'avoir donné votre confiance tout au long de ces trois années et demi. Je suis particulièrement reconnaissant pour votre efficacité et votre disponibilité lors de la rédaction du manuscrit. Quel plaisir, après l'envoi d'un chapitre au beau milieu de la nuit, de trouver une correction aussi détaillée et pertinente à mon réveil ! Vous avez su garder votre patience devant ma précipitation et mes rendus de dernière minute. Merci enfin d'avoir si souvent su détendre l'atmosphère avec votre humour parfois douteux et vos habiles contrepets !

Michel, merci d'avoir toujours pris le temps de répondre à mes nombreux questionnements statistiques, hydrologiques ou existentiels ! Merci également d'avoir jusqu'au bout su gérer d'une main de fer les innombrables ennuis administratifs rencontrés du premier au dernier jour de la thèse ; je pense qu'on détient un record ! Merci enfin pour toutes ces discussions autour de la montagne mais aussi pour avoir accepté de partager avec moi ton expérience de vieux loup des ultra trails sur quelques modestes courses. Si d'aventure tu venais à remettre un dossard un jour, n'oublie pas ta ceinture !

Jérôme, je suis admiratif de la rigueur et la bienveillance dont tu fais preuve pour encadrer tes innombrables doctorants et stagiaires. Chacune de tes remarques, même en dehors de tes nombreux domaines d'expertise, est d'une incroyable pertinence. Merci pour ton recul et pour tous ces échanges aussi sympathiques que fructueux. Et quelle habileté à faire la promo des désormais mondialement connues perches transparentes en conférence !

Le OSS 117 de l'hydrométrie, que l'on se dispute aux quatre coins du globe, partout où l'eau est au centre des conflits !

Enfin, le troisième mousquetaire, le plus insaisissable. Tantôt à l'autre bout du monde, tantôt dans ses quartiers phocéens. Benjamin, malgré la distance, j'ai beaucoup apprécié travailler avec toi. Chacune de nos discussions m'apparaissait comme un énorme bond en avant dans la thèse. Merci pour ta très grande disponibilité durant les derniers mois de la thèse, pour ton optimisme, pour tes précieuses relectures, mais aussi pour ta patience avec mes phrases à rallonge en anglais : « simple is beautiful » ! Tes idées m'ont permis de valoriser mon travail et de donner un sens à ce manuscrit, je t'en suis particulièrement reconnaissant.

C'est l'immense travail de Georges Pichard, qui nous a quitté l'année passée, qui a inspiré le sujet de cette thèse. Cet historien spécialisé dans l'histoire de l'environnement et du climat du Sud-Est de la France est à l'origine de la base de données HISTRHÔNE. Nous sommes reconnaissants d'avoir pu, en début de thèse, échanger avec Georges Pichard et les chercheurs du CEREGE. Je garderai en mémoire la sympathie et la passion très communicative de cet homme pour son sujet d'études, jusqu'aux dernières années de sa vie. Cette thèse est l'un des nombreux exemples de l'utilité de la sauvegarde des données historiques, sujet qui semblait lui tenir particulièrement à cœur. Je suis également très reconnaissant de l'aide apportée par les chercheurs du laboratoire EVS de l'ENS de Lyon : Fanny Arnaud, Barbara Belletti, Hervé Piegay et Hossein Ghaffarian. Merci à vous !

Je me dois également de remercier l'ensemble des collègues d'INRAE, et principalement ceux des équipes HYBV et HYR sans qui ces quelques années n'auraient été aussi agréables. L'entraide sur de nombreux sujets, les pauses café souvent très nutritives, les fameuses discussions HyPoPo... Je pense tout particulièrement à Yassine, roi du grignotage et co-bureau d'exception et à Mattéo, qui a passé plus de temps dans notre bureau que dans le sien, pour toutes ces heures à refaire le monde. Je pense également à Emilie, la compatriote du Sud-Ouest, aussi à l'aise baskets aux pieds qu'avec une débroussailleuse, à Junjian pour ces quelques parties de ping-pong et sa bonne humeur communicative, à Léa, alias Svetlana, fan n°1 de K. Maro, à Blaise, le meilleur pâtissier de l'étage, à Jules, maître de la corde à sauter et grand vainqueur de la belette de Winchester, à Baptiste, meilleur (et unique) pizzaiolo du Beaufortain, à Olivier et Bastien, les acharnés de Mroc, pour les nombreuses heures passées à bourriner en bonne compagnie. J'ai également une pensée particulière pour Guillaume, roi du montage photo, bodineur en chef et créateur du Bodart Body Challenge. Je me souviendrai longtemps de nos dernières semaines de rédaction et de cette précieuse entraide. Merci pour tout l'ami ! Enfin, je ne peux m'empêcher d'avoir une pensée pour mes sympathiques voisines de couloir du SMGU, dont les apports quotidiens en gâteaux et autres gourmandises ont été d'un grand secours durant ces trois années !

L'idée saugrenue de me lancer dans cette aventure est née il y a quelques années, au cours de mes études d'ingénieur. Cette idée, je la dois en particulier à Pierre Brigode qui était alors mon professeur d'hydrologie. Pierre, merci de m'avoir transmis ta passion et

de m'avoir soutenu dans mon chemin vers la recherche. J'espère avoir un jour la chance de travailler avec toi à nouveau.

Je n'aurais eu la possibilité de réaliser cette thèse sans le soutien inconditionnel de mes parents. Grâce à vous, j'ai tout au long de mes études pu suivre le fil de mes envies et de mes passions avec insouciance, sous votre œil bienveillant. Cette thèse, c'est aussi la vôtre, vous qui m'avez appris la curiosité, le plaisir de la découverte du monde et de la nature. Cette fois c'est bon, le fiston a fini ses études, mieux vaut tard que jamais ! Merci d'être là pour moi, et tout particulièrement pour ce pot de thèse fantastique avec lequel cette aventure se termine en fanfare.

Enfin, ces derniers mots sont pour Marion, qui a su me soutenir de la plus belle des manières durant ces derniers mois. Merci pour tes encouragements, ta patience, tes attentions quotidiennes et ta présence réconfortante qui m'ont porté jusqu'à la fin de cette aventure. M'endormir près de toi tous les soirs était le meilleur remède aux plus mauvaises journées. Je suis très heureux et chanceux de t'avoir à mes côtés.





# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>1</b>
Risque de crue et prédétermination . . . . .	2
Analyse fréquentielle des crues et incertitudes associées . . . . .	4
Analyse fréquentielle et données historiques . . . . .	8
Le risque inondation dans la basse vallée du Rhône . . . . .	10
Objectifs et organisation du manuscrit . . . . .	11
<b>1 Collecte et caractérisation des données de crue à Beaucaire</b>	<b>15</b>
1.1 Hydrométrie du Rhône à Beaucaire de 1816 à aujourd’hui . . . . .	16
1.1.1 Contexte hydrologique et hydrométrique . . . . .	16
1.1.2 Station hydrométrique du Rhône à Pont de Beaucaire (1816-1967) . . . . .	19
1.1.3 Station hydrométrique du Rhône à Beaucaire Restitution (1970- aujourd’hui) . . . . .	27
1.1.4 Évolution du temps de propagation des crues . . . . .	29
1.2 Données historiques : la base de données HISTRHÔNE (1300-2000) . . . . .	35
1.2.1 Présentation de la base de données . . . . .	35
1.2.2 Ordre de grandeur du débit de pointe des crues de la base HIS- TRHÔNE . . . . .	37
1.2.3 Évolution temporelle des enjeux en zone inondable . . . . .	39
1.3 Estimation du débit des événements historiques . . . . .	40
1.3.1 Adaptation du modèle MAGE OSR 1D à l’étude des crues histo- riques à Beaucaire . . . . .	41
1.3.2 Simplification du modèle Rhône OSR 1D . . . . .	45
1.3.3 Bathymétries et topographies anciennes . . . . .	49
1.3.4 Recensement des informations nécessaires à la modélisation hydrau- lique . . . . .	50
1.3.5 Limites et perspectives pour la modélisation hydraulique des évé- nements historiques . . . . .	52
1.4 Conclusion . . . . .	54
<b>2 Flood frequency analysis with a 200-year long stage series</b>	<b>57</b>
2.1 Résumé . . . . .	58
2.2 Abstract . . . . .	58
2.3 Introduction . . . . .	59
2.4 Uncertainty propagation chain for flood frequency analysis . . . . .	63
2.4.1 Rating shifts detection . . . . .	63
2.4.2 Multi-period rating curves estimation : stage-period-discharge model . . . . .	64

2.4.3	Stage uncertainties . . . . .	65
2.4.4	Propagation of stage and rating curve uncertainties to streamflow time series . . . . .	66
2.4.5	Estimation of probabilistic model parameters and flood frequency analysis . . . . .	66
2.5	Case study : The Rhône River at Beaucaire . . . . .	67
2.5.1	Site . . . . .	67
2.5.2	Rating curves . . . . .	67
2.5.3	Stage series . . . . .	74
2.5.4	Gaugings (discharge measurements) . . . . .	76
2.6	Results . . . . .	76
2.6.1	Assessment of rating shifts . . . . .	76
2.6.2	Multiperiod rating curves estimation . . . . .	79
2.6.3	Stage uncertainty . . . . .	81
2.6.4	Total streamflow uncertainties . . . . .	82
2.6.5	Flood frequency analysis . . . . .	83
2.7	Discussion . . . . .	86
2.7.1	Usefulness of disentangling the various sources of uncertainty in FFA . . . . .	86
2.7.2	Potential improvements of the method and further analyses . . . . .	87
2.7.3	Are historical stage records useful for flood frequency analysis ? . . . . .	88
2.8	Conclusion . . . . .	89
2.9	Acknowledgements . . . . .	90
<b>3</b>	<b>Analyse probabiliste des crues du Rhône à Beaucaire du XVI<sup>ème</sup> siècle à aujourd’hui</b> . . . . .	<b>91</b>
3.1	Introduction : utilisation des données historiques pour l’analyse fréquentielle . . . . .	92
3.2	Méthodes d’analyse probabiliste d’un échantillon mixte de crues . . . . .	94
3.2.1	Concepts de base et hypothèses . . . . .	94
3.2.2	Propagation de l’incertitude hydrométrique des mesures systématiques (modèle A) . . . . .	95
3.2.3	Seuil de perception incertain (modèle B) . . . . .	96
3.2.4	Durée de la période historique incertaine (modèle C) . . . . .	96
3.2.5	Seuil de perception et durée de la période historique incertaines (modèle D) . . . . .	97
3.2.6	Débit des crues historiques compris dans un intervalle (modèle E) . . . . .	97
3.2.7	Distribution empirique d’un échantillon mixte . . . . .	98
3.3	Données disponibles . . . . .	98
3.3.1	Échantillon mixte de crues du Rhône à Beaucaire . . . . .	98
3.3.2	Stationnarité des données . . . . .	99
3.4	Application aux crues du Rhône à Beaucaire . . . . .	102
3.4.1	Résultats pour la période récente dégradée (1816-2020) . . . . .	103
3.4.2	Application à la période 1500-2020 . . . . .	111
3.5	Discussion . . . . .	115
3.6	Conclusion . . . . .	119
<b>4</b>	<b>Conclusions et perspectives</b> . . . . .	<b>121</b>
4.1	Principaux résultats . . . . .	122

4.2 Perspectives . . . . .	126
<b>Bibliographie</b>	<b>144</b>
<b>A Annexes</b>	<b>145</b>
A.1 Tableau des temps de propagation des crues de Lyon à Beaucaire . . . . .	145
A.2 Données de crues C4 extraites de la base de données HISTRHÔNE . . . . .	152



# Introduction



FIGURE 1 – Napoléon III rendant visite aux victimes des crues de 1856 à Beaucaire. Tableau de W. Bouguereau

*«Nous avons pu assister nous-mêmes à cette mise à l'écart et cet oubli, volontaire ou pas, se soldant par la perte par inondation - ironie de l'histoire - des données rassemblées par des générations d'observateurs antérieurs pour permettre [...] la prévision des inondations catastrophiques»*

---

PICHARD et ROUCAUTE (2014)

# Risque de crue et prédétermination

## Le risque inondation

L'inondation est le type de catastrophe naturelle le plus fréquent dans le monde, mais également celui ayant affecté le plus de personnes au cours des 20 dernières années (UNDRR, 2020). Depuis le début du XXI<sup>ème</sup> siècle, plus de 100 000 personnes ont perdu la vie dans des inondations à travers le globe. En France, il s'agit du premier risque naturel par l'importance des dommages provoqués et le nombre de communes concernées (MEDD, 2023a). Les inondations peuvent avoir des origines variées : crues, submersions marines, ruissellement, rupture de poche glaciaire, rupture d'ouvrage, etc. Parmi ces différents phénomènes, la crue est le type d'inondation le plus fréquent.

Les hydrologues utilisent les chroniques de débit estimées aux stations limnimétriques afin de caractériser statistiquement l'aléa de crue. Cette approche probabiliste, nommée prédétermination, consiste à anticiper la magnitude d'un événement futur ainsi que sa probabilité d'occurrence, mais sans en définir une date d'occurrence, ce qui diffère du concept de prévision. La notion de probabilité d'occurrence est intimement liée au concept de "période de retour", qui est également utilisé dans de nombreux domaines liés aux risques naturels. La période de retour découle de la notion statistique de probabilité au non-dépassement : on peut dire que le débit d'une crue de période de retour  $T$  (en années) est en moyenne égalé ou dépassé toutes les  $T$  années. On peut également dire qu'un débit de période de retour  $T$  a une probabilité  $p_1 = 1/T$  d'être dépassé chaque année, ou bien une probabilité  $p_2 = 1 - 1/T$  de ne pas être dépassé. Il faut noter que ces affirmations ne sont valables qu'à condition que les processus à l'origine des crues soient stationnaires dans le temps. Même s'il paraît trivial, le concept de période de retour porte souvent à confusion. Par exemple, si la dernière crue centennale de la Seine ( $T = 100$  ans) a eu lieu en 1910, cela n'a aucune conséquence sur la probabilité d'observer une crue au moins centennale de la Seine en 2010. Cette probabilité reste en effet égale à  $p = 1/100$ , que l'on soit en 1910, 2010 ou 2023. A l'inverse, il est tout à fait possible d'observer deux crues centennales deux années de suite, même si cela est peu probable. De plus, on peut estimer qu'il y a environ 63% de chances d'observer au moins une crue centennale en 100 ans. Ainsi, on peut considérer que des infrastructures protégeant les populations jusqu'à la crue centennale auront environ 37% de chances de couvrir efficacement leur rôle de protection au cours d'une période de 100 ans.

La notion de période de retour est utilisée pour dimensionner des infrastructures ou pour protéger les populations en fonction du risque de crue dans la zone, en tenant compte d'une marge. Par exemple, en France, l'aléa de référence pris en compte dans le Plan de Prévention du Risque Inondation (PPRI) « est déterminé à partir de l'événement le plus important connu et documenté ou d'un événement théorique de fréquence centennale, si ce dernier est plus important » (Code de l'Environnement, article R562-11-3). La détermination du débit correspondant à une période de retour donnée (également appelé "crue de projet" ou "quantile de crue") est donc essentielle, mais il n'est pas toujours possible de l'effectuer avec une grande précision. C'est pourquoi la quantification des incertitudes de ces estimations est essentielle.

---

## Méthodes de prédétermination des crues

En première approche, l'estimation des quantiles de crue peut être purement empirique. Par exemple, pour une station de mesure donnée, il est possible de calculer la fréquence cumulée des débits maximum annuels, classés par ordre croissant. On peut alors accéder à de premières estimations de la probabilité au non-dépassement pour un débit donné. Cependant, cette approche comporte de nombreuses limitations, notamment quand il s'agit d'extrapoler au-delà du plus fort débit connu. La pratique courante, appelée analyse fréquentielle des crues, consiste à estimer les paramètres d'une distribution (préalablement choisie selon la variable hydrologique étudiée) en se basant sur les observations. Cette pratique comporte l'avantage, par rapport aux estimations empiriques, d'être moins sensible à la taille de l'échantillon d'observations disponible, et d'offrir la possibilité de quantifier l'incertitude qui en résulte. De plus, elle offre la possibilité d'extrapoler au-delà de la plus forte crue connue, ce qui permet d'accéder à de grandes périodes de retour qui sont nécessaires pour le dimensionnement d'infrastructures (par exemple jusqu'à  $T = 10\,000$  ans pour les barrages français (LE DELLIU, 2014)). Cependant, l'incertitude autour de ces estimations peut être très importante, particulièrement quand la période de retour visée est grande devant la taille des chroniques de débit disponibles. Pour améliorer l'estimation des quantiles, il est possible d'élargir le jeu de données.

Tout d'abord, il est possible d'élargir spatialement le jeu de données en faisant l'hypothèse que la distribution des crues est homogène, à un facteur d'échelle près, au sein d'une région définie (HOSKING et WALLIS, 1997 ; GAUME et al., 2010 ; VIGLIONE et al., 2013) ou bien en utilisant un modèle qui prend en compte les dépendances spatiales entre les stations hydrométriques (KJELDSEN et JONES, 2009 ; RENARD, 2011 ; SUN et al., 2014). Un des aspects complexes de ce type d'analyse provient notamment de la délimitation des régions homogènes du point de vue des crues (OUARDA et al., 2001 ; HAN et al., 2020). De plus, la notion de "région homogène" perd de son sens dans le cas de grands bassins versants tels que celui du Rhône, car ils sont sous des influences hydroclimatiques nombreuses et contrastées, ce qui rend la distribution des crues chaque grand bassin unique.

Il est également possible d'élargir temporellement le jeu de données en utilisant des données historiques antérieures à l'installation des réseaux de mesure hydrométriques. Ces données peuvent prendre différentes formes (témoignages, repères de crue). Leur utilisation nécessite un cadre statistique adapté car ces données sont généralement sporadiques. De plus, la détermination des incertitudes autour de ces données est également nécessaire. On peut noter que l'utilisation des données historiques n'est pas réservée au domaine des crues, elle est également fréquente dans le domaine du climat (RIBES et al., 2021), ainsi que dans les autres domaines liés aux risques naturels.

Une autre grande famille de méthodes d'analyse fréquentielle se base sur les précipitations pour définir la distribution des crues. L'hypothèse derrière ces méthodes est que, sous certaines conditions de saturation du bassin versant, la distribution des débits extrêmes est conditionnée par la distribution des pluies extrêmes. On peut notamment citer à ce sujet les méthodes françaises GRADEX (GUILLOT et DUBAND, 1967) ou AGRE-GEE (MARGOUM et al., 1994). D'autres méthodes plus approfondies utilisent les mêmes



hypothèses et se basent sur le couplage d'un générateur stochastique d'événements de pluie extrêmes avec un modèle hydrologique afin d'obtenir une meilleure description de la réponse des bassins versants. On peut notamment citer à ce propos la méthode SCHADEX développée par EDF (Électricité De France) (PAQUET et al., 2013), et le modèle SHYPRE-SHYREG développé par INRAE (ARNAUD et LAVABRE, 2002 ; AUBERT et al., 2014). Les besoins en données de ce type d'analyse diffèrent des méthodes classiques présentées précédemment. Il en va de même pour les limites de cette famille de méthodes, on peut citer par exemple que les données pluviométriques anciennes sont relativement rares, ou bien que le modèle hydrologique utilisé peut ne pas représenter correctement le bassin versant étudié, notamment dans le cas d'événements de crues historiques ou pour de grands bassins versants. Le choix d'une méthode de prédétermination des crues parmi les différents exemples cités précédemment dépend notamment des données disponibles, du contexte hydrologique ou de la période de retour visée.

La plupart des méthodes présentées ci-dessus nécessitent d'estimer les paramètres d'un modèle (distribution, régression utilisée pour la régionalisation, modèle pluie/débit) en se basant sur les données mesurées par les stations hydroclimatiques. L'estimation est un vaste domaine qui est ici très succinctement abordé. La détermination des paramètres des distributions utilisées en hydrologie est parfois complexe et nécessite l'utilisation de méthodes d'estimation statistique élaborées. On peut citer notamment les méthodes des moments, des L-moments, ou du maximum de vraisemblance. On peut également citer les méthodes bayésiennes qui ont pris une place importante en hydrologie au cours des dernières années, du fait de leur flexibilité et de la possibilité d'intégrer une information *a priori* (RENARD et al., 2013b). L'approche bayésienne est généralement couplée aux algorithmes de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC). Ces algorithmes permettent de générer un grand nombre de réalisations d'une distribution, peu importe sa complexité. Ces approches seront utilisées tout au long de ce manuscrit dans le cadre de l'analyse fréquentielle des crues et de l'estimation des incertitudes.

## Analyse fréquentielle des crues et incertitudes associées

L'analyse fréquentielle des crues, bien que très largement utilisée dans le monde, est affectée par plusieurs sources d'incertitude qui sont rarement considérées dans leur intégralité. De nombreuses décisions découlent des résultats de l'analyse fréquentielle : dimensionnement des digues de protection pour les populations et les infrastructures à risque (centrales nucléaires, usines chimiques...), plans d'urbanisme, dimensionnement des évacuateurs de crue des barrages, arrêtés de catastrophe naturelle, etc. Une estimation complète des incertitudes qui affectent cet exercice est donc indispensable afin d'appréhender correctement l'étendue du risque de crue. Ces incertitudes peuvent être divisées en trois catégories :

- Les incertitudes hydrométriques, qui affectent les données de débit, proviennent de la complexité d'estimer en continu le débit d'un cours d'eau en un point donné.
- L'incertitude d'échantillonnage, qui provient de la longueur limitée de l'échantillon de données disponible.

- 
- Les hypothèses de modélisation telles que le choix d'une distribution adaptée à la variable hydrologique étudiée, l'hypothèse de stationnarité, ou l'hypothèse d'indépendance des crues.

## Incertitudes hydrométriques

L'analyse fréquentielle des crues se base généralement sur des données de débit estimées au droit des stations hydrométriques. Le débit des cours d'eau ne peut malheureusement pas être mesuré directement et en continu. En revanche, il est possible de mesurer continuellement la hauteur d'eau en un point donné. Pour cela, les hydromètres utilisent des capteurs (flotteurs, sonde piézométrique, sonde ultra-sons, radar...) qui mesurent la hauteur d'eau par rapport à une échelle hydrométrique qui est installée à demeure et constitue un référentiel stable. Historiquement, les relevés étaient effectués visuellement, par lecture de l'échelle hydrométrique. En plus de ces mesures de hauteur d'eau, des estimations ponctuelles du débit appelées "jaugeages" peuvent être réalisées par diverses méthodes de mesure qui permettent de s'adapter à des conditions variées. Sous certaines conditions, il est possible d'établir une relation univoque entre la hauteur d'eau et le débit en un point donné. Cette relation nommée "courbe de tarage", est estimée à l'aide des jaugages et constitue le cœur de l'hydrométrie. Il existe également des stations qui fonctionnent sur des principes différents (vélocimétrie, stations à double échelle...), mais ces dernières sont largement minoritaires. Chacune des étapes du schéma hydrométrique décrit ci-dessus est affectée par des incertitudes, qui entraînent une incertitude autour des débits estimés (MCMILLAN et al., 2012; PUECHBERTY et al., 2017).

Tout d'abord, plusieurs sources d'incertitude autour de la mesure de la hauteur d'eau sont identifiées dans la littérature (VAN DER MADE, 1982; PETERSEN-ØVERLEIR et REITAN, 2005; MCMILLAN et al., 2012; HORNER et al., 2018). Elles concernent notamment la précision de la lecture visuelle de l'échelle limnimétrique, et dans le cas de mesures automatisées, la précision des capteurs et la calibration de ces derniers. On peut aussi citer l'incertitude qui découle du nivellement de l'échelle limnimétrique. La fréquence des relevés entraîne également des erreurs d'interpolation, particulièrement dans le cas de chroniques anciennes pour lesquelles les relevés étaient effectués visuellement par un opérateur, et étaient donc moins fréquents qu'avec les systèmes automatiques modernes. Cependant, ce type d'erreur n'est que très rarement abordé dans la littérature, alors qu'il peut être particulièrement impactant dans le cas de relevés anciens (HAMILTON et MOORE, 2012; KUENTZ et al., 2014).

Les courbes de tarage représentent une des plus importantes sources d'incertitude en hydrométrie. Les jaugages, données indispensables à l'élaboration des courbes de tarage, sont eux-même impactés par des incertitudes qui dépendent de la méthode de mesure (LE COZ et al., 2014a). De plus, la réalisation de jaugages peut devenir particulièrement complexe en situation de crue. Dans certains cas par exemple, il est seulement possible de réaliser des jaugages de surface (flotteurs, radar vélocimétrique, analyse vidéo) qui sont plus incertains que les mesures classiques d'exploration du champ de vitesses. Le processus d'estimation de la courbe de tarage est également affecté d'incertitudes, provenant d'une part du modèle choisi pour représenter les conditions hydrauliques du cours

d'eau, et d'autre part de l'estimation des paramètres de ce modèle. L'estimation de l'incertitude des courbes de tarage est très largement représentée dans la littérature de ces dernières années (PETERSEN-ØVERLEIR et al., 2009 ; JUSTON et al., 2014 ; LE COZ et al., 2014b ; MORLOT et al., 2014 ; COXON et al., 2015 ; MCMILLAN et WESTERBERG, 2015 ; MANSANAREZ et al., 2019b). Il faut également noter qu'une courbe de tarage a une validité temporelle limitée. En effet, la relation hauteur/débit est susceptible de varier dans le temps au gré des changements morphologiques causés par les crues, des travaux dans le lit mineur, de la croissance de la végétation aquatique, etc. Ainsi, la précision des séries de débit est dépendante du contrôle fréquent de la relation hauteur/débit via la réalisation de jaugeages. Les ruptures temporelles de cette relation se nomment "détarages". Leur détection et leur impact sur l'incertitude des séries de débit constitue un sujet particulièrement étudié dans la littérature (MCMILLAN et al., 2010 ; WESTERBERG et al., 2011 ; GUERRERO et al., 2012 ; MORLOT et al., 2014 ; ŁAPUSZEK et LENAR-MATYAS, 2015 ; DARIENZO et al., 2021). Les fortes crues étant rares et dangereuses à jauger, la partie haute de la courbe de tarage est la plus incertaine et nécessite généralement une extrapolation. En France, la plupart des stations ne sont pas jaugées au-delà de la crue de période de retour 2 ans (LANG et al., 2010). Il est possible d'améliorer la précision de ces extrapolations en utilisant des modèles hydrauliques, ou bien en utilisant des jaugeages de crue en dehors de leur période temporelle de validité. Une solution plus satisfaisante consiste en l'utilisation d'un modèle pour lequel certains paramètres de la courbe de tarage sont constants au cours des différentes périodes de stabilité, alors que d'autres sont variables (MANSANAREZ et al., 2019a). Le paramétrage de ce modèle est basé sur une connaissance fine des processus hydrauliques de la station étudiée. Il existe de nombreuses méthodes pour estimer individuellement les sources d'incertitude de nature hydrométrique listées ci-dessus. En revanche, la manière dont elles se propagent jusqu'à l'estimation des hydrogrammes, voire même jusqu'à l'estimation des quantiles de crue extrêmes n'a que très peu été étudiée (HORNER et al., 2018 ; STEINBAKK et al., 2016). Pourtant, l'incertitude hydrométrique peut être particulièrement importante dans le cas de relevés anciens et affecter significativement les résultats de l'analyse fréquentielle des crues.

## Incertitude d'échantillonnage

L'incertitude d'échantillonnage est un des problèmes majeurs de l'analyse fréquentielle des crues et provient de la longueur limitée des chroniques de débit (APEL et al., 2004 ; KJELDSSEN et al., 2011). On peut par exemple faire le parallèle avec l'interprétation des sondages d'intentions de vote d'un petit échantillon de la population d'un pays. La plupart des stations hydrométriques françaises ayant été installées après 1960 (LE COZ, 2017), on dispose rarement de chroniques qui dépassent les 60 ans, alors que les quantiles cibles de l'analyse fréquentielle peuvent correspondre à des périodes de retour bien plus importantes (100 ans, 1000 ans, ou plus). Dans le cas de l'analyse fréquentielle des crues, plus la période de retour visée est grande devant la longueur de la chronique disponible, plus l'incertitude d'échantillonnage est importante. De ce fait, il est par exemple déconseillé selon la réglementation anglaise d'estimer des quantiles de période de retour supérieure à la moitié de la longueur de la chronique utilisée (WHS, 2008). Une alternative à l'utilisation d'une telle règle empirique est de procéder systématiquement à la quantification de l'incertitude d'échantillonnage. Des méthodes de quantification de l'incertitude d'échan-

---

tillonnage existent dans la littérature (COLES, 2001).

## Hypothèses de modélisation

La théorie des valeurs extrêmes (GUMBEL, 1958 ; COLES, 2001) repose sur l'hypothèse que l'échantillon étudié est composé de réalisations indépendantes qui proviennent d'une seule et unique distribution, ou i.i.d (indépendantes et identiquement distribuées). Il est possible de montrer que la distribution de la variable étudiée peut être approchée par une loi GEV (loi généralisée des Valeurs Extrêmes) si l'on raisonne sur la valeur maximale annuelle (FISHER et TIPPETT, 1928 ; GNEDENKO, 1943), et par une loi GPD (loi de Pareto généralisée) avec les valeurs supérieures à un seuil (BALKEMA et HAAN, 1974 ; PICKANDS, 1975). D'autres distributions sont également utilisées suivant les pays (loi Log Normale, Pearson III, logistique... : WHS, 2008) Une bonne pratique consiste à vérifier que l'ajustement effectué est satisfaisant par rapport aux observations, ou bien à utiliser une partie du jeu de données pour le calage des paramètres, et une autre pour la validation.

L'hypothèse d'une distribution unique peut être remise en cause pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les crues d'un même cours d'eau peuvent être la conséquence de plusieurs processus hydroclimatiques (crues nivales, orages, longues périodes de pluie...). Il est possible de conditionner l'analyse fréquentielle à un tel constat. L'utilisation de méthodes pluie/débit peut s'avérer particulièrement intéressante dans cette situation (PAQUET et al., 2013 ; BRIGODE, 2013). L'hypothèse peut également être mise à mal par des changements temporels des processus climatiques ou hydrologiques de la zone en question. Des variations climatiques à grande échelle et leur impact sur les précipitations intenses ou les crues ont été mises en évidence dans de nombreuses régions du globe (SUN et al., 2014 ; HODGKINS et al., 2017 ; GUDMUNDSSON et al., 2019 ; LUN et al., 2020 ; BLÖSCHL et al., 2020 ; TRAMBLAY et al., 2023) y compris en France. Par ailleurs, le changement climatique d'origine anthropique impacte la stationnarité des crues à travers le monde, même si cet impact est très variable d'une région à une autre (MILLY et al., 2008 ; HALL et al., 2014 ; BLÖSCHL et al., 2019 ; GIUNTOLI et al., 2019 ; PÖRTNER et al., 2022). De nombreuses approches d'analyse fréquentielle des crues en contexte de changement climatique ont vu le jour au cours des dernières années, comme en témoigne la revue bibliographique proposée par SALAS et al. (2018). Les outils développés par les chercheurs pour prédéterminer les crues en contexte non-stationnaire ont été utilisés dans certains pays pour l'estimation réglementaire des crues de référence (MADSEN et al., 2014), mais cela n'est pas systématique. La difficulté est que les tendances sur les crues ne sont pas homogènes à l'échelle du continent européen (BLÖSCHL et al., 2019)). La France en particulier connaît des évolutions en sens opposé entre le nord et le sud (GIUNTOLI et al., 2019). Par ailleurs, l'hypothèse de stationnarité des échantillons peut également être compromise par des changements d'origine anthropique du bassin versant, tels que des changements d'occupation du sol, des changements d'ordre hydro-géomorphologique ou la construction d'aménagements (HALL et al., 2014)

## Analyse fréquentielle et données historiques

Compte tenu de l'importance de l'estimation des quantiles extrêmes pour la sécurité des populations et des infrastructures, il semble évident de vouloir en améliorer la précision. Il est complexe de réduire l'incertitude autour des données hydrométriques, celle-ci étant conditionnée par la quantité et la qualité des données disponibles. En revanche, comme cela a été décrit précédemment, il est possible de réduire l'incertitude d'échantillonnage en élargissant spatialement ou temporellement le jeu de données. L'approche spatiale (aussi appelée analyse régionale) est cependant peu adaptée aux grands bassins versants. En effet il est complexe de délimiter des régions homogènes du point de vue de la distribution des crues lorsque de nombreuses influences hydroclimatiques affectent le bassin versant étudié. Il en est de même pour les méthodes basées sur les précipitations. La modélisation hydrologique est en effet complexe dans le cas de grands bassins versants, pour lesquels la transformation de la pluie en débit dépend de nombreux paramètres très variables spatialement. L'approche historique est en revanche tout a fait adaptée aux grands bassins versants car elle ne nécessite pas d'hypothèse régionale ou climatique. De plus, des données historiques sont souvent disponibles pour les grands fleuves car ces derniers ont toujours eu une grande importance pour les populations. L'approche historique consiste en un élargissement du jeu de données par l'utilisation de données historiques, antérieures à l'installation des réseaux de mesure (BRÁZDIL et al., 2006). Ces données peuvent être de forme et de qualité très variables. De plus, leur utilisation peut nécessiter la formulation d'hypothèses plus ou moins fortes.

Dans le meilleur des cas, la recherche de données dans les archives peut conduire à retrouver des données limnimétriques continues plus anciennes que les données initialement disponibles. Cette situation est probablement plus fréquente que ce que l'on pourrait penser. Les passages de témoin à travers les époques entre les différentes entités administratives responsables de la navigation ou de la surveillance des cours d'eau n'entraînent pas systématiquement la transmission des données. De plus, le contexte culturel ou politique n'est pas toujours en faveur d'une centralisation des données hydrométriques. Enfin, les récentes (à l'échelle des crues extrêmes) avancées de stockage en base de données informatiques n'ont pas systématiquement mené à la bancarisation des données hydrométriques historiques. En France, il est par exemple fréquent que seule une part limitée des données limnimétriques existantes pour une station donnée soit disponible dans la base de données publique HydroPortail (<https://hydro.eaufrance.fr>) (LE GROS et al., 2015). Ces données limnimétriques anciennes, lorsqu'elles sont continues, peuvent être utilisées dans le cadre de l'analyse fréquentielle classique décrit précédemment. Dans ce cas de figure, il ne faut en revanche pas négliger les incertitudes hydrométriques. En effet, les jaugeages anciens peuvent être rares, ce qui rend complexe l'estimation de la relation hauteur/débit, et les relevés de hauteur d'eau peuvent être peu fréquents.

Plus généralement, les données de crue historiques (i.e. pré-enregistrements continus) peuvent prendre des formes très variées : repères de crue (PARKES et DEMERITT, 2016 ; PIOTTE et al., 2016 ; ENGLAND et al., 2020 ; MEDD, 2023b), témoignages et documents anciens (PICHARD, 1995 ; NAULET et al., 2005 ; NEPPEL et al., 2010 ; KJELDSEN et al., 2014 ; MACDONALD et al., 2014), reconstructions de crues pré-historiques (ou paléocrues)

---

issues de divers proxys tels que les dépôts sédimentaires (BAKER, 1987; DEZILEAU et al., 2014; ENGELAND et al., 2020; CORELLA et al., 2021; WILHELM et al., 2022) ou les cernes d'espèces végétales ripariennes (domaine de la dendrochronologie) (MARTENS, 1992; LOOMANS, 1993; BALLESTEROS-CÁNOVAS et al., 2015). Ces données ont pour point commun de ne pas être continues, par opposition aux données des stations limnimétriques. L'exhaustivité de ces mentions ponctuelles de crues ne peut donc pas être garantie en l'état. Leur utilisation pour l'analyse fréquentielle nécessite des traitements statistiques adaptés. Pour cela, on peut formuler l'hypothèse que les données historiques décrites ci-dessus concernent uniquement des événements d'une magnitude suffisante pour avoir laissé une trace dans les écrits, les sédiments alluviaux, ou pour avoir mérité l'installation d'un repère de crue. Cette magnitude est généralement appelée "seuil de perception". Il s'agit ici de faire l'hypothèse que, durant une période historique donnée, toutes les crues dont la magnitude a dépassé le seuil de perception ont laissé une trace, ce qui permet de faire l'hypothèse d'une forme d'exhaustivité au-dessus de ce seuil. Le corollaire à cette hypothèse est que, pour toutes les années sans mention de crue, on suppose que le seuil de perception n'a pas été dépassé. Sous ce postulat, les données historiques de crue peuvent être intégrées à l'analyse fréquentielle des crues (GERARD et KARPUK, 1979; STEDINGER et COHN, 1986), qu'il soit possible d'en estimer précisément le débit, ou seulement de garantir qu'elles étaient supérieures au seuil de perception. Dans la littérature, l'utilisation des crues historiques pour l'analyse fréquentielle est courante depuis les années 1980 et cette pratique commence à entrer dans le cadre réglementaire de l'estimation des risques d'inondation dans certains pays. Néanmoins, le seuil de perception et la durée durant laquelle il est actif sont dans la grande majorité des cas supposés parfaitement connus, de même que les données historiques sont considérées comme étant parfaitement exhaustives. Dans ces cas de figure, l'incertitude des quantiles extrêmes de crue est probablement sous-estimée. Il faut noter également que l'estimation de la date à partir de laquelle le seuil de perception est actif est complexe à déterminer. De plus, considérer que cette date est égale à l'année d'occurrence de la première crue de l'échantillon disponible constitue généralement une erreur qui peut conduire à une surestimation des quantiles de crue (PROSDOCIMI, 2018). Il faut ajouter que la détermination du débit de ces crues historiques est bien plus complexe que dans le cas de crues récentes, dont la hauteur a été mesurée en continu par des stations hydrométriques. Même si une détermination précise du débit n'est pas indispensable pour l'utilisation de ces données dans le cadre de l'analyse fréquentielle, il faut *a minima* en connaître l'ordre de grandeur afin de déterminer un seuil de perception. L'estimation de ces débits passe généralement par l'utilisation de modèles hydrauliques (NAULET et al., 2005; NEPPEL et al., 2010; WETTER et al., 2011; MACHADO et al., 2015; RUIZ-BELLET et al., 2017). Cependant, de nombreuses incertitudes affectent cet exercice, particulièrement dans le cas d'événements très anciens pour lesquels les conditions d'écoulement (topographie, bathymétrie, rugosité...) sont méconnues.

## Le risque inondation dans la basse vallée du Rhône

La basse vallée du Rhône, située dans le Sud-Est de la France, est une zone particulièrement exposée aux inondations : trois territoires à risque important ont été retenus lors de l'application de la Directive Inondation (2010-2015). Environ 150 ans après les crues majeures de 1840 et 1856, la récente inondation de décembre 2003 a rappelé l'importance de ce risque, avec plus de 8000 habitants inondés (figure 2) et un coût total des pertes dépassant le milliard d'euros, pour une période de retour d'environ 100 ans (MEDD, 2005). La caractérisation du risque inondation est donc capitale dans cette zone où les enjeux sont nombreux : zones habitées, barrages, centrales nucléaires, zones industrielles, voies de communication, agriculture... La station hydrométrique de Beaucaire est située à l'aval du dernier affluent du Rhône (le Gard ou Gardon) et à l'amont de la diffluence du delta qui forme la Camargue. Il s'agit de la station qui enregistre les plus gros débits du fleuve, ce qui en fait également la station de référence de la zone en ce qui concerne les crues. Sur le site internet de l'HydroPortail (<https://hydro.eaufrance.fr>), base de données nationale d'archives hydrométriques, une série de débits journaliers est disponible depuis 1920 à Beaucaire. C'est cette chronique qui fut utilisée lors de l'Étude Globale du Rhône (EGR) en 2000 (RIGAUDIÈRE et al., 2000). Pourtant, plus de 200 ans d'archives hydrométriques continues sont désormais disponibles à Beaucaire grâce au travail de recensement d'archives de PICHARD et ROUCAUTE (2014). En effet, la station fut installée dès 1816 et les données étaient jusqu'à présent réparties entre de nombreux services d'archives. En plus de ces données continues, PICHARD et ROUCAUTE (2014) ont également collecté une immense quantité de données d'archives qui permettent de retracer plus de 1500 événements hydroclimatiques sur la période 1300-2000. Ces données sont mises à disposition publiquement au sein de la base de données HISTRHÔNE (<https://histrhone.cerege.fr>). Selon les auteurs de la base, les données de crue semblent exhaustives à partir de l'année 1500. La valorisation de ces nombreuses données historiques peut améliorer grandement l'estimation du risque inondation dans la zone, ainsi que la connaissance de la variabilité des débits du Rhône. Récemment, BARD et LANG (2018) ont valorisé les données limnimétriques de Beaucaire disponibles depuis 1816 pour l'analyse fréquentielle des crues. Cependant, de récentes avancées concernant l'estimation des incertitudes hydrométriques pourraient en permettre une estimation plus complète. De plus, les données historiques antérieures aux enregistrements continus n'ont pas été valorisées à ce jour, et pourraient apporter un réel intérêt dans l'exercice de l'analyse fréquentielle des crues.



Etendue des inondations sur la basse vallée du Rhône et la Camargue  
 Image acquise par le satellite Spot 4 le 7 décembre 2003 (CNES - Distribution Spot Image) - 20 m de résolution



Camargue, France - © CNES 2003 - Distribution Spot Image - Création Spot Image / 2003

FIGURE 2 – Image satellite de la basse vallée du Rhône le 7 décembre 2003, soit trois jours après la pointe de la crue. Les zones bleues représentent les cours d’eau ou les terres inondées, alors que les zones en rouge ou vert représentent des terrains secs. Source : CNES - Distribution Spot image.

## Objectifs et organisation du manuscrit

La valorisation des données anciennes est l’un des moyens permettant d’améliorer les estimations des quantiles de crue extrêmes. La détermination et la propagation de l’ensemble des incertitudes lors de cet exercice est particulièrement importante mais elle est rarement effectuée. Un des objectifs de la thèse est de construire une méthode opérationnelle, complète et homogène, qui intègre les incertitudes à chaque étape de l’analyse fréquentielle afin de les propager jusqu’au résultat final. Dans ce contexte, l’utilisation de données historiques (pré-enregistrements continus) sera également explorée. L’utilisation de ces données est associée au concept de seuil de perception, qui est généralement supposé parfaitement connu dans la littérature. La prise en compte d’incertitudes affectant le seuil de perception et la durée de la période historique sera étudiée. La station hydrométrique du Rhône à Beaucaire constitue un cas d’étude idéal du fait de la longévité exceptionnelle



des mesures de hauteur d'eau en continu (plus de deux siècles) et de l'immense patrimoine de données hydro-climatiques disponible dans la base de données HISTRHÔNE depuis le XIV<sup>ème</sup> siècle. Les objectifs décrits ci-dessus seront étudiés dans ce manuscrit de thèse pour la station du Rhône à Beaucaire.

Ce manuscrit de thèse s'organise en trois parties dont les contours sont résumés dans la figure 3. Le premier chapitre permet de faire un bilan des données disponibles. Les relevés limnimétriques disponibles à Beaucaire depuis 1816 seront présentés en parallèle d'une étude de l'évolution des conditions d'écoulement de la zone au cours des deux derniers siècles. Les données de la base HISTRHÔNE jugées utiles à l'analyse fréquentielle des crues en seront extraites et des modèles hydrauliques seront utilisés pour tenter d'estimer le débit de ces événements anciens.

Le second chapitre prend la forme d'un article scientifique soumis à "Journal of Hydrology" et accepté sous réserve de révisions mineures. L'utilité des données limnimétriques historiques pour la réduction des incertitudes de l'analyse fréquentielle est explorée. La détermination et la propagation des différentes sources d'incertitude hydrométrique est effectuée pour la chronique du Rhône à Beaucaire de 1816 à 2020. On dispose alors d'une chronique continue de débits journaliers de plus de deux siècles. La part respective de l'incertitude hydrométrique et de l'incertitude d'échantillonnage au sein des estimations des quantiles de crue est ensuite examinée pour différentes tailles de chroniques.

Le troisième chapitre reprend la série continue de débits de 1816 à 2020 estimée au chapitre précédent, ainsi que les données de la base HISTRHÔNE extraites au premier chapitre, afin de réaliser une analyse probabiliste des crues de 1500 à 2020. Le modèle probabiliste présenté dans ce chapitre permet de considérer les incertitudes de la chronique de débits continus (1816-2020), mais également la méconnaissance du seuil de perception et de la durée de la période historique. L'apport et les limites de l'utilisation des données historiques pour l'analyse fréquentielle des crues est explorée sous différentes hypothèses.

Enfin une conclusion présente les principaux résultats et avancées obtenus pendant la thèse, puis des perspectives de travaux et études complémentaires.

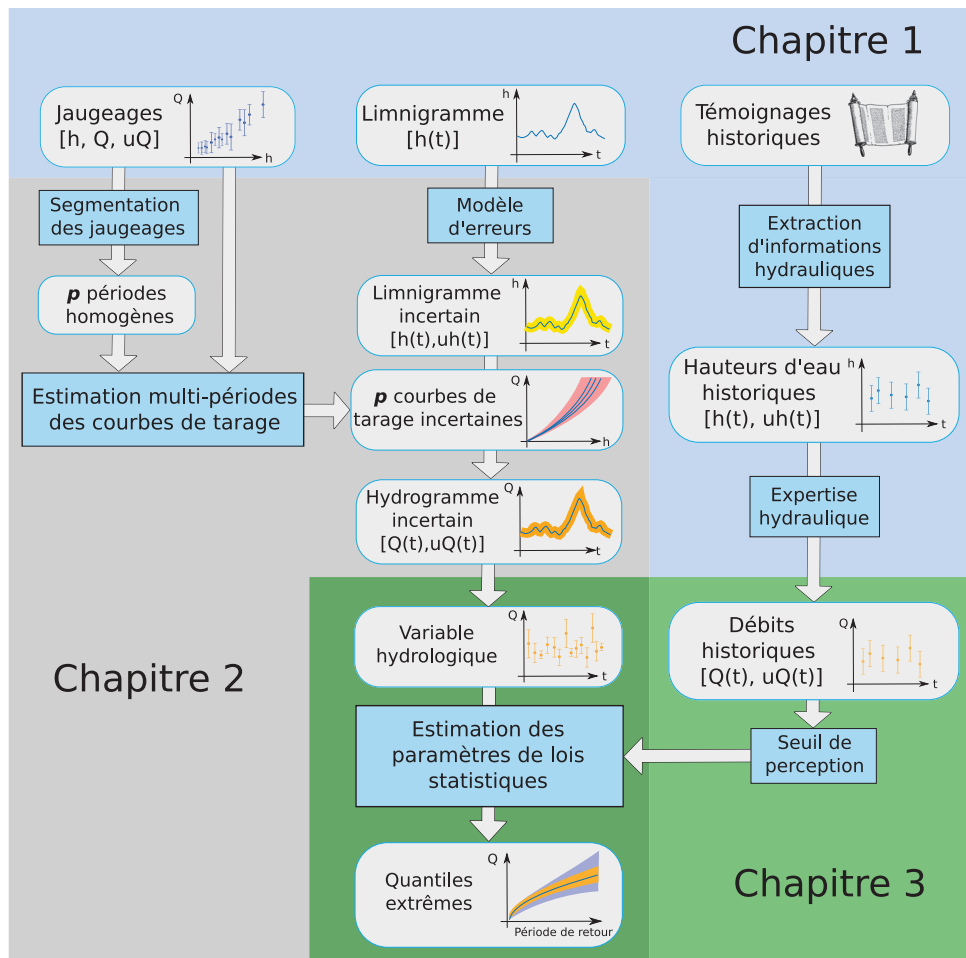


FIGURE 3 – Schéma d'organisation de la thèse. Les cases grises correspondent aux données et les cases bleues aux modèles et méthodes d'analyse. La lettre  $h$  correspond à la hauteur d'eau,  $Q$  au débit et  $t$  au temps. La lettre  $u$  correspond à l'incertitude qui affecte chacune de ces variables.



Chapitre

1

## Collecte et caractérisation des données de crue à Beaucaire



## 1.1 Hydrométrie du Rhône à Beaucaire de 1816 à aujourd'hui

Le passé de Beaucaire, du XVII<sup>ème</sup> au XIX<sup>ème</sup> siècle était indéniablement tourné vers le commerce fluvial. La foire de Beaucaire, d'importance européenne, attirait alors des marchands venus des quatre coins de la Méditerranée (figure 1.1). La ville de Beaucaire était considérée comme «*la capitale française des marchandises*» (LÉON, 1953) grâce à sa proximité avec la mer et les échanges fluviaux rendus possibles par son port sur le Rhône. L'attention des Beaucairois était alors tournée continuellement vers le fleuve et ses caprices. Les crues et étiages fréquents perturbaient le commerce fluvial, source principale des revenus beaucairois avant l'avènement du chemin de fer. À cette époque, Beaucaire et Tarascon étaient reliées par un pont de bateaux, qui, jusqu'à la construction d'un pont en pierre en 1830, servait à passer d'une ville à l'autre. Ce pont était régulièrement détruit par les crues, comme en 1745 : «*le pont de bateaux de Tarascon alla heurter et emporter celui d'Arles*» (ANIBERT, 1764). Du fait de cet intérêt majeur pour le fleuve, le Rhône à Beaucaire fut l'une des premières stations limnimétriques françaises avec des relevés continus dès le début du XIX<sup>ème</sup> siècle.



FIGURE 1.1 – (a) «*Vue de la foire de Beaucaire avec une partie de la ville de Tarascon*», Basset André (1749). On distingue la ville de Beaucaire sur la droite et Tarascon sur l'autre rive. (b) Pont de bateaux reliant Beaucaire à Tarascon lors de la foire, auteur inconnu (XVIII<sup>ème</sup> siècle). Le pont était alors régulièrement détruit lors des crues, empêchant toute communication entre les deux villes.

### 1.1.1 Contexte hydrologique et hydrométrique

Le Rhône à Beaucaire draine un bassin versant de 95 590 km<sup>2</sup> et son module (ou débit moyen annuel) est de 1680 m<sup>3</sup>/s (1920-2023) (MEDD, 2021). La station hydrométrique de Beaucaire est la station la plus à l'aval du Rhône dit "complet" car elle est située 5 km à l'aval de la confluence avec le Gardon (dernier affluent significatif du Rhône), et 10 km à l'amont de la diffluence qui donne naissance au Petit-Rhône et au Grand-Rhône (figure 1.2). Il s'agit donc de la station mesurant le débit le plus important du fleuve, mais également de France, le Rhône étant le premier fleuve français en termes de débit. Au-delà

de son important débit, le Rhône est un fleuve complexe par la diversité de ses apports. Comme décrit par PARDÉ (1925), il comporte « *une infinité de nuances et de contrastes, la Massa, l'Arve, l'Isère, la Durance, l'Ain, la Saône, l'Ardèche, c'est-à-dire des cours d'eau appartenant à toutes les catégories qu'on puisse trouver en Europe occidentale. [...] Ainsi, c'est par une carrière agitée que le petit torrent glaciaire de Gletsch devient le fleuve majestueux de Beaucaire, tour à tour ou en même temps nival et séquanien, océanique et méditerranéen, pondéré ou sujet aux plus déconcertants accès de démesure* ». À Beaucaire, les signatures des affluents alpins, océaniques, méditerranéens et cévenols se mélangent pour donner naissance à un régime hydrologique qu'il est difficile de classer dans une catégorie (figures 1.3 et 1.4). Il en est de même pour les crues, qui sont le reflet de la complexité de ses apports : « *Il est violent par son courant encore inapaisé tout près de la Méditerranée, par ses crues de plus en plus nombreuses, désordonnées et massives, à mesure qu'il approche du terme de son cours* » (PARDÉ, 1925).

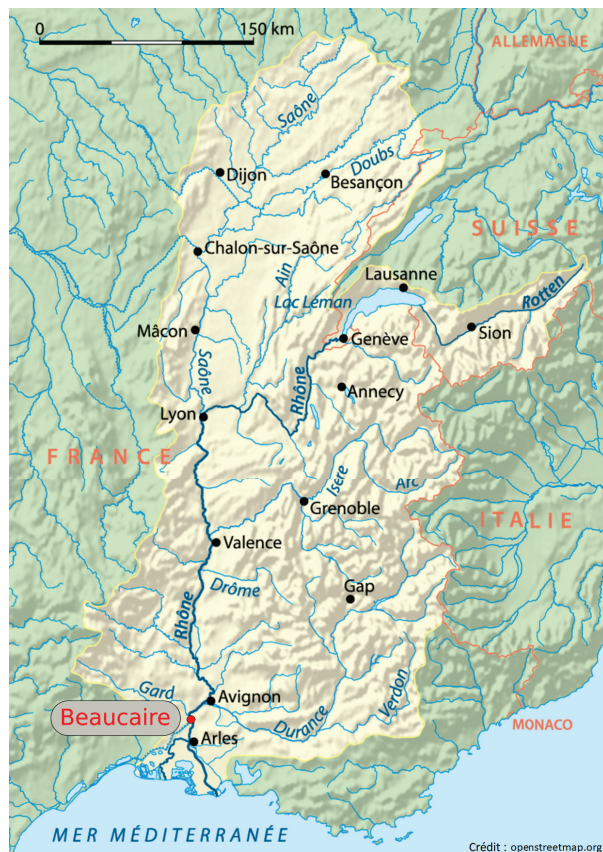


FIGURE 1.2 – Bassin versant du Rhône. La ville de Beaucaire est indiquée en rouge (www.openstreetmap.org)

Au cours des deux derniers siècles, trois crues apparaissent comme particulièrement marquantes. Tout d'abord l'événement du 3 novembre 1840 est probablement le plus important depuis le début du XIX<sup>ème</sup> siècle. Il est décrit par PARDÉ (1925) comme « *l'événement météorologique le plus grandiose et le plus déconcertant qui se soit jamais produit dans le bassin du Rhône* ». Les dégâts sont généralisés : le centre ville de Lyon est sous les eaux, la concomitance avec la crue de la Durance entraîne de nombreux dégâts à Avignon

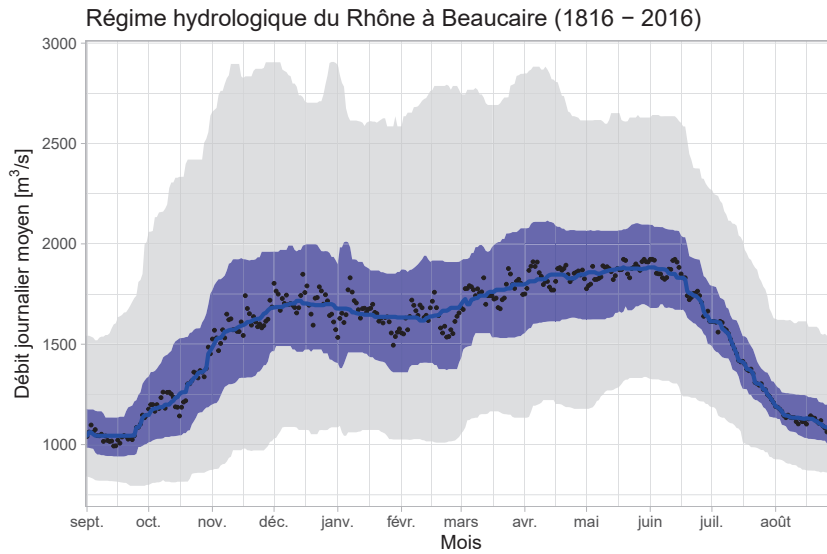


FIGURE 1.3 – Débits moyens journaliers du Rhône à Beaucaire de 1816 à 2016 (points noirs). En bleu foncé, les quantiles 40 et 60%, en gris les quantiles 20 et 80%. La courbe bleue représente la médiane inter-annuelle.

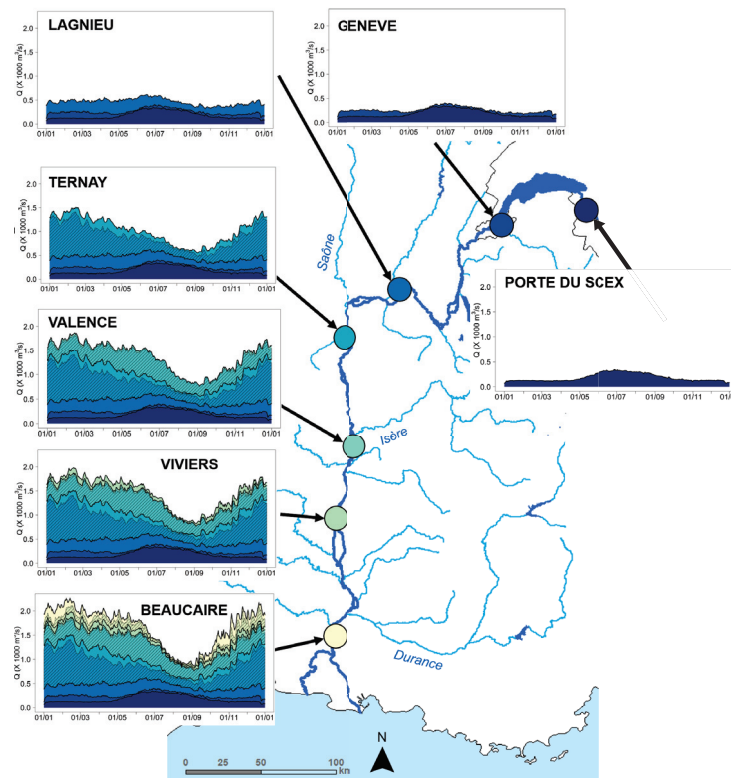


FIGURE 1.4 – Évolution du régime hydrologique du Rhône aux différentes stations hydrométriques. Les hydrogrammes décrivent les débits journaliers moyens interannuels. Les graphiques font apparaître les contributions des stations situées en amont ainsi que celles des principaux affluents français : Saône, Isère et Durance (identifiées par des hachures). Figure adaptée de LE COZ et al., 2023, à paraître.

et la Camargue est complètement inondée suite à de nombreuses brèches dans les digues. PARDÉ (1925) donne une estimation de débit à 13 000 m<sup>3</sup>/s à Beaucaire. Vient ensuite la crue du 31 mai 1856 qui touche non seulement le Rhône, mais également de nombreux cours d'eau français dont la Loire. PARDÉ (1925) la décrit comme «*la plus simple et la plus brutale des crues générales du Rhône*» et estime son débit à Beaucaire à 12 500 m<sup>3</sup>/s. A nouveau, les dégâts sont colossaux de Lyon à la mer. Ces deux crues de période de retour supérieure à 100 ans sont encore aujourd'hui des références pour l'estimation du risque inondation. Jusqu'en décembre 2003, aucun événement ne s'en était réellement approché et les risques de débordements majeurs et de ruptures de digues avaient été peu à peu oubliés. Avec ses 11 500 m<sup>3</sup>/s qui correspondent à une période de retour centennale (MEDD, 2005), la crue de 2003 a ravivé les craintes des populations provençales. Au cours de l'événement, plusieurs digues supposées résister à des niveaux similaires à ceux de 1856 cèdent et provoquent l'inondation des foyers de plus de 8000 personnes. Suite à cet événement, une stratégie d'aménagement pour la prévention du risque inondation est mise en place ([www.plan-rhone.fr](http://www.plan-rhone.fr)) et de nombreuses digues sont rehaussées, notamment à l'aval de Beaucaire (SYMADREM, 2012).

### 1.1.2 Station hydrométrique du Rhône à Pont de Beaucaire (1816-1967)

Le travail d'archive de PICHARD (1995) et PICHARD et al. (2017) a permis de reconstituer une chronique continue d'observations de la hauteur d'eau du Rhône à Beaucaire à partir du 15 mai 1816 (tableau 1.1). Ces relevés semblent être les plus anciens qu'il soit possible de retrouver à Beaucaire (PARDÉ, 1925 ; PICHARD, 1995). L'échelle limnimétrique fut installée au point kilométrique 267.7, sur le musoir de l'écluse du canal de Beaucaire à la mer dont les travaux furent achevés en 1811 (figure 1.5). PICHARD (2013) souligne que «*la longévité et la stabilité de cette échelle est (sic) évidemment exceptionnelle pour le bas Rhône. [...] La documentation chiffrée y est aussi précieuse et abondante qu'à Arles, mais cependant toujours aussi dispersée et accessible la plupart du temps par copie et non par les feuilles d'observations originales que les organismes gérants n'ont pas su conserver, en raison de transferts permanents d'attributions*». Il faut noter que l'écluse du canal de Beaucaire fut remplacée entre 1914 et 1918 par une autre écluse débouchant plus à l'aval. Il semble cependant que le musoir que l'on observe de nos jours existait dès l'origine du canal et que l'échelle n'a subi aucun déplacement (PICHARD, 2013 ; BARD et LANG, 2018).



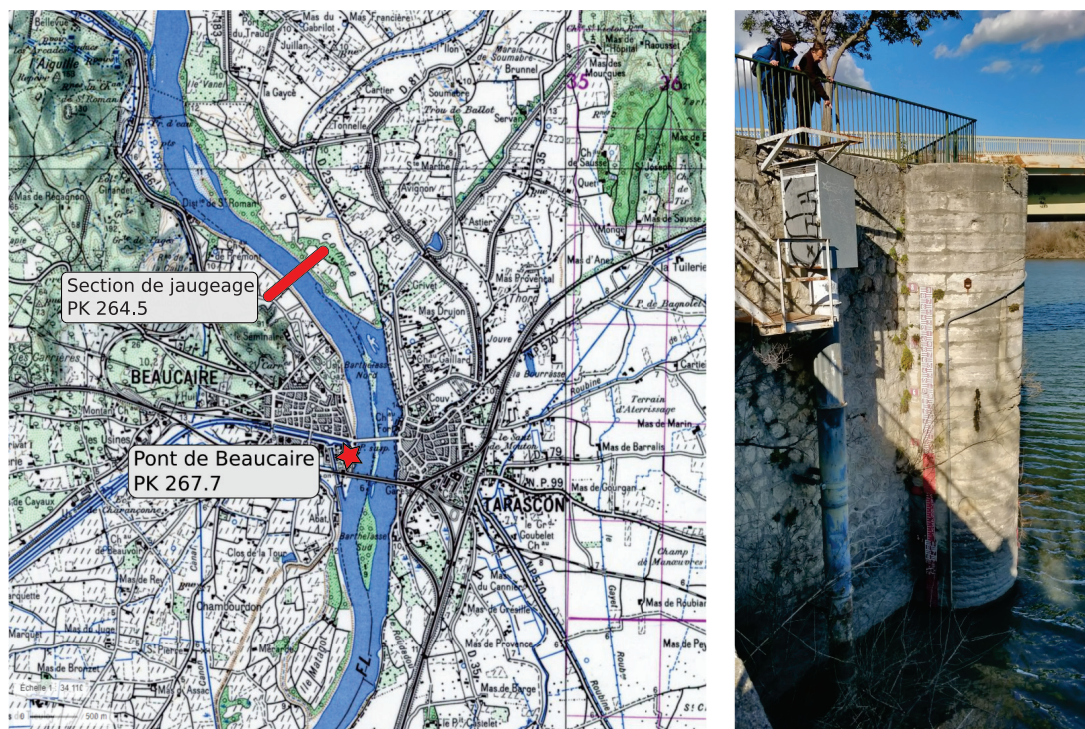


FIGURE 1.5 – (Gauche) Localisation de la station de Pont de Beaucaire (carte IGN 1950, source : [www.geoportail.fr](http://www.geoportail.fr)). (Droite) Échelle et limnigraphe CNR de Pont de Beaucaire en février 2020.

## Données disponibles

Les relevés limnimétriques les plus anciens correspondaient probablement à une lecture d'échelle quotidienne en milieu de journée (PICHARD, 2013). Après la crue généralisée de 1840 et la création du Service Spécial du Rhône, une norme de trois relevés par jour (à 7h, 12h et 17h) se met lentement en place (figure 1.6). L'application de cette norme n'est visible dans les données qu'à partir de 1887, et ce jusqu'à la fin de l'exploitation de la station. L'année 1967 marque le début des travaux d'aménagement de l'ouvrage hydroélectrique de Vallabrègues et de son canal de dérivation, réalisés par la Compagnie Nationale du Rhône (CNR). Cette dérivation étant restituée à l'aval de la ville de Beaucaire, la station est déplacée 2 km plus à l'aval, environ 600 m à l'aval de la restitution des débits transitant par la centrale hydroélectrique (figure 1.13). La nouvelle station, exploitée par la CNR à partir de 1970, sera alors appelée "Beaucaire Restitution", et sera décrite en détail dans la section 1.1.3. Le détail des relevés est indiqué dans le tableau 1.1. Au final, ce sont plus de 200 ans de données limnimétriques continues qui sont disponibles à Beaucaire, et qui permettront une estimation du débit en continu sur cette période (chapitre 2).

Les jaugeages les plus anciens récupérés dans les archives départementales du Rhône datent de 1845 (figure 1.7) alors que les mesures limnimétriques débutent en 1816. Il faut noter que les jaugeages étaient effectués à l'amont de la ville de Beaucaire, au PK 264.5, dans une zone plus stable et dépourvue d'îles indiquée sur la figure 1.5. Quatre jaugeages des années 1845 et 1846 font exception à la règle et ont été effectués au droit de la station.

## 1.1. Hydrométrie du Rhône à Beaucaire de 1816 à aujourd'hui

MINISTÈRE DES TRAVAUX PUBLICS  
Ponts et Chaussées  
SERVICE HYDROMÉTRIQUE et de l'annonce des crues.  
Département de la Gard  
Echelle de Beaucaire sur le Rhône

Bassins du Rhône et de la Saône  
ANNÉE 1914  
Mois de Mars  
ALTITUDE NORMALE du zéro de l'échelle, 3.45 de l'origine.  
Le débordement commence à la cote

DATE	OBSERVATIONS ALTERNATIVES			ÉTAT DU CIEL	VENT	RENSEIGNEMENTS ÉTENDUS	
	1. mètre	2. mètre	3. mètre			4. direction	5. force
1	2.56	2.54	2.54	beau temps	pas de vent		
2	2.50	2.44	2.38	nuageux	pas de vent		
3	2.24	2.16	2.14	beau d.	pas de vent		
4	2.04	2.00	1.98	beau d.	pas de vent		
5	1.89	1.84	1.80	nuageux	pas de vent		
6	1.76	1.72	1.70	beau d.	pas de vent		
7	1.75	1.70	1.68	nuageux	pas de vent		
8	3.62	3.02	3.38	beau d.	pas de vent		
9	3.82	3.90	3.98	beau d.	pas de vent		
10	4.10	4.16	4.24	beau d.	pas de vent		

(a)

### A/ Hauteurs a) Relevés

Les relevés de l'échelle principale de Beaucaire (Km 267.70) archivés depuis 1845 par le Service de la Navigation du Rhône comprennent :

- les observations régulières effectués journellement à heures fixes 7h - 12h et 17h.
- les observations spéciales de crue exécutées en principe toutes les heures lorsque le fleuve dépasse la cote de mesure à l'échelle.

Cette importante documentation permet de déterminer en particulier les cotes maximales et minimales annuelles qui sont consignées dans les tableaux 1 et 2 Nos 41.315 et 41.316 ci-joints.

(b)

FIGURE 1.6 – (a) Feuille originale des relevés de hauteur d'eau à Beaucaire réalisés par le service spécial du Rhône en mars 1914. On remarque les trois relevés par jour ainsi que des précisions sur l'état du ciel ou le vent. (b) Règles d'exploitation de la station de Pont de Beaucaire, fiche station de la CNR. On remarque que des observations horaires sont effectuées au-delà d'une certaine cote dont la valeur n'est pas indiquée (Source : Archives CNR, 1962)

TABLE 1.1 – Détail des relevés limnimétriques des stations de Beaucaire

Nom	Période	Périodicité	Méthode	Origine	Zéro échelle	Commentaire
Pont de Beaucaire	1816-1886	1 mesure/jour	Visuelle	Service Spécial du Rhône	3.37 mNGF IGN69	Probablement mesure à 12h
Pont de Beaucaire	1887-1967	3 mesures/jour	Visuelle	Service Spécial du Rhône	3.37 mNGF IGN69	Relevés à 7h, 12h, 17h
Beaucaire Restitution	1970-2020	Horaires	Limnigraphe à flotteur puis LPN8	BD CNR	0.06 mNGF IGN69	

Un total de 233 jaugeages est disponible à Pont de Beaucaire, couvrant la période 1845-1967 (visibles sur la figure 1.8), avec une fréquence peu homogène et des périodes non jaugeées (notamment en période de guerre). La plupart des jaugeages étaient effectués avec un moulinet embarqué sur un bateau, quelques jaugeages aux flotteurs existent également.

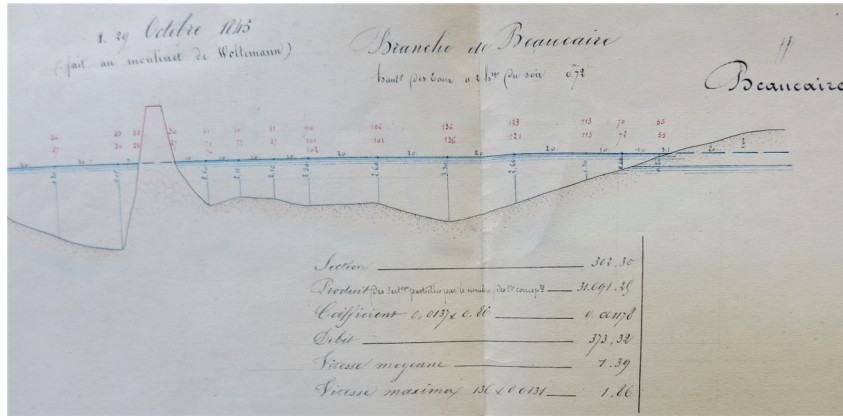


FIGURE 1.7 – Jaugeage du 29 octobre 1845 au droit de la station de Pont de Beaucaire, réalisé au moulinet de Woltmann par le Service Spécial du Rhône. En bas à droite, le détail du calcul du débit. Les chiffres en rouge représentent le nombre de tours du moulinet.

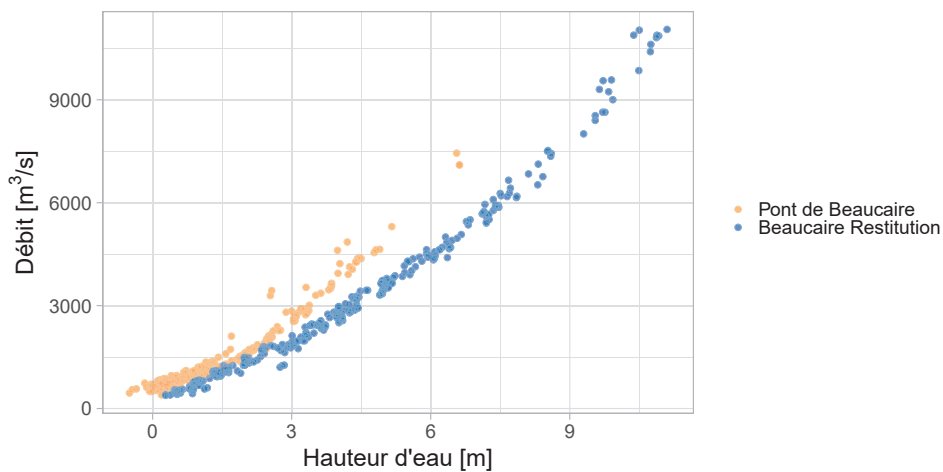


FIGURE 1.8 – Jaugeages du Rhône à Pont de Beaucaire et Beaucaire Restitution de 1845 à 2020.

### Évolution de l'altitude du zéro de l'échelle

Comme attesté par PICHARD (2013), l'échelle limnimétrique de Pont de Beaucaire possède le rare avantage d'être restée à la même place depuis 1816, avec une altitude du zéro relativement stable dans l'histoire de la station. Malgré divers changements de référentiels altimétriques au cours du temps, le zéro semble n'avoir que très peu varié (tableau 1.2). De la même manière que BARD et LANG (2018), nous retiendrons la dernière mesure de la CNR qui semble être une valeur médiane de l'ensemble des valeurs connues : 3.37 m NGF IGN69. De plus, celle-ci est compatible avec les valeurs données lorsque la station était encore exploitée.

TABLE 1.2 – Mesures de l'altitude du zéro de l'échelle à Pont de Beaucaire

Date	Altitude du zéro [m NGF IGN69]	Organisme
1959	3.375	CNR
1961	3.36	CNR
2010	3.38	Symadrem
2010	3.37	CNR

### Travaux et aménagements

La largeur de la section du Rhône au niveau de Beaucaire (ou du moins, la largeur du lit majeur) n'a que peu évolué dans l'histoire car elle se situe au niveau d'un resserrement entre deux collines rocheuses. Ce resserrement est bien visible sur les champs d'inondation de 1840 et 1856 (Figure 1.9). En revanche, à une échelle plus réduite, de nombreuses modifications morphologiques, d'origine naturelle ou anthropique ont pu affecter l'écoulement et modifier la relation hauteur/débit durant les deux siècles de relevés limnimétriques. Ces évolutions sont décrites dans les paragraphes suivants.

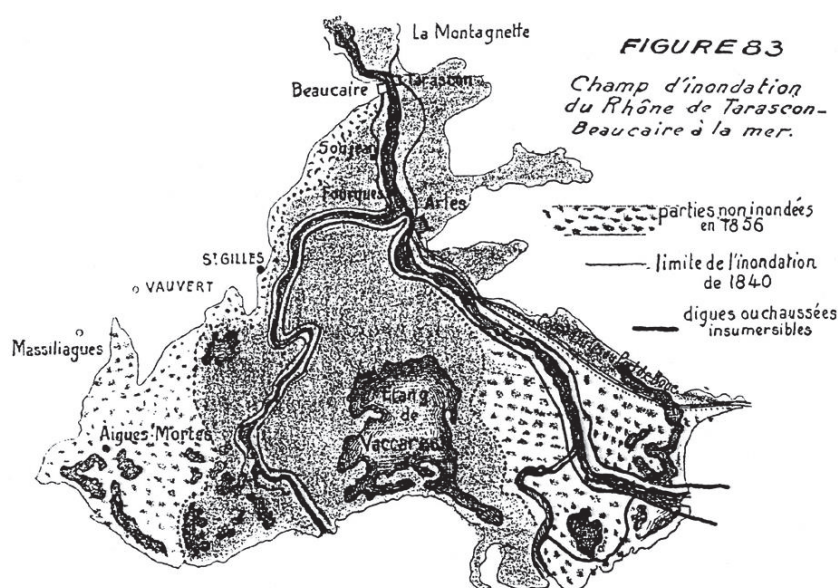


FIGURE 1.9 – Champ d'inondation du Rhône aval lors des crues de 1840 et 1856, d'après PARDÉ (1925)

Le premier pont reliant Beaucaire à Tarascon date de 1829. Il s'agit d'un pont suspendu composé de 4 piles (d'après la carte d'état-major de 1840), situé environ 30 m à l'amont du pont actuel, soit environ 45 m à l'amont de l'échelle limnimétrique. Quelques années plus tard, en juillet 1852, était inauguré le viaduc de chemin de fer de Beaucaire. Il est situé environ 250 m à l'aval de la station. Par la suite, les seuls travaux significatifs qui ont eu lieu dans le secteur sont ceux de l'aménagement CNR de Vallabrègues, entre 1967 et 1970. Ils ont sonné la fin de l'utilisation de la station par la CNR, la mesure n'étant plus représentative de la totalité du débit du Rhône suite à la création du canal de dérivation

de l'aménagement. On peut noter la construction du pont routier actuel, entre 1988 et 1990, 30 m à l'amont de l'ancien pont.

À Beaucaire, depuis l'époque des plus anciennes cartes et des plus anciens récits jusqu'à aujourd'hui, des bancs de sable et îlots de diverses formes et dimensions ont séparé l'écoulement en deux bras plus ou moins distincts selon les périodes. De tout temps, mais pour des hauteurs d'eau différentes, les deux bras ont communiqué, un bras prenant le dessus sur l'autre au gré des événements morphogènes. Petit à petit, ces îlots ont été fixés par des digues afin de faciliter la navigation dans la zone, pour finalement arriver à la situation actuelle de deux bras bien distincts, comme en témoigne la carte d'ARMAND (1907) (figure 1.10) qui décrit les différentes étapes de cette séparation :

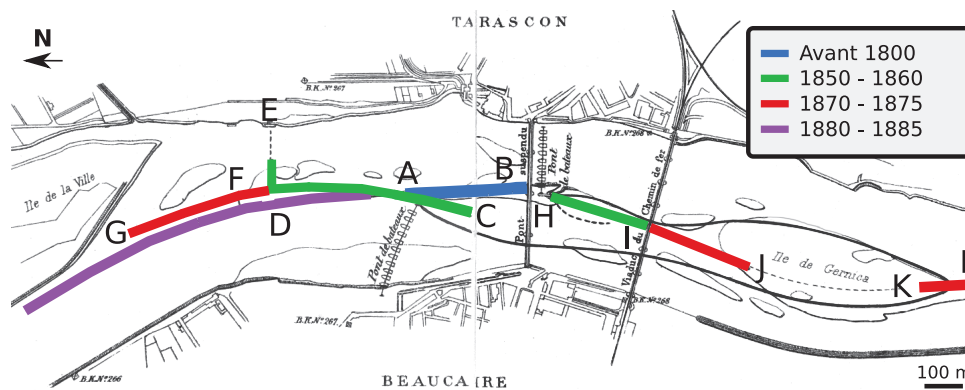


FIGURE 1.10 – Carte de l'historique des digues de Beaucaire, adaptée de ARMAND (1907)

- Digue divisoire (**AB**), antérieure à 1782
- Atterrissement (trait plein noir sur la carte) qui, dès 1826 se prolongeait jusqu'au point aval de l'île de Gernica. Il était probablement déjà présent au début du 19ème siècle.
- Érosion de l'île de la ville (à l'amont de Beaucaire) qui a modifié la répartition des débits entre les deux bras en faveur du bras de Tarascon. Pour maintenir la navigation dans le bras de Beaucaire, la digue **AB** fut prolongée à l'amont par une digue concave **CDF** en 1851 et par la suite, obstruction partielle du bras de Tarascon entre 1852 et 1855 **DE**. On peut constater cette érosion très rapide en faveur du bras de Tarascon sur les profils en travers de Goux (1850) (Figure 1.11). L'érosion de l'île de la ville peut être attribuée notamment à la crue catastrophique de 1840, possible déclencheur de ce phénomène.
- Forte érosion de l'atterrissement au niveau de **HI** du fait de l'écart de hauteur d'eau entre les deux bras pendant les crues. Une digue fut construite entre 1858 et 1859 pour pallier ce phénomène.
- Pour ces mêmes raisons, construction d'une digue en aval du viaduc de chemin de fer **IJ** en 1872-1875 ainsi que la digue **KL** à l'aval de l'île de Gernica, qui se prolonge actuellement sur 2 km vers l'aval.
- Prolongement de la digue concave **GF** autour de 1875
- Construction d'une nouvelle digue concave à l'amont de **GF** entre 1880 et 1884

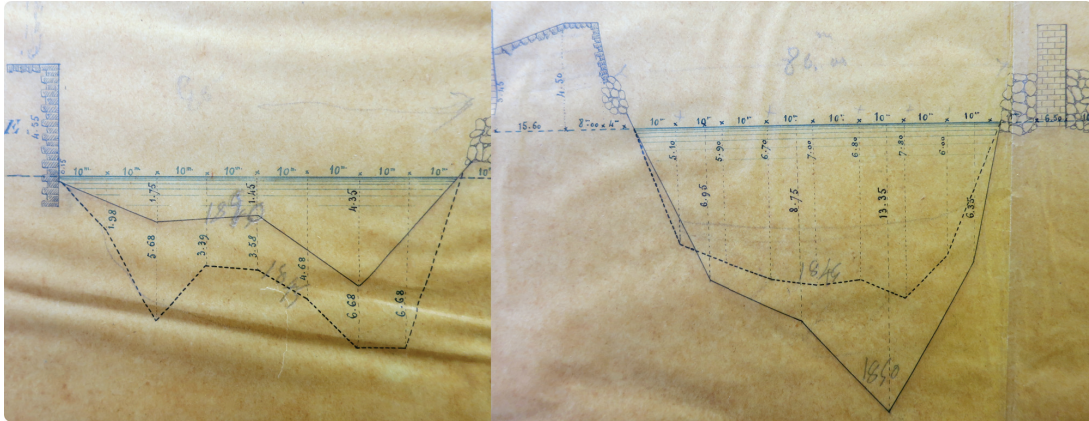


FIGURE 1.11 – Portions de profil en travers au niveau du pont suspendu de Beaucaire. Il s'agit des bras de Beaucaire (gauche) et Tarascon (droite), en 1845 (pointillés) et 1850 (trait continu) (GOUX, 1851). On constate l'approfondissement du bras de Tarascon et le comblement du bras de Beaucaire.

Suite à la fixation des deux bras par les digues divisoires vers la fin du XIX<sup>ème</sup> siècle, on peut supposer qu'il n'y a eu pratiquement aucun changement jusqu'au début des aménagements CNR de Vallabrègues (débutés en 1967 et mis en service en 1970), comme en témoignent les photos aériennes du portail "Remonter le temps" de l'IGN, de 1936 à 1947 (Figure 1.12). Ainsi, l'isolement quasi-total du bras de Tarascon au profit du bras de Beaucaire est finalisé en 1884 et a connu de nombreuses phases d'aménagement débutant vers la fin du 18<sup>ème</sup> siècle. Il est probable qu'à l'époque ancienne, tout comme aujourd'hui, les deux bras communiquaient à haut débit, certainement aux alentours de 6 m à l'échelle à l'époque de la finalisation des digues, et à des hauteurs moindres auparavant. Certaines sources signalent par exemple qu'il était ponctuellement possible de traverser en bateau d'un bras à l'autre au niveau de la ville entre 1858 et 1872. Le bras de Beaucaire a sans doute été prépondérant sur le bras de Tarascon sur la majeure partie de l'histoire de la station, excepté durant la période 1840-1850, comme en témoignent les profils en travers de GOUX (1851) (figure 1.11).

Au cours des décennies 1860 et 1870, les travaux d'aménagement en lit mineur imaginés par l'ingénieur Girardon sont lancés. Ils permettront de favoriser la navigation fluviale en fixant les berges par l'installation d'épis noyés transversaux sur une grande partie du linéaire du Rhône français. Des épis ont été installés à l'amont et à l'aval de Beaucaire et ont probablement influencé la relation hauteur/débit au droit de la station.

Les désordres du Rhône à l'aval de Beaucaire étant réguliers avant son endiguement, on imagine que la création des digues a coïncidé avec l'installation des populations dans le secteur, comme attesté par SURELL (1847) : «*Si l'on considère que l'existence de la plaine est presque inévitablement liée à celle des chaussées, on doit croire que celles-ci sont contemporaines de la civilisation même du pays, et qu'elles ont dû occuper, depuis longtemps, les soins de la population*» (les digues étaient fréquemment appelées chaussées dans l'époque ancienne, car elles faisaient également office de voies de circulation). MÉJEAN (2017), cite l'ingénieur Girard, qui, en 1857, affirme que : «*la construction des*

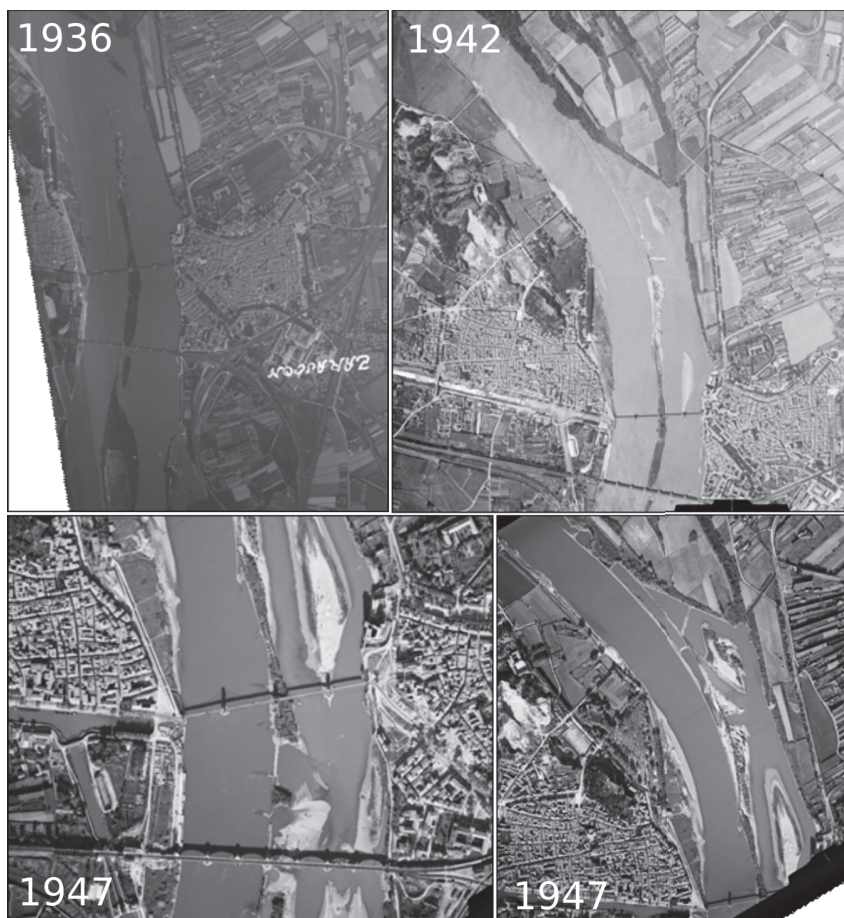


FIGURE 1.12 – Images aériennes du Rhône à Beaucaire entre 1936 et 1947 (source : [www.géoportail.gouv.fr](http://www.géoportail.gouv.fr)). On remarque la présence des digues sur les 4 images, particulièrement en 1947 pour des débits très faibles.

*premières chaussées entre Beaucaire et Sylvéréal (Camargue) date de l'époque romaine. L'initiative personnelle des propriétaires a ensuite contribué à dresser un système de protection où chacun établissait une levée de terre pour se protéger des invasions du Rhône. La plupart de ces chaussées étaient établies sur les bourrelets alluviaux, car ils présentaient l'avantage d'être déjà surélevés par rapport aux terres voisines. Les chaussées ne présentaient pas une ligne continue de défense, les protections s'établissant autour de quelques grandes propriétés.»* Par la suite, plusieurs grandes phases d'aménagement des digues de protection se sont succédées. Avant le XVI<sup>ème</sup> siècle, les aménagements étaient discontinus mais deviennent plus organisés avec l'essor de l'agriculture dans les plaines alluviales. Au début du XIX<sup>ème</sup> siècle, un endiguement continu de Beaucaire à la mer est installé grâce à l'harmonisation des nombreuses associations ou "syndicats des digues", jusqu'alors «*aussi multiples que rivales*» (PICHARD et ROUCAUTE, 2014). Cet endiguement protège les populations pour les crues courantes et jusqu'à la décennale. Au niveau de Beaucaire, la digue de la Montagnette existant depuis le XV<sup>ème</sup> siècle connut de nombreuses avaries en 1840, 1841, 1843. Des travaux de rehaussement furent effectués en 1843 ainsi qu'en 1883. La digue du chemin de fer (de Tarascon à Arles en rive gauche) vint remplacer en 1846 les digues historiques du Trébon, souvent rompues dans l'histoire. La digue du Trébon était

élevée à 6.5 ou 7 m au-dessus de l'étiage. La digue du chemin de fer est élevée à 2.10 m au-dessus des plus hautes eaux connues à l'époque (1843). Lors de la rupture de la digue de la Montagnette en 1856, Tarascon était enfermée entre Montagnette et le remblai du chemin de fer, l'eau était ainsi restée dans les plaines pendant plusieurs semaines. Ces digues principales furent complétées par des aménagement au sein des villes de Tarascon et Beaucaire entre 1860 et 1866. La "banquette de Beaucaire", constituée d'un mur maçonné construit en 1840 du rocher du château à la chaussée du chemin de fer, fut rehaussée après 1856, puis en 1862 et 1863, environ 2 m au-dessus du niveau atteint en 1856. Il en va de même pour les quais de Tarascon et de la digue de la Montagnette, rehaussés en 1860 à 1.5 m au-dessus du niveau de 1856.

Ces nombreuses protections érigées au cours du XIX<sup>ème</sup> siècle ont permis de contenir les crues courantes, puis des crues plus importantes grâce aux aménagements postérieurs aux inondations de 1840 et 1856 qui furent à l'origine d'une prise de conscience illustrée par la création du Service Spécial du Rhône par les Ponts et Chaussées. Depuis cette époque, les systèmes de protection n'ont que peu évolué et la crue de 2003 a ravivé les inquiétudes quant au risque de brèches, comme en témoigne cet extrait du rapport du SYMADREM (2012) (Syndicat Mixte Interrégional d'Aménagement des Dignes du Delta du Rhône et de la Mer) : «*Le système actuel de protection contre les crues du Rhône a été réalisé après les grandes crues de 1840 et 1856. Il est ancien et présente une exposition très forte au risque de brèches. Dans l'état actuel, on estime que le risque de formation de brèches, confirmé par les crues de 1993, 1994, 2002 et 2003, est quasi-certain à certain*». Depuis la crue de 2003, un programme de sécurisation a été réalisé, prévoyant notamment la réalisation de digues résistantes à la surverse et à la formation de brèches (SYMADREM, 2012).

### 1.1.3 Station hydrométrique du Rhône à Beaucaire Restitution (1970-aujourd'hui)

#### Données disponibles

La station de Beaucaire Restitution (PK 269.6) a pris le relais sur la station de Pont de Beaucaire suite aux travaux de l'aménagement hydroélectrique de Vallabrègues, et de l'installation d'un chenal de dérivation restituant une partie du débit à l'aval de la ville de Beaucaire. La nouvelle station fut alors installée 2 km plus à l'aval, environ 600 m à l'aval de la restitution des débits transitant par la centrale hydroélectrique CNR de façon à mesurer la totalité du débit (figure 1.13). Durant les travaux, de 1967 à 1970, les débits de la Durance ayant été dérivés vers l'étang de Berre, les relevés des deux stations sont considérés comme manquants. La station de Beaucaire Restitution demeure au même emplacement depuis sa mise en service en 1970. Elle est équipée dès sa création de capteurs automatiques réalisant des relevés au pas de temps infra-horaire. L'ensemble de ces relevés, ainsi que les jaugeages réalisés à la station, sont disponibles au sein des bases de données de la CNR.



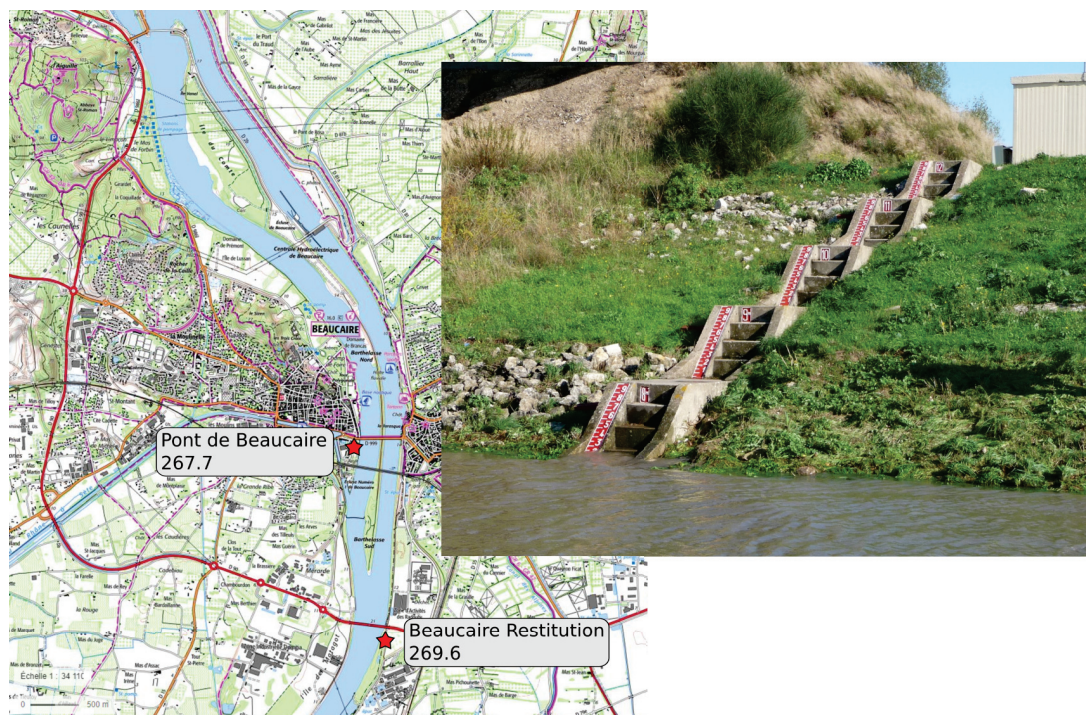


FIGURE 1.13 – Gauche : Localisation de la station de Beaucaire Restitution (carte IGN Scan25, source : [www.geoportail.fr](http://www.geoportail.fr)). Droite : échelle limnimétrique de Beaucaire Restitution en février 2020.

### Travaux et aménagements

La section du Rhône au niveau de la station de Beaucaire Restitution a connu de nombreux dragages des matériaux du fond du lit suite à la construction de l'aménagement de Vallabrègues, durant les 5 années après la mise en service du système en 1970, ainsi qu'entre 1998 et 2000, pendant la construction du nouveau pont routier reliant Tarascon à Beaucaire. En dehors de ces interventions, le profil au droit de la station est stable, comme en témoignent les profils en travers du lit mineur au droit de la station (figure 1.14).

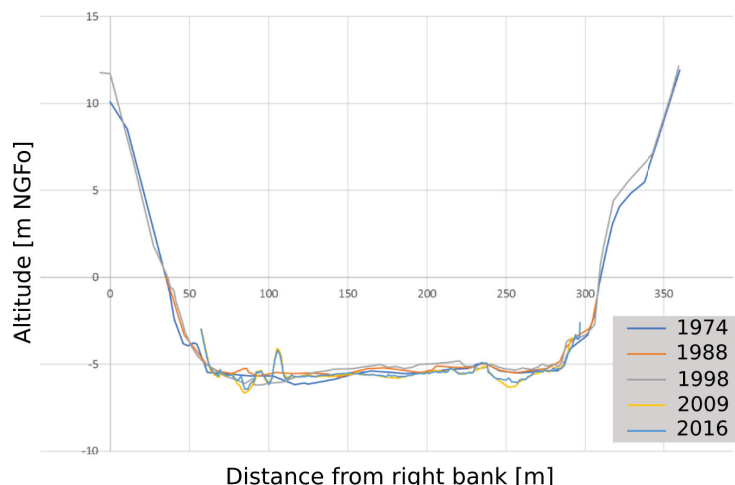


FIGURE 1.14 – Profils en travers du Rhône à la station de Beaucaire Restitution réalisés par la CNR entre 1974 et 2016. Adapté de BARD et LANG (2018). À Beaucaire, on passe de l'altitude NGF ortho (ou Lallemand) à l'altitude NGF IGN69 en ajoutant 3 cm.

#### 1.1.4 Évolution du temps de propagation des crues

Les aménagements en lit mineur du Rhône français, débutés dès la seconde moitié du XIX<sup>ème</sup> siècle, ont eu des conséquences directes sur la géométrie du chenal. Rapidement, la largeur du lit mineur et la ligne d'eau ont été impactées (GAYDOU, 2013; PIÉGAY et al., 2022). Une conséquence de ces aménagements pourrait être la modification de la dynamique d'écoulement des crues sur le continuum fluvial. On peut en effet se demander si la transition d'un style fluvial naturel et complexe vers un chenal unique et quasiment rectiligne (figure 1.15) n'aurait pas eu pour conséquence de modifier la vitesse de propagation des événements de crue, et d'impacter le laminage des crues le long de la moyenne et basse vallée du Rhône. Ces modifications morphologiques pouvant impacter la stationnarité des débits, et donc l'analyse fréquentielle des crues, leurs conséquences sont étudiées dans cette section.

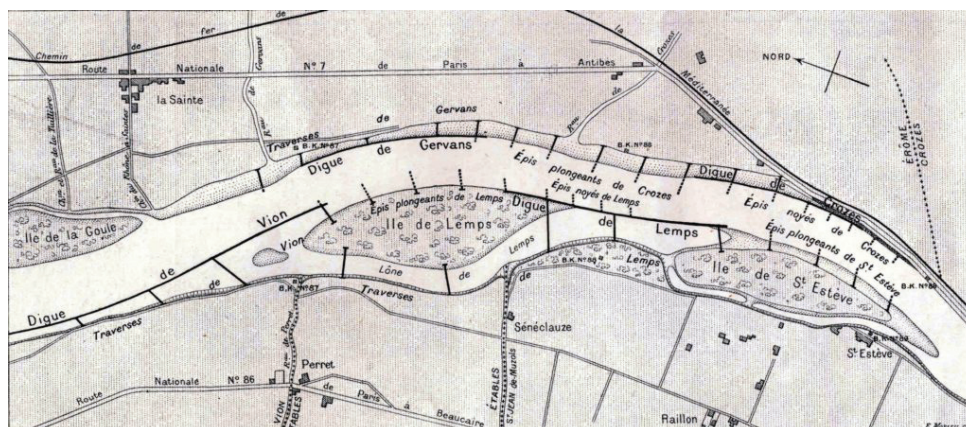
Dans le but d'étudier l'impact au cours du temps des aménagements en lit mineur sur le temps de propagation des crues, il est possible d'analyser le délai entre le passage du pic de crue à l'amont et à l'aval du linéaire aménagé. «*Les aménagements Girardon [...] conçus et mis en place entre 1880 et 1920 [...] sont présents depuis le pont de Rochefort en amont [environ 80 km à l'aval du lac Léman], jusqu'à la mer. Ils sont moins nombreux en amont de Lyon, où ils se limitent à une digue longitudinale basse et des épis*» (GAYDOU, 2013). Suite à ce constat, il est décidé de limiter l'analyse au linéaire entre Lyon et Beaucaire, considérant que les aménagements présents à l'amont de Lyon, par leur forme différente et leur moindre présence, n'ont eu que peu d'influence sur la dynamique des crues à Beaucaire.

Les aménagements en lit mineur du Rhône ont été conduits en plusieurs phases au cours des deux derniers siècles. Tout d'abord, la construction des premières digues pour l'amélioration de la navigation au milieu du XIX<sup>ème</sup> siècle (section 1.1.2). Ensuite, des travaux de plus grande ampleur organisés par l'ingénieur Girardon ont été réalisés sur

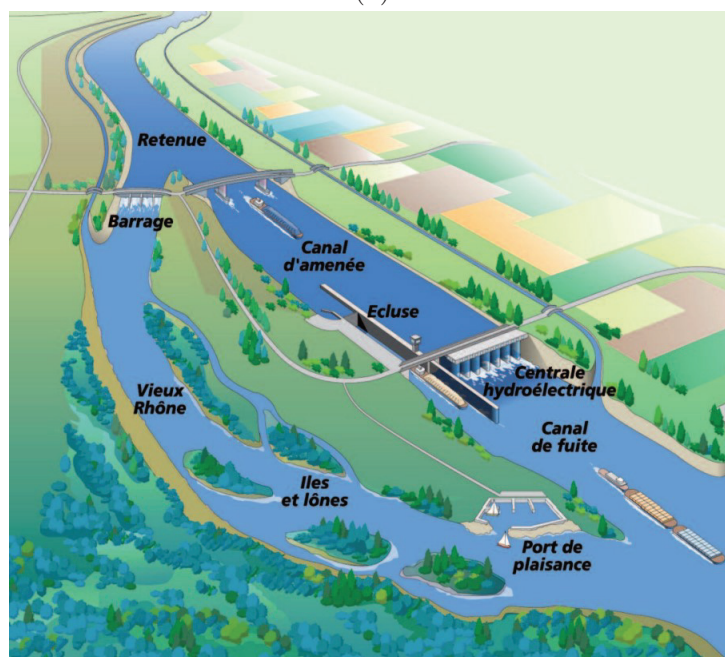


FIGURE 1.15 – Cartes du Rhône au niveau de la ville d’Orange (environ 50 km à l’amont de Beaucaire). A gauche, la carte de Cassini datant du XVIII<sup>ème</sup> siècle présente un chenal en tresses. A droite, la carte IGN actuelle présente un chenal unique et contraint. (source : [geoportail.gouv.fr](http://geoportail.gouv.fr))

l’ensemble du linéaire français entre 1880 et 1920. Ces travaux consistent notamment en l’installation d’épis et de casiers immergés qui concentrent l’écoulement vers le centre du chenal (figure 1.16a). Ce n’est ensuite qu’à partir de 1948 que de nouveaux travaux sont réalisés. Il s’agit de l’installation de 18 ouvrages hydroélectriques effectuée par la CNR sur l’ensemble du cours du Rhône français jusqu’en 1989. Ces aménagements sont pour la plupart construits sur un même schéma, à savoir l’installation d’un canal de dérivation qui court-circuite le chenal originel du Rhône, alors appelé "Vieux-Rhône" (figure 1.16b). Ce sont donc trois grandes phases d’aménagement qui ont eu lieu depuis le début du XIX<sup>ème</sup> siècle et qui ont indéniablement eu des conséquences sur la dynamique des écoulements.



(a)



(b)

FIGURE 1.16 – (a) Carte des épis et casiers Girardon installés sur le Rhône au niveau de la commune de Gervans (environ 150 km à l'amont de Beaucaire). L'objectif est de concentrer l'écoulement dans le chenal principal et de le déconnecter des chenaux secondaires ou "lônes" (source : [www.capsurlelhône.fr](http://www.capsurlelhône.fr)). (b) Schéma type d'un aménagement hydroélectrique du Rhône (source : CNR).

### Sélection d'événements de crue

Pour étudier le temps de propagation des crues entre Lyon et Beaucaire, il faut tout d'abord isoler les événements qui proviennent de l'amont de Lyon. Afin de faciliter l'identification de la pointe de crue à l'aval de la zone, il est préférable qu'aucun affluent entre Lyon et la mer ne soit lui aussi en crue. Ces conditions sont réunies pour les crues océaniques décrites par PARDÉ (1919) : « *Les crues océaniques du Bas Rhône sont dues à un double ou même à un triple flot : celui de l'Isère, celui du Rhône supérieur, celui de la Saône. Le flot de l'Isère est ordinairement négligeable en comparaison des deux autres* ». Ce

type de crue est associé à des événements pluvieux qualifiés eux aussi du titre "océanique" et qui surviennent généralement durant la saison automnale ou hivernale (PARDÉ, 1925). Lors d'événements de crue de magnitude importante, les échanges entre les écoulements du lit mineur et ceux du lit majeur ont un impact sur la dynamique de la crue. Afin de faciliter l'analyse du déplacement de l'onde de crue, les événements non-débordants sont privilégiés. Cette analyse se limitera donc au temps de propagation des crues océaniques dont le débit à Lyon est inférieur au débit de période de retour de 20 ans, et dont l'identification à Beaucaire n'est pas biaisée par des crues des affluents intermédiaires.

Les données limnimétriques disponibles à Beaucaire décrites dans les sections précédentes consistent en des enregistrements continus de la hauteur d'eau depuis 1816, au pas de temps journalier (une mesure par jour à midi) jusqu'en 1885, puis trois mesures par jour jusqu'en 1967 (il est à noter que dans ce manuscrit, le terme "continu" fait référence à des enregistrements sans interruption de la hauteur d'eau, c'est à dire à pas de temps discret). A partir de 1970, les mesures sont automatisées et effectuées *a minima* toutes les heures. Pour la partie amont de la zone d'étude, la première station à l'aval de la confluence avec la Saône a été choisie. Il s'agit de la station située à Ternay, à une quinzaine de kilomètres à l'aval de Lyon. Celle-ci était à l'origine installée à la Mulatière, quelques kilomètres à l'amont de Ternay, où des relevés journaliers (une mesure par jour à midi) existent au moins à partir de 1840. La station a par la suite été déplacée de nombreuses fois comme décrit dans le tableau 1.3. Une lacune existe autour de la seconde guerre mondiale, entre 1935 et 1949.

TABLE 1.3 – Bilan des relevés limnimétriques disponibles aux stations de Ternay, Givors et La Mulatière.

Station	Période	Pas de temps
La Mulatière	1840-1890	1/jour
Givors	1890-1910	1/jour
Givors	1910-1935	3/jour
La Mulatière	1949-1966	horaire
Givors	1966-1980	horaire
Ternay	1982-2020	horaire

Ainsi, la période durant laquelle des relevés sont disponibles à l'amont et à l'aval de la zone d'étude s'étend de 1840 à aujourd'hui. Durant cette période, la fréquence des mesures évolue à la fois à l'amont et à l'aval pour finalement tendre vers des relevés horaires aussi bien à Ternay qu'à Beaucaire. Il va de soi que l'identification de l'heure du passage de la pointe de crue est grandement dégradée dans le cas de mesures journalières (une seule mesure par jour à midi). Les temps de propagation calculés entre 1840 et 1910 sont de ce fait biaisés.

### Compilation du temps de propagation des crues

Ce sont finalement les temps de passage de 121 crues de type océanique et non-débordantes qui sont compilés de 1840 à 2015 (annexe A.1). Le temps de propagation

calculé représente le délai entre l'instant du passage du pic de crue à l'amont (stations de La Mulatière, Givors ou Ternay selon la période) et son passage à l'aval (stations de Pont de Beaucaire et Beaucaire Restitution). Les événements ont été classés en 5 périodes correspondant aux différentes phases d'aménagement du lit mineur :

- 1 - Avant les aménagements Girardon de 1840 à 1880
- 2 - Pendant les travaux des aménagements Girardon de 1880 à 1920
- 3 - Avant les dérivations CNR de 1920 à 1952
- 4 - Pendant les travaux des dérivations CNR de 1952 à 1980
- 5 - Après l'aménagement des dérivations CNR de 1980 à 2015

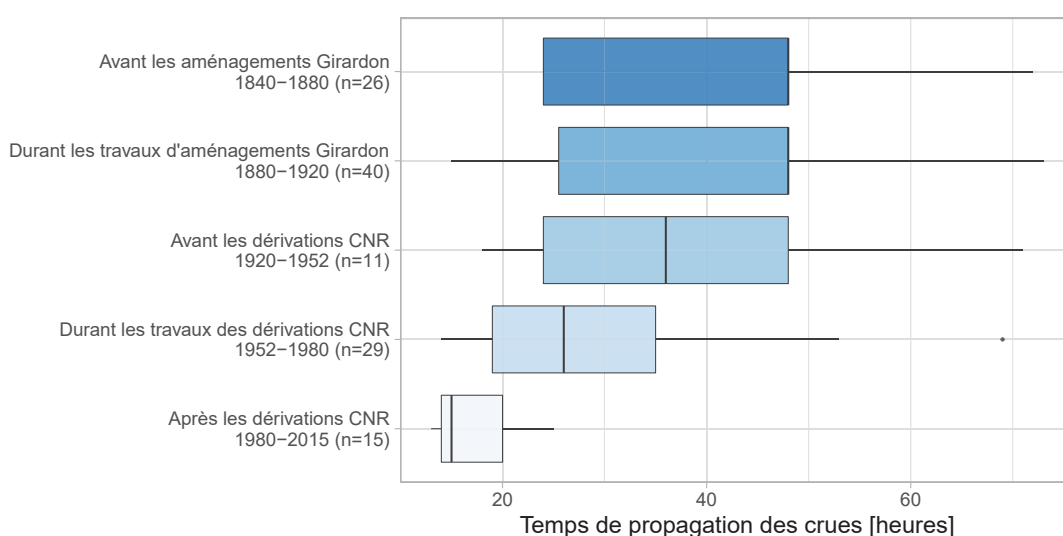


FIGURE 1.17 – Boîtes à moustache des temps de propagation de 121 crues océaniques entre l'aval de Lyon (stations de La Mulatière, Givors et Ternay) et Beaucaire (stations de Pont de Beaucaire et Beaucaire Restitution) pour 5 périodes d'aménagement du lit mineur (1840-2015).

Les résultats sont présentés dans la figure 1.17. Le temps de propagation moyen pour parcourir les 250 km qui séparent l'aval de Lyon de Beaucaire est de 35 h pour l'ensemble de la période, on constate des variations de cette durée au cours des deux siècles d'aménagement du corridor fluvial. Le temps de transfert des crues fréquentes est en constante diminution depuis le début du XIX<sup>ème</sup> siècle. En 175 ans, il est passé de 48 h (en valeur médiane) avant la construction des casiers Girardon, à 16 h après la construction des aménagements CNR. Les ouvrages Girardon semblent avoir, dès la fin du XIX<sup>ème</sup> siècle, amorcé la réduction de ce temps de propagation des crues. La diminution importante des temps de propagation des deux dernières périodes d'étude indique que les aménagements hydroélectriques ont eu un impact encore plus important que les premiers aménagements en lit mineur. La précision des valeurs de temps de propagation est à relativiser, principalement pour les périodes anciennes au cours desquelles les relevés limnimétriques étaient effectués une ou trois fois par jour, causant un arrondi important. Le passage à trois

données par jour en 1910, puis à des données horaires à partir de 1949, permet d'améliorer la précision de l'estimation des temps de propagation. On considère cependant que la médiane de l'ensemble des événements de chaque période est un indicateur pertinent, car une sous-estimation du temps de propagation de chacun des événements est tout aussi possible qu'une sur-estimation.

Afin de vérifier les calculs de temps de propagation présentés ci-dessus, un modèle hydraulique a été utilisé pour modéliser la propagation d'une crue océanique entre Lyon et Beaucaire dans les conditions actuelles. Il s'agit du modèle MAGE OSR 1D qui modélise le cours du Rhône du lac Léman à la Méditerranée. Ce modèle sera présenté plus en détails en section 1.3. Une crue océanique type a été modélisée en se basant sur un débit de pointe de période de retour 10 ans pour le Rhône à Lyon, et 2 ans pour la Saône et l'Isère. Le débit des autres affluents est supposé égal au module de ces derniers. Les hydrogrammes en entrée ont été constitués à partir des hydrogrammes moyens de l'étude BARD et LANG (2018) pour le Rhône à Lyon, la Saône et l'Isère. Le décalage entre les pointes de crue des trois cours d'eau est basé sur les résultats de l'étude globale du Rhône (RIGAUDIÈRE et al., 2000) pour les événements de crue de type océanique. Dans ce scénario, la pointe de crue de l'Isère arrive en premier, suivie 24 h plus tard par la pointe du Rhône. La pointe de crue de la Saône arrive quant à elle 5 jours après la pointe de crue du Rhône en moyenne. Suite à la modélisation de ce scénario, on obtient un temps de propagation modélisé entre Ternay et Beaucaire de 18 h, ce qui est cohérent avec les 16 h estimées par l'analyse des limnigrammes.

Les conséquences des aménagements en lit mineur sur la dynamique des crues vont probablement au-delà des seuls temps de propagation, et peuvent être diverses. La forme moyenne des hydrogrammes peut avoir été modifiée et le pic de crue amplifié par une propagation devenue plus rapide. De plus, la concomitance du pic de crue du Rhône avec celui de ses affluents peut avoir été modifiée. Par exemple, les pics de crue de la Saône et de l'Isère sont systématiquement en retard sur celui du Rhône dans la plupart des scénarios de crue, y compris les crues de type océanique (PARDÉ, 1925; RIGAUDIÈRE et al., 2000). Si le temps de propagation des crues du Rhône est réduit, alors l'écart de temps entre le pic de crue du Rhône et celui des affluents est augmenté, entraînant un débit moins important dans la partie aval du bassin versant. Ces conséquences pourraient être étudiées plus précisément en analysant les temps de propagation au niveau de stations limnimétriques intermédiaires dans la zone étudiée.

Le Rhône n'est pas le seul fleuve qui a subi ce type de transformations. Selon MITKOVA et al. (2005), des conséquences similaires ont été observées sur les crues du Danube. Entre 1899 et 2002, le temps de propagation entre Passau et Kienstock est passé de 40 h à seulement 15 h. C'est également le cas du Pô en Italie, qui a vu le temps de propagation de ses crues réduit suite à la construction d'aménagements en lit mineur (DI BALDASSARE et al., 2009). Toutefois, les limites de ces études proviennent de la disponibilité et de la fiabilité des données limnimétriques historiques datant d'avant les aménagements. C'est pourquoi l'étude des temps de propagation basée sur les limnigrammes anciens est peu répandue dans la littérature, contrairement aux études basées sur la modélisation hydraulique.

L'impact des aménagements sur la forme et le débit de pointe des crues n'a pas été quantifié ici. Il faudra garder à l'esprit lors de l'utilisation des données pour l'analyse fréquentielle que l'homogénéité des débits maximum annuels devra être vérifiée. Si des ruptures sont détectées dans les séries de débit, elles pourront notamment être attribuées à ces modifications anthropiques de la dynamique des crues. Cependant, l'impact de la diminution des temps de propagation sur le débit de pointe des crues peut être compensé par la moins bonne concomitance avec les affluents telle que décrite précédemment.

## 1.2 Données historiques : la base de données HISTRHÔNE (1300-2000)

### 1.2.1 Présentation de la base de données

La base de données HISTRHÔNE (<https://histrhone.cerege.fr>) (PICHARD et ROUCAUTE, 2014) regroupe près de 1500 événements hydro-climatiques, depuis le XIV<sup>ème</sup> siècle jusqu'à l'an 2000. Cet important travail d'archives qui s'est étalé sur plusieurs décennies, représente un apport majeur pour la connaissance de l'histoire hydrologique et climatique de la basse vallée du Rhône. La zone couverte par la base de données s'étale de la ville de Pont-Saint-Esprit jusqu'à la mer Méditerranée, en incluant les villes d'Avignon, Beaucaire et Arles, ainsi que l'ensemble de la Camargue (figure 1.18).

Les éléments historiques (témoignages, cartes...) qui correspondent à un même événement hydroclimatique sont regroupés et ces événements sont classés par type dans la base de données : crue, étiage, présence de glace ou gel du Rhône, inondation pluviale, submersion marine... Au-delà de la base de données, l'ouvrage *«Sept siècles d'histoire hydroclimatique du Rhône d'Orange à la mer»* (PICHARD et ROUCAUTE, 2014) *«offre une vue synoptique, à la fois des sources, de leur critique et des perspectives ouvertes par les premiers résultats que les auteurs ont pu en tirer comme contribution à une histoire hydroclimatique»*. Il faut ajouter qu'une chronologie générale des événements est disponible, ainsi qu'une étude détaillée des échelles limnimétriques du bas Rhône qui *«reprennent l'ensemble des problèmes de mesures de hauteurs des crues dans l'histoire et tente de résoudre ces complications pratiques de métrologie»* (PICHARD, 2013) .

Dans la base de données HISTRHÔNE, les événements de crue sont classés en 6 catégories présentées dans le tableau 1.4. Ces catégories correspondent à différents niveaux de gravité, allant d'un Rhône "pleins bords" jusqu'à l'inondation extraordinaire. D'après PICHARD et ROUCAUTE (2014), ces catégories permettent le classement des crues même en l'absence d'informations sur les hauteurs ou les débits : *«Un seuil de hauteur unique présente l'intérêt de la simplicité et de l'universalité. On peut ainsi choisir la limite évidente du débordement hors du lit mineur, surtout si cette limite est bien connue et sans ambiguïté, mais il faut alors renoncer à pondérer des types de crues que les sources anciennes ne permettent pas de discriminer. [...] il faut se résoudre à choisir le type de crue en fonction de critères indirects, mais tout aussi pertinents que les hauteurs et les débits. On s'appuie sur la comparaison avec la période des hauteurs mesurées en continuité, mais*



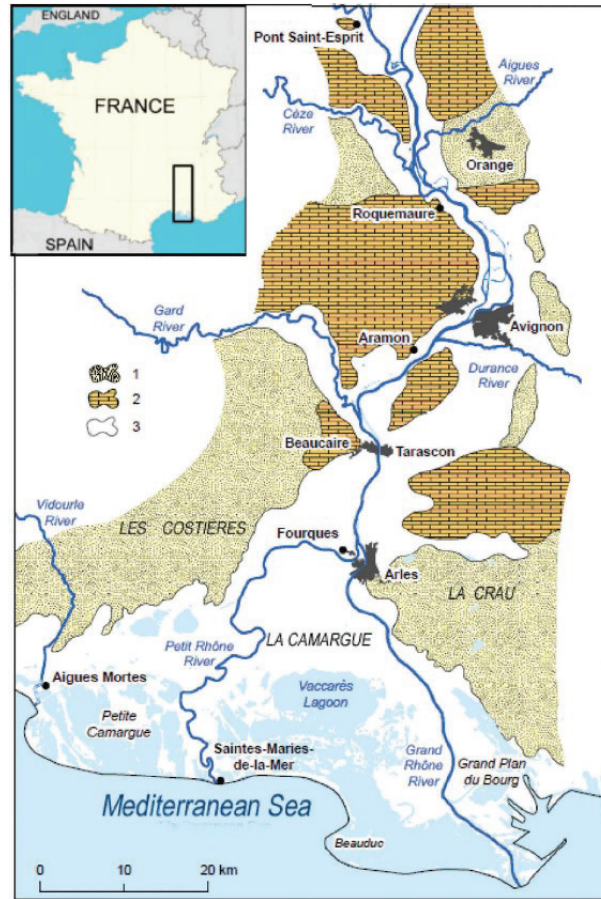


FIGURE 1.18 – Localisation de la zone géographique couverte par la base HISTRHÔNE (PICHARD et ROUCAUTE, 2014)

*aussi sur les conséquences et les dommages, sur l'extension de la crue dans la plaine proximale ou distale, sur sa généralisation dans une partie ou la totalité du territoire étudié». Si la détermination d'un seuil de hauteur ou de débit n'est pas essentielle pour l'analyse de l'historique hydroclimatique, elle l'est en revanche pour l'utilisation de ces données dans le cadre de l'analyse fréquentielle des crues. Il faudra donc veiller à la correspondance entre ces catégories basées sur des informations très diverses.*

TABLE 1.4 – Classification des événements de crue de la base HISTRHÔNE. Les estimations de débit dans le secteur de Beaucaire proviennent de PICHARD et al. (2017). Les ségonnaux représentent des parcelles potentiellement exploitables comprises entre un fleuve et ses digues.

Code	Libellé	Description	Débit estimé [m <sup>3</sup> /s]
Ci	Crue de gravité indéterminée	Crue sans aucune précision : pas d'indice de débordement ni de gravité (incertitude totale)	-
Cd	Crue avec indice de débordement	Débordement avéré mais sans précision relative à son étendue ou sa gravité (incertitude partielle)	-
C1	Hautes eaux	<b>Rhône "pleins bords", "gros Rhône" sans débordement.</b> Le Rhône reste dans son lit mineur mais implique une surveillance constante aux digues	-
C2	Crue avec débordement sans gravité et/ou localisé	<b>Débordement limité</b> , sans gravité majeure ou bien localisée (ségonnaux, prés/chemins inondés, eaux sur les quais, dégâts mineurs sur digues)	5200
C3	Crue et inondation de gravité intermédiaire	<b>Inondation notable</b> avec dégâts avérés au caractère destructeur et/ou extension de crue	7200
C4	Crue et inondation extrêmes	<b>Inondation extraordinaire</b> avec dégâts exceptionnels (pertes humaines et animales, intérieurs des villes inondés, dégradations de digues en grand nombre) et extension de crue	9000

### 1.2.2 Ordre de grandeur du débit de pointe des crues de la base HISTRHÔNE

L'exploitation des crues historiques pour l'analyse fréquentielle nécessite d'estimer un ordre de grandeur du débit de pointe de ces événements. Plus précisément, il est possible d'exploiter statistiquement les données historiques à condition d'en déterminer un seuil de perception. Il s'agit ici de garantir que toutes les crues dont le débit fut supérieur à un seuil de perception ont laissé une trace dans les archives. Dans le cas des événements de la base HISTRHÔNE, il est possible de faire correspondre un seuil de perception à chacune des catégories. L'analyse fréquentielle des crues qui découle de ces seuils de perception sera réalisée au chapitre 3, mais il faut tout d'abord en faire une première estimation. PICHARD et al. (2017) en donnent un premier ordre de grandeur (tableau 1.4) en calculant la moyenne du débit à Beaucaire des crues de chaque catégorie pour les événements du XX<sup>ème</sup> siècle, en utilisant les données de l'HydroPortail ([www.hydro.eaufrance.fr](http://www.hydro.eaufrance.fr)). Néanmoins, l'utilisation d'une moyenne ne reflète pas exactement le concept de seuil de perception présenté plus tôt, mais cela permet d'en connaître l'ordre de grandeur. Le débit

de la plus petite crue de chacune des catégories serait plus adapté.

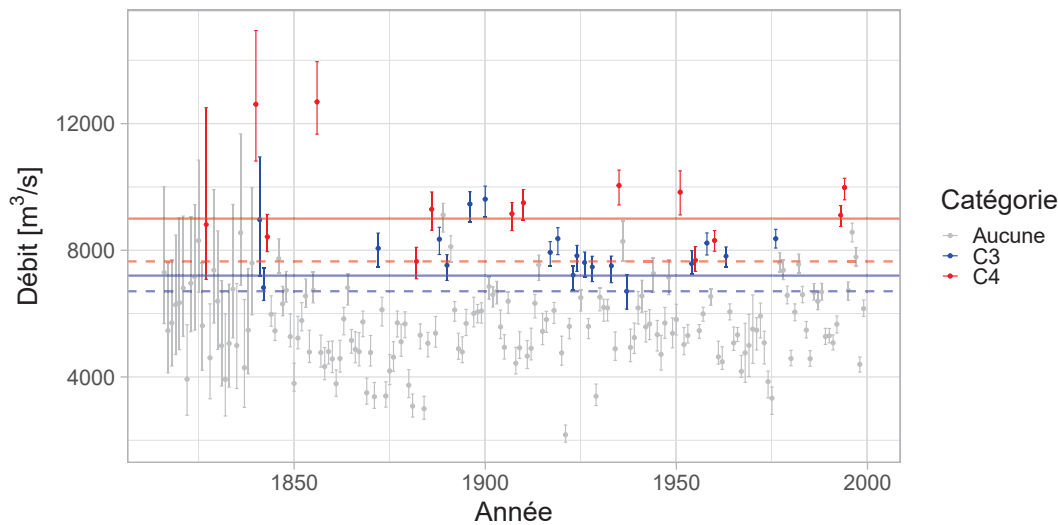


FIGURE 1.19 – Débit maximum annuel à Beaucaire de 1816 à 2000 (estimations tirées du chapitre 2). Les barres d'erreur représentent l'incertitude à 95%, les droites horizontales représentent l'estimation de PICHARD et al. (2017) (trait plein) et le débit estimé de la plus petite crue de chacune des catégories (trait pointillé).

Les débits maximum annuels avec incertitude de 1816 à 2020 (dont le calcul sera détaillé au chapitre 2) sont croisés avec les catégories C3 et C4 de la base HISTRHÔNE. La période commune de ces deux jeux de données s'étend de 1816 à 2000. Seules ces deux catégories sont retenues car elles contiennent des crues responsables de dégâts notables et sont susceptibles d'être informatives pour l'analyse fréquentielle menée au chapitre 3. On remarque sur la figure 1.19 que les limites entre catégories sont "perméables", du moins pour cette période "témoin" de 1816 à 2000 : des crues appartenant à la catégorie C3 sont plus fortes que certaines crues de la catégorie C4. Par exemple, le débit maximum de l'année 1900, classée C3, atteint  $9614 \text{ m}^3/\text{s}$ , alors que les  $8310 \text{ m}^3/\text{s}$  de l'année 1960 sont classés en catégorie C4. A ce propos, PICHARD et ROUCAUTE (2014) expliquent que : « *Ce sont les catégories C3 et C4 qui offrent les plus grandes difficultés de discrimination. Pour la catégorie C3, la distinction avec les crues localisées est parfois délicate [...] Il y a une gradation certaine au sein de cette catégorie [...] Ce sont ainsi les crues dites extrêmes qui permettent de délimiter les passages dans la catégorie supérieure, beaucoup plus nette. Les crues extrêmes (C4) entraînent des destructions importantes, s'introduisent au cœur des villes et dans les maisons, couvrent des territoires les plus étendus et transforment la Camargue et le Plan du Bourg d'Arles en mers à perte de vue.* » De plus, certaines crues ne sont pas classées bien que supérieures à certaines crues C4. Par exemple, le débit maximum annuel de l'année 1889 atteint  $9115 \text{ m}^3/\text{s}$  mais n'est classé dans aucune des deux catégories, alors que la plus petite des crues de la catégorie C4 n'atteint que  $7649 \text{ m}^3/\text{s}$  (1882).

La moyenne des crues de chaque catégorie sur la période 1816-2000 est plus forte que celle présentée par PICHARD et al. (2017) car cette dernière est calculée uniquement sur

les données XX<sup>ème</sup> siècle (tableau 1.5). Ces valeurs moyennes permettent d’avoir un ordre de grandeur du débit de ces catégories mais ne répondent pas à la définition du seuil de perception. Le débit de la plus petite crue de chaque catégorie représente une estimation plus adéquate, même si les limites entre catégories ne semblent pas univoques en termes de débit. Ces constatations encouragent la considération d’une incertitude autour du seuil de perception. De plus, le fait que certains débits maximum annuels supérieurs à la plus petite des crues C4 (1816-2000) ne correspondent à aucune des deux catégories encourage à la méfiance quand à l’exhaustivité des données sur l’ensemble de la période. Ces questions d’incertitudes autour du seuil de perception et de l’exhaustivité des données historiques seront abordées plus en détails dans le chapitre 3.

TABLE 1.5 – Débits caractéristiques des catégories de la base HISTRHÔNE. Les estimations de PICHARD et al. (2017) représentent la moyenne des débits maximum annuels du XX<sup>ème</sup> siècle. Les autres colonnes correspondent à la moyenne des débits maximum annuels de chaque catégorie et le débit de la crue la plus petite de chacune des catégories basés sur la chronique continue (i.e. sans interruption) estimée de 1816 à 2000 au chapitre 2.

Catégorie HISTRHÔNE	PICHARD et al. (2017)	Moyenne 1816-2000	Minimum 1816-2000
C3	7200 m <sup>3</sup> /s	7970 m <sup>3</sup> /s	6706 m <sup>3</sup> /s
C4	9000 m <sup>3</sup> /s	9506 m <sup>3</sup> /s	7649 m <sup>3</sup> /s

### 1.2.3 Évolution temporelle des enjeux en zone inondable

Le classement des crues dans la base HISTRHÔNE est basé sur des critères indirects, différents du débit et de la hauteur d’eau, tels que : «*les conséquences et les dommages, [...] l’extension de la crue dans la plaine proximale ou distale, [...] sa généralisation dans une partie ou la totalité du territoire étudié*» (PICHARD et ROUCAUTE, 2014). Les mêmes critères sont utilisés pour catégoriser les crues du XIV<sup>ème</sup> siècle et celles du XX<sup>ème</sup> siècle.

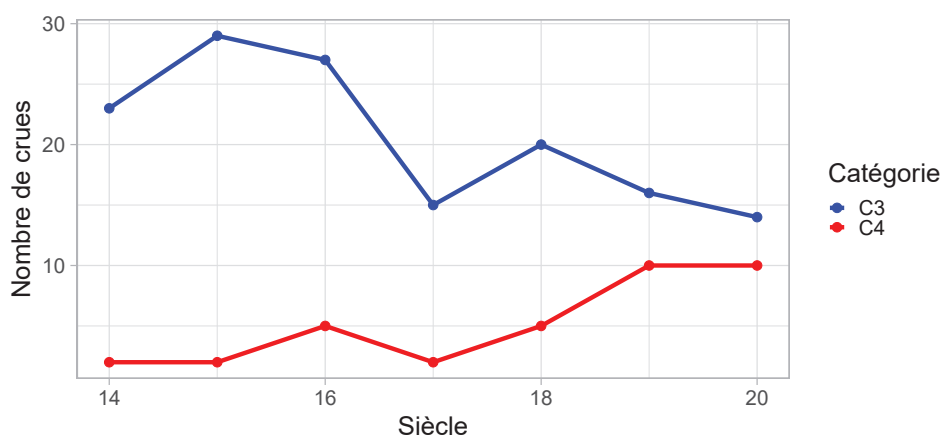


FIGURE 1.20 – Nombre de crues par siècle dans les catégories C3 et C4 de la base HISTRHÔNE, du XIV<sup>ème</sup> au XX<sup>ème</sup> siècle.

La figure 1.20 témoigne de l'évolution de la perception des crues des catégories C3 et C4. On constate une diminution du nombre de crues C3 à partir du XVII<sup>ème</sup> siècle, au profit des crues de la catégorie C4. Plusieurs facteurs peuvent expliquer cette évolution. PICHARD et ROUCAUTE (2014) l'attribuent notamment aux actions anthropiques : «*La reconstruction et l'extension des digues, le défrichement des rives, l'essor urbain, tout concourt à concentrer les écoulements lors des plus grands épisodes tout en atténuant ou même en faisant disparaître les débordements ordinaires ou moyens (C2 et C3)*».

L'exposition des populations ripariennes évolue au cours du temps, et ce partout dans le monde (KRON, 2002). De nombreux exemples de cette évolution existent, y compris en France, comme démontré par BOUDOU et al. (2016) pour les bassins versants du Doubs et du Tarn. La basse vallée du Rhône ne fait pas exception à la règle (PIÉGAY et al., 2022). De plus, la perception des dommages par les populations est elle aussi variable et est la conséquence de nombreux facteurs, pouvant être d'origine physique (niveau de protection aux inondations, rupture de digues, densité de population...) ou médiatique (contexte sociétal, politique, religieux...). Ainsi, on observe au sein des données de crue de la base HISTRHÔNE des fluctuations dont l'origine n'est probablement pas seulement hydroclimatique.

### 1.3 Estimation du débit des événements historiques

Dans l'optique de l'utilisation des données de crues historiques de la base HISTRHÔNE pour l'analyse fréquentielle, la connaissance du débit de chacun des événements peut s'avérer utile. Cependant, l'estimation de ces débits dans un contexte historique est bien plus complexe que dans le cas de stations hydrométriques et peut être impactée par de fortes incertitudes. Tout d'abord, la mesure limnimétrique n'est pas continue et repose sur des témoignages sporadiques, donnant des informations très dispersées spatialement. Il peut également être complexe de reconstituer la hauteur d'eau correspondant à la pointe de la crue et il est encore plus complexe de reconstituer la dynamique temporelle de la crue. Ensuite, l'estimation d'un débit basée sur la hauteur observée n'est pas évidente en l'absence de jaugeages. Le schéma hydrométrique classique ne peut donc être suivi. Une des solutions est l'utilisation d'un modèle hydraulique. Cependant, l'élaboration d'un tel modèle est notamment conditionnée à l'existence ou à la reconstitution de données topographiques et bathymétriques contemporaines à la crue étudiée. La modélisation hydraulique unidimensionnelle (1D) est très simplifiée car elle fait l'hypothèse que les quantités (hauteur d'eau, vitesses et direction de l'écoulement) sont uniformes au sein d'une section en travers. Ce type de modèle n'est pas aussi précis qu'un modèle 2D, mais il demande en revanche une description bien moins fine de la géométrie de la rivière, ce qui est avantageux dans le cas de reconstitutions historiques pour lesquelles ces données sont rares. Le but de l'utilisation de la modélisation hydraulique dans ce chapitre est l'inverse du but habituel. En effet, on cherche ici à identifier le débit ayant engendré les niveaux d'eau relevés lors des crues, et non à estimer les niveaux atteints pour un débit donné. Pour cela, il est possible pour un événement donné d'encadrer le débit de la crue dans un intervalle, en approchant la hauteur d'eau atteinte en un point donné qui est extraite de la base HISTRHÔNE avec la hauteur modélisée en ce même point. Dans la section qui suit, la piste de l'estimation du débit des crues historiques par la modélisation hydraulique 1D

est explorée afin d'évaluer si les limites de cet exercice sont surmontables pour des événements antérieurs à l'installation de l'échelle limnimétrique de Beaucaire. Ces estimations de débit pourraient ensuite être utilisées dans le cadre l'analyse fréquentielle des crues. Des hypothèses simplificatrices du modèle hydraulique seront notamment explorées afin de limiter la quantité d'informations nécessaires.

### 1.3.1 Adaptation du modèle MAGE OSR 1D à l'étude des crues historiques à Beaucaire

L'Observatoire des Sédiments du Rhône (OSR) ([www.graie.org/osr](http://www.graie.org/osr)) étudie les flux sédimentaires ainsi que les pollutions associées à ces sédiments sur les 545 km du cours du Rhône du lac Léman à la Méditerranée. A ce titre, un modèle hydraulique a été développé sur l'ensemble du linéaire (DUGUÉ et al., 2015; LAUNAY et al., 2019). Ce modèle se base sur le code de calcul MAGE (SOUHAR et FAURE, 2009) qui résout les équations de Barré-de-Saint-Venant 1D ainsi que la formule de perte de charge de Manning-Strickler. Le modèle inclut également les tronçons les plus à l'aval des principaux affluents, ainsi qu'une représentation du fonctionnement des aménagements hydroélectriques. Il a été calé et validé jusqu'au débit des crues non-débordantes (soit un débit de période de retour d'environ 10 ans pour la partie à l'aval de Lyon). La géométrie du lit est définie par des profils en travers réalisés environ tous les 500 m. Le modèle n'étant pas prévu pour représenter les crues débordantes, les profils en travers s'étendent jusqu'aux limites du lit moyen, aussi appelé lit majeur actif (c'est-à-dire la partie mouillée par les crues fréquentes). Les débordements, ruptures de digues et surverses ne sont donc pas pris en compte (sauf quelques exceptions locales) et la géométrie au-delà des digues est représentée par des murs verticaux artificiels dont les frottements sont négligés.

Le modèle MAGE OSR 1D est adapté à l'étude de la dynamique hydro-sédimentaire à long terme, mais ne peut en l'état être utilisé pour la modélisation des crues à Beaucaire : plusieurs adaptations et hypothèses simplificatrices sont nécessaires. Tout d'abord, il est inutile de conserver la totalité des biefs, le modèle s'étendant du lac Léman à la Méditerranée. Afin de limiter la quantité de données anciennes nécessaire, ainsi que le temps de calcul, la limite amont du modèle est définie à l'aval immédiat de la confluence avec la Durance, environ 15 km à l'amont de Beaucaire. La limite amont aurait pu être fixée à la confluence avec le Gardon (dernier affluent du Rhône, 5 km à l'amont de Beaucaire). Cependant, il est complexe de reconstituer la bathymétrie historique de cette confluence notamment à cause des importants changements morphologiques suite à l'installation des aménagements CNR (figure 1.21). Dans un but de simplification, le Gardon sera représentée par un apport latéral direct dans le modèle, ce qui ne nécessite pas la reconstitution de sa bathymétrie.

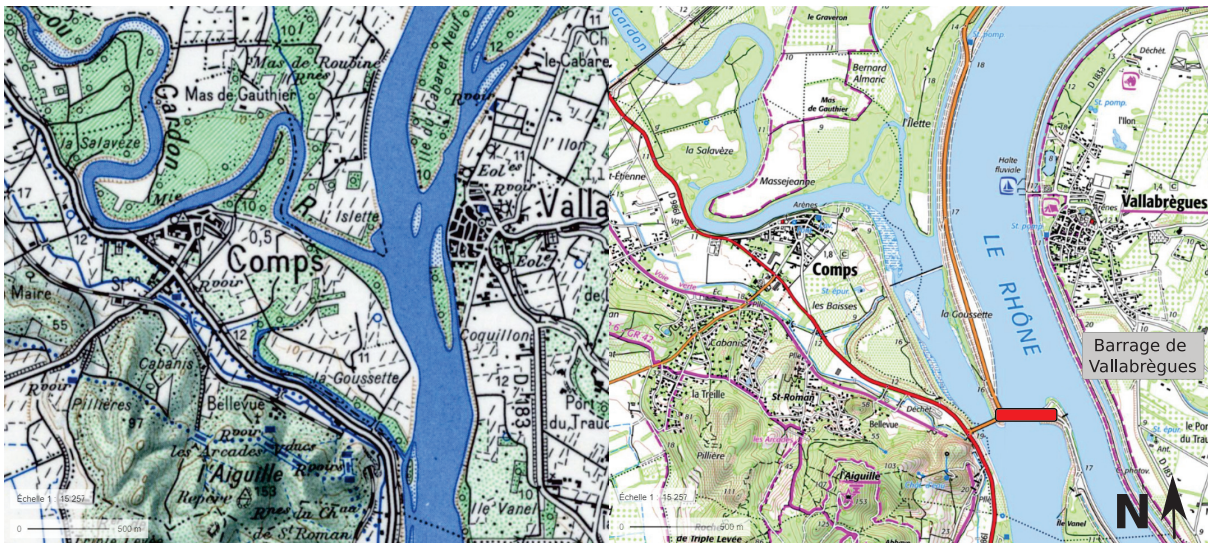


FIGURE 1.21 – Confluence du Gardon et du Rhône environ 5 km à l’amont de Beaucaire pour la période pré-aménagements CNR à gauche (carte IGN 1950) et la période actuelle à droite (carte IGN actuelle). Source : [www.geoportail.gouv.fr](http://www.geoportail.gouv.fr).

La limite aval originelle du modèle est représentée par la mer Méditerranée pour les deux biefs du delta, le Petit et le Grand-Rhône. Étant données les fortes évolutions bathymétriques de l’embouchure du Grand-Rhône représentées sur la figure 1.22 (PICHARD et al., 2014), il serait utile de pouvoir fixer la limite aval plus à l’amont. Il existe un nombre important de hauteurs d’eau pour les crues historiques à l’échelle reconstituée des marches du port d’Arles (PICHARD, 1995), la limite aval pourrait donc être fixée au niveau de cette échelle, au PK 282.2, à condition que l’impact sur les hauteurs modélisées à Beaucaire soit négligeable.

L’influence du déplacement de la limite aval du modèle peut être étudiée. Une simulation est réalisée pour un débit constant (et non-débordeant) de  $4000 \text{ m}^3/\text{s}$  en limite amont pour les deux scénarios. La figure 1.23 présente la différence de cote (hauteur d’eau) entre les scénarios "limite aval au niveau de la mer" et "limite aval au niveau d’Arles", pour le bief reliant Beaucaire à la diffuence du Petit Rhône. On remarque que la différence est maximale au niveau de la diffuence (7 cm). A Beaucaire, la différence de hauteur est inférieure à 3 cm. On supposera donc que le choix de la limite aval au niveau du Grand-Rhône n’a que peu d’impact sur la cote à Beaucaire et que l’on pourra se passer de reconstituer les formes anciennes de la partie aval de ce bief.

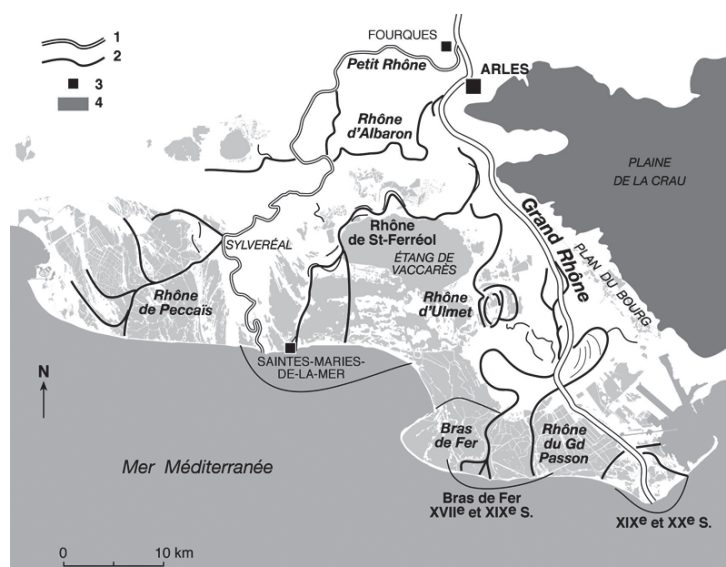


FIGURE 1.22 – Évolutions morphologiques du delta du Rhône du XIV<sup>ème</sup> à aujourd'hui (PICHARD et al., 2014)). Beaucaire se situe environ 15 km à l'amont de Fourques. 1 : bras actifs de nos jours, 2 : tracés des bras hérités, 3 : Principales localités, 4 : plaine de la Crau.

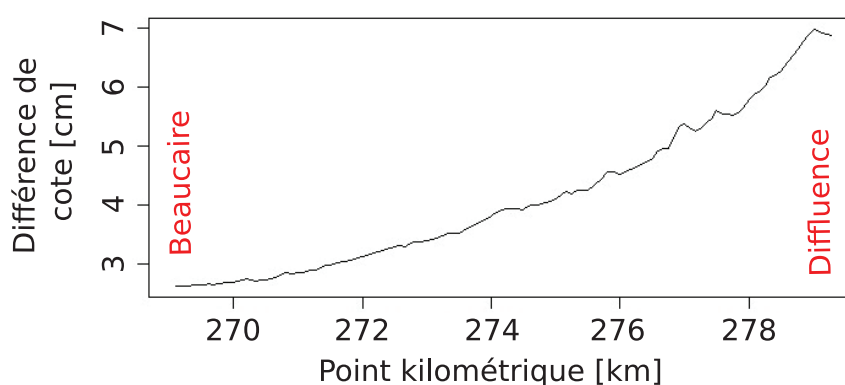


FIGURE 1.23 – Différence de hauteur d'eau sur le bief Beaucaire-Difffluence pour un débit permanent de  $4000 \text{ m}^3/\text{s}$  et pour une limite aval au niveau de la mer ou au niveau de la ville d'Arles. La ville d'Arles se situe environ 2 km à l'aval de la difffluence (à droite).



Afin d'adapter la géométrie des sections à des débits importants, des points supplémentaires ont été ajoutés au modèle pour représenter le lit majeur. L'altitude de ces points est basée sur les données MNT de la base de données topographique (BDT) du Rhône dont les mesures ont été réalisées en 2010 dans le cadre du Plan Rhône. Les sections en travers sont prolongées jusqu'aux digues de protection actuelles (figure 1.24) qui protègent des débordements au moins jusqu'au niveau de la crue de 2003, soit une crue environ centennale. Étant donné que la simulation sera en régime permanent, aucun casier de débordement ne sera implémenté dans le modèle, ces derniers ayant uniquement un intérêt dans le cas de simulations en régime transitoire pour la prise en compte du laminage des crues. De plus, il peut être particulièrement complexe d'estimer le volume de casiers de débordement dans le cas de crues très anciennes.

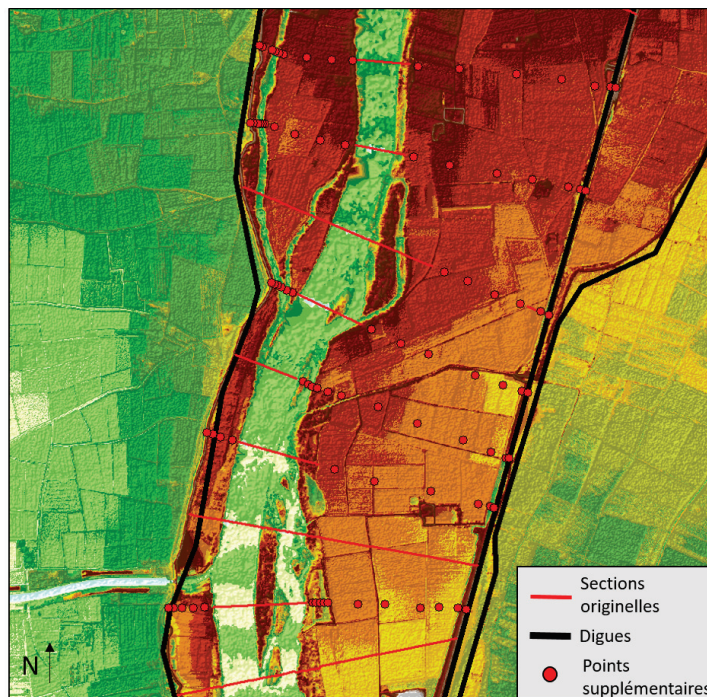


FIGURE 1.24 – Élargissement des sections en travers du modèle jusqu'aux limites du lit majeur (digues). On se trouve ici entre Beaucaire et Arles, 4 km à l'amont de la diffluence. L'altitude des points est basée sur le MNT de la BDT Rhône de 2010 qui est affiché en arrière plan. Les couleurs vertes correspondent à de faibles altitudes, les couleurs sombres à des altitudes plus importantes.

Afin de se placer dans le contexte historique pré-aménagements CNR, les aménagements présents dans le modèle sont supprimés. Il s'agit de l'usine de Beaucaire, du barrage de Vallabrègues, ainsi que du seuil de Beaucaire. La topologie du modèle suite aux simplifications présentées dans cette section est représentée dans la figure 1.25 (droite).

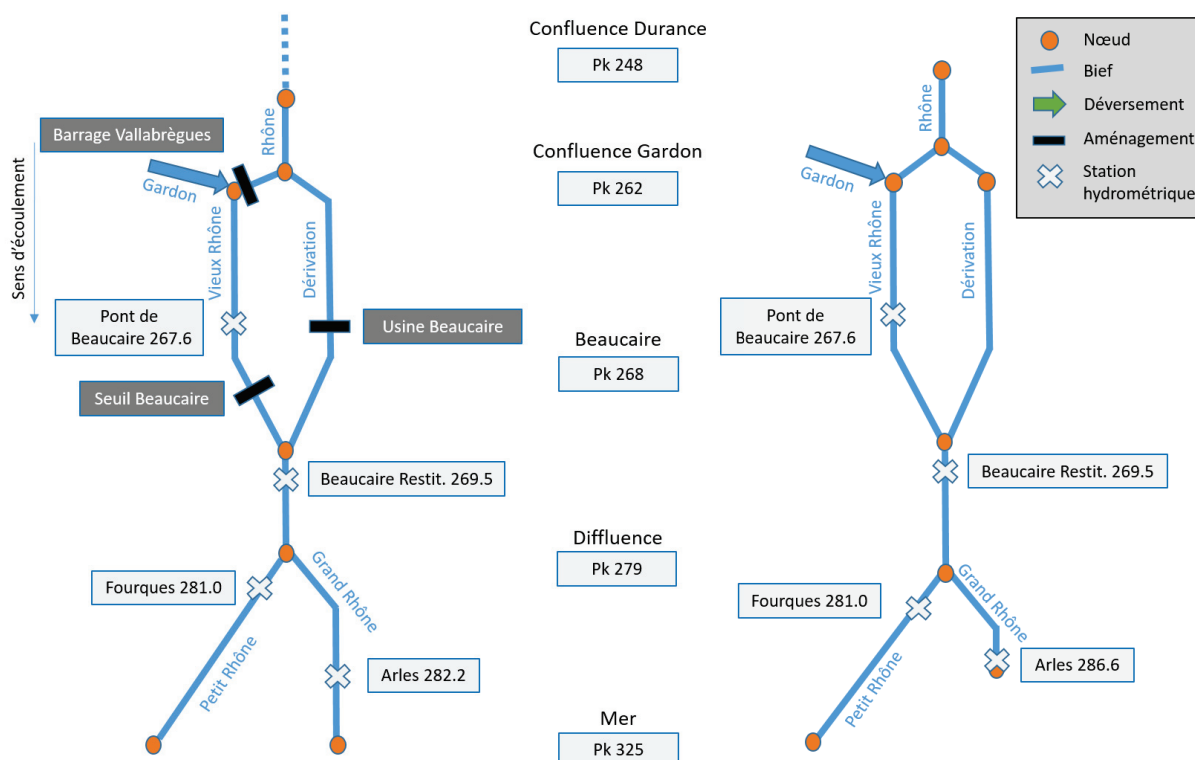


FIGURE 1.25 – Topologie du modèle avant (gauche) et après simplifications (droite) : suppression des aménagements récents et limite aval du bief du Grand-Rhône ramenée à Arles.

### 1.3.2 Simplification du modèle Rhône OSR 1D

La sensibilité du modèle hydraulique à plusieurs scénarios a été testée afin de connaître l'impact de la prise en compte (ou de la non-prise en compte) précise de ces scénarios dans le cadre de reconstitutions historiques. La référence de ces tests est le modèle présenté à la section précédente, pour lequel les aménagements hydroélectriques ont été supprimés, les sections en travers ont été élargies jusqu'aux limites du lit majeur, et la limite aval du Grand Rhône a été fixée à Arles. Les simulations suivantes représentant diverses hypothèses seront donc comparées à cette simulation de référence. La différence de hauteur au niveau de la station de Pont de Beaucaire sera notamment étudiée.

On cherche à reproduire ici une crue centennale similaire à la crue de décembre 2003 au cours de laquelle le débit à Beaucaire était d'environ  $11\,500\text{ m}^3/\text{s}$  (MEDD, 2005). La condition limite amont (nœud à l'aval de la confluence avec la Durance) est représentée par un hydrogramme permanent de  $10\,000\text{ m}^3/\text{s}$ . La confluence du Gardon est représentée par un apport latéral constant de  $1500\text{ m}^3/\text{s}$ , ce qui correspond environ à une crue décennale à la station du Rémoulins, la station située la plus à l'aval sur le Gardon (<https://hydro.eaufrance.fr>). Le débit du Gardon pendant la crue de décembre 2003 a atteint environ  $1250\text{ m}^3/\text{s}$  à Rémoulins, mais cette valeur est fortement incertaine. La limite aval pour le bief du Petit Rhône est représentée par un niveau de la mer Méditerranée de  $0.136\text{ m NGF IGN69}$ . La limite aval du Grand Rhône est représentée par un limnigramme constant à  $7.03\text{ m NGF IGN69}$ , soit la hauteur maximale enregistrée lors de la crue de

2003. Le calage des coefficients de frottement (Strickler) du modèle OSR (LAUNAY et al., 2017) est conservé, bien que ces derniers ne soient validés que jusqu'à la crue décennale. Le pas de temps de simulation est de 60 secondes, et l'événement est simulé pendant une durée de 10 heures afin d'aboutir à une convergence satisfaisante.

### Sensibilité à la présence d'aménagements hydroélectriques

Les aménagements hydroélectriques CNR ont été construits entre 1967 et 1970 et ont une influence sur la ligne d'eau à Beaucaire. Ces aménagements sont représentés dans le modèle OSR original (LAUNAY et al., 2017) sous forme de lois d'ouvrage qui seront reprises ici. Par exemple, le barrage de Vallabrègues est représenté par une loi de type seuil/déversoir avec une cote de déversement de 16.63 m, une largeur déversante de 176 m, et un coefficient de débit de 0.4. La vanne de fond est représentée par un orifice rectangulaire dont la cote de déversement correspond à un niveau de 2.03 m, la cote de mise en charge à un niveau de 6.1 m, et la cote de mise en charge maximale à un niveau de 16.6 m. L'usine hydroélectrique et le seuil de Beaucaire sont également représentés dans le modèle (figure 1.25). La suppression des aménagements hydroélectriques dans le modèle semble avoir un impact important sur la ligne d'eau à l'amont du bief Beaucaire-Difffluence, avec une réduction de 22.8 cm de la hauteur d'eau à Pont de Beaucaire pour un débit de  $11\,500\text{ m}^3/\text{s}$  (figure 1.26). Cela représente une différence en débit de  $548\text{ m}^3/\text{s}$ , soit une erreur d'environ 3.5% d'après la courbe de tarage la plus récente élaborée au chapitre 2. En résumé, l'effacement des aménagements semble utile afin de ne pas sur-estimer la cote atteinte à Beaucaire pour un débit donné, même si cette sur-estimation est relativement faible. Cet effacement ne représentant pas un travail important, il est intéressant de l'effectuer. On peut cependant noter que le modèle de "référence" n'est absolument pas représentatif des conditions d'écoulement pré-aménagements CNR (avant 1967) étant donné que la géométrie des sections provient de mesures réalisées en 2010. Bien que le Rhône au droit de Beaucaire soit historiquement séparé en deux chenaux par des digues, même avant la construction des aménagements CNR (1.13), il faut noter que ces deux chenaux communiquaient à haut débit, ce qui n'est pas le cas ici.

### Sensibilité à la suppression du Petit-Rhône

La morphologie du Petit-Rhône a profondément évolué au cours des derniers siècles (figure 1.22), comme souligné par PICHARD et al. (2014) et RACCASTI (2008). De plus, la part de débit correspondant au Petit-Rhône par rapport à celle du Rhône total a probablement changé au gré de ses évolutions morphologiques. Ces changements rendent complexe la reconstitution de la morphologie historique du Petit-Rhône. Afin de s'affranchir de ces reconstitutions, la solution la plus simple et la plus radicale est la suppression du Petit-Rhône du modèle hydraulique, la totalité des débits transitant alors par le bief du Grand-Rhône. On constate sur la figure 1.26 que cela a pour conséquence une augmentation de la hauteur d'eau sur l'ensemble du linéaire modélisé. L'augmentation est évidemment maximale sur le bief Difffluence-Arles, et s'élève à 9.7 cm à Pont de Beaucaire pour un débit de  $11\,500\text{ m}^3/\text{s}$ . Cet impact sur la ligne d'eau à Pont de Beaucaire est relativement faible. Il correspond à un écart en débit d'environ  $250\text{ m}^3/\text{s}$ , soit une augmentation d'environ 1.5% (d'après la courbe de tarage la plus récente déterminée au chapitre 2). Si l'hypothèse extrême de la suppression du Petit-Rhône n'a qu'un impact

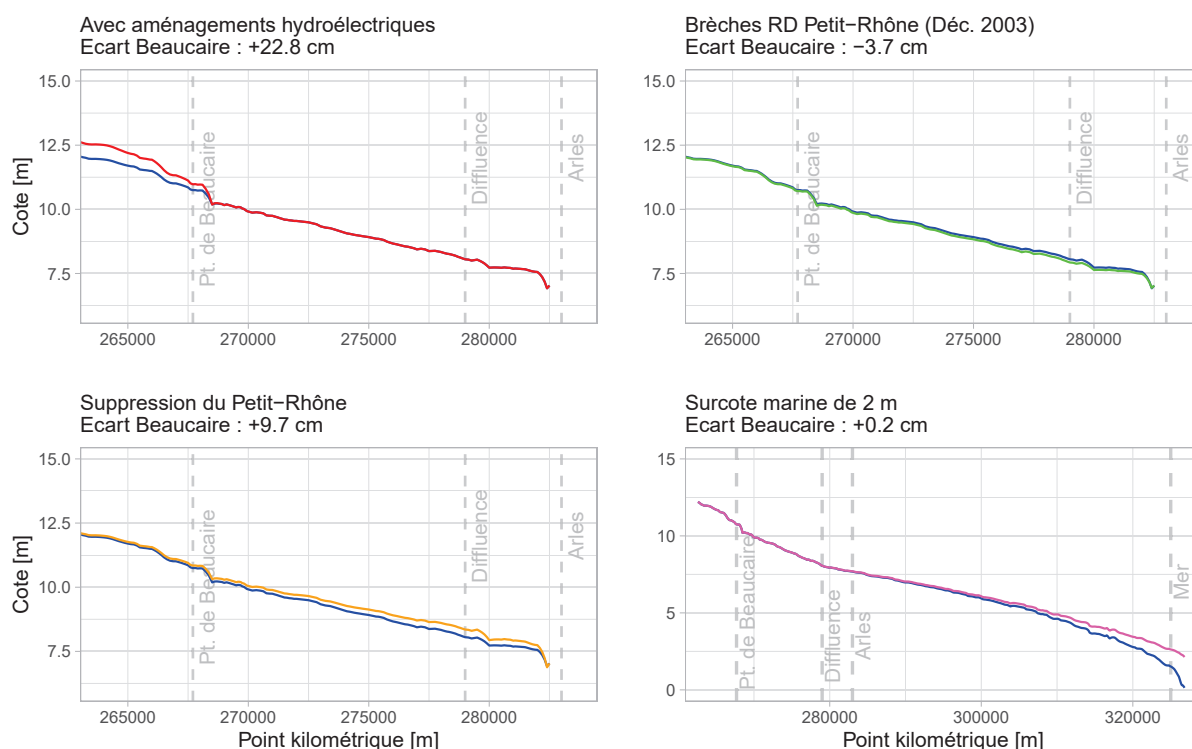


FIGURE 1.26 – Lignes d’eau modélisées pour 4 scénarios, comparées à la référence (bleu), pour une crue centennale en régime stationnaire. Il s’agit des lignes d’eau des biefs Vieux Rhône-Beaucaire, Beaucaire-Difffluence, Difffluence-Arles (Grand-Rhône), excepté pour le graphique du coin inférieur droit dont le dernier bief représente le Petit-Rhône (Difffluence-Mer).

très limité sur la hauteur d’eau à Beaucaire, alors la non prise en compte des évolutions morphologiques historiques du Petit-Rhône a probablement un impact encore plus limité. La solution la plus évidente est donc la conservation Petit-Rhône dans le modèle sous sa forme moderne, soit la bathymétrie utilisée dans le modèle Rhône OSR.

### Sensibilité aux ruptures de digues sur le Petit-Rhône

De nombreuses crues ont provoqué des ruptures de digues dans l’histoire du bas-Rhône (PICHARD et ROUCAUTE, 2014), notamment en 2003 (MEDD, 2005). La reconstitution de ces ruptures de digues pour les crues historiques est complexe, notamment en ce qui concerne la largeur et la profondeur de la rupture. L’importance de la prise en compte des ruptures de digues dans le modèle est étudiée en reproduisant les brèches observés en 2003 sur le Petit-Rhône. Plusieurs brèches dans les digues sont survenues pendant cet événement et sont résumées dans le tableau 1.27 tiré de l’étude du SYMADREM (2012). Dans cette étude, l’impact des brèches des trémies du Mas Tessier et des Ségonnaux (bief Beaucaire-Difffluence) sur la ligne d’eau a Beaucaire a été jugé faible. Seules les brèches du Petit-Rhône (Mas d’Argence et Claire Farine) seront donc reproduites ici. Ces deux brèches sont représentées par des déversements vers l’extérieur du modèle dont la profondeur et la largeur proviennent des informations présentées dans le tableau 1.27. Les brèches sont supposées actives tout au long de la simulation, la prise en compte de leur dynamique

temporelle n'ayant pas de sens dans le cadre d'une simulation en régime permanent. On constate sur la figure 1.26 que l'impact des brèches du Petit-Rhône est faible, et qu'il est maximal à proximité de la diffluence. La hauteur d'eau à Pont de Beaucaire est 3.7 cm plus basse que pour la simulation de référence, pour un débit de  $11\,500\text{ m}^3/\text{s}$ . Cela représente une différence en débit de  $72\text{ m}^3/\text{s}$ , soit une erreur d'environ 0.5% d'après la courbe de tarage la plus récente (élaborée au chapitre 2). Cet écart très faible indique que la considération de ce type de brèche a un impact très limité à Beaucaire. Des conclusions différentes auraient pu être tirées dans le cas de brèches apparaissant à l'aval ou à l'amont immédiat de Beaucaire. De plus, ce résultat n'est pas réellement représentatif de l'impact des brèches sur la dynamique de la crue, par exemple dans le cas d'une brèche significative survenant pendant la montée de la crue pouvant avoir un effet d'écrêtage. Dans le cas de la reconstitution du débit des crues historiques, cela pourrait conduire à une sous-estimation de ce débit pour une hauteur donnée. Cependant, la reproduction d'un tel événement n'est pas possible pour une simulation en régime permanent.

Nom des Brèches	Trémie du Mas Tessier	Trémie des Ségonaux	Brèche du Mas d'Argence	Brèche de Claire Farine
Situation	Rhône RG PK 271.7	Rhône RG PK 273.5	Petit Rhône RD PK288	Petit Rhône RD PK309.3
Ouvrage	Trémie RFF	Trémie RFF	Digue SYMADREM	Digue SYMADREM
Largeur de la brèche	20 m Largeur trémie (8 m)	20 m Largeur trémie (8 m)	130 m	119 m
Profondeur d'affouillement en aval	-	-	10 m	5 m
Date de rupture	3/12/2003 21h30	3/12/2003 21h30	3/12/2007 à 10 h	3/12/2007 à 8 h

FIGURE 1.27 – Caractéristiques des brèches dans les digues lors de la crue de décembre 2003. Tableau tiré de l'étude du SYMADREM (2012).

### Sensibilité aux surcotes marines

Les surcotes marines sont fréquentes en Méditerranée lors de conditions météorologiques telles que les tempêtes ou les fortes dépressions. Dans de nombreux témoignages historiques, des crues du bas-Rhône sont associées à des tempêtes maritimes (PICHARD et ROUCAUTE, 2014). Ces augmentations périodiques du niveau de la mer peuvent avoir une influence sur les niveaux d'eau du Rhône. Cet impact est étudié en augmentant artificiellement le niveau de la mer en condition limite aval du modèle pour le bief du Petit-Rhône. La limite aval pour le bief du Grand-Rhône, située à Arles, n'est pas modifiée dans ce scénario. On suppose une surcote marine centennale, estimée à +2 m par KERGADALLAN (2015). On constate dans la figure 1.26 que l'impact de la surcote est maximal au niveau de la mer et décroît vers l'amont. Cet impact semble important sur le bief du Petit-Rhône, mais la différence de hauteur d'eau à Pont de Beaucaire n'est que de +0.2 cm pour un débit de  $11\,500\text{ m}^3/\text{s}$ . Cela représente une différence en débit de  $23\text{ m}^3/\text{s}$ , soit une erreur d'environ 0.15% d'après la courbe de tarage la plus récente élaborée au chapitre 2. Suite à ce constat, il ne semble pas pertinent de considérer les surcotes marines pour la modélisation des crues historiques à Beaucaire. Cependant, ce scénario suppose que la hauteur d'eau en crue à Arles n'est pas impactée par la surcote marine, ce qui est peu probable.

Ce scénario pourrait être plus amplement exploré en estimant un ordre de grandeur de la différence de hauteur d'eau engendrée à Arles dans le cas d'un événement de surcote marine observé par le passé. De plus, des simulations similaires pourraient être réalisées pour représenter l'impact des embâcles causées par des arbres ou des glaces flottantes comme cela est parfois le cas pour les crues historiques de la base HISTRHÔNE.

### Conclusions sur la simplification du modèle

Les quatre scénarios présentés précédemment représentent une analyse de sensibilité sommaire afin d'identifier l'impact de quelques hypothèses simplificatrices sur la ligne d'eau à Beaucaire pour un débit constant correspondant au débit de pointe de la crue centennale de décembre 2003. Il s'agit de réduire au maximum la complexité du modèle afin de le rendre utilisable pour la simulation de crues historiques pour lesquelles les données sont rares. Il faut noter que même si l'impact de chacune de ces hypothèses simplificatrices est relativement faible, l'impact cumulé de plusieurs d'entre elles peut en revanche être significatif. Par exemple, on peut imaginer le cas d'une crue pour laquelle des brèches dans les digues ont été observées mais dont la taille n'est pas connue, et pour laquelle une surcote marine d'une amplitude inconnue a été observée. D'autres facteurs engendrent une incertitude importante des débits modélisés mais ne sont pas inhérents à la simplification du modèle. On peut notamment penser aux effets d'hystérésis en crue dont l'impact sur les stations hydrométriques françaises a été explorée par PERRET et al., 2022, mais également à la complexité d'estimer des apports du Gardon ainsi que les phénomènes de laminages au niveau de la confluence (SYMADREM, 2012). Plus intuitivement, on peut aussi penser aux incertitudes liées à la reconstitution des géométries et des rugosités historiques.

#### 1.3.3 Bathymétries et topographies anciennes

Une des principales limites de la modélisation des crues anciennes provient de la reconstitution de la géométrie des sections en travers. Les nombreuses évolutions morphologiques de la basse vallée du Rhône décrites pour les deux derniers siècles par RACCASI (2008), et pour les sept derniers par PICHARD et ROUCAUTE (2014), incitent à la plus grande prudence. Ces évolutions semblent *a minima* impacter le lit mineur et le lit moyen. Les évolutions du lit majeur semblent en revanche limitées aux conditions d'occupation et aux aménagements de protection pour les plus fortes crues. Les données bathymétriques complètes les plus anciennes correspondent aux planches cartographiques du Rhône navigable de Lyon à la mer, provenant des archives CNR (1908), dont les mesures ont été réalisées entre 1907 et 1908 pour la zone de Beaucaire (figure 1.28, haut). Les relevés bathymétriques sont calés sur la ligne d'eau d'étiage de 1907-1908. Seul le chenal de navigation est représenté, ce qui peut poser problème, notamment à Beaucaire où seule la bathymétrie du chenal navigable (en rive droite à cette époque) est représentée. Il est possible de reconstituer la bathymétrie des chenaux secondaires pour les quelques sections en travers où des relevés sont disponibles autour de 1845 (figure 1.11), soit avant les travaux de correction de Girardon, lancés dès 1860. En ce qui concerne le lit majeur, la carte topographique du cours du Rhône (1860) est un document exceptionnel provenant des archives CNR (1876), qui présente des relevés topographiques réalisés entre 1857 et 1876, avant la grande phase d'aménagement du fleuve. Les relevés de la zone de Beaucaire ont

été réalisés entre 1870 et 1876 (figure 1.28, bas). Des profils transversaux sont disponibles tous les kilomètres (sous réserve de parvenir à les déchiffrer) et couvrent un profil allant des limites du lit mineur jusqu'au-delà des limites du lit majeur.

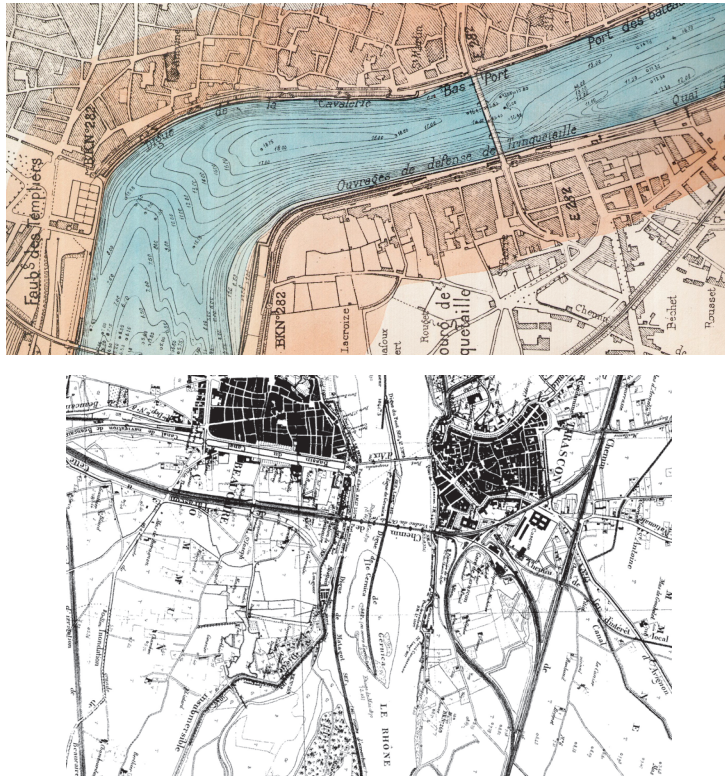


FIGURE 1.28 – Haut : Carte bathymétrique du Rhône de Lyon à la mer (1897-1908) pour la zone d'Arles (CNR, 1908). Les isobathes sont données par rapport à l'étiage de 1908. Les relevés couvrent seulement le chenal navigable du Rhône. Bas : Carte topographique du Rhône (1860) pour la zone de Beaucaire-Tarascon (CNR, 1876). Pour chaque point kilométrique, un profil en travers est disponible (en bas à droite).

En résumé, les plus anciennes données topographiques et bathymétriques disponibles en basse vallée du Rhône remontent au milieu du XIX<sup>ème</sup> siècle. La modélisation des crues antérieures aux relevés limnimétriques (débutant en 1816) de la base HISTRHÔNE devra donc s'appuyer sur ces données faute de mieux. De fortes hypothèses quant à la morphologie du lit mineur (et dans une moindre mesure du lit majeur) devront être faites. Il sera par exemple possible de simuler un enfoncement ou un exhaussement de la totalité du lit majeur au sein du modèle.

### 1.3.4 Recensement des informations nécessaires à la modélisation hydraulique

Des informations jugées utiles à la modélisation ont été extraites de la base HISTRHÔNE pour les crues de la catégorie C4 de 1353 à 1840. Elles sont présentées dans l'annexe A.2 sous la forme d'un tableau. Chacune des crues est succinctement décrite

(zone inondée, causes probables, etc.) contenant les informations jugées utiles à la modélisation hydraulique. Ces informations sont très diverses : réaction des affluents, hauteurs aux échelles reconstituées, mentions de hauteurs d'eau hors échelle limnimétrique, dégâts aux digues de protections, etc. Pour certaines crues, les informations disponibles semblent parfois suffisantes pour en estimer le débit via la modélisation hydraulique. Ce n'est pas toujours le cas. Ces divers niveaux d'information disponibles dans la base HISTRHÔNE sont explorés via les exemples suivants.

L'inondation de 1745 est due à trois crues successives dont la première était la plus forte le 4 novembre. «*Les pluies abondantes et continuelles des 4,5,6,7 Novembre 1745 ayant inondé tout le terroir de cette ville et celui des villes voisines, la roubine du Vigueirat ne pouvant contenir ses eaux rompit et versa en divers quartiers de Trébon, les eaux du Rhône vinrent sur le quai, la chaussée du Trébon rompit à demi quart de lieue de la ville [...]*» (source : Notes historiques sur Arles, BM Arles). La hauteur à l'échelle reconstituée de Véran à Arles est de 5.31 m et de nombreuses informations de hauteurs d'eau hors échelle sont également disponibles : «*2.5 m d'eau dans les maisons de Tarascon où le Rhône entrant par la porte du château*» ; «*Tarascon est en partie sous 10 pieds [3,25 m] d'eau et il y a 10 à 12 pieds d'eau dans la plupart des maisons*» ; «*[3.5 m] d'eau sur le Pont de Crau*». Les digues ont connu de nombreux dégâts qui sont rapportés avec précision : «*Brèche de [60 m] de large à la chaussée du Trébon à [500 m] d'Arles*» ; «*[600 m] d'ouvertures au pas du bouquet [Tarascon]*» ; «*Rupture de la roubine du Vigueirat [Arles]*» ; «*Chaussée de Camargue rompue en plusieurs endroits du côté du Baron*» ; «*Il semble que les premiers débordements proviennent du canal du Vigueirat, qui inonda le Trébon, avant la rupture des chaussées en ce même quartier, à un demi quart de lieue [environ 600 m] de la ville [probablement près de l'actuelle gare d'Arles]*». De plus, on peut noter que «*le Rhône a diminué de 10 pieds d'un coup, certainement suite aux ruptures de digues à Tarascon*». Ainsi, moyennant quelques hypothèses sur la hauteur des brèches faites aux digues de protection, il semble possible de modéliser le débit de cette crue à l'aide des nombreuses hauteurs d'eau disponibles aux échelles et en dehors.

Dans d'autres cas, bien que des informations de hauteur d'eau soient disponibles, des brèches aux digues sont mentionnées à plusieurs reprises mais leur longueur n'est pas connue, ce qui peut compliquer l'estimation du débit. On peut par exemple citer le cas de la crue de décembre 1755 qui est décrite comme étant la crue la plus importante du XVIII<sup>ème</sup> siècle. La crue atteint 5.47 m à l'échelle Véran d'Arles. Des hauteurs hors échelle sont également disponibles : 2.6 m dans la plaine de Beaucaire ; 2 m d'eau dans les maisons du quartier Notre Dame de Bonne Aventure à Tarascon ; 2.75 m dans les maisons à coté de la porte St Jean ; etc. Cependant, les informations concernant les brèches sont sporadiques : «*Brèche à la chaussée d'Argence, les eaux remontent jusqu'à environ 12 km dans le terroir*». L'estimation d'un débit dans ces conditions est donc relativement incertaine.

Enfin, d'autres crues semblent complètement inexploitable, en l'absence de données de hauteur fiables. Par exemple, pour la crue dite «*extraordinaire*» de 1573, aucune hauteur n'est disponible, que ce soit aux échelles reconstituée ou en dehors. En revanche de nombreuses ruptures de digues sont mentionnées : «*Vers Beaucaire, plus de [6 km] de*



*chaussées ruinées. Dont 25 cannes à la Bergantière, 500 cannes au dessus du port ne autre au trou du Sauze».*

On peut également relever des cas très particuliers, comme la crue de 1674, initiée par la Durance les 15 et 16 novembre. Au cours de cet événement, «*les eaux de la Durance se jettent en partie dans le Trébon par le débouché de Saint-Gabriel*» (près de Tarascon). Cette avulsion représente un changement morphologique majeur. La modélisation du débit de cet événement en l'absence de données plus précises que des seuls témoignages semble dans ce cas inespérée.

Suite à cet état des lieux, il semble complexe de pouvoir modéliser le débit de chacune des crues C4 de la base avec un même modèle hydraulique. De plus on constate de grandes disparités entre les informations disponibles d'une crue à l'autre, ainsi que des changements morphologiques majeurs pour certains événements. Chacune des crues mériterait une analyse détaillée ainsi qu'une adaptation du modèle hydraulique. Aussi, d'importantes incertitudes semblent entourer cet exercice. Il faut également noter que dans ce contexte, la quantification des incertitudes de modélisation semble particulièrement complexe. La question de la faisabilité de ces reconstitutions devant le temps limité de la thèse s'est donc posée. La plus value de ces estimations de débit semble faible alors que cet exercice est très chronophage et incertain. Sachant qu'il est possible d'intégrer ces événements à l'analyse fréquentielle des crues en utilisant la seule information du nombre de dépassements d'un seuil de perception, la modélisation hydraulique du débit des crues C4 est abandonnée. En revanche, les événements historiques présentés ci-dessus et dans l'annexe A.2 seront utilisés sous forme d'occurrences supérieures à un seuil de perception.

*«Je ne dirais pas que c'est un échec.  
Ça n'a pas marché.»*

---

Emmanuel Macron le 14 octobre 2020

### **1.3.5 Limites et perspectives pour la modélisation hydraulique des événements historiques**

Les travaux décrits dans cette section n'ont pas permis, dans le temps limité de la thèse, d'estimer le débit des événements anciens à l'aide de la modélisation hydraulique. Cependant, ils ont permis de dresser un bilan des données disponibles à cet effet, ainsi que d'en identifier les limites. L'impact de plusieurs hypothèses permettant une simplification du modèle hydraulique a également été exploré dans le but de pouvoir effectuer des modélisations avec une quantité minimale de données d'entrée. Les idées développées dans les lignes suivantes ont pour but de définir les contours et les limites à garder en tête dans l'optique de poursuivre ce travail d'estimation du débit des événements historiques à Beaucaire.

Pour commencer, la limite amont du modèle a été définie à l'aval immédiat de la confluence avec la Durance, ce qui permet d'éviter l'estimation du débit de cet affluent.

Cependant, il reste à définir une solution pour la confluence du Gardon. Dans le modèle présenté dans cette section, celui-ci était représenté par un apport latéral, mais l'estimation du débit de cet apport est impossible dans le cas d'événements historiques. Une des possibilités pour contourner ce problème serait de fixer la limite amont du modèle à l'aval immédiat de la confluence avec le Gardon. Il faut garder à l'esprit que la morphologie historique de cette confluence est plus simple que la morphologie actuelle, le Gardon se jetant dans le Vieux-Rhône et n'ayant pas d'influence sur le débit du chenal de dérivation. Ensuite, la reproduction dans le modèle des deux chenaux présents à Beaucaire (qui communiquent à haut débit) est un obstacle conséquent pour la modélisation 1D car il est complexe de modéliser leur communication à haut débit. Seule la modélisation 2D peut permettre de reproduire ce phénomène de manière convenable, mais elle nécessite une quantité d'informations plus importante. Il semble donc nécessaire, dans un but de simplification, de fixer la limite amont du modèle à l'amont de la division du Rhône en deux bras.

En ce qui concerne la limite aval, la conservation du Petit-Rhône jusqu'à la mer dans son état actuel semble être la solution la plus évidente et la moins coûteuse en termes de données pour garantir une extraction cohérente des débits du Rhône. La limite aval du Grand-Rhône fixée à Arles semble également être la meilleure solution compte tenu des niveaux reconstitués par Véran à l'échelle du port (PICHARD, 1995). Pour 10 des 18 crues C4 de 1300 à 1810, une estimation de la hauteur à Arles est disponible (voir annexe A.2). La modélisation semble en revanche plus complexe pour les 8 autres crues, pour lesquelles la limite aval pourra par exemple être fixée au niveau de la mer, des reconstitutions historiques du niveau marin étant probablement disponibles.

En ce qui concerne la géométrie du Rhône en entrée du modèle, les données topographiques et bathymétriques disponibles ne permettent pas de remonter à une époque plus ancienne que le milieu du XIX<sup>ème</sup> siècle. Les conditions d'écoulement pré-1816 sont méconnues bien que des cartes anciennes et assez approximatives existent (par exemple, la carte de Bompar datant de la fin du XVI<sup>ème</sup> siècle). Il s'agit par exemple de la carte de Cassini datant du XVIII<sup>ème</sup> siècles ou des cartes présentées par PICHARD et ROUCAUTE (2014). Des hypothèses grossières pourront être faites sur les bathymétries des périodes anciennes, par exemple en exhaussant ou en enfonçant artificiellement le lit mineur dans le modèle hydraulique, suivant les constatations de PICHARD et ROUCAUTE (2014) ou d'autres études de la géomorphologie ancienne du Rhône. Cette méconnaissance de la morphologie du Rhône avant 1800 est la plus grosse inconnue autour des reconstitutions des débits anciens.

Dans les premiers essais de modélisation présentés dans ce chapitre, le calage de la rugosité du chenal du modèle OSR a été conservé, bien que celui-ci ne soit pas adapté à un contexte de crue. Ce calage pourrait être revu, une fois les profils en travers du modèle revus sur la base des topographies et bathymétries du XIX<sup>ème</sup> siècle. La reproduction de la crue de 1856 pourrait être une première étape de ce calage, des lignes d'eau de cet événement étant disponibles dans les archives CNR. Cependant, les coefficients de rugosité de 1856 ne sont probablement pas valables pour les crues antérieures au XIX<sup>ème</sup>

siècle. Il semble complexe d'adapter ces coefficients sur la base de l'occupation des sols pré-XIX<sup>ème</sup> siècle, les données cartographiques de cette période étant rares et imprécises.

En résumé, de nombreuses incertitudes entourent l'estimation du débit des crues anciennes. Ces incertitudes proviennent notamment des données d'entrée, mais également du modèle lui-même qui représente une représentation très simplifiée de la réalité des écoulements historiques. Voici une liste non exhaustive de ces différentes incertitudes :

- La reconstitution imprécise des sections en travers historiques du Rhône, basée sur des bathymétries plus récentes (XIX<sup>ème</sup> siècle) que les crues de la base HISTRHÔNE.
- L'incertitude des niveaux exacts atteints par les crues que les témoignages anciens ne reflètent pas parfaitement. En effet, de nombreuses informations sur les zones impactées par les crues sont disponibles, mais celles-ci ne mentionnent que rarement la profondeur maximale atteinte.
- L'existence de brèches dans les digues qui, bien que souvent mentionnées dans les écrits, ne permettent pas de reconstituer la largeur et la profondeur de ces brèches, ainsi que leur évolution au cours de la crue.
- L'incertitude autour de la dynamique de la crue qu'il est impossible de connaître en l'absence de mesures continues.
- La connaissance imparfaite des conditions aux limites du modèle, tel que le niveau de la mer Méditerranée pour le bief du Petit-Rhône, qu'il est impossible de connaître pour les crues du XIV<sup>ème</sup> siècle.
- Les coefficients de rugosité du modèle, qu'il est complexe d'estimer compte tenu de la méconnaissance de l'occupation des sols et de leur nature pour les périodes anciennes.

La quantification de l'incertitude des débits estimés est nécessaire mais semble complexe. Elle pourra par exemple passer par des hypothèses hautes et basses sur les différents points listés ci-dessus. Un autre moyen plus complexe et coûteux en temps de calcul consiste à élaborer un algorithme Monte Carlo couplé au modèle hydraulique permettant de propager l'ensemble des incertitudes au résultat final.

## 1.4 Conclusion

Une chronique limnimétrique continue exceptionnellement longue est disponible à Beaucaire : 205 années entre 1816 et 2020, avec seulement une lacune au moment du changement de station de 1967 à 1970. La station de Beaucaire est d'une grande importance car elle est la station du Rhône "complet" la plus à l'aval du bassin versant. Elle enregistre donc la grande complexité des très divers apports du Rhône. L'échelle limnimétrique du Pont de Beaucaire n'a supposément jamais été déplacée depuis son installation en 1816. Elle fut donc le témoin des nombreux changements naturels et anthropiques du chenal : des digues de protection contre les inondations, jusqu'aux aménagements en lit mineur pour favoriser la navigation, en passant par l'installation d'aménagements hydroélectriques. L'installation de ces derniers en 1970 a nécessité le déplacement de la station quelques centaines de mètres plus à l'aval. Ce riche historique limnimétrique peut permettre la

reconstitution d'une chronique de débits de plus de deux siècles, à condition de prendre en compte les nombreuses évolutions du chenal compilées dans ce chapitre lors de l'élaboration des courbes de tarage. De plus, à l'image des travaux de BARD et LANG (2018), une prise en compte des nombreuses sources d'incertitude sera nécessaire.

La reconstitution de deux siècles de débit à pas de temps journalier à minima semble envisageable suite au bilan des données hydrométriques disponibles. Cependant, il faudra veiller à l'homogénéité de la chronique reconstituée. Contrairement à certains fleuves européens, le Rhône n'a pas connu de dérivations ou de travaux majeurs, mis à part le canal de Savières près de Chambéry, avec un impact négligeable à Beaucaire. Cependant, plusieurs autres facteurs peuvent impacter cette homogénéité, et notamment l'installation d'aménagements en lit mineur qui peuvent modifier la dynamique des crues. Afin de quantifier cet impact, l'évolution du temps de propagation des crues au fil de l'installation des différents aménagements en lit mineur a été étudiée. Les temps de propagation entre Lyon et Beaucaire de 121 crues non-débordantes de type océanique ont été compilés suite à l'analyse des limnigrammes. Il apparaît que le temps de propagation de ce type de crues a progressivement diminué au cours des différentes phases d'aménagement et est passé d'environ 48 h en 1840 à environ 16 h de nos jours. La modélisation hydraulique d'un événement océanique type dans le contexte actuel a permis d'obtenir un temps de propagation de 18 h, ce qui confirme la valeur de 16 h estimée à l'aide des limnigrammes. Les aménagements en lit mineur ont probablement eu d'autres conséquences, notamment sur la forme des hydrogrammes de crue, le débit de pointe, ou la concomitance des crues du Rhône avec celles de ses affluents. Ces évolutions devront être gardées à l'esprit lors de l'évaluation de l'homogénéité des échantillons de crues préalable à l'analyse fréquentielle lors des chapitres suivants. L'impact de ces aménagements sur les temps de propagation de crues plus importantes, ou dans le cas de crues cévenoles ou généralisées n'a pas été étudié ici mais pourrait également être intéressant.

En plus du riche passé en termes de relevés limnimétriques, la basse vallée du Rhône, par son histoire religieuse et culturelle, regorge de documents qui témoignent de son histoire hydroclimatique. Ces éléments historiques ont été récoltés et mis à disposition dans la base de données HISTHRÔNE (<https://histrhone.cerege.fr>) à la faveur d'un très important travail d'archives (PICHARD et ROUCAUTE, 2014). Ce sont ainsi plus de 1500 événements depuis le XIV<sup>ème</sup> siècle que décrivent ces divers documents et témoignages. Les crues étant des événements marquants pour les populations ripariennes, elles sont nombreuses dans la base de données, où elles sont classées selon les dommages engendrés. Une estimation de l'ordre de grandeur du débit de ces catégories a été effectuée en se basant sur une comparaison des crues récentes avec les hydrogrammes de Beaucaire. Ces estimations pourront permettre l'utilisation des crues antérieures aux enregistrements systématiques pour l'analyse fréquentielle à condition de considérer un seuil de perception dont le débit n'est pas parfaitement connu. De plus, des probables fluctuations des enjeux en zone inondable ont été mises en évidence et peuvent compliquer l'utilisation des seules mentions de crues pour l'analyse fréquentielle en l'absence d'estimations de débit pour chacun des événements.

La piste de la modélisation hydraulique pour l'estimation du débit des crues historiques a été explorée. Le modèle MAGE OSR 1D utilisé pour étudier la dynamique sédimentaire du Rhône du Lac Léman à la mer a été adapté à l'étude des crues du bas Rhône. Étant donné la complexité de reconstituer la morphologie et la bathymétrie du Rhône avant le XIX<sup>ème</sup> siècle, la sensibilité du modèle à plusieurs hypothèses simplificatrices a été explorée afin d'en réduire la complexité. Il apparaît notamment de ces tests que la meilleure configuration semble être de considérer comme limite aval du modèle côté Grand-Rhône la ville d'Arles, où la hauteur d'eau de nombreuses crues historiques est disponible (PICHARD, 2013). La fixation de la limite aval du Petit-Rhône à son embouchure semble être la solution la plus pratique en l'absence d'enregistrements de hauteur des crues historiques sur ce bief. Il sera cependant complexe de reconstituer la bathymétrie de ce bief dont la morphologie a grandement évolué au cours de l'histoire. Par la suite, l'impact de différents scénarios sur la ligne d'eau à Beaucaire a été exploré : la présence d'aménagements hydroélectriques, la présence de brèches dans les digues du Petit-Rhône (scénario de la crue de 2003), l'évolution morphologique du Petit-Rhône (et l'hypothèse extrême de sa suppression du modèle), la présence d'une surcote marine pendant la crue. Il apparaît que parmi ces quatre scénarios, seule la considération des aménagements hydroélectriques a un impact significatif sur la ligne d'eau à Beaucaire. Cependant, des perturbations apparaissant dans des zones plus proches de la station de Beaucaire n'ont pas été modélisées mais pourraient avoir un impact plus important.

Au-delà de ces différents scénarios de simplification du modèle, plusieurs limites à la reconstitution du débit des crues anciennes persistent et ont été listées. La principale limite étant la reconstitution des sections en travers du Rhône et de leur rugosité avant le XIX<sup>ème</sup> siècle. En effet, les plus anciennes données disponibles remontent en 1908 pour la bathymétrie et en 1876 pour la topographie de la plaine alluviale. De plus, l'estimation de l'incertitude autour des débits modélisés semble complexe à réaliser. Au regard du temps limité de la thèse et de la possibilité d'utiliser ces données historiques pour l'analyse fréquentielle des crues sans avoir à en modéliser le débit via l'estimation d'un seuil de perception, nous avons décidé de ne pas poursuivre ces travaux. Cependant, les contours et les limites de cet exercice ont été définis, ce qui pourra être utile à qui envisagera de telles reconstitutions.

## Chapitre 2

# Flood frequency analysis with a 200-year long stage series

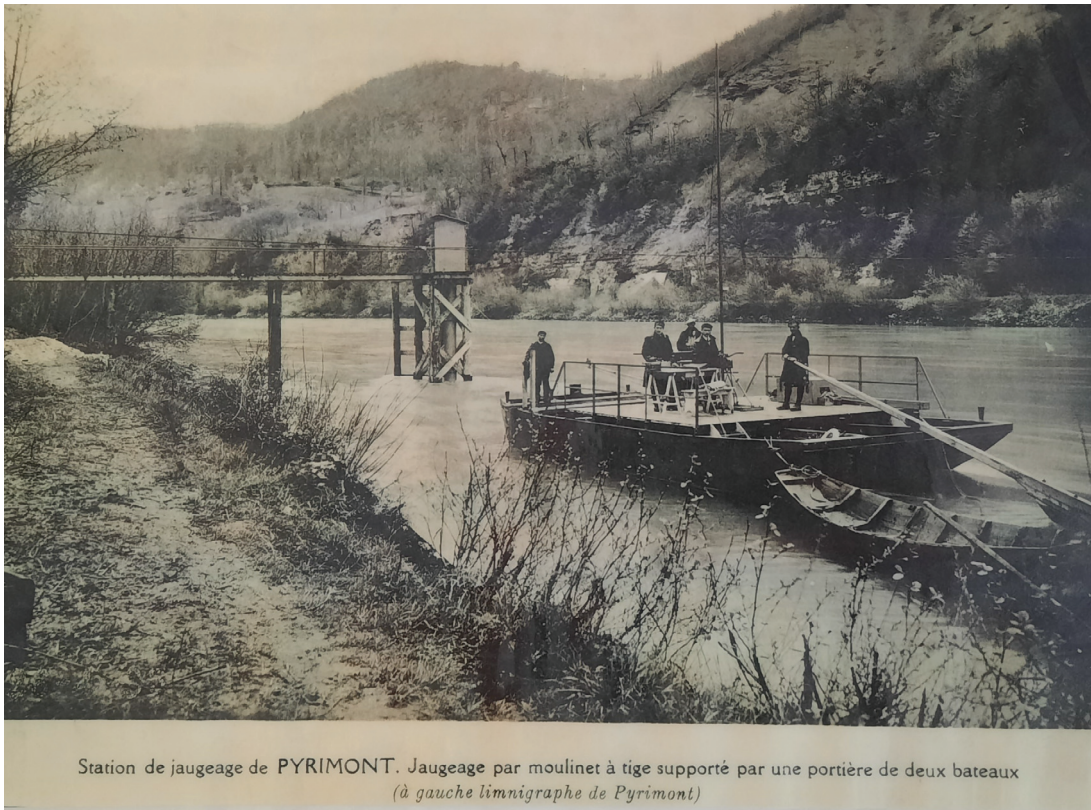


FIGURE 2.1 – Jaugeage du Rhône à Pyrimont. Collection CNR

Ce chapitre est constitué d'un article scientifique publié dans la revue "Journal of Hydrology" et accepté le 16/06/2023.

## Are historical stage records useful to decrease the uncertainty of flood frequency analysis ? A 200-year long case study

Mathieu LUCAS <sup>\*1</sup>, Benjamin RENARD<sup>2</sup>, Jérôme LE COZ<sup>1</sup>, Michel LANG<sup>1</sup>, Antoine BARD<sup>3</sup>,  
and Gilles PIERREFEU<sup>4</sup>

<sup>1</sup>INRAE, UR RIVERLY, Villeurbanne, France

<sup>2</sup>INRAE, UR RECOVER, Aix-en-Provence, France

<sup>3</sup>ESDB, Briançon

<sup>4</sup>CNR, Lyon

### 2.1 Résumé

L'analyse fréquentielle des crues est une méthode largement utilisée pour estimer le risque d'inondation. Elle est affectée par plusieurs sources d'incertitude. L'extension des chroniques de débit par l'utilisation de chroniques de hauteurs d'eau anciennes a le potentiel de réduire cette incertitude d'échantillonnage. Les débits anciens estimés sont généralement affectés par de grandes incertitudes. Cet article étudie l'intérêt de l'utilisation de chroniques de hauteurs d'eau anciennes pour améliorer les estimations des quantiles de crue extrêmes à travers une chaîne de propagation diverses incertitudes. Les incertitudes sont estimées et propagées à partir des mesures limnimétriques et des courbes de tarages jusqu'aux quantiles de crue à l'aide de procédures Monte Carlo. La part des incertitudes hydrométriques et des incertitudes d'échantillonnage dans les estimations de quantiles de crue est examinée. Cette procédure est appliquée à la série journalière de hauteurs d'eau longue de 205 ans à la station hydrométrique du Rhône à Beaucaire, France (95 590 km<sup>2</sup>). L'incertitude à 95% des débits maximum annuels estimés varie de 30% (XIX<sup>ème</sup> siècle) à 5% (1967-2020). L'incertitude totale des quantiles de crues est considérablement réduite lorsque la longueur de la série de débits utilisée passe de 20 à 100 ans en raison de la réduction de l'incertitude d'échantillonnage. Cependant, l'incertitude totale reste stable au-delà de cette taille d'échantillon : ceci est dû au fait que d'importantes incertitudes affectent les débits des crues du XIX<sup>ème</sup> siècle, ce qui compense la réduction de l'incertitude d'échantillonnage. L'utilisation de la chronique totale longue de deux siècles conduit à inclure les deux plus fortes crues connues, en 1840 et 1856. Cela induit une augmentation de 15% de l'estimation de la crue millénale, ce qui représente une augmentation mineure compte tenu des fortes incertitudes

### 2.2 Abstract

Flood frequency analysis (FFA), a widely used method to estimate flood hazard, is affected by several sources of uncertainty. Extending flood samples by reanalyzing historical systematic stage records has the potential to reduce sampling uncertainty, but

the historical flood discharges derived from this reanalysis are generally affected by large uncertainties. This paper explores whether historical stage records improve design flood estimates through a chain of uncertainty estimation methods for FFA. Uncertainties are estimated and propagated from stage and rating curves to design flood estimates using Monte Carlo procedures. The role of both streamflow and sampling uncertainties in design flood estimation is examined. This procedure is applied to the 205-year long systematic stage series of the Rhône River at Beaucaire, France (95 590 km<sup>2</sup>). The estimated streamflow 95% uncertainty varies from 30% (XIX<sup>th</sup> Century) to 5% (1967-2020). The total uncertainty of design flood is significantly reduced when the length of the series increases from 20 to 100 years due to sampling uncertainty reduction. However, the total uncertainty remains stable beyond this sample size : this is because large uncertainties affecting the XIX<sup>th</sup> Century flood discharges compensate for the reduction in sampling uncertainty. Enlarging the sample size to two centuries leads to including the two largest known floods in 1840 and 1856. In turn, this induces a 15% increase of the 1000-year flood estimates.

**Keywords** : Flood frequency analysis, Historical stage records, Uncertainty propagation, Streamflow uncertainty, Sampling uncertainty

## 2.3 Introduction

Flood frequency analysis (FFA) is a widely used method to estimate flood hazard. It allows linking the magnitude of a flood to its probability of occurrence (HAMED et RAMACHANDRA RAO (2019); JAIN et SINGH (2019)). Flood estimates for various exceedance probabilities or, equivalently, return periods, are commonly used for population safety policies, land use planning, as well as industrial safety. The standard FFA approach is to estimate a distribution using a sample of flood peaks, typically defined as annual maximum discharges or discharges over a given threshold. This estimated distribution may be extrapolated to reach the desired flood quantile that typically corresponds to a 100 or 1000-year return period (see LE DELLIU, 2014 for dam safety regulations in France).

This FFA approach is affected by various sources of uncertainty. First, the hydrological data used to estimate the FFA distribution is uncertain. Indeed, streamflow time series are generally derived from stage time series through rating curve models (RANTZ, 1982). This procedure includes three types of errors on hydrological data : stage measurement ; discharge measurement (gaugings) ; stage-discharge model (rating curve). Moreover, the estimated FFA distribution is also affected by sampling uncertainty resulting from the limited size of available streamflow data (KJELDEN et al., 2011). Considering the importance of decisions relying on FFA results, a consistent treatment of uncertainty all over the data processing chain (including both streamflow and sampling uncertainties) is essential but is usually not performed.

Streamflow series are affected by several sources of uncertainty as described by MCMILLAN et al. (2012). First, a large number of stage error sources are identified in the literature (VAN DER MADE (1982); PETERSEN-ØVERLEIR et REITAN (2005); MCMILLAN et al. (2012); HORNER et al. (2018)), such as staff gauge reading, levelling of the staff gauge,



or stage sensor calibration. The frequency of measurement may also induce time interpolation errors. With modern automatic gauges, stage is generally measured with a time step small enough (e.g. between 15 min and 1 hour) to get negligible time interpolation errors. However, before the rise of automatic gauges, measurements were made by operators who read the staff gauge less frequently (e.g. once or a few times per day), thus possibly missing the flood peak. This issue is particularly critical when old stage series are used. HAMILTON et MOORE (2012) and KUENTZ et al. (2014) estimated the measurement frequency error by sub-sampling recent, sub-hourly measurements. They calculated the difference between the variable of interest (such as the daily maximum stage) derived from scarce data, and the same variable derived from high-frequency measurements. KUENTZ et al. (2014) applied the (monthly-averaged) calculated bias to correct old stage series. This correction aimed at taking into account the error due to the daily variability caused by snow melt. However, this type of correction has never been applied to peak stage correction during floods, especially in the case of long stage series.

Rating curve uncertainty is also a major issue when dealing with streamflow series. Transforming stage into discharge requires calibration data (gaugings) to establish the stage-discharge relationship. Note that the term "gauging" corresponds in this paper (and in the French practice) to the sporadic measurement of the stage-discharge couple, which can correspond to the term "discharge measurement" in the British or American practice. Gaugings uncertainty depends on the measurement method (LE COZ et al. (2014a); PUECHBERTY et al. (2017)). Moreover, the rating curve is also affected by uncertainties coming from the imperfection of the chosen model to represent the actual hydraulic configuration, and from parameter estimation. Many methods have been proposed to quantify these uncertainties (PETERSEN-ØVERLEIR et al. (2009); JUSTON et al. (2014); LE COZ et al. (2014b); MORLOT et al. (2014); COXON et al. (2015); MCMILLAN et WESTERBERG (2015); MANSANAREZ et al. (2019b)). A comparison of several of these methods has been recently proposed by KIANG et al. (2018). Another important issue affecting streamflow data accuracy is rating changes. The stage-discharge relationship is frequently affected by changes caused by various factors, either natural or anthropic, for instance : bed geometry evolution during floods or river works, aquatic vegetation growth and decay, ice cover... A regular monitoring through gaugings is essential to detect those changes (IBBITT et PEARSON, 1987) that can be transient or sudden. Several methods have been proposed to deal with rating changes : estimating rating curves on moving temporal windows (WESTERBERG et al. (2011); GUERRERO et al. (2012)), computing as many rating curves as there are gaugings (MORLOT et al., 2014), exploring changes in the annual minimum stages (ŁAPUSZEK et LENAR-MATYAS, 2015), selecting the 0.5-year return period discharge as a threshold for rating changes (MCMILLAN et al., 2010). More recently, DARIENZO et al. (2021) proposed a method based on a recursive segmentation procedure, accounting for both gaugings and rating curve uncertainties. This method has a particular interest when dealing with old and uncertain gaugings. Following the detection of rating shifts, rating curves should be estimated for each stable period. This task may not be straightforward, as the number of gaugings available within a stable period is not always sufficient to properly estimate the stage-discharge relationship for the whole discharge range. A common way to address the lack of gaugings (in particular flood gaugings) within some of the stable periods is to use gaugings from the other

stable periods (MCMILLAN et al., 2012; PUECHBERTY et al., 2017). MANSANAREZ et al. (2019a) proposed an alternative approach to deal with this issue. They developed a stage-period-discharge (SPD) model where rating curve parameters may vary across periods, while others are supposed constant. This method has the advantage of transferring information between periods to improve the rating curve estimation, even when few gaugings are available.

Estimating sampling uncertainty in FFA is a well-established approach. Whatever the chosen distribution and estimation method, standard statistical procedures are available (COLES, 2001). However, these standard procedures only quantify sampling uncertainty, they do not consider data uncertainty. The literature review proposed in the previous paragraphs shows that methods for quantifying individual sources of uncertainty (stage, rating curve and FFA distribution estimation) are available. However, the way these multiple uncertainties propagate through the FFA analysis chain has been less thoroughly studied. A few solutions have emerged to propagate uncertainties in stage time series through uncertain rating curves (DYMOND et CHRISTIAN (1982); HERSCHY (1998); PETERSEN-ØVERLEIR et REITAN (2005)), but they assume independent stage errors and therefore neglect systematic errors. HORNER et al. (2018) proposed a method for the propagation of both sources of stage uncertainty through uncertain rating curves. Therefore, it is possible to distinguish the effects of independent and systematic stage errors on streamflow uncertainty. PETERSEN-ØVERLEIR et REITAN (2009), STEINBAKK et al. (2016), and VIEIRA et al. (2022) performed an integrated analysis in which both rating curve parameters and flood frequency distribution are estimated. These studies highlighted the importance of considering rating curve uncertainty for design flood estimations and concluded that, under some conditions, accounting for rating curve uncertainty may notably widen the uncertainty intervals around flood quantiles. However, these studies did not consider stage measurement and time interpolation errors nor rating changes, which may constitute a major source of uncertainty for streamflow data. This is particularly the case when dealing with long streamflow series for which stage uncertainty is large and variable through time, and rating changes may have been missed. Their consideration of all these sources of uncertainty is necessary.

The following questions will be considered in this paper :

1. How to make the most of historical hydrometric (based on stage records) data in flood frequency analysis while accounting for multiple and variable uncertainties at each step of the procedure?
2. What is the contribution of each source of uncertainty to the flood quantile uncertainty when historical data are taken into account?
3. To what extent does enlarging streamflow samples by adding increasingly uncertain historical data improve flood quantiles estimation? How are the relative contributions of sampling and streamflow uncertainties evolving with sample size?

Note that the "historical data" term used in this paper refers to the use of old but continuously measured stage series, as opposed to sporadic flood marks, prior to regular stage measurements.

This paper illustrates the chained application of methods to quantify and propagate uncertainty from stage records (and their limited time resolution) and stage-discharge rating curves to the estimation of flood distribution with uncertainties. While most of these methods already exist, a key novelty of this work is their combination in a consistent framework (Figure 2.2) to provide an end-to-end evaluation of the uncertainty affecting FFA estimates. An original method to quantify the stage uncertainty stemming from infrequent readings is also proposed.

The paper is organized as follows. First, the methodology for establishing uncertain streamflow series in a century-long context is presented. It goes through the detection of rating shifts (section 2.4.1), the estimation of rating curves (section 2.4.2), and the estimation (section 2.4.3) and propagation (section 2.4.4) of stage errors. Then, an approach to propagate streamflow uncertainty through the estimation of extreme flood quantiles is proposed (section 2.4.5). This procedure is applied to the Beaucaire gauge on the Rhône River (section 2.5), which previous official FFA only used a 80-year long discharge series (RIGAUDIÈRE et al., 2000). In France, the official design flood for flood risk mapping is based on the “largest known flood” or the Q100 flood (AEP=0.01) if the latter is greater. Uncertainty is not taken into account in the official rules. The recent works of PICHARD et al. (2017) and BARD et LANG (2018) provided a systematic stage series from 1816 to the present time, which makes it the ideal case study for demonstrating this procedure. The results of this application are presented in section 2.6, and they are discussed in section 3.5, where avenues for improvements are proposed.

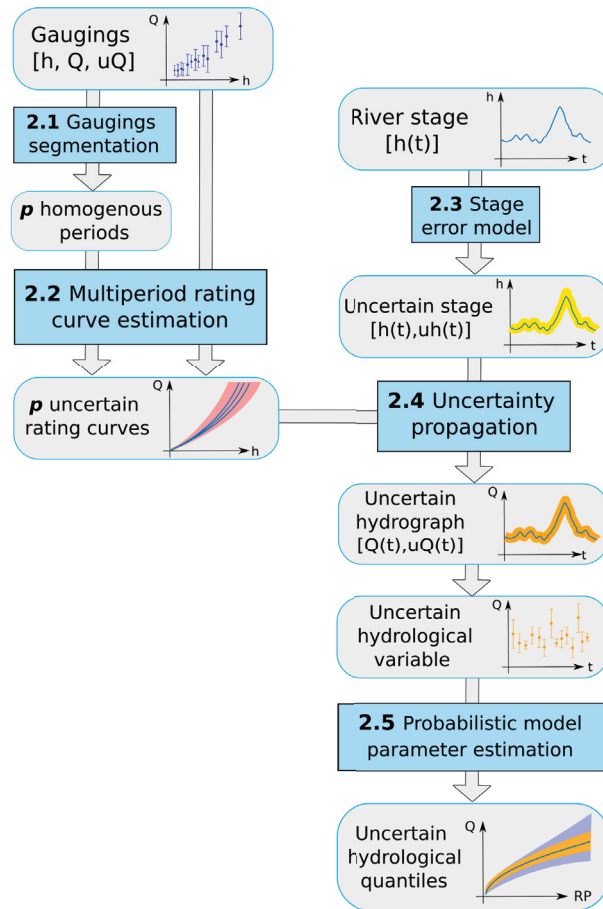


FIGURE 2.2 – Block diagram of the uncertainty propagation procedure. Grey blocks represent data, blue blocks stand for analysis methods/models that correspond to the sub-sections of this article.  $h$  is the water stage,  $uh$  the stage uncertainty,  $Q$  the discharge,  $uQ$  the discharge uncertainty,  $t$  is the time and  $RP$  the return period of flood quantiles.

## 2.4 Uncertainty propagation chain for flood frequency analysis

### 2.4.1 Rating shifts detection

The stage-discharge relationship is sensitive to sudden changes caused by morphogenic floods or other causes affecting the flow characteristics. Relying on residuals between the gaugings and the rating curve is the most common approach to monitor the stability of this relationship over time. The method proposed by DARIENZO et al. (2021) is used in this work and can be summarized as follows. First, a baseline rating curve is estimated from the whole gaugings dataset. The residuals between gaugings and the rating curve are determined, and a statistical segmentation procedure is applied to them. This procedure accounts for the residuals uncertainty, coming from both the gaugings uncertainty and the rating curve uncertainty. The optimal number of stable sub-periods is determined based on the Bayesian Information criterion (BIC). Then, the same steps are applied recursively to each sub-period. The recursive procedure is stopped when the BIC indicates that a single

period is optimal for all sub-periods. The results are not only the dates of the rating shifts but the posterior probability density functions (pdf) of change point times. This allows affecting the shift time to the time of the maximum stage included in the posterior 95% credibility interval. Prior knowledge is provided on the mean of the residuals in each sub-period. The maximum number of segments at each iteration also needs to be specified. All technical details can be found in DARIENZO et al. (2021).

### 2.4.2 Multi-period rating curves estimation : stage-period-discharge model

Once the stable periods have been identified, the next step is to estimate the rating curves. MANSANAREZ et al. (2019a) developed a stage-period-discharge (SPD) model "based on the physical interpretation of changes in the stage-discharge relation across a series of stability periods". The SPD model is based on the BaRatin model (LE COZ et al., 2014b).

BaRatin uses the Bayesian paradigm to estimate the parameters of the rating curve equation, a combination of power equations :  $Q = a(h - b)^c$ , where  $Q$  is the discharge,  $h$  is the stage,  $b$  is an offset (corresponding to the cease-to-flow stage), and  $a$  and  $c$  are the coefficient and the exponent of the power function. The rating curve equation is deduced from a hydraulic analysis of the gauging station, aimed at identifying the main hydraulic controls governing the stage-discharge relation. The multiple controls can be activated successively or simultaneously. Bayesian inference allows deriving the posterior distribution of rating curve parameters by combining hydraulic information (priors for parameters of each hydraulic control) and information from gaugings with uncertainty (likelihood). Two sources of uncertainty are associated with the estimated rating curve. Parametric uncertainty reflects the uncertainty due to the rating curve parameters estimation because of the limited amount of gaugings and the gaugings uncertainty. Remnant uncertainty comes from the imperfection of the chosen rating curve model to represent the actual hydraulic configuration. The posterior distribution is explored using a Markov Chain Monte Carlo (MCMC) sampler, leading to  $m$  realizations of the rating curve parameter vector representing parametric uncertainty. We refer the reader to LE COZ et al. (2014b) for a more thorough description.

The SPD model estimates the rating curves of each stable period based on the same principle by considering that some parameters vary in time, while others remain constant throughout the stable periods. An important step is the identification of those varying parameters based on an hydraulic analysis of the site. Generally, channel depths and/or widths are suspected to change. A distinction is made between "local changes" affecting the lowest control only (for instance the movement of the controlling riffle) and "overall changes" affecting several controls at the same time (for instance, the scouring or filling of the main channel, affecting the offsets of both the low-flow controlling riffle and the main channel itself). Prior specification for varying parameters can be based on the analysis of the yearly lowest stages, which provide information on the evolution of riverbed elevation, as described by ŁAPUSZEK et LENAR-MATYAS (2015). See MANSANAREZ et al. (2019a) for a detailed description of prior specification for time-varying rating curves.

Specific investigation is needed to correctly account for past flood surveys of the cross section, as complex filling/erosion process may have been encountered during a flood with morphogenic changes.

### 2.4.3 Stage uncertainties

Many sources of error having distinct statistical properties can affect stage measurements, as described in HORNER et al. (2018). Five different sources of error ( $\delta_{1,\dots,5}$ ) affecting stage measurements are considered. Let  $h(t)$  be the measured maximum stage of a day  $t$ . The unknown true maximum stage  $\bar{h}(t)$  is assumed to be approximated by the following equation :

$$\bar{h}(t) = h(t) + \delta_1(t) + \delta_2(t) + \delta_3(t) + \delta_4(t) + \delta_5(t) \quad (2.1)$$

Staff gauge reading errors  $\delta_1 \sim \mathcal{N}(0, \sigma_1)$  originate from operators reading the gauge, where  $\sigma_1$  depends on the resolution of the graduations (usually 1 cm), and can be increased by waves, especially during floods (MCMILLAN et al., 2012).

Nowadays, most stage measurements are done with automatic sensors of various types such as pressure sensors, floats, radars, and they require a calibration to link the water stage to the measured proxy (respectively the pressure of the water column, the height of a float, or the air draught). Two types of errors arise from this process : sensor errors  $\delta_2 \sim \mathcal{N}(0, \sigma_2)$ , where  $\sigma_2$  is usually estimated by the sensor manufacturer, and sensor calibration errors  $\delta_3 \sim \mathcal{N}(0, \sigma_3)$  that are related to the corrections made by operators when comparing the stage measured by the sensor to the actual stage at the staff gauge reference. An operator error at this step could affect the stage measurement until the next calibration. Sensor calibration error  $\delta_3$  is hence assumed constant between two calibrations and can be represented by drawing a new random value at each operator intervention.

Datum errors  $\delta_4 \sim \mathcal{N}(0, \sigma_4)$  are related to changes in the datum reference elevation of the staff gauge zero value and possible discontinuity between successive gauges. Similarly to  $\delta_3$ , this error is constant between two gauge changes or datum reference measurements.

Measurement frequency errors  $\delta_5$  are related to the inadequacy of the frequency of measurement with respect to the rate of stage variations, leading to the true daily maximum occurring in between measurements. Unlike other types of stage errors, this error is hence necessarily positive, which calls for using a positive distribution such as the Exponential distribution. The parameters of this distribution can be estimated with data from the recent period, by analyzing the difference between the daily maximum stage derived from the high-frequency sensor measurement and that from an infrequent fixed-time reading. Note that the frequency errors for hourly (or more frequent) measurements are considered negligible for large rivers with slow variations, such as the Rhône River at Beaucaire.

To sum up,  $\delta_1$ ,  $\delta_2$  and  $\delta_5$  errors are drawn at each measurement time step, while  $\delta_3$  and  $\delta_4$  errors are only drawn at specific calibration times. Errors  $\delta_1$  to  $\delta_4$  are assumed Gaussian with known standard deviations, while  $\delta_5$  is assumed Exponential with parameter

estimated by subsampling recent measurements. For each error type, 500 realizations are drawn from their respective distribution. Applying eq. 2.1, the total stage uncertainty is therefore represented by 500 possible realizations of the stage  $\hat{h}(t)$ .

#### 2.4.4 Propagation of stage and rating curve uncertainties to streamflow time series

Stage realizations can be propagated through uncertain rating curves, following the approach described by HORNER et al. (2018). Four cases are considered to estimate the contributions of the different sources of streamflow uncertainty :

- **Case 1 : Maxpost streamflow.** Stage is taken as the median of the stage time series realizations. This unique stage time series is propagated through the maxpost (Maximum A Posteriori : obtained with parameters maximizing the posterior pdf) rating curve, resulting in a single discharge time series.
- **Case 2 : Stage uncertainty.** The  $n=500$  possible stage time series are propagated through the maxpost rating curve. Thus,  $n$  discharge time series are obtained.
- **Case 3 : Stage and parametric rating curve uncertainty.** The  $n=500$  realizations of stage time series are propagated through  $m$  rating curves, corresponding to the  $m$  MCMC-simulated parameter vectors described in section 2.4.2. This leads to  $n \times m$  discharge time series.
- **Case 4 : Total streamflow uncertainty.** It is obtained by adding remnant rating curve uncertainty (as defined in section 2.4.2) to case 3. To achieve this,  $n \times m$  time series of remnant errors are sampled from their estimated distribution and added to the time series created for case 3.

#### 2.4.5 Estimation of probabilistic model parameters and flood frequency analysis

The Generalized Extreme Value (GEV) distribution is commonly used to model annual maximum discharges (AMAX) (see HAMED et RAMACHANDRA RAO (2019) or JAIN et SINGH (2019)). The vector  $\boldsymbol{\theta} = (\mu, \sigma, \xi)$  denotes the location, scale and shape parameters of the GEV distribution. The parameters can be estimated based on an independent and identically distributed (*iid*) sample of  $j$  annual maximum discharges  $(q_t)_{t=1, \dots, j}$ . Bayesian-MCMC estimation is used in this work, as described in COLES (2001). The posterior distribution quantifies sampling uncertainty and can be represented by  $r$  MCMC-generated GEV parameter vectors  $\boldsymbol{\Theta} = (\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_r)$ . The maxpost vector is noted  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ .

As described in section 2.4.4, total streamflow uncertainty is represented by  $n \times m$  possible realizations of the streamflow, hence of the AMAX series  $(q_t^{(i)})_{i=1, \dots, n \times m; t=1, \dots, j}$ , that are subsampled to  $s=500$  realizations to reduce computation time. The estimated flood quantiles should consider both sampling and streamflow uncertainties. Similarly to STEINBAKK et al. (2016), the aim is to estimate the contribution of each source to the total uncertainty. For this purpose, three cases can be considered :

- **Case 1 : Maxpost quantiles.** The GEV distribution is estimated using the single AMAX series  $\hat{\mathbf{q}} = (\hat{q}_t)_{t=1,\dots,j}$  derived from the maxpost streamflow series (case 1 in section 2.4.4). Flood quantiles are then computed using the maxpost GEV parameters  $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\xi})$ . In this case, both streamflow and sampling uncertainties are ignored.
- **Case 2 : Streamflow uncertainty.** The GEV distribution is estimated for each possible AMAX realization :  $\mathbf{q}^{(i)} = (q_t^{(i)})_{t=1,\dots,j; i=1,\dots,s}$ . However, only the maxpost GEV parameters vector is retained for each realization. This results in  $s$  vectors of GEV parameters  $(\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})_{i=1,\dots,s}$  that represent the effect of streamflow uncertainty of flood quantiles, ignoring sampling uncertainty.
- **Case 3 : Total uncertainty.** Similarly to Case 2, the GEV distribution is estimated for each of the  $s$  realizations of the AMAX series, but all the  $r$  MCMC-simulated GEV parameters are used, leading to  $s \times r$  vectors of GEV parameters  $(\boldsymbol{\theta}_k^{(i)})_{k=1,\dots,r; i=1,\dots,s}$ . The result thus reflects both sampling and streamflow uncertainties.

## 2.5 Case study : The Rhône River at Beaucaire

### 2.5.1 Site

The Rhône River at Beaucaire (95 590 km<sup>2</sup>) is the lowest gauge of the Rhône River (Figure 2.3). It captures all the complexity of the Rhône River hydrological regime, from the Alpine area to the oceanic and Mediterranean influences. The annual mean discharge is around 1700 m<sup>3</sup>/s (BARD et LANG, 2018), and the maximum known discharge reached 12 500 m<sup>3</sup>/s (May 1856, LANG et COEUR (2014)). The station lies in a flood sensitive area, as illustrated by the recent 2003 flood, resulting in 1.1 billion euros worth of damage (LANG et COEUR, 2014). The first stage measurements started in 1816, close to the bridge linking the cities of Beaucaire and Tarascon. This station is named "Pont de Beaucaire" (Kilometric point 267.6 from Lyon). It has been used until the construction of the Vallabrègues hydroelectric scheme in 1967, which led to the derivation of a part of the discharge. Consequently, a new gauging station was installed 2 km downstream from the original one, downstream from the restitution of the derivated discharges. This station, logically named "Beaucaire Restitution" (Kilometric point 269.5), has been used ever since. This resulted in a data gap during the construction process between 1967 and 1970.

### 2.5.2 Rating curves

Many gauges of the Rhône River are subject to the effect of variable backwaters caused by the proximity of a dam, and therefore require the use of a stage-fall-discharge (SFD) rating curve model (for example, Valence gauge, 140 km upstream from Beaucaire described by MANSANAREZ, 2016). Beaucaire is located within a narrowing of the floodplain and there is no dam downstream from the gauge. However, a backwater effect from the sea has been observed at Beaucaire Restitution, but it only affects the very low flows. As this article focuses on floods, we assume that there is no reason to use a SFD model here.



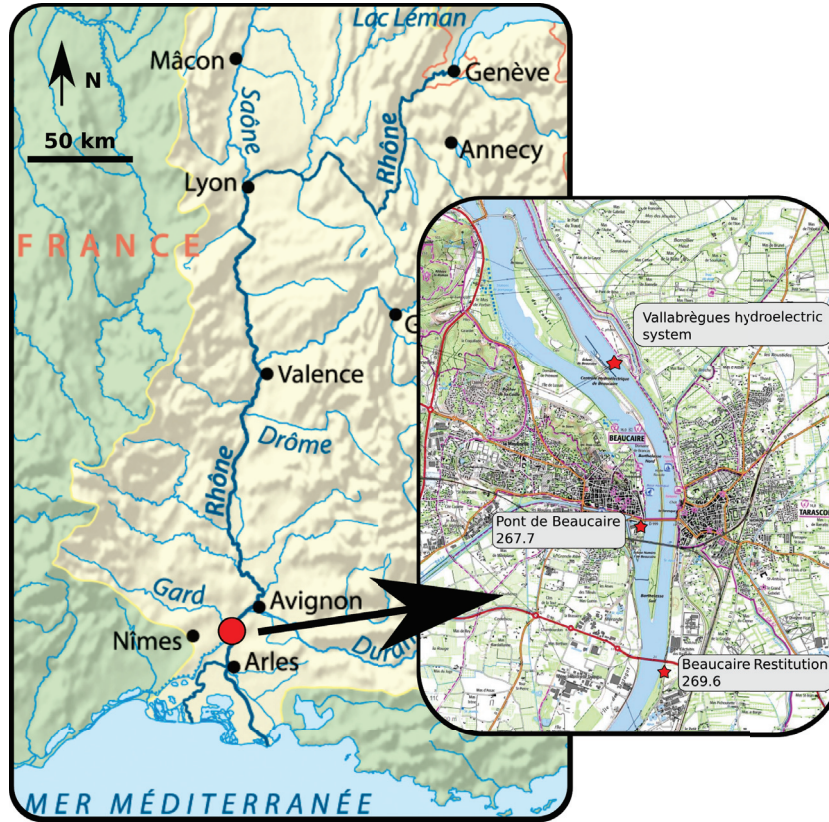


FIGURE 2.3 – The French Rhône River catchment and Beaucaire gauging stations (from [www.geoportail.gouv.fr](http://www.geoportail.gouv.fr) and [www.openstreetmap.org](http://www.openstreetmap.org))

Consequently, like the gauge operator (CNR), a stage-discharge (SD) model is used for both Pont de Beaucaire and Beaucaire Restitution gauges.

### Pont de Beaucaire

At Pont de Beaucaire, the stage-discharge relationship can be approximated by two additive channel controls : a main channel and a floodway. Thus, the rating curve equation can be written as follows :

$$Q(h) = \begin{cases} a_1(h - b_1)^{c_1}, & \text{if } \kappa_1 < h \leq \kappa_2 \text{ (main channel)} \\ a_1(h - b_1)^{c_1} + a_2(h - b_2)^{c_2}, & \text{if } h > \kappa_2 \text{ (main channel + floodway)} \end{cases} \quad (2.2)$$

Within the main channel (when water stage is below  $\kappa_2 \approx 2$  m), the flow is splitted in two sub-channels (figure 2.4b) since time immemorial (at least before 1816) as described by ARMAND (1907). The mobile sandbars separating the flow were progressively fixed by dikes during the XIX<sup>th</sup> Century to ease the navigation (figure 2.4a). These sub-channels are connected upstream and downstream from the gauge location, thus they can be modelled as a single main channel whose average width ( $\approx 300$  m) is the sum of the two sub-channels widths (figure 2.4b). When stage exceeds  $\kappa_2$ , water starts flowing on the sandbars between the two subchannels. At the gauge location, the total width is limited by unsubmersible levees, but a floodway is also activated a few hundred meters

downstream from the station, impacting the stage-discharge relationship at the gauge. The width of this floodway is around 500 m.

The prior distributions of the rating curve parameters are specified using historical material retrieved in regional archives, as described in table 2.1. Physical parameters that have a direct hydraulic meaning are expressed in the first three lines : channel width ( $B$ ), slope ( $S$ ) and Strickler coefficient ( $K$ ). The resulting prior distribution for the inferred parameter  $a = KB\sqrt{S}$  is deduced by Monte Carlo propagation. Log-normal priors are used for positive quantities such as slopes, channel widths and Strickler coefficients. Informative but imprecise priors are assigned to parameters such as channel widths, slopes or offsets which can be difficult to estimate precisely. For  $c$  exponents, very precise priors are used because they depend on the control type and shape (here  $c = 5/3$  for wide rectangular channel controls based on the simplified Manning-Strickler equation as described by LE COZ et al. (2014b)). Structural uncertainty parameters have uninformative priors.

According to historical profiles and cross-sections, we assume that changes affecting main channel and floodway controls may have occurred due to major floods (in particular 1840, 1856 and 1935 floods) and that channel widths remained constant. Those changes are called "overall changes" and are supposed to affect both main channel and floodway offsets ( $b_1$  and  $b_2$ ) at the same time. Meanwhile, we assume that local changes due to dike works or sediment depositions from small floods affected the offset ( $b_1$ ) of the main channel only. As described by MANSANAREZ et al. (2019a), local and overall changes  $\Delta_l^{(k)}$  and  $\Delta_g^{(k)}$  affect the offsets of two consecutive periods ( $(k-1)$  and  $k$ ) as follows :

$$\begin{cases} b_1^{(k)} = b_1^{(k-1)} - (\Delta_g^{(k)} + \Delta_l^{(k)}), & \text{(incremental changes in the main channel)} \\ b_2^{(k)} = b_2^{(k-1)} - \Delta_g^{(k)}, & \text{(incremental changes in the floodway)} \end{cases} \quad (2.3)$$

As the most recent period obtained by gaugings segmentation is assumed to be the most accurately known, it is used as the reference period ( $k = 1$ ) and periods are numbered backward in time. Prior distributions of offset changes are determined in section 2.5.2.

## Beaucaire Restitution

Beaucaire Restitution station has a quite stable profile according to 1974-2016 cross-sections (figure 2.4c left), but the stage-discharge relationship is known to be influenced by the Mediterranean Sea level variations for very low flows (this influence does not apply to the Pont de Beaucaire gauge, located 2 kilometers upstream). This backwater effect can be represented by a channel control with a slope smaller than the slope of the uniform flow, i.e. the mean slope of the channel. The first control (representing low flows influenced by the sea) therefore has the same geometry as the second control (the main channel), but a smaller slope. The main channel control is not influenced by the sea and its slope is close to the longitudinal river slope.

At the gauge location, the 12 meters high banks prevent overbank flows (figure 2.4c left). However, overbank flows occur further downstream on the left bank, for stages

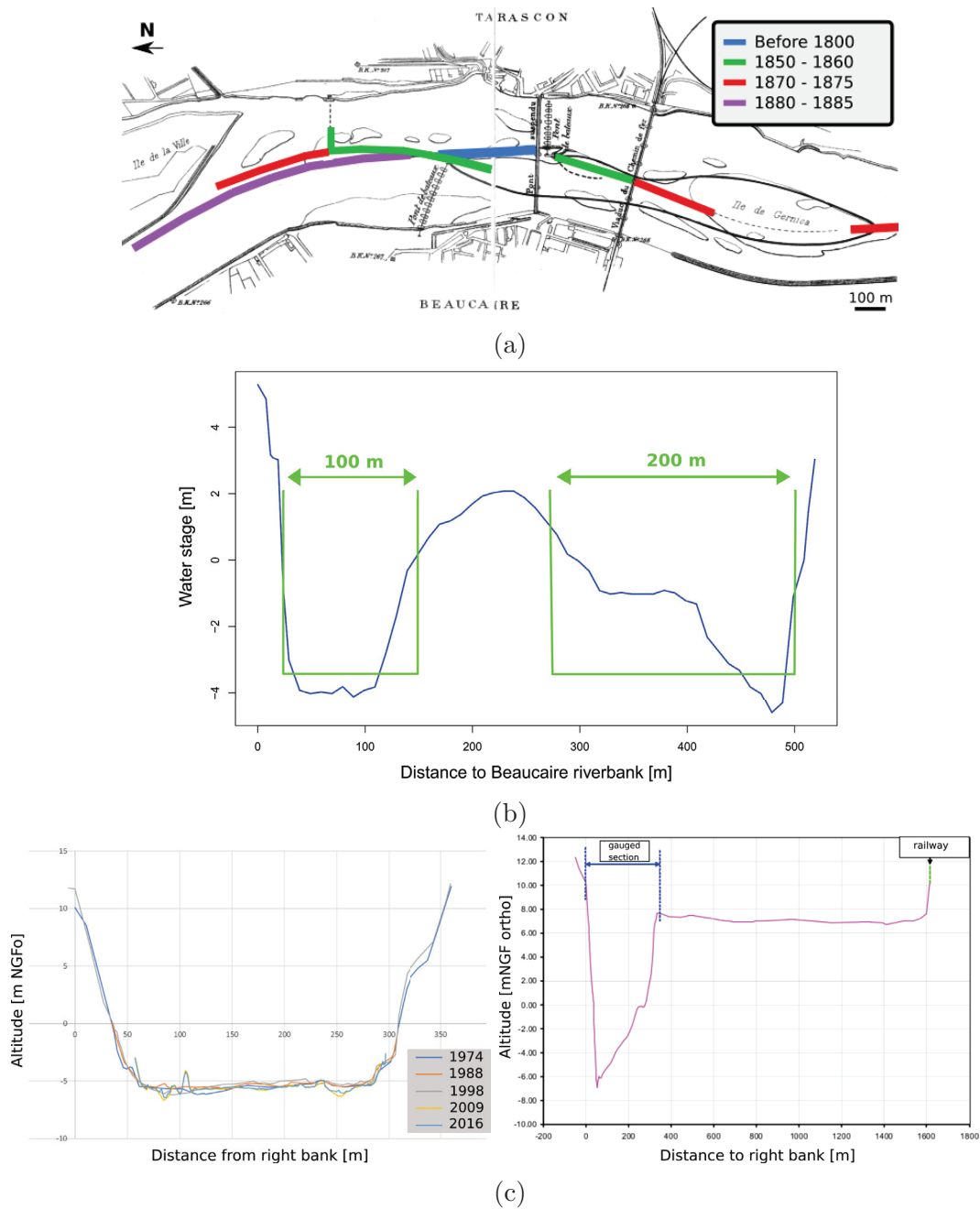


FIGURE 2.4 – Historical geometry of the Rhône river near Beaucaire : (a) Map of dike evolution between 18<sup>th</sup> and 20<sup>th</sup> centuries, adapted from ARMAND (1907) ; (b) Approximation of the two subchannels composing the main channel control, based on a 1845 cross-section survey ; (c) Profiles from 1974 to 2016 (left) at Beaucaire Restitution station and 2.5 km downstream from the station (right) from CNR data, translated from BARD et LANG (2018) and MEDD (2005)

higher than approximately 8 m (figure 2.4c right). A floodway control (additive to the main channel) is activated above  $\approx 8$  m to model those overbank flows. Therefore, the rating curve equation can be written as follows :

$$Q(h) = \begin{cases} a_1(h - b_1)^{c_1}, & \text{if } \kappa_1 < h \leq \kappa_2 \text{ (main channel, sea-influenced)} \\ a_2(h - b_2)^{c_2}, & \text{if } \kappa_2 < h \leq \kappa_3 \text{ (main channel, non-influenced)} \\ a_2(h - b_2)^{c_2} + a_3(h - b_3)^{c_3} & \text{if } h > \kappa_3 \text{ (main channel + floodway)} \end{cases} \quad (2.4)$$

Prior distributions of rating curve parameters are specified using recent maps and cross-sections. Priors of the influenced and non-influenced main channels offsets  $b_1$  and  $b_2$  are assumed Gaussian with mean the riverbed elevation that is approximately equal to -5 m. Those offsets  $b_1$  and  $b_2$  are assumed changing in parallel (same local changes as the controls are in the same channel) due to a bed erosion trend described in section 2.5.2, whereas floodway offset  $b_3$  and channel widths are supposed constant because of fixed dikes. These "local changes"  $\Delta_l^{(k)}$  are computed backwards in time as follows :

$$\begin{cases} b_1^{(k)} = b_1^{(k-1)} - \Delta_l^{(k)}, & \text{(incremental changes in the main channel)} \\ b_2^{(k)} = b_2^{(k-1)} - \Delta_l^{(k)}, & \text{(incremental changes in the floodway)} \end{cases} \quad (2.5)$$

Priors of incremental bed elevation changes are determined in section 2.5.2.

### Prior estimation of bed changes

It is possible to follow the evolution of riverbed elevation through the evolution of yearly lowest stages. Here, the 5% annual stage quantile is considered (figure 2.5). At Pont de Beaucaire (1816 - 1967), the 5% quantile is oscillating with a 0.3 m standard deviation. Those variations do not seem to be related to the occurrence of major floods. Without more precise information, we assume that prior distributions of local and overall offset changes defined in section 2.5.2 are Gaussian with mean zero and standard deviation 0.3 (table 2.1).

At Beaucaire Restitution (1970-2020), the annual 5% quantile shows a large decrease during the first 4 years (more than 1 m). This is a consequence of Vallabrègues hydraulic works between 1967 and 1970 as well as substantial dredgings. A geomorphic adjustment after the works in the channel may have affected the riverbed level as well. After the first years, the channel bottom stabilized, however with a slight scouring trend of about 30 cm in 40 years. The standard deviation of the 5% quantiles reaches 0.5 m. Those bed elevation changes affect both sea-influenced and non-influenced main channel controls offsets. Therefore, the prior distribution of local changes is assumed Gaussian, with mean zero and standard deviation 0.8 m, which is larger than 0.5 m to be more representative of the large changes that occurred during the first years (table 2.2).

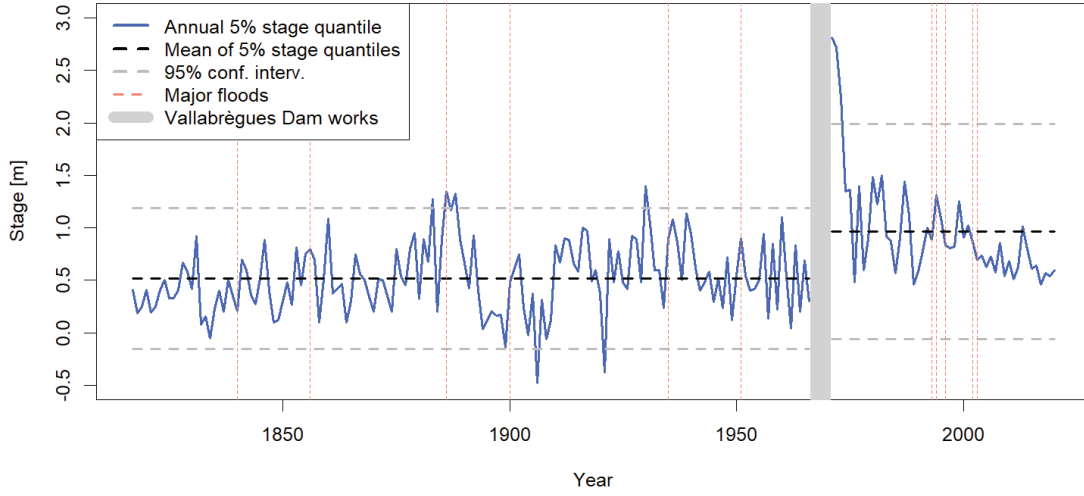


FIGURE 2.5 – Time series of annual 5% stage quantile at both Pont de Beaucaire (1816-1967) and Beaucaire Restitution (1970-2020) stations.

Physical par.	Meaning	Prior	Inferred par.	Prior
<b>Control 1 : main channel</b>				
$b_1[m]$	Offset	$\mathcal{N}(-4, 0.5)$	$b_1[m]$	$\mathcal{N}(-4, 0.5)$
$B_1[m]$	Channel width	$\mathcal{LN}(\ln(300), 0.16)$	$a_1[m^{3/2}/s]$	$\mathcal{LN}(\ln(128.6), 1.8 \cdot 10^{-2})$
$K_1[m^{1/3}/s]$	Strickler coeff.	$\mathcal{LN}(\ln(35), 0.14)$		
$S_1[m/m]$	Bed slope	$\mathcal{LN}(\ln(1.5 \cdot 10^{-4}), 0.55)$		
$c_1[-]$	Exponent	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$	$c_1[-]$	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$
<b>Control 2 : floodway</b>				
$b_2[m]$	Offset	$\mathcal{N}(1.5, 0.5)$	$b_2[m]$	$\mathcal{N}(2, 0.5)$
$B_2[m]$	Channel width	$\mathcal{LN}(\ln(500), 0.1)$	$a_2[m^{3/2}/s]$	$\mathcal{LN}(\ln(241.9), 1.1 \cdot 10^{-2})$
$K_2[m^{1/3}/s]$	Strickler coeff.	$\mathcal{LN}(\ln(30), 0.16)$		
$S_2[m/m]$	Bed slope	$\mathcal{LN}(\ln(2.6 \cdot 10^{-4}), 0.34)$		
$c_2[-]$	Exponent	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$	$c_2[-]$	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$
<b>Structural uncertainty parameters</b>				
$\gamma_1[m^3/s]$	Intercept	$\mathcal{U}(0, 1000)$	$\gamma_1[m^3/s]$	$\mathcal{U}(0, 1000)$
$\gamma_2[-]$	Slope	$\mathcal{U}(0, 100)$	$\gamma_2[-]$	$\mathcal{U}(0, 100)$
<b>Multiperiod RC parameters</b>				
$\Delta l[m]$	Local change	$\mathcal{N}(0, 0.3)$	$\Delta l[m]$	$\mathcal{N}(0, 0.3)$
$\Delta g[m]$	overall change	$\mathcal{N}(0, 0.3)$	$\Delta g[m]$	$\mathcal{N}(0, 0.3)$

TABLE 2.1 – Priors elicitation for Pont de Beaucaire rating curves.  $\mathcal{U}(a, b)$  stands for continuous uniform distribution with bounds  $a$  and  $b$ ,  $\mathcal{N}(\mu, \sigma)$  for Normal distribution with mean  $\mu$  and standard deviation  $\sigma$ , and  $\mathcal{LN}(\mu, \sigma)$  for Log Normal distribution with log-mean  $\mu$  and log-standard-deviation  $\sigma$ .

Physical par.	Meaning	Prior	Inferred par.	Prior
<b>Control 1 : Low flows sea-influenced channel</b>				
$b_1[m]$	Offset	$\mathcal{N}(-5, 0.5)$	$b_1[m]$	$\mathcal{N}(-5, 0.5)$
$B_1[m]$	Channel width	$\mathcal{LN}(\ln(300), 0.32)$	$a_1[m^{3/2}/s]$	$\mathcal{LN}(\ln(49.5), 3.2 \cdot 10^{-2})$
$K_1[m^{1/3}/s]$	Strickler coeff.	$\mathcal{LN}(\ln(35), 0.14)$		
$S_1[m/m]$	Bed slope	$\mathcal{LN}(\ln(5.10^{-5}), 0.20)$		
$c_1[-]$	Exponent	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$	$c_1[-]$	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$
<b>Control 2 : Main channel</b>				
$b_1[m]$	Offset	$\mathcal{N}(-5, 0.5)$	$b_1[m]$	$\mathcal{N}(0, 0.5)$
$B_1[m]$	Channel width	$\mathcal{LN}(\ln(300), 0.32)$	$a_2[m^{3/2}/s]$	$\mathcal{LN}(\ln(148.49), 2.4 \cdot 10^{-2})$
$K_1[m^{1/3}/s]$	Strickler coeff.	$\mathcal{LN}(\ln(35), 0.14)$		
$S_1[m/m]$	Bed slope	$\mathcal{LN}(\ln(2.10^{-4}), 0.25)$		
$c_1[-]$	Exponent	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$	$c_2[-]$	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$
<b>Control 3 : Floodway</b>				
$b_3[m]$	Offset	$\mathcal{N}(8, 0.5)$	$b_3[m]$	$\mathcal{N}(8, 0.5)$
$B_3[m]$	Channel width	$\mathcal{LN}(\ln(200), 0.47)$	$a_3[m^{3/2}/s]$	$\mathcal{LN}(\ln(241.9), 1.10^{-2})$
$K_3[m^{1/3}/s]$	Strickler coeff.	$\mathcal{LN}(\ln(25), 0.20)$		
$S_3[m/m]$	Bed slope	$\mathcal{LN}(\ln(2.4 \cdot 10^{-4}), 0.21)$		
$c_3[-]$	Exponent	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$	$c_3[-]$	$\mathcal{N}(5/3, 0.025)$
<b>Structural uncertainty parameters</b>				
$\gamma_1[m^3/s]$	Intercept	$\mathcal{U}(0, 1000)$	$\gamma_1[m^3/s]$	$\mathcal{U}(0, 1000)$
$\gamma_2[-]$	Slope	$\mathcal{U}(0, 100)$	$\gamma_2[-]$	$\mathcal{U}(0, 100)$
<b>Multiperiod RC parameters</b>				
$\Delta l[m]$	Local change	$\mathcal{N}(0, 0.8)$	$\Delta l[m]$	$\mathcal{N}(0, 0.8)$

TABLE 2.2 – Priors elicitation for Beaucaire Restitution rating curves.  $\mathcal{U}(a, b)$  stands for continuous uniform distribution with bounds  $a$  and  $b$ ,  $\mathcal{N}(\mu, \sigma)$  for Normal distribution with mean  $\mu$  and standard deviation  $\sigma$ , and  $\mathcal{LN}(\mu, \sigma)$  for Log Normal distribution with log-mean  $\mu$  and log-standard-deviation  $\sigma$ .

### 2.5.3 Stage series

#### Pont de Beaucaire (1816 - 1967)

Thanks to the archival work of PICHARD et al. (2017), a systematic stage series at Pont de Beaucaire from 1816 to 1967 is available with daily stage readings from 1816 to 1840, and three stage readings per day from 1841 to 1967. The records were made visually by an operator, at noon during the first years, then at 7am, 12am and 5pm (Figure 2.6). When three stage readings per day are available, the maximum of the three stages is considered as the daily maximum stage, and before 1840 the unique value at noon is kept as the daily maximum stage. Additionally, after 1840, when the stage was rising above 5 m, the operators made more frequent visual records (supposedly hourly measurements). When these records are available, they are of course used to establish the daily maximum stages.

DATES	HAUTEUR DE L'EAU			STAT DU GEL	VENT		RENSEIGNEMENTS DIVERS
	7 h. matin	midi	5 h. soir		DIRECTION	FOUR, MOYEN DE FAIBLE	
1	2.56	2.54	2.54	peu nuageux	mod	mod fort	
2	2.50	2.44	2.38	nuageux	mod fort	faible	
3	2.24	2.16	2.14	peu d.	mod fort	mod fort	
4	2.04	2.00	1.98	très d.	d.	faible	
5	1.89	1.84	1.80	nuageux	d.	d.	
6	1.76	1.72	1.72	très d.	d.	calme	
7	1.75	1.70	1.72	nuageux	mod fort	mod fort	
8	2.62	3.02	3.35	peu d.	mod fort	faible	
9	3.82	3.90	3.95	ouvert	mod fort	d.	T'
10	4.10	4.16	4.16	très nuageux	mod fort	mod fort	T'

FIGURE 2.6 – Table of limnometric surveys at Pont de Beaucaire, March 1914. Operators were supposed to provide the water level at 7am, 12am and 5pm, as well as a few meteorologic details. (PONTS & CHAUSSÉES, 1914)

Stage uncertainties depend on the measurement method, as described in section 2.4.3. Table 2.3 summarizes the different sources of stage uncertainties at Beaucaire, here given as standard deviations  $\sigma$ . Staff gauge reading uncertainty  $\sigma_1$  is taken as 5 cm. Staff gauge precision is centimetric, but as this work is focused on floods, the error is expanded because of the waves that may complicate the reading. Sensor precision  $\sigma_2$  and sensor calibration uncertainties  $\sigma_3$  are not considered at Pont de Beaucaire as the stage was read by operators directly on the staff gauge. BARD et LANG (2018) have compiled several elevation measurements of the staff gauge datum between 1912 and 2010. Most of those measurements occurred after the decommissioning of Pont de Beaucaire station. Datum uncertainty  $\sigma_4$  is assumed to be equal to the standard deviation of those measurements : 6 cm. The datum measurement frequency during the operation of Pont de Beaucaire station is assumed to be 25 years (i.e. the average duration between the retrieved elevation measurements). Hence, datum errors are drawn every 25 years. As described in section 2.4.3, the distribution of measurement frequency errors  $\delta_5$  can be estimated using the frequent stage measurements at Beaucaire Restitution between 1970 and 2020 (50 AMAX values).

For the "one stage reading per day" case (mimicking the 1816-1840 period), this error corresponds to the difference between the maximum hourly stage value and the stage at noon of the same day. The "three stage readings per day" error (1840-1967) is the difference between the maximum hourly stage of a day, and the maximum of 7am, noon and 5pm stages of the same day. An exponential distribution is estimated for both errors samples and is used to represent the measurement frequency uncertainty affecting the annual maximum stages at Pont de Beaucaire. According to gauge management instructions, hourly measurements were made by observers after 1840, and for the stages above 5 meters. Hence, measurement frequency error  $\delta_5$  can be considered as negligible when stage is above 5 meters after 1840.

SYMADREM (2012), PICHARD (2013) and BARD et LANG (2018) suggested that for the floods during which dike breaks happened downstream from Beaucaire, stage measurements should be corrected because the stage measured at the station may lead to underestimating the actual discharge of the flood. The stage corrections for the more thoroughly studied floods of 1840, 1841 and 1856 estimated by SYMADREM (2012) are adopted. For these floods stage uncertainty is represented by a Gaussian distribution, with mean the estimated stage and standard deviation half of the applied correction, chronologically : 0.94, 0.4 and 0.4 m.

### **Beaucaire Restitution (1970 - 2020)**

For Beaucaire Restitution station, most of the stage uncertainty values come from CETIAT (2005) expertise on behalf of Compagnie Nationale du Rhône. They are summarized in table 2.3. Staff gauge reading uncertainty is considered zero as the measurements are done by automatic sensors. Instrument precision uncertainty :  $\sigma_2 = 0.01/\sqrt{3}$  m comes from the sensor manufacturer specifications. The standard deviation of all the re-calibrations made by the operators is equal to 5 cm according to CETIAT (2005). Calibration is also affected by staff gauge reading uncertainties, because the stage read on the staff gauge is the reference used by operators to calibrate the sensor. CETIAT (2005) estimated a 3.35 cm uncertainty for the gauge reading uncertainty. Therefore, gauge reading and calibration uncertainties are combined as follows :  $\sigma_3 = \sqrt{0.0335^2 + 0.05^2} = 0.06$  m. As the average time lag between calibrations is 6 months, a new value of the error  $\delta_3$  is drawn for each annual maximum stage. Datum reference uncertainty  $\sigma_4$  is considered negligible because of the precision of modern topographic measurements ( $< 1$  cm). Measurement frequency uncertainty  $\sigma_5$  is considered negligible, because the sub-hourly measurement frequency is assumed adequate to capture the Rhône River stage variability.



Date	$\delta_1$ : gauge reading	$\delta_2$ : sensor precision	$\delta_3$ : sensor calibration	$\delta_4$ : datum reference	$\delta_5$ : measurement frequency	
					Stage < 5m	Stage $\geq$ 5m
Before 1840	$\mathcal{N}(0, 0.05)$	-	-	$\mathcal{N}(0, 0.06)$	$Exp(2.18)$	
1840 - 1967	$\mathcal{N}(0, 0.05)$	-	-	$\mathcal{N}(0, 0.06)$	$Exp(8.86)$	-
1970 - 2020	-	$\mathcal{N}(0, 0.01/\sqrt{3})$	$\mathcal{N}(0, 0.06)$	-	-	

TABLE 2.3 – Distributions used for the different sources of stage errors (in meters).  $\mathcal{N}$ (mean, st. deviation) and  $Exp$ (rate) represent Gaussian and Exponential distributions. As a reminder, the periods before 1967 are associated with the Pont de Beaucaire station and the period 1970-2020 with the Beaucaire Restitution station

## 2.5.4 Gaugings (discharge measurements)

A set of 244 gaugings from 1840 to 1967 has been compiled at Pont de Beaucaire. After excluding a few gaugings which were considered dubious, 233 measurements remain. The frequency of gaugings is variable in time. No gaugings were retrieved before 1840 and there are several 10- to 20-year gaps without gaugings, which makes the estimation of the stage-discharge relationship over time challenging. The assumed uncertainty of the gaugings at Beaucaire depends on the gauging method according to BARD et LANG (2018) values specified in table 2.4.

A set of 304 gaugings is available at Beaucaire Restitution. A few of these were out of the period of stage measurements availability and were discarded. Finally, 296 gaugings were selected. As modern hydrometric developments allowed estimating the uncertainty for each individual gauging (particularly for ADCP and current meters), those values are used when available in the CNR archives. If not, values from table 2.4 are considered.

Gauging method	Standard uncertainty
Current meter at 0.6 h and surface	5%
Current meter point by point	3.5%
Surface current meter	7.5%
Unknown type	7.5%
ADCP	3.5%
Floats before 1936	10%
Hydrotachymeter before 1936	10%

TABLE 2.4 – Gaugings uncertainty depending on the method used (hypotheses from BARD et LANG (2018)). Expressed as standard deviations of the measured discharge in %.

## 2.6 Results

### 2.6.1 Assessment of rating shifts

DARIENZO et al. (2021) segmentation procedure is applied at Beaucaire as described in section 2.4.1. The prior for the residual mean during each sub-period is taken as a Gaussian

distribution with zero mean and a  $500 \text{ m}^3/\text{s}$  standard deviation for both stations. The maximum number of segments at each iteration is fixed at six (see DARIENZO et al. (2021) for details on priors and parameters specification).

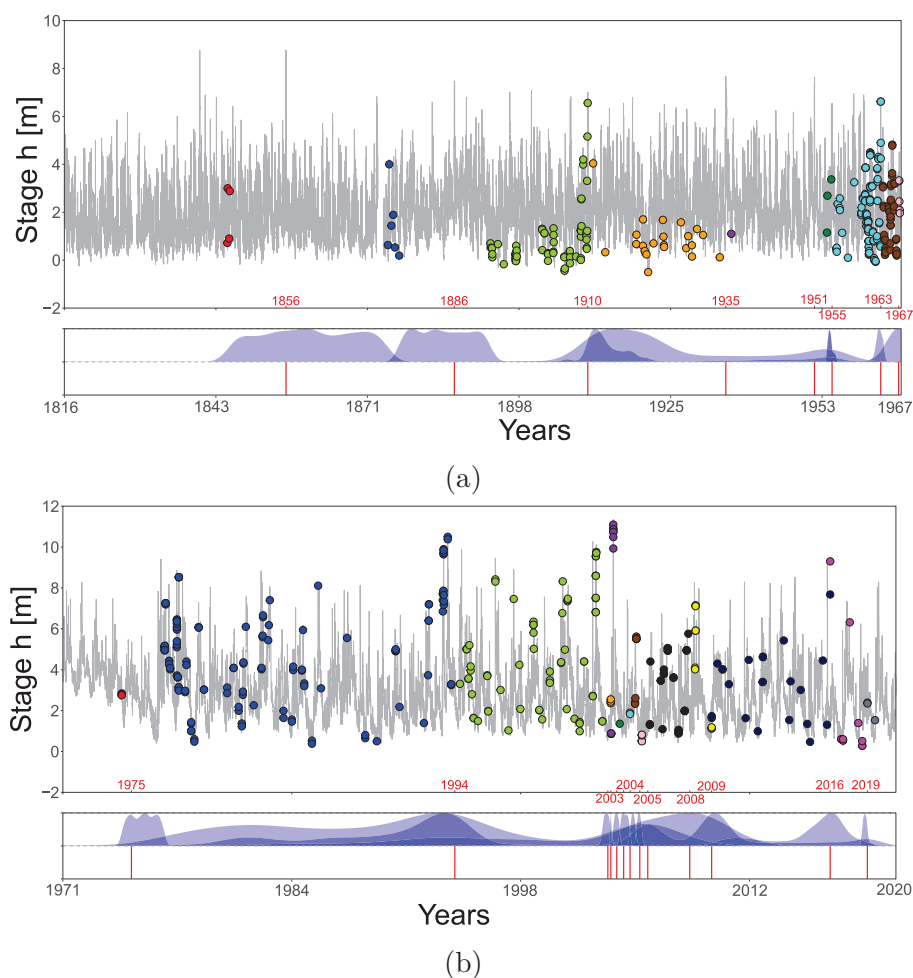


FIGURE 2.7 – Gaugings segmentation of the Rhône River at Pont de Beaucaire (a) and Beaucaire Restitution (b). Dots represent gaugings with different colors for each stable period. The grey curve is the stage series. Blue ribbons represent posterior pdf of shift times and red segments are the retained shift times taken as the maximum stage included in each posterior pdf interval.

Eight shift times are detected at Pont de Beaucaire (Figure 2.7 (a)). The gauging frequency is not constant through the history of the station and some periods include a small number of gaugings. As a consequence, the posterior pdfs of shift times span over many years for the first shifts, and are similar to uniform distributions between sets of gaugings. Without discharge measurement (gaugings) the method is not able to detect any rating shifts. Additional information may be of interest for those first periods. It is no surprise that most of the shifts occur very close to the largest historical floods. 1935 and 1951 shifts respectively correspond to the 3<sup>rd</sup> and 4<sup>th</sup> largest floods of the history of the station. There is, by construction of the segmentation model, no shift before 1845, year of the first available gaugings. However, we can consider that the 1840 flood (supposedly

the largest flood since 1800) is likely to have caused a shift. Therefore, an additional shift time is added at the exact flood date. This brings the total number of stable periods to 10 (table 2.5).

Thirteen shift times are detected at Beaucaire Restitution. As can be seen in figure 2.7 (b), gauging frequency is far higher than for Pont de Beaucaire station (except during the first 5 years), resulting in a better determination of the rating shift times. Due to the lack of gaugings at the beginning of the series, only one rating shift is detected but many shifts potentially took place in those first four years as morphological adjustment and dredging occurred (see section 2.5.2). This first shift is assumed to be assigned to the first large flood of the station in 1976, after which the channel stabilized. The next shift occurred during the 1994 flood, one of the largest at the station. The most notable flood at Beaucaire Restitution occurred in 2003 (11 500 m<sup>3</sup>/s, with a return period of about 100 years according to MEDD (2005)). Unsurprisingly, the stage-discharge relationship is considerably disrupted by this event, as reflected by the six rating shifts detected from 2003 to 2005. Two out of these six shifts were discarded because the shift amplitude is considered minor based on further analysis of the corresponding rating curve change. The largest flood within posterior intervals of those shifts almost always corresponds to the 2003 flood. This is also the case for 2005, 2008 and 2009 shifts, for which the posterior pdf spans many years including 2003. Therefore, the shift dates are assumed to be located to the maxpost shift times, as several shifts cannot be located at the same date. The last shift of 2019 is also discarded because the shift amplitude is considered minor based on further analysis. Finally, ten rating shifts are retained. This brings the number of stable periods to eleven for Beaucaire Restitution (table 2.5).

Maxpost shift time	Largest flood within <i>post. pdf</i>	Final choice	Period number	Number of gaugings
<b>Pont de Beaucaire (1816-1967)</b>				
No gaugings	No gaugings	1840-11-02	1	0
1860-02-20	1856-06-01	1856-06-01	2	4
1887-05-11	1886-10-29	1886-10-29	3	6
1910-11-21	1910-12-09	1910-12-09	4	58
1921-06-22	1935-11-14	1935-11-14	6	22
1954-08-08	1951-11-23	1951-11-23	6	1
1954-03-30	1955-01-23	1955-01-23	7	3
1963-03-23	1963-11-08	1963-11-08	8	91
1967-01-31	1967-01-31	1967-01-31	9	43
1967-12-31	End of stage series	End of stage series	10	5
<b>Beaucaire restitution (1970-2020)</b>				
1975-02-06	1976-11-11	1976-11-11	1	3
1994-06-10	1994-01-08	1994-01-08	2	122
2003-08-05	2002-11-27	2002-11-27	3	65
2003-10-09	2003-12-04	2003-12-04	4	17
2004-02-16	2003-12-04	No shift	X	X
2004-07-15	2003-12-04	2004-07-15	5	1
2004-12-02	2004-12-02	2004-12-02	6	2
2005-07-03	2004-12-02	No shift	X	X
2005-12-24	2003-12-04	2005-12-24	7	14
2008-06-28	2003-12-04	2008-06-28	8	28
2009-10-20	2003-12-04	2009-10-20	9	7
2016-11-21	2016-11-22	2016-11-22	10	26
2019-02-11	2018-11-24	No shift	X	X
2020-01-01	End of stage series	End of stage series	11	11

TABLE 2.5 – Beaucaire rating shifts dates

## 2.6.2 Multiperiod rating curves estimation

Uncertain rating curves are estimated using MANSANAREZ et al. (2019a) SPD model, for each stable period detected previously. For Pont de Beaucaire, this leads to ten rating curves that show a good adequacy with gaugings (figure 2.8a). The evolution of the main channel offset ( $b_1$ ) gives indications on the evolution of bed elevation (figure 2.8c). Substantial changes occurred before and after the third stable period with successive increase and decrease of the offset. Those changes may be related to the channel works that occurred during the end of the XIX<sup>th</sup> Century. Afterwards, the offset is more stable and only suggests a slight increasing trend which may be a consequence of the filling of the channel noticed in figure 2.5. The widest uncertainty interval belongs to the first period (1816-1840 : dark red) for which no gaugings are available (figure 2.8a). The expected range of rating curve uncertainties for flood discharges (above 6 m) varies from around 20% for the first period, to less than 10% after 1840. Static parameters are precisely

estimated and are presented in figure 2.8e. The  $c$  posterior distributions are as wide as priors because  $c$  priors are already very precise as they come from simplified Manning-Strickler formula for which the exponent is exactly  $5/3$ .

Eleven uncertain rating curves were computed at Beaucaire Restitution (figure 2.8b). The rating curve uncertainty intervals are smaller than at Pont de Beaucaire for usual stages because of a larger number of gaugings and a smaller gaugings uncertainty : around 5% of uncertainty is estimated for floods above 6 m. However, low flows uncertainty is greater than at Pont de Beaucaire, because the sustained flows of the Rhône River limits the exploration of the sea-influenced hydraulic control. Low flows gaugings are unavailable. Thus, the first control offsets  $b_1$  are not precisely estimated (figure 2.8d), but this has no consequences on the streamflow uncertainty of AMAX floods, for which only controls 2 and 3 are active. The first period rating curve (dark red) is shifted with respect to the other curves due to the channel adjustment and dredging operations after Vallabrègues works (1967-1970). The second control offsets ( $b_2$ ) globally decreases over time, showing a slight scouring trend of the channel (figure 2.8d). Static parameters (figure 2.8f) appear precisely estimated, except for the 3<sup>rd</sup> control offset  $b_3$  for which the posterior distribution is as wide as the prior.

There are several reasons for the significant differences between the upper parts of the rating curves for Pont de Beaucaire (figure 2.8a) and Beaucaire Restitution (figure 2.8b). First, the gauge datum (the altitude of the stream gauge zero value) correspond to 3.37 m for Pont de Beaucaire and 0.06 m for Beaucaire Restitution. In addition, as the stations are 2 km apart, their cross-sections are very different. Pont de Beaucaire cross-section corresponds to a main channel splitted in two sub-channels (figure 2.4b), while Beaucaire Restitution cross-section corresponds to a unique channel (figure 2.4c). A magnified representation of the upper parts of the rating curves is available in supplementary material (figure 2).

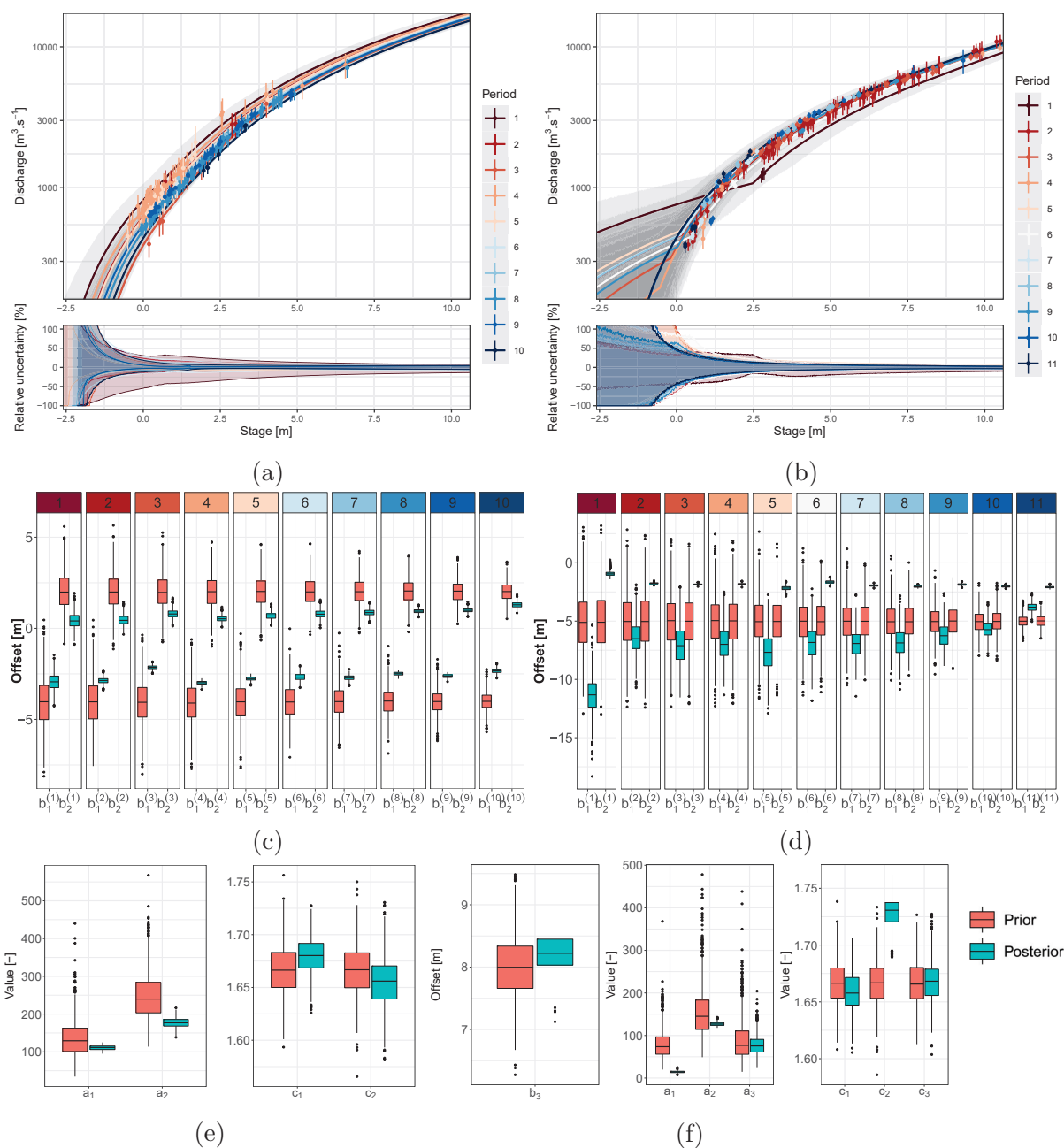


FIGURE 2.8 – Pont de Beaucaire (a) and Beaucaire Restitution (b) rating curves and relative 95% uncertainty with respect to maxpost, offsets priors and posteriors (c and d) and static parameters priors and posteriors (e and f). Discharges of rating curves are in logarithmic scale, solid lines represent maxpost values, grey transparent envelops represent 95% uncertainty intervals and dots with error bars represent the gaugings with 95% uncertainty. Stable stage-discharge periods are numbered from the oldest to the latest (see table 2.5).

### 2.6.3 Stage uncertainty

The error sources described in table 2.3 are combined using a Monte Carlo procedure to quantify the uncertainty affecting AMAX stages as described in figure 2.9. The mea-

sured stage is outside and below the stage uncertainty interval before 1840 at Pont de Beaucaire : this is due to the exponential distribution used to model measurement frequency errors which are dominant during this period and are positive by definition. The upper uncertainty bound is sometimes 1.5 meters higher than the measured stage. Therefore, considering this source of uncertainty may have substantial consequences on the final results. The difference between uncertainty bounds and originally measured stages is presented in the bottom part of figure 2.9. The uncertainty of AMAX stages decreases over time as the measurement frequency and precision improve. The width of the 95% uncertainty interval is 1.7 m before 1840, 0.3 m between 1840 and 1967, and 0.24 m at Beaucaire Restitution (1970-2020). The 5 m threshold above which hourly measurements were done after 1840 explains the large reduction of the uncertainty. After 1840, the uncertainty is controlled by the exceedance of this 5 m threshold, the AMAX below 5 m being penalized by non-negligible measurement frequency errors  $\delta_5$ .

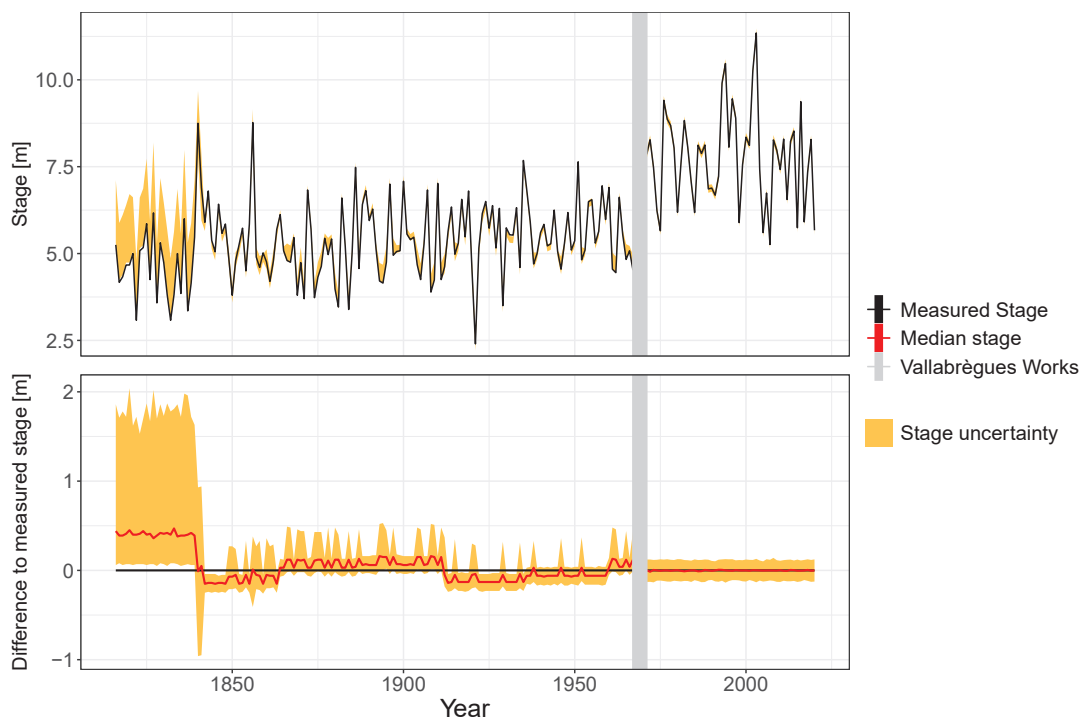


FIGURE 2.9 – Top : AMAX stages and uncertainty at Beaucaire (1816-2020). Bottom : Difference between 95% stage uncertainty bounds and originally measured stage.

## 2.6.4 Total streamflow uncertainties

Stage uncertainties are propagated through uncertain rating curves as described in section 2.4.4 and the results are shown in figure 2.10. Streamflow uncertainty, although fluctuating, decreases over time from 30% before 1840, and 10% before 1967, to 5% at Beaucaire Restitution (1967-2020). This 5% uncertainty on recent AMAX discharges is consistent with the results of the international consensus conference on the December 2003 flood : “The most likely estimate of the maximum discharge of the Rhône River at Beaucaire during the December 2003 flood is 11500 m<sup>3</sup>/s, corresponding to a return

period slightly above 100 years. [...] This maximum discharge estimate is subject to an uncertainty of around 5%, resulting from the uncertainty of flow measurements, maximum stage, parameterization and extrapolation of the December 2003 gauging data.” (MEDD, 2005).

Stage uncertainty appears dominant at Pont de Beaucaire, as well as rating curve parametric uncertainty, originating from the difficulty to estimate rating curve parameters with only a few gaugings. Thus, parametric uncertainty is reduced for properly gauged periods. During the Vallabrègues hydraulic system construction (1967 - 1970), the waters of the Durance River, one of the major tributaries, were deviated from the Rhône River course. AMAX discharges of these missing years were reconstructed by CNR with upstream gauging stations. The uncertainty around these reconstructed discharges is assumed to be represented by a Gaussian distribution with 10% relative standard deviation. An AMAX flow (with uncertainties) time series plot is available in supplementary material (figure 3).

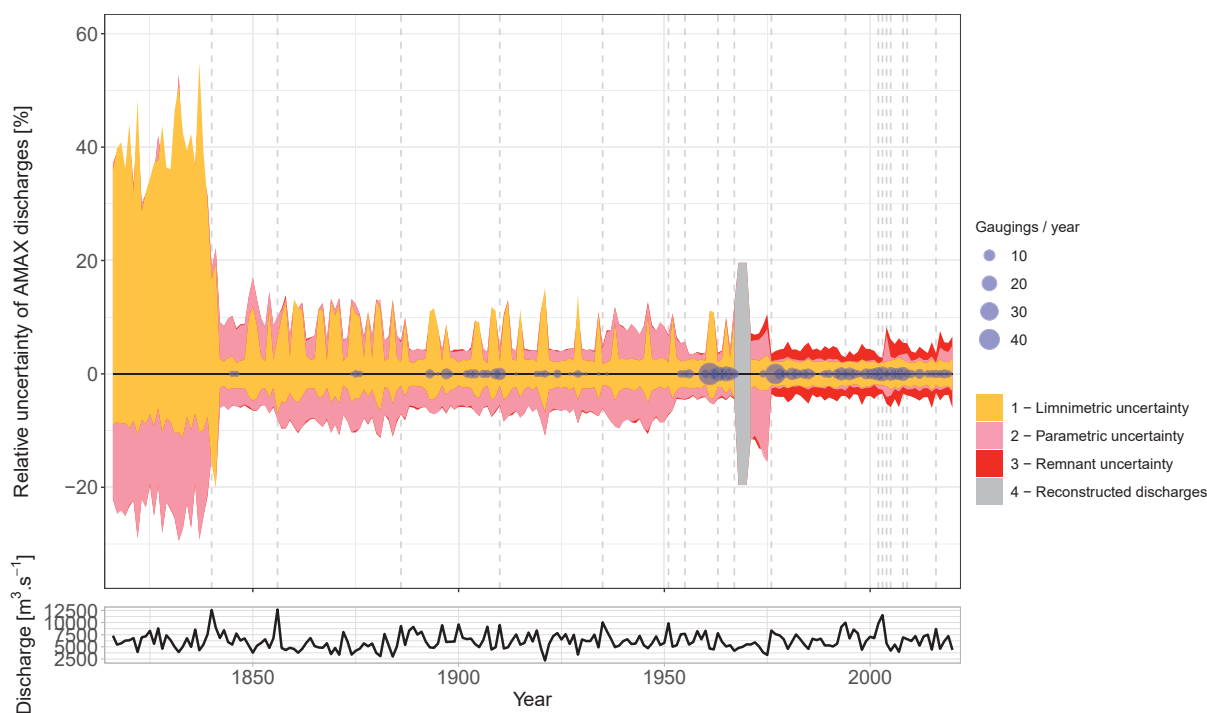


FIGURE 2.10 – Relative 95% uncertainty of AMAX discharges with respect to the max-post discharges (black solid line) for the three sources of streamflow uncertainties, at Beaucaire (1816 - 2020). Vertical dotted lines represent rating shifts.

## 2.6.5 Flood frequency analysis

### Streamflow series homogeneity

The homogeneity of streamflow series is an essential prerequisite as FFA is based on the hypothesis of iid (independent and identically distributed) random variables. In order to check this hypothesis, the Mann-Kendall non-parametric test (MANN (1945); KENDALL



(1948)) is applied to AMAX series at Beaucaire. As streamflow uncertainty is represented by 500 AMAX discharge realizations (section 2.4.4), the homogeneity test is applied to each of the 500 AMAX series. Among the Mann-Kendall tests, 81% concluded to the non-rejection of the null hypothesis (there is no trend in the series) with a 0.05 significance level. We assume that this is enough to consider the series as homogeneous and to proceed to FFA.

### Flood frequency analysis

The GEV distribution estimation procedure described in section 2.4.5 is applied to the 205-year long AMAX discharges series at Beaucaire accounting for uncertainties. Vague priors are used for GEV parameters : flat priors for location and scale parameters, and Gaussian with zero mean and 0.2 standard deviation for the shape parameter. This shape parameter prior is consistent with MARTINS et STEDINGER (2000) suggestions. Flood quantiles results (figure 2.11a) show that streamflow uncertainty dominates for the lowest return periods, but sampling uncertainty becomes dominant when the return period tends toward 1000 years (see figure 2.11c bottom right for a better understanding of the respective part of each source of uncertainty in this 205 years case). The observed AMAX discharges display a large variability of streamflow uncertainties. The three largest floods of this 205 years sample (1840, 1856 and 2003, by chronological order and from the most uncertain to the most precise) illustrate this point. Thus, not considering 1840 and 1856 floods could have a strong effect on the estimation of the maxpost quantiles values, as well as their uncertainty. This is explored next by varying the sample size.

### Sample size influence on quantiles uncertainty

With an exceptionally long sample at Beaucaire, the influence of sample size on flood quantiles estimation in a real case can be quantified, hence assessing the interest of using old hydrometric data when available. Four sample sizes are tested, taken as the last 50 years, 100 years, 150 years, and the largest available sample of 205 years. A figure describing these sub-samples along the AMAX time series is available in supplementary material (figure 3). GEV distributions are estimated and the contribution of both streamflow and sampling uncertainties is computed for each case, following section 2.4.5 procedure. Total uncertainty is clearly reduced between the 50 years sample and the other samples for the three return periods : 10, 100 and 1000 years (figure 2.11b). Surprisingly, for the 1000-year flood estimation, the total uncertainty is not reduced between the 100 and 205 years samples. This illustrates that the reduction of sampling uncertainty induced by increasing the sample size may be compensated by the increased streamflow uncertainty when going back in time. Figure 2.11c is a good illustration of this phenomenon, showing the augmentation of the relative part of streamflow uncertainty when increasing the sample size.

The maxpost values of the 205 years sample is higher than the 100 and 150 years samples (figure 2.11b), probably because of the inclusion of the two largest floods of the history in the 205 years sample (1840 and 1856 floods). Thus, without using those old hydrometric data (1816-1870), the 1000-year flood could have been 15% lower in this specific case. Figure 2.11d shows that the streamflow uncertainty has a minor impact

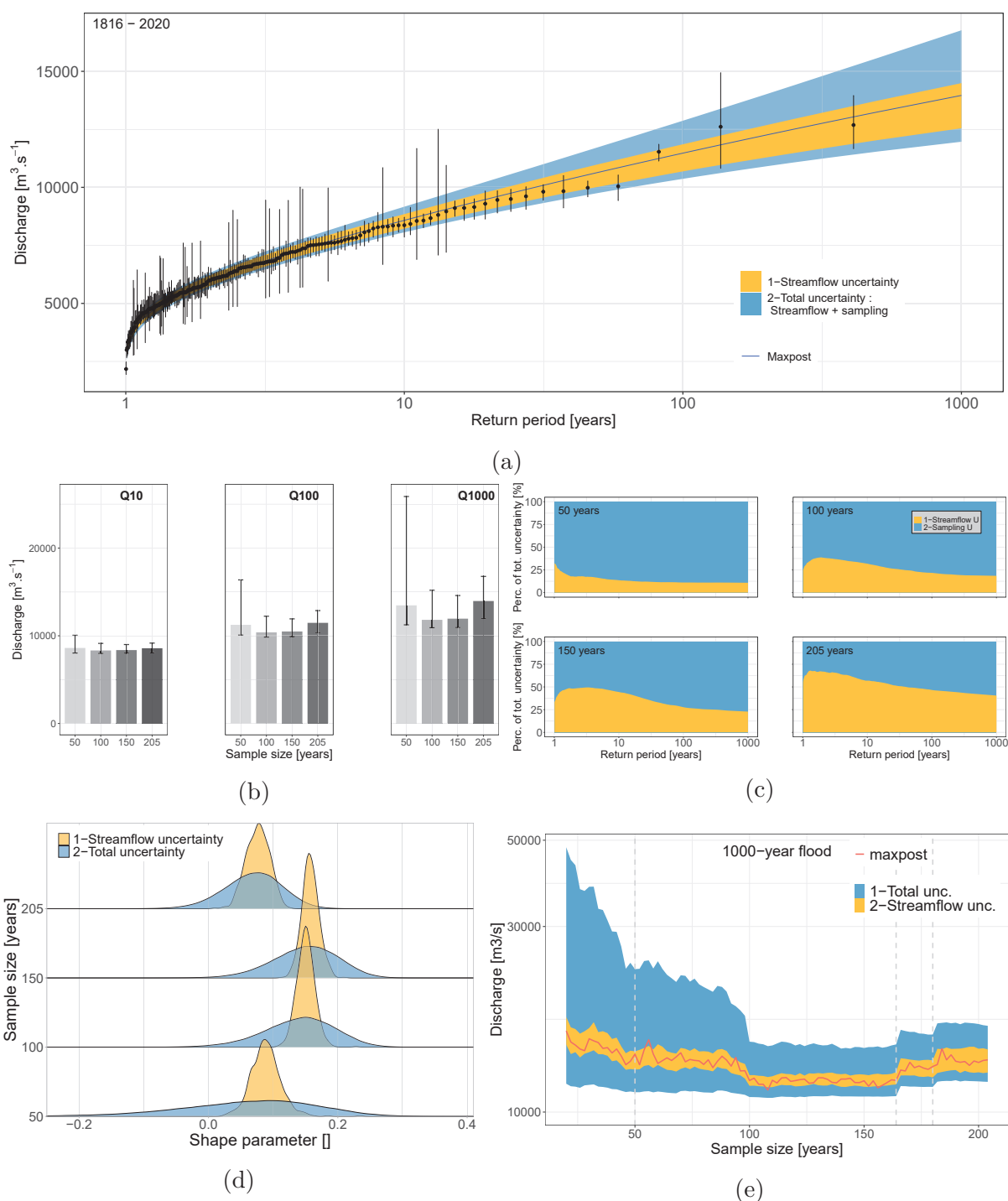


FIGURE 2.11 – FFA results of the Rhône River at Beaucaire. (a) GEV distribution estimated with the full sample (1816-2020). Error bars represent the observed AMAX discharges with their 95% streamflow uncertainty. (b) Maxpost quantiles estimates for three return periods and four sample sizes. Error bars represent 95% total uncertainty intervals. (c) Contribution of streamflow and sampling uncertainties to the total uncertainty for four sample sizes. (d) GEV shape parameter distributions considering streamflow or total uncertainty for four sample sizes. (e) 1000-year flood estimations for various sample sizes. Grey dotted lines represent large changes in the sample data (the change from Pont de Beaucaire to Beaucaire Restitution gauge en 1967, the inclusion of 1856 flood and the inclusion of 1840 flood to the sample).

on shape parameter uncertainty compared with the sampling uncertainty. The sample size impact on flood quantiles estimation is further explored in Figure 2.11e. The 1000-year flood (maxpost) and the relative contributions of both sources of uncertainty are estimated for several sample sizes, from 20 to 205 years, with a two-year step. A large reduction of sampling uncertainty (and of the total uncertainty as a consequence) appears between 20 and 100 years, along with the reduction of the maxpost value. Then, the maxpost and uncertainty intervals are constant between 100 and 160 years of sample size, until the inclusion of 1856 and 1840 major floods that lead to a slight increase in the estimated quantile. The total uncertainty interval width is not much changed by those flood inclusions but the relative contribution of streamflow uncertainty is larger.

## 2.7 Discussion

### 2.7.1 Usefulness of disentangling the various sources of uncertainty in FFA

Even though sampling uncertainty is a major concern in FFA, historical systematic stage records are rarely used. The laborious process of gathering and reanalyzing data, and concerns about the reliability of the resulting discharge series may be the potential reasons for this oversight. Moreover, the estimation and the propagation of the various sources of uncertainty throughout the FFA chain is not straightforward to achieve. Several papers performed an integrated analysis in which both rating curve parameters and flood frequency distribution were estimated (PETERSEN-ØVERLEIR et REITAN (2009); STEINBAKK et al. (2016); VIEIRA et al. (2022)). They concluded that accounting for rating curve uncertainties may notably widen the total uncertainty of flood quantiles. More specifically, STEINBAKK et al. (2016) based their case study on several Norwegian rivers, with sample sizes up to 100 years. They found that sampling uncertainty is generally the main contributor (i.e. versus rating curve uncertainty) to design flood estimates and that its contribution decreases when sample size increases.

The approach proposed in this paper does not only consider rating curve uncertainty, but also stage uncertainties (that combine stage measurement and time interpolation errors) and rating changes. Their consideration is crucial when dealing with long streamflow series. The case study investigated in this paper is based on a 205-year long systematic sample, which enables an in-depth evaluation of the contribution of the different sources of uncertainty in design flood estimates from series of several decades to long series exceeding one century of systematic record. The results show that the estimated 95% streamflow uncertainty is not negligible and varies from 30% (XIX<sup>th</sup> Century) to 5% (1967-2020). The larger streamflow uncertainty of the XIX<sup>th</sup> Century is mostly due to stage uncertainty, which emphasises the importance of paying a particular attention to this uncertainty source when using historical stage measurements. Streamflow uncertainty is then propagated to flood quantiles estimates. For the 205-year long flood sample, streamflow uncertainty dominates for return periods below 100 years but sampling uncertainty becomes dominant when the return period tends toward 1000 years. The 205-year long streamflow series enables exploring the contribution of streamflow and sampling uncertainties for various sample sizes. Sampling uncertainty contribution decreases when sample size

increases, unlike streamflow uncertainty contribution which increases when older data are included. Although the relative contribution of each source of uncertainty on extreme quantiles varies, the width of the total uncertainty interval does not change much from 100 to 205 years samples. Nevertheless, in this case study, the maxpost value of extreme quantiles is increased by 15% when considering 205 years rather than 150 or 100 years, as the two largest floods since 1816 occurred during the first 40 years of records. This emphasizes that using longer records does not only affect the uncertainty around flood quantiles, but also the value of the quantiles themselves.

### 2.7.2 Potential improvements of the method and further analyses

The streamflow uncertainty analysis procedure proposed in this work is affected by several limitations. The gauging segmentation model proposed by DARIENZO et al. (2021) (or more generally any gaugings-based segmentation approach) is limited when gaugings are scarce. Some rating shifts are likely to be missed, and even when one is detected, assigning a precise shift time is difficult when very little information is available about rating changes and channel morphology. Other approaches could be trialed to detect changes in the stage-discharge relationship, such as the analysis of stage or discharge recessions (for instance : NATHAN et MCMAHON (1990); TALLAKSEN (1995); VOGEL et KROLL (1996); CHAPMAN (1999); LANG et al. (2010); DARIENZO (2021)) or the occurrences of morphogenic events (DARIENZO (2021)).

Another limitation of the method comes from the elicitation of hydraulic priors in a historical context, for which information about hydraulic configurations is scarce. This lack of knowledge is particularly detrimental for stations where changes in bed morphology are frequent. As described by PETERSEN-ØVERLEIR et REITAN (2009), the extrapolation of rating curves in this context is more uncertain, thus affecting flood quantile estimates.

The shape parameter is of great importance as it determines the tail behaviour of the GEV distribution. Several regional or local-regional methods have been proposed to reduce the uncertainty of the shape parameter estimation (BURN (1990); OUARDA et al. (2001); RIBATET et al. (2007); MICEVSKI et KUCZERA (2009); HADDAD et RAHMAN (2012)). This could be a source of improvement, but a regional approach could be difficult to apply here, because catchments as large as the Rhône River at Beaucaire cover many different climatic influences and are quite unique, which makes the use of other similar catchments challenging. An alternative solution to this approach is to analyse floods in the main subcatchments and their concomitance.

The underlying assumption of stationarity required for FFA is questionable due to anthropogenic climate change, as described by MILLY et al. (2008). However, MADSEN et al. (2014) underlined that no particular guideline for climate change adjustment factors on design flood are given in France. Trends in flood magnitudes have been identified in several climatic regions of Europe (HALL et al. (2014); BLÖSCHL et al. (2019)) and France (GIUNTOLI et al., 2019), but not everywhere and with large regional differences. Many approaches of FFA accounting for non-stationarity have emerged (as reviewed by SALAS

et al. (2018)) and are sometimes combined with regional approaches (HAN et al., 2022). After identifying the regional trends of the Rhône River, a next challenge could be to develop a climate-informed model to account for the effects of climate change on floods.

Finally, a promising development is to use sporadic flood evidences older than systematic stage measurements. This data can come from various origins such as testimonies (PICHARD et ROUCAUTE, 2014), flood marks (RENARD, 2023), paleoflood evidences based on slack water deposits (SHEFFER et al., 2003), lake sediments (WILHELM et al., 2022) or sediments within the Rhone prodelta (FANGET et al., 2013). Various procedures have been developed in the literature to include such data in FFA through the use of perception threshold and censored data (BRÁZDIL et al., 2006; KJELDSSEN et al., 2014; ENGLAND et al., 2019; HARDEN et al., 2021). Such approaches have been applied in Europe, including France (NAULET et al. (2005); LANG et al. (2010); NEPPEL et al. (2010); PAYRASTRE et al. (2011)) and could be interesting for the Lower-Rhône Valley for which many flood evidences (along with information on other climate-related disasters) have been gathered. PICHARD et ROUCAUTE (2014) and PICHARD et al. (2017) have identified more than 1500 hydro-climatic events in the Lower-Rhône Valley since the XIV<sup>th</sup> Century, synthesized in the HISTRHÔNE database ([histrhone.cerege.fr](http://histrhone.cerege.fr)). The flood events are classified by magnitude of damages, and further investigations are required to identify the perception thresholds corresponding to those different magnitudes. In addition, as this information is not exhaustive (unlike the stage measurements used in this paper), the extension of the sample before 1816 requires a different statistical treatment. Moreover, the interest of long discharge series and flood evidences is not limited to standard FFA, but is also useful for studying the long-term historical variability of floods (e.g MACDONALD et SANGSTER, 2017).

### 2.7.3 Are historical stage records useful for flood frequency analysis ?

The interest of including historical stage records to reduce sampling uncertainty in FFA should be balanced against the large streamflow uncertainty induced by those records. For the specific case of Beaucaire, the use of historical stage records is clearly beneficial up to a 100-year sample size, but the added value is not as clear with longer samples (see section 2.6.5 and figure 2.11). Evaluating the procedure on more stations with historical systematic stage records would be necessary in order to generalize the results. The respective contribution of streamflow and sampling uncertainties could be different for other stations depending on their respective hydraulic configuration and river bed stability.

In this paper, the estimation of flood discharges follows the usual hydrometric process (i.e. converting the measured stages into discharges via the estimation of rating curves from gaugings). However, the stage measurements and gaugings from the XIX<sup>th</sup> Century are scarce compared to recent decades, which leads to large uncertainties around flood discharges. Those uncertainties could be reduced in multiple ways, including the use of hydraulic models. This practice is widespread in the literature and is generally applied to floods older than systematic measurements (for instance : NAULET et al. (2005); NEPPEL et al. (2010); MACHADO et al. (2015); RUIZ-BELLET et al. (2017); VAN DER MEULEN

et al. (2021)). Yet, it requires topographic and bathymetric data that may be even more scarce and uncertain than gaugings. Moreover, the use of flood evidences older than systematic measurements generally leads to the assumption that all the floods greater than an identified perception threshold are known, as well as the magnitude of the threshold itself.

The specific conclusions of the Rhône River at Beaucaire may not be generalized to other climatic regions for which the tail behaviour of flood distribution is influenced by different processes (MERZ et al., 2022). More specifically, the Rhône River at Beaucaire has a positive shape parameter, which corresponds to a right-bounded behavior with the GEV parameterization used in this paper. While this might be typical of such large catchments, many smaller catchments display the opposite heavy-tailed behavior. Whether or not the main conclusions drawn in this paper would still hold with such smaller catchments remains to be evaluated.

## 2.8 Conclusion

Flood hazard estimation is affected by several sources of uncertainty, including sampling uncertainty that is dominant for usual sample sizes (less than 100 years). It is sometimes possible to gather historical systematic stage measurements in order to enlarge flood samples beyond usual sizes. This process has the potential to reduce the uncertainties of design flood estimates. Nevertheless, the streamflow series derived from these historical stage series are generally affected by much greater uncertainties than modern series. This paper investigates the following questions : to what extent does including historical (and thus uncertain) hydrometric data improves FFA estimates, and what is the contribution of streamflow and sampling uncertainties to the total FFA uncertainty? Those questions are explored through a general FFA framework accounting for the specific uncertainties affecting long hydrometric series. This uncertainty propagation chain is applied to a 205-year long systematic stage series of the Rhône River at Beaucaire.

The estimated streamflow uncertainty varies from 30% (XIX<sup>th</sup> Century) to 5% (1967-2020). This uncertainty is propagated to flood quantiles estimates. When using the full flood sample (205 years), streamflow uncertainty is dominant below the 100-year flood and sampling uncertainty is dominant above. However, this conclusion is sensitive to the available sample size. The sample size impact on design flood estimates is explored by subsampling the full flood sample. The total uncertainty of flood quantiles substantially decreases from 20- to 100-year samples. This decrease is directly induced by the reduction of sampling uncertainty. For sample sizes between 100 and 205 years, the total uncertainty is nearly constant because the sampling uncertainty reduction is offset by the increase of streamflow uncertainty (older flood discharges are more uncertain). However, the central flood quantiles estimates increase by about 15% when increasing sample size between 160 and 205 years, because of the inclusion of the two largest floods that occurred during the first 40 years of measurement. Yet, this 15% increase is slight with respect to the total uncertainty. One should be cautious about generalizing these results beyond the particular case of the Rhône River at Beaucaire, as the contribution of sampling and

streamflow uncertainties may strongly depend on the properties of the station and the catchment.

Finally, this article promotes the use of historical stage records to improve design flood estimates and underline the particular importance of estimating and propagating all sources of uncertainty through the estimation process. Discussions are currently underway with the competent authorities in flood risk management concerning the updating of design flood (Q100, Q1000, Q1500) with enlarged samples (from 80 to 205 year-discharge series), and on ways to account for estimation uncertainty. The use of estimates derived from the predictive distribution (also referred to as the expected probability approach, e.g. KUCZERA, 1999; RENARD et al., 2013a) could be considered since it is naturally suited to the Bayesian approach used here. Interesting improvements may come from the use of sporadic flood evidences older than the systematic stage measurements used in this paper, or from regional or non-stationary FFA approaches. Moreover, beyond standard FFA, such long series also have the potential to shed light on the long-term historical variability of floods.

## 2.9 Acknowledgements

The PhD fellowship of Mathieu Lucas is funded by INRAE, the Compagnie Nationale du Rhône (CNR) and EUR H2O'Lyon (ANR-17-EURE-0018) from the University of Lyon. This study was conducted within the Rhône Sediment Observatory (OSR), a multi-partner research program funded through the Plan Rhône by the European Regional Development Fund (ERDF), Agence de l'eau RMC, CNR, EDF, and three regional councils (Auvergne-Rhône-Alpes, PACA, and Occitanie). Data and expert knowledge on the Rhône River at Beaucaire were provided by CNR, the Rhône Sediment Observatory, Pascal Billy and Helene Decourcelle from the DREAL Auvergne-Rhône-Alpes (Ministry of Ecology) and the HISTRHONE database from the CEREGE (Georges Pichard).

The data is available at <https://www.plan-rhone.fr/> (up to 2016) and uncertainty propagation code with the whole data set ("QuantilesAmax.txt") is available at <https://github.com/MatLcs/PropagMaxAn>.

Chapitre 3

Analyse probabiliste des crues du Rhône à  
Beaucaire du XVI<sup>ème</sup> siècle à aujourd'hui



FIGURE 3.1 – Repère de crue, Avignon.



### 3.1 Introduction : utilisation des données historiques pour l'analyse fréquentielle

Un des problèmes majeurs de l'analyse fréquentielle des crues provient de la difficulté à estimer précisément les paramètres de la distribution choisie, notamment à cause de la longueur limitée des chroniques disponibles (KJELDSEN et al., 2011 ; APEL et al., 2004). Cette incertitude d'échantillonnage est d'autant plus grande que la période de retour du quantile estimé est grande devant la longueur de la chronique. Il est possible de réduire l'incertitude d'échantillonnage en élargissant temporellement le jeu de données via l'utilisation de données historiques.

Le cas idéal, décrit dans le chapitre 2, illustre la possibilité d'exhumer des enregistrements systématiques, antérieurs aux données disponibles dans les bases de données. Dans cette situation, l'exhaustivité des débits maximum annuels est garantie et le principal défi méthodologique est de considérer les diverses sources d'incertitudes. Plus généralement, les données historiques disponibles ne sont pas continues et peuvent prendre des formes variées et donc nécessiter des traitements statistiques différents. Il peut s'agir de témoignages (PICHARD, 1995 ; KJELDSEN et al., 2014), de repères de crues (PARKES et DEMERITT, 2016 ; PIOTTE et al., 2016 ; ENGELAND et al., 2020 ; MEDD, 2023b), de reconstructions de crues pré-historiques (ou paléocrues) issues de divers proxys tels que les dépôts sédimentaires ou les cernes des espèces végétales ripariennes (STEDINGER et COHN, 1986 ; BENITO et al., 2004 ; DEZILEAU et al., 2014 ; ST. GEORGE et al., 2020 ; ENGELAND et al., 2020). L'utilisation des données historiques pour l'analyse fréquentielle n'est pas récente, en témoignent par exemple les travaux de BENSON (1950) ou de HIRSCH et STEDINGER (1987) qui se consacraient principalement au placement des crues sur les courbes de fréquence. Les travaux de STEDINGER et COHN (1986) ont ensuite ouvert la voie à l'inclusion de ces données dans l'estimation de la distribution des crues via l'utilisation de l'estimateur du maximum de vraisemblance et les méthodes Monte-Carlo. De nombreuses méthodes existent à ce jour pour inclure les données historiques dans l'analyse fréquentielle des crues. Parmi elles, les méthodes d'inférence bayésienne permettent d'inclure des données de nature diverse via l'utilisation de la fonction de vraisemblance (STEDINGER et COHN, 1986 ; KUCZERA, 1999) et l'utilisation d'algorithmes MCMC (REIS et STEDINGER, 2005 ; RENARD et al., 2006). La plupart des études récentes qui valorisent les données historiques soulignent qu'une prise en compte complète des incertitudes est nécessaire (NEPPEL et al., 2010 ; PARKES et DEMERITT, 2016).

Les données de crues historiques ne sont généralement pas continues et concernent des crues d'une magnitude suffisante pour avoir par exemple laissé une trace dans les écrits ou pour avoir mérité l'installation d'un repère de crue. Le dénominateur commun du traitement statistique de ces données de forme variée est le seuil de perception (GERARD et KARPUK, 1979 ; STEDINGER et COHN, 1986). Il s'agit ici de faire l'hypothèse que toutes les crues ayant dépassé ce seuil de perception ont laissé une trace, ce qui garantit l'exhaustivité du recensement des crues historiques. Le corolaire à cette idée est que, pour toutes les années de la période historique sans mention de crue, on fait l'hypothèse que le débit maximum annuel a été inférieur au seuil de perception. Il est parfois possible de reconstituer le débit des crues historiques supérieures au seuil de perception, notamment

via l'utilisation de modèles hydrauliques (NEPPEL et al., 2010, MACHADO et al., 2015). Il n'est cependant pas obligatoire de connaître le débit des crues historiques. La seule connaissance du nombre de crues ayant dépassé le seuil de perception est suffisante pour exploiter les données via l'utilisation de la loi binomiale, tel que décrit par STEDINGER et COHN (1986) ou PAYRASTRE et al. (2011). Le seuil de perception est un concept empirique qui ne prend une signification physique que dans certaines situations. Par exemple, imaginons une station hydrométrique dont la section n'a pas évolué au cours du temps et pour laquelle les débordements surviennent toujours au-delà d'un même débit. Ces débordements (par exemple au-dessus d'une digue qui n'a subi aucune modification au cours du temps) laissent systématiquement une trace dans les écrits ou sur des infrastructures (marques de crue) suite aux dommages occasionnés. Cette situation parfaite existe rarement et le concept de seuil de perception peut être mis à mal par une variabilité temporelle de la perception des crues par les populations ripariennes. Néanmoins, le seuil de perception est dans la grande majorité des cas supposé parfaitement connu, bien que la sensibilité des résultats au choix du seuil de perception soit parfois explorée (STEDINGER et COHN, 1986, VIGLIONE et al., 2013; MACDONALD et al., 2014; PAYRASTRE et al., 2011). Seuls les travaux de PARKES et DEMERITT (2016) semblent avoir considéré une incertitude du seuil de perception, et ce uniquement dans des cas où le débit des crues historiques est connu. Néanmoins, la façon dont les auteurs ont intégré cette incertitude à l'analyse n'est pas claire : le seuil de perception n'apparaît pas dans la formulation de la vraisemblance, et les distributions a priori utilisées ne sont pas explicitées.

Le concept de seuil de perception est accompagné de la définition de la durée de la période historique. La date qui marque le début de cette période historique (date à partir de laquelle le seuil de perception est actif) est complexe et même parfois impossible à déterminer. Pourtant, à l'instar du seuil de perception, cette durée est généralement considérée comme étant parfaitement connue dans la littérature. Définir le début de la période historique à la date de la première crue connue est dangereux, cela peut mener à une sous-estimation de la durée de la période historique et donc à une sur-estimation des quantiles de crue. Pour pallier à ce problème, PROSDOCIMI (2018) propose une comparaison de méthodes pour estimer la durée de période historique lorsque celle-ci n'est pas connue. La prise en compte de l'incertitude entourant la durée de la période historique au sein même du modèle probabiliste semble possible mais n'a pas été étudié dans la littérature. Cependant, il semble légitime que l'incertitude des quantiles estimés soit impactée par la méconnaissance autour de cette durée.

Même si les débits de la période continue sont généralement bien mieux connus que ceux de la période historique, il existe une incertitude autour de ces données. Cette incertitude est pourtant souvent négligée dans le cas de l'utilisation de données historiques. Seuls quelques travaux proposent de la prendre en compte : PARKES et DEMERITT (2016) considèrent l'incertitude autour de la période continue via l'utilisation d'un pourcentage d'erreur fixe, et NEPPEL et al. (2010) via l'utilisation de modèles d'erreur plus élaborés. Dans le cas de la station du Rhône à Beaucaire, l'incertitude des débits de la période continue a été minutieusement déterminée pour chacune des sources existantes et propagée aux débits maximum annuels (chapitre 2). Cette prise en compte des incertitudes hydrométriques semblait ici indispensable compte tenu de la longueur exceptionnelle de

la chronique et de l'utilisation de données continues particulièrement anciennes. Cette incertitude pourra être propagée aux quantiles estimés dans ce chapitre via l'utilisation de procédures Monte-Carlo, de manière similaire à la propagation réalisée au chapitre 2.

Ce chapitre présente un modèle probabiliste qui utilise le nombre de dépassements d'un seuil de perception pour l'analyse fréquentielle et qui prend en compte l'incertitude des débits de la période continue. Un des objectifs majeurs de ce chapitre est de reconnaître la nature imparfaitement connue du seuil de perception et de la durée de la période historique en en faisant des paramètres à part entière du modèle probabiliste. Cet objectif est exploré grâce à l'utilisation d'un jeu de données continues de 205 ans à Beaucaire. Ce jeu de données est artificiellement dégradé afin de se replacer dans le contexte d'un échantillon mixte, tout en connaissant parfaitement les caractéristiques de l'échantillon historique afin de pouvoir évaluer les résultats des modèles. L'apport de la connaissance du débit des crues historiques est également exploré et comparé à la seule connaissance du nombre de dépassements du seuil de perception. Ces mêmes modèles sont ensuite appliqués à un échantillon mixte de 1500 à 2020 à Beaucaire pour lequel l'impact des différentes incertitudes sur les quantiles est discuté.

Les méthodes d'analyse fréquentielle des crues historiques sont présentées dans une première partie (section 3.2). Les données disponibles à Beaucaire sont présentées et la stationnarité de ces échantillons est vérifiée (section 3.3). Les modèles sont ensuite appliqués à un échantillon dégradé, puis à l'intégralité de l'échantillon de crues du Rhône à Beaucaire (section 3.4). Les résultats sont ensuite discutés en section 3.5.

## 3.2 Méthodes d'analyse probabiliste d'un échantillon mixte de crues

### 3.2.1 Concepts de base et hypothèses

De manière similaire au chapitre 2, on suppose que le débit maximum annuel des périodes continues et historiques  $Q$  est une variable aléatoire *iid* qui suit une distribution GEV, de paramètres  $\theta = (\mu, \sigma, \xi)$  (respectivement : position, échelle, forme). Pour simplifier, on suppose ici que le paramètre de forme  $\xi$  est différent de zéro (loi de Gumbel). Ainsi, on a la fonction de répartition de la GEV :  $F(x; \theta) = e^{-(1-\xi(\frac{x-\mu}{\sigma}))^{1/\xi}}$ . Lorsque le paramètre de forme est strictement positif ( $\xi > 0$ ), on se trouve dans le cas "loi de Weibull" avec une borne supérieure et des quantiles inférieurs à ceux d'une loi de Gumbel. Dans le cas contraire ( $\xi < 0$ ), il s'agit du cas "loi de Fréchet" de la distribution GEV. Les débits de l'échantillon de maximum annuels enregistrés en continu pendant  $j$  années  $\mathbf{q} = (q_t)_{t=1, \dots, j}$  sont ici supposés parfaitement connus et dans un premier temps non affectés d'une quelconque incertitude. L'échantillon historique est composé de  $k$  événements ayant dépassé le seuil de perception  $S$  sur une période de  $n$  années. Le seuil de perception n'a donc pas été dépassé pour les  $n - k$  années restantes. La probabilité de dépassement du seuil peut s'écrire :

$$\pi = \left(1 - F(S; \boldsymbol{\theta})\right) = 1 - e^{-\left(1 - \xi \left(\frac{S - \mu}{\sigma}\right)\right)^{1/\xi}} \quad (3.1)$$

On suppose que  $k$ , le nombre de dépassements du seuil de perception, suit une loi binomiale de paramètres  $n$  et  $\pi$ , soit  $\mathcal{B}(n, \pi)$ . On peut alors écrire la fonction de vraisemblance (équation 3.2) qui est fonction d'un échantillon mixte de données composé des débits maximum annuels de la période continue  $(q_t)_{t=1, \dots, j}$  et du nombre de dépassements du seuil de perception  $k$  durant la période historique s'étendant sur  $n$  années :

$$L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{q}, k) = \underbrace{\prod_{t=1}^j f(q_t; \boldsymbol{\theta})}_a \underbrace{\left\{ \binom{n}{k} F(S; \boldsymbol{\theta})^{n-k} [1 - F(S; \boldsymbol{\theta})]^k \right\}}_b \quad (3.2)$$

Ici, le terme (a) représente la vraisemblance pour les données continues et le terme (b) la vraisemblance pour les données historiques. L'application de la formule de Bayes permet de calculer la distribution a posteriori des paramètres  $\boldsymbol{\theta}$  sachant les données :

$$p(\boldsymbol{\theta} \mid \mathbf{q}, k) \propto L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{q}, k)p(\boldsymbol{\theta}) \quad (3.3)$$

Le terme  $p(\boldsymbol{\theta})$  représente ici la distribution a priori des paramètres qu'il faudra éliciter. La distribution a posteriori est explorée via une méthode bayésienne MCMC (RENARD et al., 2006). Cette distribution *a posteriori* représente l'incertitude d'échantillonnage du modèle par  $r$  jeux de paramètres :  $\boldsymbol{\Theta} = (\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_r)$ . Le jeu de paramètres qui maximise la distribution *a posteriori* est appelé maxpost et s'écrit  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ . Pour l'ensemble des simulations du présent chapitre, les *a priori* des paramètres de la distribution GEV seront les suivants : distribution plate (uniforme et très peu informative) pour  $\mu$  et  $\sigma$ , et distribution gaussienne de moyenne zéro et d'écart-type 0.2 pour  $\xi$ . Cet *a priori* du paramètre de forme est notamment cohérent avec les suggestions de MARTINS et STEDINGER (2000).

### 3.2.2 Propagation de l'incertitude hydrométrique des mesures systématiques (modèle A)

Dans la section précédente, l'incertitude des débits maximum annuels de la période continue est supposée négligeable. Cette incertitude pouvant atteindre 30 % à Beaucaire (chapitre 2), il semble pragmatique de la considérer. Comme décrit dans le chapitre 2, cette incertitude hydrométrique est représentée par  $s = 500$  réalisations :  $(q_t^{(i)})_{t=1, \dots, j; i=1, \dots, s}$ . Elle peut être propagée aux estimations des paramètres de l'équation 3.3 en estimant un jeu de paramètres pour chacune des  $s$  réalisations, soit  $(\boldsymbol{\theta}^{(i)})_{i=1, \dots, s}$ . Au total,  $r \times s$  jeux de paramètres sont estimés et représentent l'effet combiné de l'incertitude d'échantillonnage et de l'incertitude hydrométrique des données continues, on a donc  $(\boldsymbol{\theta}_p^{(i)})_{p=1, \dots, r; i=1, \dots, s}$ . Le jeu de paramètres le plus probable est calculé en utilisant l'échantillon maxpost de débits maximum annuels (issu du chapitre 2 sur lequel on estime le jeu de paramètres maxpost de l'équation 3.3). Le modèle décrit ci-dessus sera appelé "modèle A". La propagation des incertitudes hydrométriques de la période continue telle que décrite ici sera effectuée similairement pour les trois modèles définis dans les sections suivantes.

### 3.2.3 Seuil de perception incertain (modèle B)

Afin de considérer dans le modèle probabiliste une prise en compte pragmatique de la méconnaissance du seuil de perception, il est possible de considérer ce seuil comme étant un paramètre à part entière du modèle. Un seul seuil de perception est ici considéré pour l'ensemble de l'échantillon et sa valeur est incertaine et est déterminée par le modèle. L'impact de la méconnaissance du seuil est ainsi répercuté sur l'incertitude des résultats. Dans la section précédente, le seuil de perception faisait déjà partie du modèle (équation 3.2), mais sa valeur était supposée connue, ce qui n'est ici plus le cas. La vraisemblance s'écrit alors :

$$L(\boldsymbol{\theta}, S; \mathbf{q}, k) = \prod_{t=1}^j f(q_t; \boldsymbol{\theta}) \left\{ \binom{n}{k} F(S; \boldsymbol{\theta})^{n-k} [1 - F(S; \boldsymbol{\theta})]^k \right\} \quad (3.4)$$

On peut alors écrire une nouvelle distribution *a posteriori* :

$$p(\boldsymbol{\theta}, S \mid \mathbf{q}, k) \propto L(\boldsymbol{\theta}, S; \mathbf{q}, k)p(\boldsymbol{\theta}, S) \quad (3.5)$$

La distribution des paramètres *a posteriori* de ce modèle reflète l'incertitude hydro-métrique de la période continue, l'incertitude d'échantillonnage, ainsi que l'incertitude du seuil de perception. Ce modèle sera nommé "modèle B" dans les sections suivantes. Il est ici nécessaire de spécifier une distribution *a priori* du seuil de perception qui reflète la connaissance, qu'elle soit très partielle ou relativement précise, de ce paramètre.

### 3.2.4 Durée de la période historique incertaine (modèle C)

L'équation 3.2 repose à la fois sur le fait que le seuil de perception  $S$  et la durée de la période historique  $n$  sont connus. De la même manière que décrit à la section précédente pour le seuil, la durée (et donc l'année qui marque le début) de la période historique peut être complexe à déterminer. Généralement, la date qui marque la fin de la période historique est parfaitement connue, car elle correspond également au début des enregistrements continus. En revanche, la date du début de l'échantillon historique (que l'on appellera  $t^*$ ), à partir de laquelle toutes les crues supérieures au seuil de perception seront connues, correspond à une période lointaine et relativement mal connue de l'échantillon historique. Ainsi, nous proposons ici de considérer la durée de la période historique  $n$  comme étant un paramètre à part entière du modèle probabiliste. Le seuil de perception est en revanche supposé parfaitement connu dans ce cas de figure. La vraisemblance s'écrit alors :

$$L(\boldsymbol{\theta}, n; \mathbf{q}, k) = \prod_{t=1}^j f(q_t; \boldsymbol{\theta}) \left\{ \binom{n}{k} F(S; \boldsymbol{\theta})^{n-k} [1 - F(S; \boldsymbol{\theta})]^k \right\} \quad (3.6)$$

On peut alors exprimer une nouvelle distribution *a posteriori* :

$$p(\boldsymbol{\theta}, n \mid \mathbf{q}, k) \propto L(\boldsymbol{\theta}, n; \mathbf{q}, k)p(\boldsymbol{\theta}, n) \quad (3.7)$$

La méconnaissance de la durée de la période historique  $n$  est donc prise en compte dans le modèle et a un impact sur l'incertitude des résultats. Ce modèle sera nommé "modèle C" dans les sections suivantes. Une distribution *a priori* reflétant la connaissance partielle autour de la durée de la période historique devra être élicitée.

### 3.2.5 Seuil de perception et durée de la période historique incertains (modèle D)

Le seuil de perception  $S$  et la durée de la période historique  $n$  étant par définition reliés (un seuil de perception étant valide sur une durée donnée) on peut construire un modèle qui représente en même temps la méconnaissance autour de ces deux paramètres. La vraisemblance de ce modèle s'écrit :

$$L(\boldsymbol{\theta}, S, n; \mathbf{q}, k) = \prod_{t=1}^j f(q_t; \boldsymbol{\theta}) \left\{ \binom{n}{k} F(S; \boldsymbol{\theta})^{n-k} [1 - F(S; \boldsymbol{\theta})]^k \right\} \quad (3.8)$$

La densité *a posteriori* s'écrit alors :

$$p(\boldsymbol{\theta}, S, n \mid \mathbf{q}, k) \propto L(\boldsymbol{\theta}, S, n; \mathbf{q}, k) p(\boldsymbol{\theta}, S, n) \quad (3.9)$$

Ce modèle pour lequel  $S$  et  $n$  sont incertains sera nommé "modèle D" dans les sections suivantes.

### 3.2.6 Débit des crues historiques compris dans un intervalle (modèle E)

Dans certains cas, le débit des crues historiques supérieures au seuil de perception est connu. De façon similaire au modèle binomial décrit précédemment, on peut faire l'hypothèse que le débit maximum annuel de toutes les années de la période historique sans mention de crues est inférieur au seuil de perception. Le débit des crues historiques peut ensuite être pris en compte dans le modèle probabiliste décrit par STEDINGER et COHN (1986). Il est également possible de considérer que le débit des crues historiques n'est pas parfaitement connu, mais qu'il est compris dans un intervalle de confiance. Plusieurs exemples d'un tel modèle existent dans la littérature (par exemple : PAYRASTRE et al. (2011) ou PARKES et DEMERITT (2016)). La vraisemblance d'un tel modèle peut s'écrire :

$$L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{q}, \mathbf{y}) = \prod_{t=1}^j f(q_t; \boldsymbol{\theta}) \prod_{i=1}^k [F(y_i^{sup}, \boldsymbol{\theta}) - F(y_i^{inf}, \boldsymbol{\theta})] F(S; \boldsymbol{\theta})^{n-k} \quad (3.10)$$

où  $q_t$  correspond aux  $j$  crues de la période continue et  $y_i$  aux  $k$  crues de la période historique dont le débit est compris dans l'intervalle d'incertitude à 95%  $[y_i^{inf}; y_i^{sup}]$ . La distribution *a posteriori* du modèle s'écrit alors :

$$p(\boldsymbol{\theta} \mid \mathbf{q}, \mathbf{y}) \propto L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{q}, \mathbf{y}) p(\boldsymbol{\theta}) \quad (3.11)$$

Ici, seuil de perception et durée de la période historique sont supposés parfaitement connus. Ce modèle sera nommé "modèle E" dans les sections suivantes. Ici aussi, l'incertitude des débits de la période continue est propagée tel que décrit dans la section 3.2. On pourra comparer les quantiles obtenus avec le modèle E pour lequel le débit des crues historiques est connu (dans un intervalle), avec les résultats des modèles binomiaux pour lesquels seul le nombre de dépassements  $k$  du seuil de perception est connu.

### 3.2.7 Distribution empirique d'un échantillon mixte

Le classement en fréquence des crues dans le cas d'un échantillon mixte peut poser problème, notamment quand le débit des crues historiques n'est pas connu, n'ayant d'autre information que le dépassement d'un seuil de perception. HIRSCH (1987) propose une méthode pour le classement en fréquence d'un échantillon mixte quand le débit des crues est connu. Pour un échantillon continu de crues classé par valeurs décroissantes :  $q(1) \geq \dots \geq q(j)$ , la fréquence empirique au dépassement s'écrit :  $f_i = \frac{i-\alpha}{j+1-2\alpha}$ . Nous prenons ici  $\alpha = 0.5$  (HAZEN, 1914). Pour un échantillon mixte composé d'un échantillon continu de  $j$  débits maximum annuels et de  $k$  crues historiques supérieures à un seuil  $S$  couvrant  $n$  années, il faut raisonner sous la forme de deux sous-échantillons. Le nombre de crues supérieures au seuil  $S$  sur la période complète est ici noté  $N_S$  (à distinguer du nombre de crues supérieures au seuil  $S$  sur la période historique seulement, noté  $k$ ), et la durée de la période complète correspond à  $j + n$  années. On a d'après HIRSCH (1987) :

$$f_i = \begin{cases} \frac{i - 0.5}{N_S} \frac{N_S}{j + n}, & i = 1, \dots, N_S \\ \frac{N_S}{j + n} + \frac{j + n - N_S}{j + n} \frac{(i - N_S - 0.5)}{(j + k - N_S)}, & i = N_S + 1, \dots, j + k \end{cases} \quad (3.12)$$

Lorsque le débit des crues historiques est connu, on peut classer l'ensemble des crues supérieures au seuil (de la période continue et historique) par ordre décroissant en leur attribuant le rang  $i$ . Lorsque le débit des crues historiques n'est pas connu, il n'est pas possible de classer cet échantillon. Une manière de contourner ce problème est de tirer aléatoirement le rang  $i$  de l'ensemble des crues supérieures au seuil dans l'intervalle entier  $[1; N_S]$ . Ce classement est aléatoire, mais il permet d'affecter une fréquence empirique aux crues. Ainsi, on peut comparer la fréquence empirique des observations de crues aux ajustements statistiques décrits dans les sections précédentes afin de vérifier leur cohérence.

## 3.3 Données disponibles

### 3.3.1 Échantillon mixte de crues du Rhône à Beaucaire

L'échantillon de crues du Rhône à Beaucaire est constitué de deux types de données : premièrement, un échantillon continu de débits maximum annuels mesurés de 1816 à 2020. Ces débits ont été estimés au chapitre 2 et leur incertitude hydrométrique est représentée par 500 réalisations de l'échantillon. Deuxièmement, une collection de témoignages de crues historiques de 1500 à 1816, tirés de la base HISTRHÔNE et classées en deux catégories tel que décrit au chapitre 1. Les seuils de perception correspondant aux deux échantillons ne sont pas précisément connus, mais on suppose que le seuil  $S3$  qui correspond aux crues des catégories C3 et C4 se situe aux alentours de  $7000 \text{ m}^3/\text{s}$ , et le seuil  $S4$  qui correspond aux crues de la catégorie C4 uniquement se situe aux alentours de  $9000 \text{ m}^3/\text{s}$  (valeur définies au chapitre 1). La figure 3.2 présente l'ensemble des données disponibles.

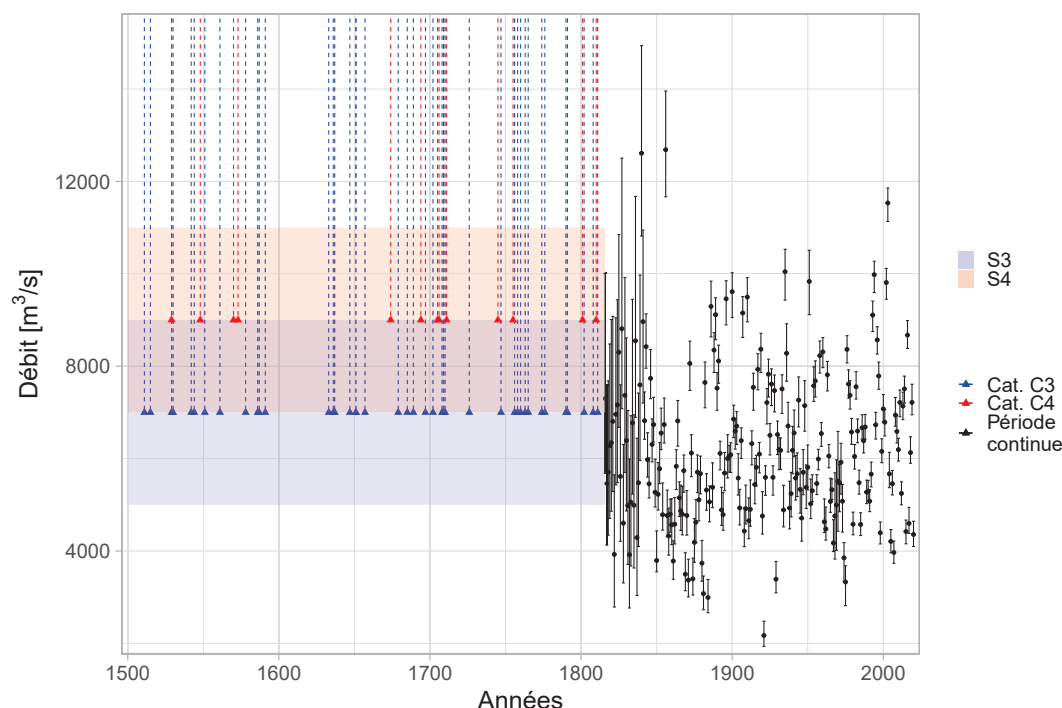


FIGURE 3.2 – Échantillon de crues du Rhône à Beaucaire. L'incertitude à 95% autour des seuils de perception est représentée par les bandeaux bleu et rouge ("S3" et "S4")

### 3.3.2 Stationnarité des données

La stationnarité des données est un pré-requis essentiel à l'analyse fréquentielle des crues en contexte stationnaire, car cette dernière repose sur l'hypothèse que les variables étudiées sont *iid* (indépendantes et identiquement distribuées). C'est-à-dire que la distribution des crues ne change pas dans le temps et qu'une même distribution peut être utilisée pour modéliser les crues du XVI<sup>ème</sup> et du XXI<sup>ème</sup> siècle. Étant donné que deux types d'échantillons sont ici utilisés, deux types de tests statistiques sont appliqués dans les sections suivantes pour étudier la stationnarité de ces données.

#### Données continues

Trois tests seront utilisés pour qualifier la stationnarité de l'échantillon de données continues : le test de PETTITT (1979) et la procédure de segmentation développée par DARIENZO (2021) qui permettent de détecter des ruptures dans les séries temporelles, ainsi que le test de Mann-Kendall (MANN, 1945 ; KENDALL, 1948) qui permet de détecter l'existence de tendances. Les ruptures sont des changements soudains (i.e. les données ont une distribution différente avant et après un instant  $t$ , par exemple suite à un changement d'instrumentation), tandis que les tendances représentent des changements progressifs dans la distribution des données au cours du temps (par exemple : un changement progressif des conditions d'écoulement du bassin versant). Parmi ces trois tests, seule la procédure de segmentation de DARIENZO (2021) permet de considérer l'incertitude des données d'entrée (déterminée au chapitre 2).



La p-value des tests de Pettitt et Mann-Kendall appliqués à la série maxpost des débits maximum annuels à Beaucaire est respectivement de 0.15 et 0.41. Au risque d'erreur 5%, on peut conclure qu'il n'existe pas de tendance ou de rupture dans la série. Il faut cependant s'assurer que ce résultat est toujours vrai lorsque l'on considère les incertitudes de la série.

L'application de la procédure de segmentation de DARIENZO (2021) à la série de débits maximum annuels avec incertitude a conclu que le nombre optimal de segments pour la chronique de Beaucaire était de 1, et ce quel que soit le critère de segmentation considéré : AIC (critère d'information d'Akaike), BIC (critère d'information bayésien), HQC (critère d'information d'Hannan-Quinn) ou DIC (critère d'information de déviance). On peut ainsi conclure qu'aucune rupture n'existe dans les données. L'échantillon de données continues peut être considéré stationnaire suite aux tests statistiques réalisés.

### Données historiques

Les données pré-enregistrements continus (ou historiques) utilisées ici prennent la forme d'occurrences de crues supposées supérieures à un seuil de perception. On fera l'hypothèse que le nombre d'occurrences de crues supérieures à un seuil est supposé suivre un processus de Poisson. Afin de vérifier la stationnarité des occurrences de crues, il est possible de calculer un intervalle de confiance autour du nombre cumulé de crues découlant du processus de Poisson (LANG et al., 1999). Si les occurrences de crues cumulées "sortent" de cet intervalle de confiance, alors leur taux d'occurrence est supposé non-stationnaire.

Ces intervalles de confiance ont été calculés pour l'échantillon de crues pré-enregistrements continus du Rhône à Beaucaire. La période historique est supposée débiter en 1500 et se termine à l'année des premiers enregistrements continus de hauteur d'eau, en 1816. Les deux échantillons testés ici reflètent deux seuils de perception,  $S_3$  et  $S_4$ , et on a  $S_3 < S_4$ .

Sur la figure 3.3, on remarque que les nombres cumulés de crues des deux échantillons sont compris dans les intervalles de confiance à 95% des processus de Poisson, ils peuvent donc être tous deux considérés stationnaires. L'échantillon correspondant au seuil  $S_3$  (en bleu) se rapproche de la borne inférieure de l'intervalle de confiance au XVII<sup>ème</sup> siècle, mais revient rapidement dans des valeurs moyennes à la faveur de nombreuses crues supérieures au seuil au début du XVIII<sup>ème</sup> siècle.

L'échantillon continu de débits maximum annuels (1816-2020) sera par la suite artificiellement "dégradé" pour étudier la plus-value de l'information historique avec des durées historiques/continues usuellement rencontrées. Plus précisément, la période 1816-1970 sera "dégradée" en période historique en ne retenant que les crues ayant dépassé un seuil ( $S_3$  ou  $S_4$ ), tandis que toutes les crues seront conservées sur la période 1971-2020. La stationnarité des échantillons historiques "dégradés" (1816-1970) est testée dans la figure 3.4. Les deux échantillons de crues cumulées sont compris dans les intervalles de confiance à 95%, ils sont donc tous deux stationnaires. Les échantillons de crues des périodes systématique et historique ont indépendamment été jugés stationnaires. Il faut cependant garder à l'esprit que ces échantillons peuvent ne pas être stationnaires entre

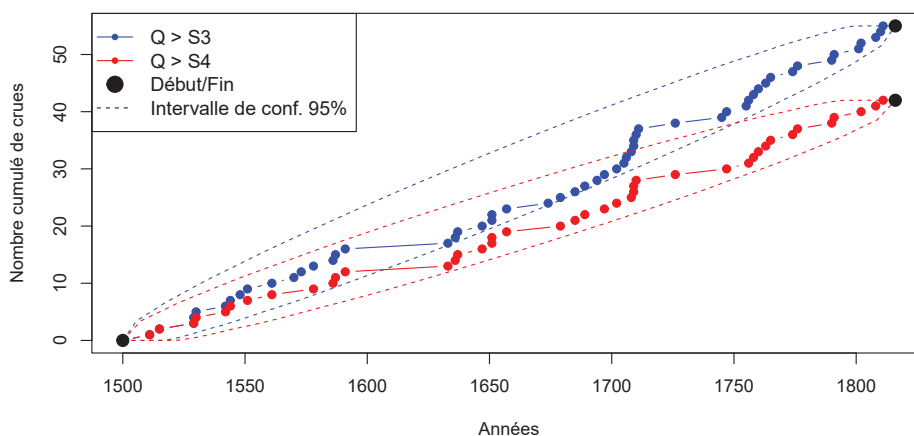


FIGURE 3.3 – Nombre de crues cumulé et intervalles de confiance à 95% du processus de Poisson, pour deux échantillons d’occurrences de crues supérieures aux seuils  $S3$  (catégories C3 et C4) ou  $S4$  (catégorie C4) à Beaucaire (1500-1816)

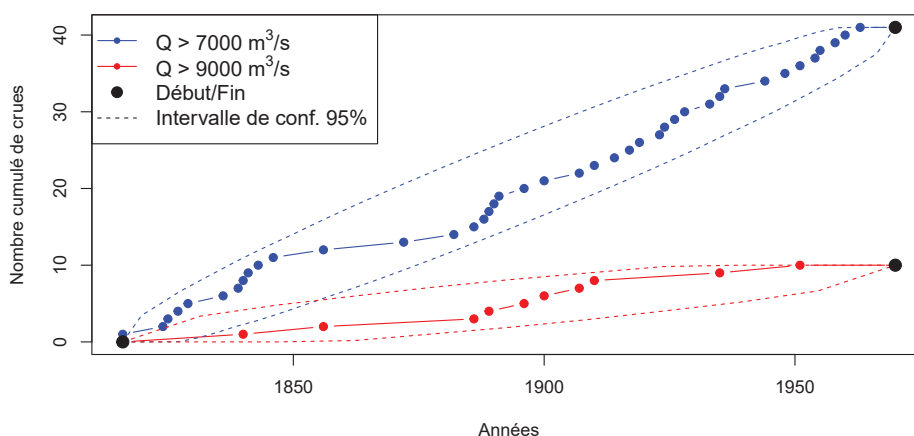


FIGURE 3.4 – Nombre de crues cumulé et intervalles de confiance à 95% du processus de Poisson, pour deux échantillons d’occurrences de crues supérieures aux seuils  $S3$  ou  $S4$  à Pont de Beaucaire (1816-1969)

eux, le premier étant lié à un recensement basé sur les conséquences des crues, alors que le second est lié aux dépassements d’un seuil dans le cas d’enregistrements systématiques de hauteurs d’eau.

### 3.4 Application aux crues du Rhône à Beaucaire

Les 4 modèles décrits dans les sections précédentes (A, B, C et D) sont appliqués aux 4 échantillons de crues du Rhône à Beaucaire présentés dans le tableau 3.1. Le modèle A fait l'hypothèse que le seuil de perception  $S$  et la durée de la période historique  $n$  sont parfaitement connus, tandis que dans le cas du modèle D, ces deux valeurs sont considérées incertaines. Le modèle B fait l'hypothèse que seul le seuil de perception  $S$  est incertain, alors que pour le modèle C, seule la durée de la période historique  $n$  est incertaine. Le modèle E suppose quant à lui que le débit des crues historique est connu et est contenu dans un intervalle d'incertitude,  $S$  et  $n$  sont alors supposés parfaitement connus. Pour les cinq modèles, l'incertitude des débits de la période continue est propagée.

Les échantillons 1 et 2 représentent la combinaison des données pré-1816 décrites dans le chapitre 1 avec les données continues 1816-2020 estimées au chapitre 2. Les échantillons 3 et 4 sont basés sur les débits estimés au chapitre 2 qui ont été dégradés pour créer artificiellement un échantillon mixte de données continues (1970-2020) et ponctuelles (1816-1969). Il s'agit ici de tailles d'échantillon plus usuelles et dont le seuil de perception et la durée de la période historique sont parfaitement connus, contrairement aux échantillons 1 et 2. Ainsi, pour les modèles faisant l'hypothèse que le seuil de perception et/ou la durée de la période historique sont inconnus, on jugera notamment la capacité du modèle à estimer des valeurs acceptables.

TABLE 3.1 – Caractéristiques des échantillons de crues du Rhône à Beaucaire.  $S$  désigne le seuil de perception et  $t^*$  la date de début de la période historique.

n°	Période historique	Période continue	Seuil $S$ [m <sup>3</sup> /s]	Nb. de crues $> S$		<i>a priori</i> $S$ [m <sup>3</sup> /s]	<i>a priori</i> $t^*$
				per. hist.	per. cont.		
1	1500-1815	1816-2020	7000	55	57	$\mathcal{N}(7000, 2000)$	$\mathcal{U}(1111, 1511)$
2	1500-1815	1816-2020	9000	13	14	$\mathcal{N}(9000, 2000)$	$\mathcal{U}(1129, 1529)$
3	1816-1969	1970-2020	7000	41	16	$\mathcal{N}(7000, 2000)$	$\mathcal{U}(1316, 1816)$
4	1816-1969	1970-2020	9000	10	4	$\mathcal{N}(9000, 2000)$	$\mathcal{U}(1340, 1840)$

Les modèles B, C et D font l'hypothèse que  $S$  et/ou  $n$  sont inconnus, il faudra donc assigner une distribution *a priori* à ces paramètres. Ces distributions sont présentées dans le tableau 3.1 pour chacun des échantillons. Le but étant ici d'explorer les performances des modèles, les *a priori* seront très peu informatifs. L'*a priori* du seuil de perception  $S$  (modèles B et D) est supposé Gaussien, avec pour moyenne la valeur connue ou supposée du seuil (soit  $S3$  ou  $S4$ ) et pour écart-type 2000 m<sup>3</sup>/s. Par souci de clarté, on ne parlera pas ici de la durée de la période historique  $n$  mais de la date de début de la période historique  $t^*$  (la date de fin de la période historique étant ici parfaitement connue pour les 4 échantillons). La distribution *a priori* de  $t^*$  (modèles C et D) est supposée uniforme avec pour borne supérieure la date de la première crue de l'échantillon historique considéré, appelée  $t_{k=1}$ . Par définition, la période historique débute au plus tard à la date de cette première crue. La borne inférieure de la distribution uniforme sera fixée 400 ans avant la date de la première crue  $t_{k=1}$  afin de représenter la méconnaissance de  $t^*$ .

### 3.4.1 Résultats pour la période récente dégradée (1816-2020)

Les 4 modèles décrits dans la section 3.2 ont été appliqués à l'échantillon 4 du tableau 3.1. Les estimations pour les crues centennales et millénales sont présentées dans la figure 3.5, dans laquelle les 4 modèles GEV-Binomiale sont comparés au modèle GEV (chapitre 2) appliqué successivement à la chronique continue totale (1816-2020) et à la chronique continue dégradée (1970-2020). Ces mêmes résultats sont détaillés dans le tableau 3.2, où la valeur des paramètres est présentée. Enfin, la figure 3.6 présente l'ensemble des quantiles jusqu'à la crue décennale pour les 6 modèles. On peut ici juger l'adéquation des quantiles avec les observations. Le rang des crues supérieures au seuil est tiré aléatoirement comme décrit dans la section 3.2.7.

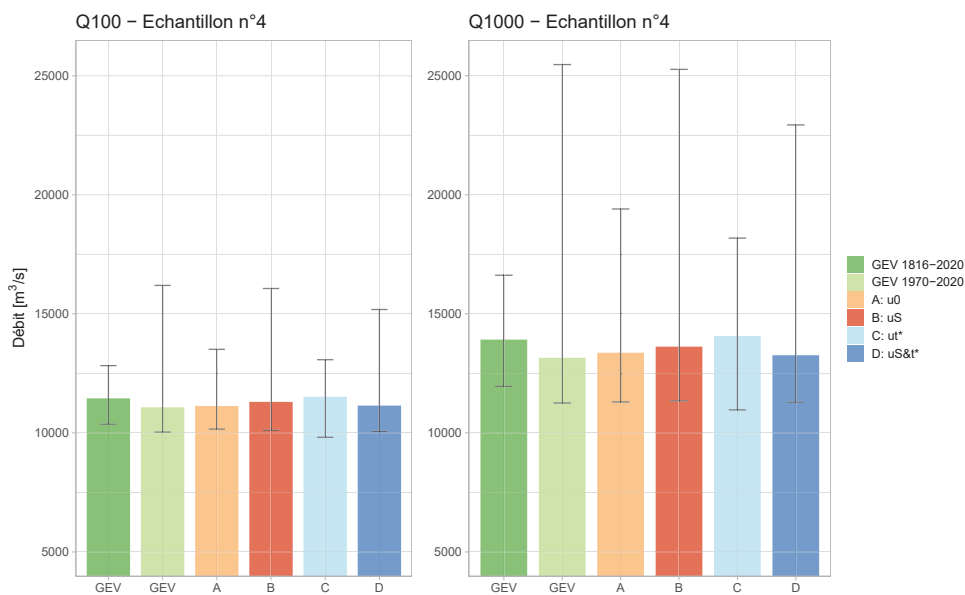


FIGURE 3.5 – Estimations maxpost et incertitudes à 95% pour Q100 et Q1000 pour 6 modèles appliqués à l'échantillon 4 (1816-2020 dégradé,  $S_4$ )

TABLE 3.2 – Résultats maxpost et incertitudes des 7 modèles appliqués à l'échantillon 4. Q100 et Q1000 représentent respectivement le débit des crues centennales et millénales,  $\xi$  le paramètre de forme de la distribution GEV,  $S$  le seuil de perception et  $t^*$  la date de début de la période historique. Les écarts type des distributions *a posteriori* sont représentés par les colonnes débutant par la lettre "u".

Modèle	Q100 [m³/s]	uQ100 [m³/s]	Q1000 [m³/s]	uQ1000 [m³/s]	$\xi$	$u\xi$	$S$ [m³/s]	$uS$ [m³/s]	$t^*$	$ut^*$
GEV 1816-2020	11451	687	13919	1351	0.058	0.044	X	X	X	X
GEV 1970-2020	11076	2560	13154	6159	0.077	0.102	X	X	X	X
A	11132	1189	13367	3019	0.062	0.088	9000	X	1816	X
B	11302	2381	13622	5823	0.058	0.102	9163	729	1816	X
C	11517	779	14069	2057	0.041	0.083	9000	X	1833	71
D	11147	2018	13262	4837	0.074	0.096	9332	883	1785	107
E	11286	932	13827	2255	0.035	0.067	9000	X	1816	X

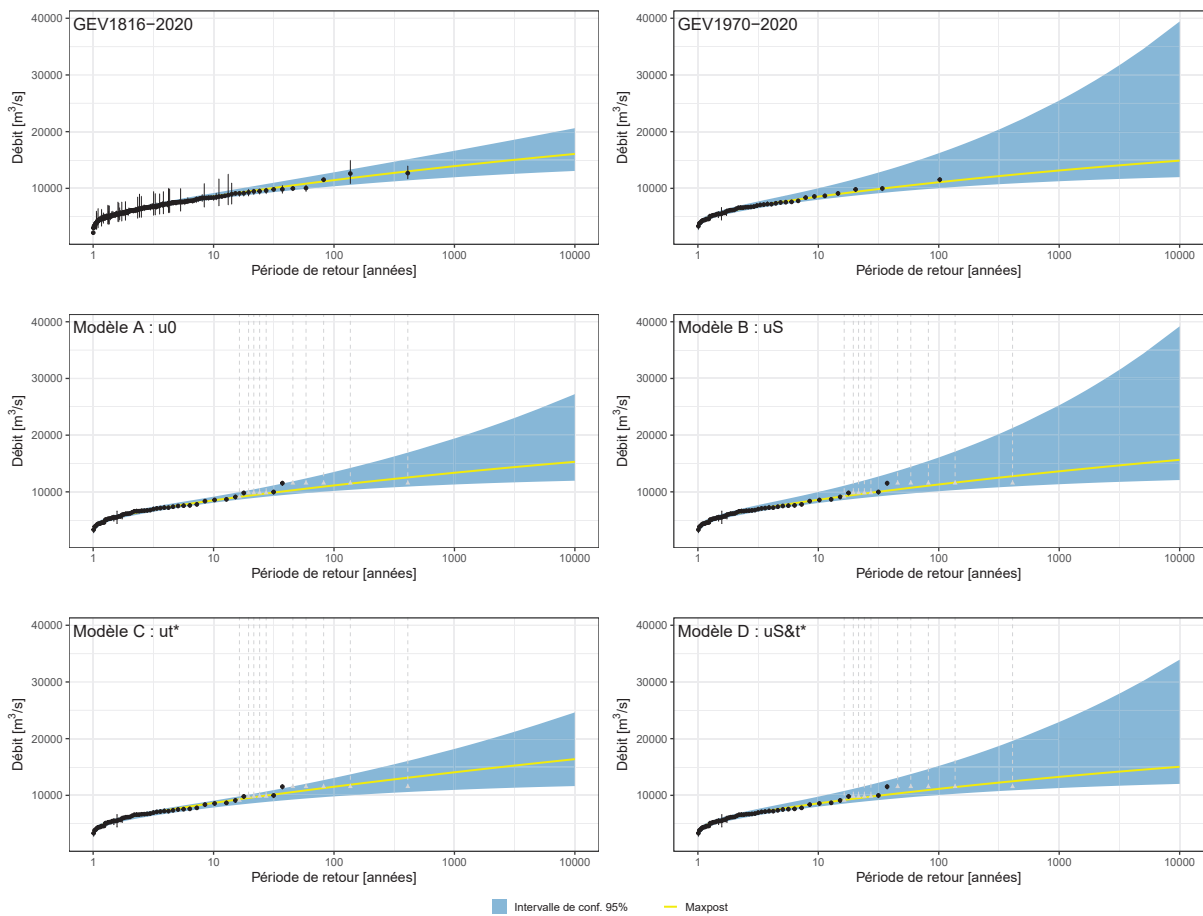


FIGURE 3.6 – Quantiles de débit maximum annuel estimés par 6 modèles pour l'échantillon 4 (1816-2020 dégradé,  $S_4$ ). Les observations sont en noir pour la période continue (l'incertitude est également représentée) et en gris pour la période historique.

### Quel est l'apport de l'utilisation des crues historiques pour une longueur de chronique "courante" ?

Une durée de chronique continue trop courte devant la période de retour du quantile visé entraîne des résultats très incertains (GEV 1970-2020 dans les figures 3.5 et 3.6). La durée de la chronique continue (50 ans) est ici très petite devant la période de retour visée (100 ou 1000 ans). Si on se trouve dans l'impossibilité de reconstituer des débits en continu au-delà de 50 ans, on remarque que l'utilisation d'occurrences de crues historiques permet de réduire l'incertitude (modèle A en orange). Évidemment, l'utilisation d'occurrences de crues ne permet pas d'atteindre la précision obtenue avec 200 ans de chronique continue (GEV 1816-2020 en vert foncé), mais l'incertitude obtenue s'en rapproche en utilisant les crues historiques, tout particulièrement lorsque  $S$  et  $n$  sont connus. En revanche, les estimations maxpost de l'ensemble des modèles sont proches.

Pour les 6 modèles, une part de l'incertitude provient de l'estimation du paramètre de forme qui gouverne le comportement de la queue de distribution. On retrouve les valeurs *a posteriori* du paramètre de forme dans la figure 3.7. On notera que l'ensemble des

estimations sont proches de zéro et légèrement positives, on se trouve donc dans le cas "queue bornée supérieurement" de la distribution GEV (cas "loi de Weibull").

Comme l'on peut s'y attendre, l'estimation de ce paramètre est plus précise dans le cas GEV 1816-2020 que dans le cas GEV 1970-2020. Globalement les distributions a posteriori sont très proches pour tous les modèles, et elles se rapprochent de ce qui est obtenu dans le cas GEV 1970-2020 plutôt que dans le cas GEV 1816-2020 (tableau 3.2). Dans ce cas précis, il semble donc que les données historiques ne soient pas très efficaces pour réduire l'incertitude sur le paramètre de forme. Néanmoins, on a vu précédemment que les données historiques permettaient de clairement réduire l'incertitude sur les quantiles. On en déduit que cette réduction d'incertitude sur les quantiles provient d'une réduction d'incertitude sur les autres paramètres (position ou échelle).

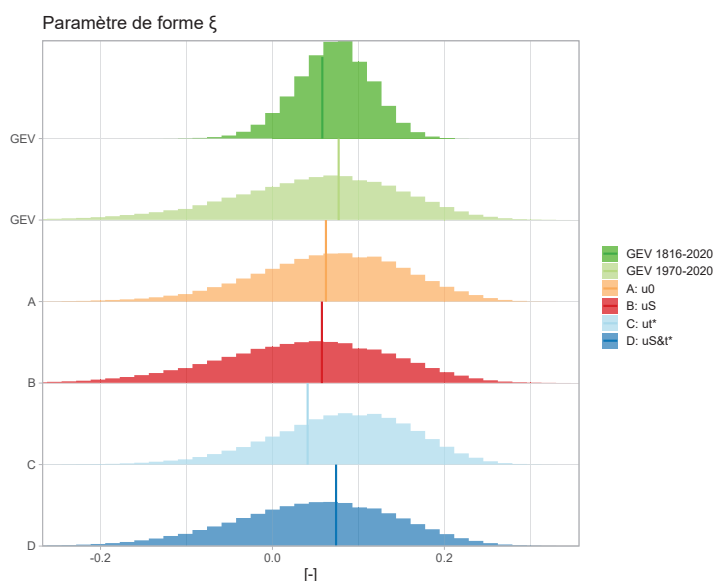


FIGURE 3.7 – Distributions *a posteriori* du paramètre de forme de la distribution GEV des débits maximum annuels pour les 4 modèles estimés sur l'échantillon 4. Les estimations des modèles GEV sont également indiquées. Les droites verticales représentent les valeurs maxpost.

### Quel est l'impact de la méconnaissance du seuil de perception sur l'estimation des quantiles ?

L'utilisation du modèle B reflète la méconnaissance du seuil de perception, celui-ci devenant alors un paramètre à part entière du modèle. Sur la figure 3.5, on constate que l'incertitude autour des quantiles estimés par le modèle B est bien plus importante que pour le modèle A, et se rapproche de celle obtenue avec les données continues seulement (GEV 1970-2020). La méconnaissance du seuil a donc des conséquences importantes sur les estimations puisqu'elle réduit fortement l'intérêt d'utiliser les occurrences historiques. La vraie valeur du seuil de perception pour l'échantillon 4 est  $S4 = 9000 \text{ m}^3/\text{s}$ . On retrouve les distributions *a priori* et *a posteriori* du seuil dans la figure 3.8. On remarque que l'*a posteriori* pour le modèle B est proche de la vraie valeur, et que le modèle a effectivement permis d'améliorer la connaissance du seuil par rapport à l'*a priori* renseigné qui est ici

très incertain :  $\mathcal{N}(9000, 2000)$ . La valeur maxpost est de  $9163 \text{ m}^3/\text{s}$  soit une erreur relative de 2%. Dans une situation plus réaliste, un *a priori* du seuil de perception plus précis aurait pu être choisi afin de limiter cet impact. Il faut également noter que l'incertitude *a posteriori* du paramètre de forme pour le modèle B (figure 3.7) est plus grande que celle du modèle A et devient alors quasi-identique à celle du modèle GEV 1970-2020.

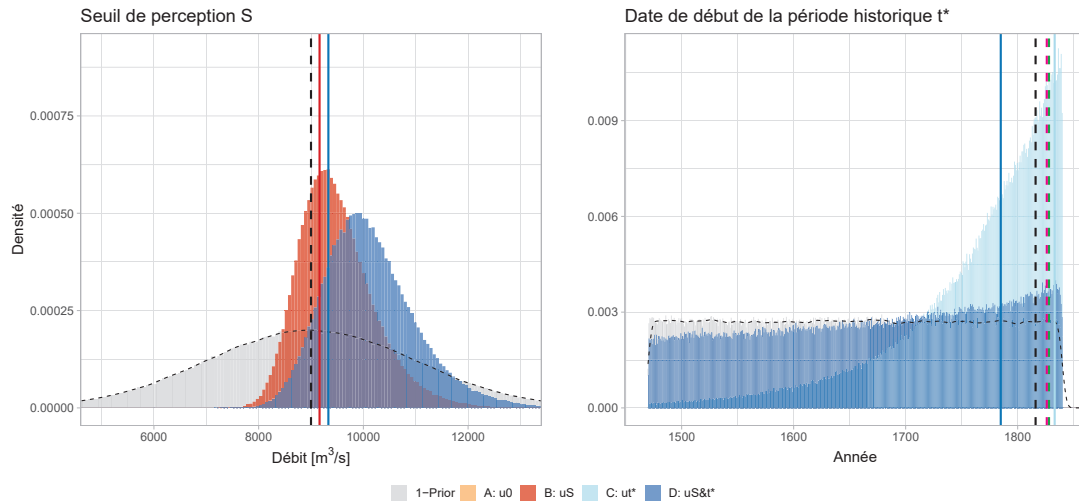


FIGURE 3.8 – Distributions *a priori* et *a posteriori* pour le seuil de perception (gauche) et la date de début de la période historique (droite). Les droites verticales pleines représentent l'estimation maxpost du paramètre pour chacun des modèles et les droites en pointillés noirs représentent les valeurs de référence. Les droites verticales en pointillés vert et rose représentent respectivement les estimations de  $t^*$  par la méthode de PROSDOCIMI (2018) et la méthode de la période de retour du seuil  $S$ .

### Quel est l'impact de la méconnaissance de la durée de la période historique sur l'estimation des quantiles ?

Le modèle C permet de représenter la méconnaissance de la durée de la période historique, qui est l'un des deux paramètres de la loi binomiale utilisée ici pour modéliser le nombre d'occurrences de crues supérieures à un seuil. Sur la figure 3.5, les estimations maxpost des quantiles pour le modèle C ont des valeurs légèrement supérieures aux estimations du modèle A. Cette légère sur-estimation provient d'une durée de période historique sous-estimée par le modèle, visible sur la figure 3.8 (droite). En effet, la date maxpost est l'année 1833, alors que la chronique débute réellement en 1816. Cette sous-estimation de 16 ans peut s'expliquer par une fréquence des crues supérieures au seuil  $S_4$  plus importante au cours de la période continue (4 crues / 50 ans = 0.08 crues/an) qu'au cours de la période historique (10 crues / 153 ans = 0.065 crues/an). Ce déséquilibre est simplement dû à la variabilité d'échantillonnage et explique qu'aucune non-stationnarité des données n'ait été détectée par les tests à la section 3.3.2. Il faut également noter que la distribution *a posteriori* pour le modèle C (figure 3.8, droite) est largement réduite par rapport à l'*a priori*, et présente une forme très asymétrique. La distribution connaît un maximum entre 1820 et 1840. Même si la valeur maxpost de  $t^*$  est relativement éloignée de la vraie valeur (17 ans), la distribution *a posteriori* reste cohérente avec cette vraie

valeur et est bien plus précise que la distribution peu informative de l'*a priori*. L'incertitude autour des quantiles estimée par le modèle C est très similaire à celle estimée par le modèle A (figure 3.5), de même que la distribution du paramètre de forme (figure 3.7). Une forte méconnaissance de la durée de la période historique n'a donc que peu d'impact sur la précision de l'estimation des quantiles, contrairement à la méconnaissance du seuil de perception.

### Quel est l'impact de la méconnaissance du seuil de perception et de la durée de la période historique sur l'estimation des quantiles ?

Représenter la méconnaissance autour de  $S$  et  $n$  en même temps dans le modèle probabiliste paraît être la solution la plus raisonnable dans certains cas, notamment pour des événements très anciens et mal connus. Le modèle D est ici utilisé à cet effet. Les quantiles maxpost estimés dans la figure 3.5 pour le modèle D semblent cohérents avec les valeurs de référence. En revanche, la largeur de l'intervalle de confiance est importante et se situe entre celle du modèle B et du modèle C. Même si l'estimation est plus précise que celle du modèle GEV sur l'échantillon 1970-2020, elle reste imprécise pour la crue millénaire. L'observation des paramètres *a posteriori* sur la figure 3.8 permet de comprendre l'origine de cette large incertitude. La distribution du seuil de perception, bien que centrée à proximité de la vraie valeur (maxpost à 9331 m<sup>3</sup>/s), est très large (écart-type = 883 m<sup>3</sup>/s). Le seuil de perception paraît ici un peu moins bien estimé que par le modèle B (écart-type = 729 m<sup>3</sup>/s). La date de début de la période historique est elle encore plus difficilement estimée, notamment en comparaison avec l'estimation du modèle C. On remarque que la distribution *a posteriori* est très similaire à celle de l'*a priori*, même si elle est légèrement asymétrique et marque un maximum non loin de la vraie valeur (l'année 1816). Cependant, les quantiles présentent une plus faible incertitude pour le modèle D que pour le modèle B. Cela provient de corrélations entre les paramètres qui peuvent être observées sur la figure 3.9. On remarque notamment une assez bonne corrélation entre la durée de la période historique  $n$  et le seuil de perception  $S$ , ainsi qu'entre le seuil de perception et le paramètre de forme  $\xi$ . Il est donc complexe d'identifier ces paramètres séparément. Une élicitation plus précise de leurs *a priori* sera certainement nécessaire.

### Quel est l'apport de la connaissance du débit des crues historiques ?

Les modèles A, B, C et D n'utilisent que l'information du nombre de dépassements  $k$  d'un seuil de perception  $S$  pendant une durée  $n$ . Le débit des crues historiques ayant dépassé le seuil est donc ignoré. Le modèle E permet de prendre en compte cette donnée de débit ainsi que l'incertitude correspondant à chaque crue. Il a été appliqué à l'échantillon 4 du tableau 3.1 en considérant l'incertitude des débits de la période historique (1816-1969) calculée au chapitre 2.

Les résultats sont présentés dans la figure 3.10 et le tableau 3.2. On constate une diminution de l'incertitude d'environ 25% autour du Q1000 pour le modèle E (avec un écart-type de 2255 [m<sup>3</sup>/s] pour Q1000) par rapport au modèle binomial A (écart-type de 3019 [m<sup>3</sup>/s] pour Q1000). En revanche, l'incertitude du modèle E reste environ 65% supérieure à celle du modèle GEV 1816-2020 pour Q1000. La connaissance du débit des



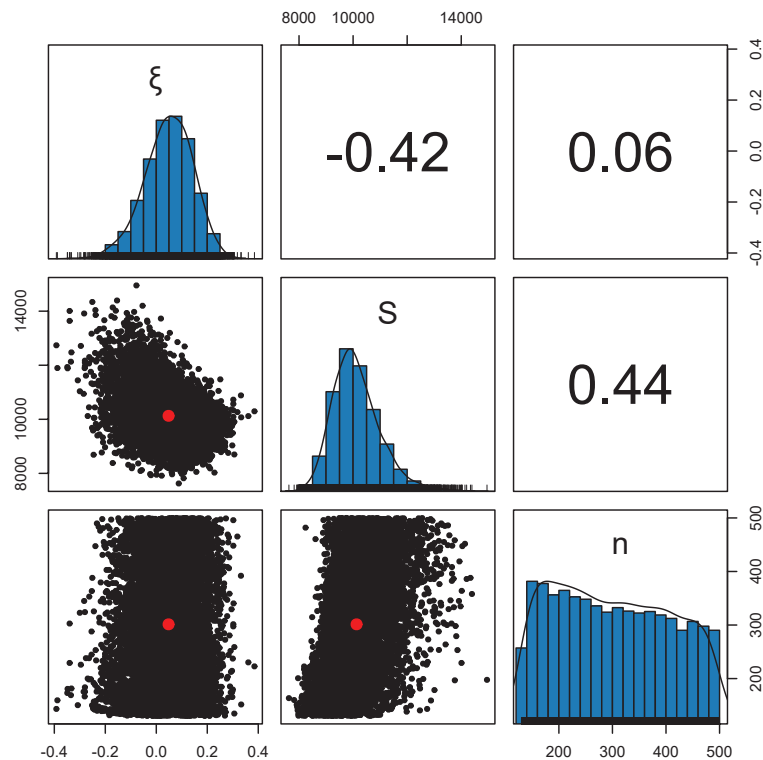


FIGURE 3.9 – Nuages de points des simulations MCMC issus de la distribution *a posteriori* pour trois paramètres du modèle D pour l'échantillon 4 : le paramètre de forme  $\xi$  (sans unité), le seuil de perception  $S$  (en  $\text{m}^3/\text{s}$ ) et la durée de la période historique  $n$  (en années). Les nombres inscrits dans les cases supérieures correspondent aux coefficients de corrélation de Pearson entre les paramètres et les points rouges correspondent aux médianes.

crues historiques, bien qu'elle ne soit pas une condition nécessaire à l'utilisation de données pré-enregistrements systématiques, permet donc de réduire l'incertitude autour des quantiles extrêmes. Cette incertitude reste en revanche supérieure à celle du modèle GEV pour lequel le débit maximum annuel de toutes les années de l'échantillon (historique + continu) est connu.

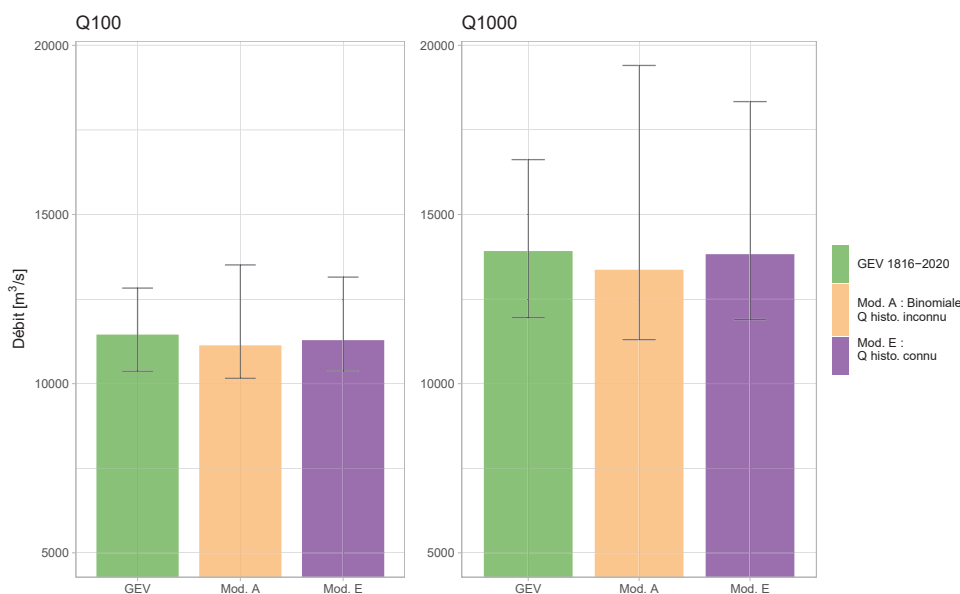


FIGURE 3.10 – Estimations maxpost et incertitudes à 95% pour Q100 et Q1000 pour 3 modèles appliqués à l'échantillon 4 (1816-2020 dégradé,  $S_4$ ). Le modèle A n'utilise que le nombre de dépassements du seuil de perception, alors que le modèle E considère le débit des crues historiques (et son incertitude) ayant dépassé le seuil  $S$ .

### Discussion intermédiaire

L'utilisation des modèles décrits dans la section 3.2 sur un échantillon artificiellement dégradé et dont les caractéristiques sont parfaitement connues permet d'évaluer la performance des modèles et l'impact de la méconnaissance du seuil de perception  $S$  et de la durée de la période historique  $n$  sur l'estimation des quantiles extrêmes. On constate en observant les résultats que la méconnaissance du seuil de perception a un plus fort impact sur l'incertitude des résultats que la méconnaissance de la durée de la période historique. Même si les distributions *a posteriori* du seuil de perception pour les modèles B et D sont centrées à proximité de la vraie valeur (9000 m<sup>3</sup>/s), l'incertitude résultant de la détermination du seuil a un fort impact sur l'incertitude des quantiles. En revanche, l'estimation de la durée de la période historique dans le cas des modèles C et D semble elle aussi relativement peu précise, mais n'impacte que peu l'incertitude des résultats si on compare ces derniers à ceux du modèle A. Cela est dû à des corrélations entre paramètres (figure 3.9) qui entraînent une réduction de l'incertitude finale.

Ces premiers résultats démontrent que l'incertitude des quantiles peut être sous-estimée lorsque l'on considère le seuil de perception et la durée de période historique comme étant bien connus alors que ce n'est pas le cas. Les modèles utilisés ici permettent de prendre en compte cette méconnaissance dans l'estimation des quantiles extrêmes. On pourra par la suite les appliquer au cas réel de l'échantillon de crues de la période 1500-2020 à Beaucaire, dont le seuil de perception et la durée de période historique ne sont pas connus précisément. Si les *a priori* utilisés jusqu'ici étaient peu informatifs afin de comprendre les performances du modèle, ils devront être élicités plus précisément par la suite afin d'obtenir des résultats qui reflètent davantage la connaissance/méconnaissance du seuil

de perception et de la durée de la période historique.

Enfin, la comparaison du modèle A pour lequel seul le nombre de dépassements du seuil de perception est connu avec le modèle E pour lequel le débit des crues historiques est connu (ainsi que l'incertitude autour de ces débits) a permis de démontrer l'intérêt de reconstituer le débit des crues historiques. Néanmoins, ces résultats ne sont valables que pour le seuil de perception  $S4$  utilisé ici. Plusieurs études (notamment STEDINGER et COHN (1986) et PAYRASTRE et al. (2011)) ont démontré que l'écart d'incertitude entre les résultats de ces deux types de modèles tendait à se réduire à mesure que la période de retour du seuil de perception tendait vers environ 50 ans, jusqu'à devenir nul au-delà de cette magnitude. Cela encourage donc l'utilisation du nombre de dépassements d'un seuil de perception lorsqu'il n'est pas possible d'avoir de meilleure information sur la période historique. Ce point sera discuté plus en détail dans la section 3.5.

### 3.4.2 Application à la période 1500-2020

Les modèles A, B, C et D de la section 3.2 ont été appliqués à l'échantillon 2 (1500-2020, seuil  $S_4$ ). Les estimations centennales et millénales sont présentés dans la figure 3.11 et sont comparés au modèle GEV sur l'échantillon continu 1816-2020. On retrouve également ces résultats dans le tableau 3.3, accompagnés des valeurs *a posteriori* de certains paramètres du modèle. Les distributions *a posteriori* de  $S$  et  $t^*$  sont également représentées dans la figure 3.12.

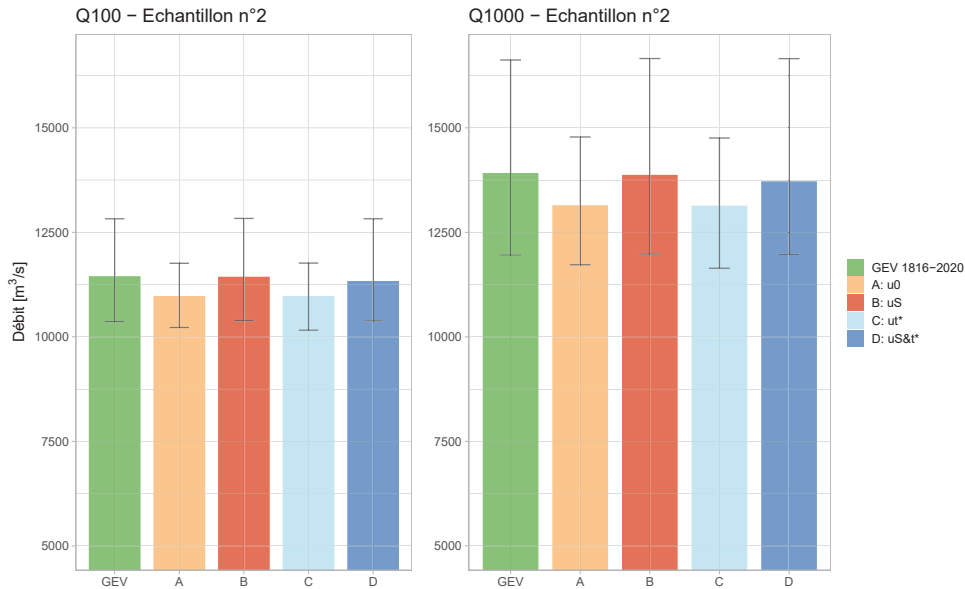


FIGURE 3.11 – Estimations maxpost et incertitudes à 95% pour Q100 et Q1000 par 5 modèles différents pour l'échantillon 2 (1500-2020,  $S_4$ )

TABLE 3.3 – Résultats maxpost et incertitudes de 6 modèles pour l'échantillon 2. Le modèle  $D^*$  représente les résultats du modèle D avec des *a priori* plus informatifs (section 3.4.2). Q100 et Q1000 représentent respectivement le débit des crues centennales et millénales,  $\xi$  le paramètre de forme de la distribution GEV,  $S$  le seuil de perception et  $t^*$  la date de début de la période historique. Les écarts type des distributions *a posteriori* sont représentés par les colonnes débutant par la lettre "u".

Modèle	Q100 [m <sup>3</sup> /s]	uQ100 [m <sup>3</sup> /s]	Q1000 [m <sup>3</sup> /s]	uQ1000 [m <sup>3</sup> /s]	$\xi$	$u\xi$	$S$ [m <sup>3</sup> /s]	$uS$ [m <sup>3</sup> /s]	$t^*$	$ut^*$
GEV 1816-2020	11451	687	13919	1351	0,058	0,044	X	X	X	X
A	10977	391	13149	816	0,073	0,038	9000	X	1500	X
B	11438	698	13875	1391	0,06	0,044	9628	504	1500	X
C	10975	395	13139	809	0,074	0,038	9000	X	1527	44
D	11336	745	13721	1467	0,061	0,044	9613	551	1529	62
$D^*$	11118	585	13421	1110	0,063	0,040	9386	334	1526	17

#### Comparaison des modèles historiques

Tout d'abord, on observe bien évidemment des résultats moins incertains que pour l'échantillon dégradé (figure 3.5). L'incertitude des résultats (pour Q100 et Q1000) des modèles GEV-Binomiale est au moins équivalente à celle de la référence (GEV 1816-2020),

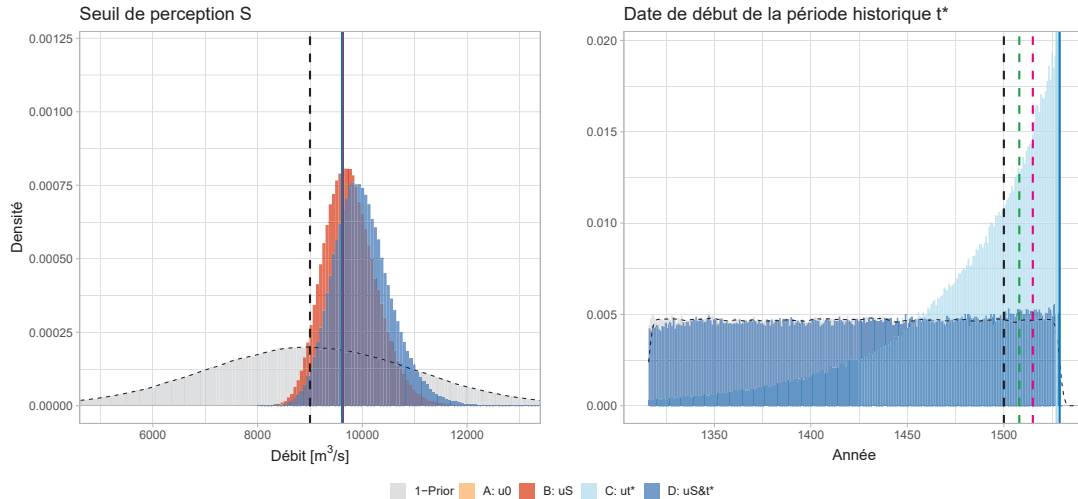


FIGURE 3.12 – Distributions *a priori* et *a posteriori* pour le seuil de perception (gauche) et la date de début de la période historique (droite). Les droites verticales pleines représentent l’estimation maxpost du paramètre pour chacun des modèles et les droites en pointillés noirs représentent les valeurs de référence. Les droites verticales en pointillés vert et rose représentent respectivement les estimations de  $t^*$  par la méthode de PROSDOCIMI (2018) et par la méthode de la période de retour du seuil  $S$ .

voire plus faible pour les modèles supposant un seuil de perception connu (A et C). Pour ces mêmes modèles, les quantiles maxpost sont légèrement plus faibles (d’environ 5%) que ceux de la référence (tableau 3.3). De la même manière qu’avec l’échantillon dégradé, on observe ici que la méconnaissance du seuil de perception (B et D) a plus d’impact sur l’incertitude des résultats que la méconnaissance de la durée de la période historique (C et D).

On peut notamment expliquer ces différences en observant les distributions *a posteriori* des paramètres  $S$  et  $t^*$  (figure 3.12). Tout d’abord, ces distributions sont très similaires à celles observées pour l’échantillon 4 (pour des *a priori* équivalents). Les écarts-type *a posteriori* pour le seuil de perception (modèles B et D) sont relativement faibles (environ  $500 m^3/s$  pour les deux modèles) et les distributions sont centrées vers des valeurs supérieures à la valeur *a priori* de  $9000 m^3/s$  (valeurs maxpost autour de  $9600 m^3/s$ , tableau 3.3). La date de début de période historique *a posteriori* pour le modèle C semble à nouveau estimée plus précisément que celle du modèle D, dont la distribution *a posteriori* est très proche de l’*a priori*. Pour les deux modèles, les estimations maxpost de  $t^*$  sont supérieures de pratiquement 30 ans à la valeur supposée de 1500. On constate notamment que la distribution *a posteriori* pour le modèle C connaît un maximum pour l’année 1529, qui correspond à la date de la première crue de l’échantillon.

Cette tendance vers un seuil plus important et une période historique plus courte pourrait être le symptôme d’une non-exhaustivité des crues dans l’échantillon C4 de la base HISTRHÔNE, et ce malgré le fait qu’aucune non-stationnarité de la fréquence des crues supérieures au seuil  $S4$  n’ait été détectée (section 3.3.2). À nouveau, on peut comparer le taux d’occurrence des crues supérieures au seuil  $S4$  respective à chacun des deux échan-

tillons. Pour l'échantillon historique, on observe 13 crues pour une durée de 315 ans, soit une fréquence de 0.041 crues/an. Pour l'échantillon continu, on observe 14 crues sur une durée de 204 ans, soit une fréquence de 0.068 crues/an. C'est donc ce déséquilibre en faveur de la période continue, qu'il soit dû à la variabilité d'échantillonnage, à la variabilité climatique, ou à la non-exhaustivité des données historiques, qui entraîne l'estimation de seuils de perception plus importants ou de durées historiques plus courtes. La stationnarité "interne" des deux échantillons a pourtant été validée (section 3.3.2), mais cela ne garantit pas une stationnarité inter-échantillons. De plus, il est possible qu'un échantillon soit considéré stationnaire sans qu'il soit pour autant exhaustif : par exemple la proportion de crues "oubliées" peut être stable dans le temps.

Dans le cas de Beaucaire, l'utilisation du nombre d'occurrences de crues historiques supérieures à un seuil ne permet donc de réduire l'incertitude autour des quantiles estimés que lorsque le seuil de perception est supposé parfaitement connu. L'utilisation d'*a priori* plus informatifs permettrait probablement d'obtenir des résultats moins incertains et plus réalistes quant à la connaissance du seuil de perception et de la durée de la période historique. Il faut également retenir qu'un doute demeure sur l'exhaustivité de l'échantillon historique et donc sur la stationnarité inter-échantillons.

### Estimation des quantiles à Beaucaire (1500-2020) avec des *a priori* plus informatifs

Après analyse des résultats des modèles pour différents échantillons, il apparaît que l'estimation la plus prudente des quantiles de crues à Beaucaire (1500-2020) consiste à utiliser le modèle D ( $S$  et  $n$  incertains) en parallèle d'une élicitation d'*a priori* relativement informatifs. De plus, STEDINGER et COHN (1986) et PAYRASTRE et al. (2011) décrivent qu'un modèle binomial apporte des résultats aussi informatifs qu'un modèle pour lequel le débit des crues historiques est connu si le seuil de perception est suffisamment grand. L'utilisation de l'échantillon correspondant au seuil de perception le plus grand ( $S_4$ ) semble donc être plus intéressante. La distribution *a priori* du seuil est à nouveau supposée gaussienne et centrée sur la valeur de 9000 m<sup>3</sup>/s, en accord avec les estimations de PICHARD et al. (2017) et des résultats du chapitre 1. L'écart-type de la distribution est fixé à 500 m<sup>3</sup>/s, ce qui le rend l'*a priori* plus informatif que lors des calculs précédents. En ce qui concerne la date de début de la période historique  $t^*$ , une distribution uniforme est utilisée. La borne supérieure de la distribution reste fixée à la date de la première crue de la série (en 1529). En revanche, la borne inférieure est affectée à deux fois la durée entre la date de la première crue (1529) et la valeur supposée de  $t^*$  (1500), soit 58 ans. La borne inférieure de la distribution *a priori* est donc l'année 1471. La valeur théorique calculée en utilisant la méthode proposée par PROSDOCIMI (2018) est 1510, elle est bien comprise dans la distribution *a priori*. Il en est de même pour la valeur de  $t^*$  correspondant à la différence entre la période de retour du seuil de perception  $S_4$  (environ 15 ans) et la date de la première crue, ce qui correspond à l'année 1515. L'application du modèle D avec ces *a priori* plus informatifs correspondra au terme  $D^*$  dans les sections suivantes.

Les résultats du modèle  $D^*$  sont présentés dans la figure 3.13 ainsi que dans le tableau 3.3 où ils sont comparés avec les estimations de référence (GEV 1816-2020). On constate

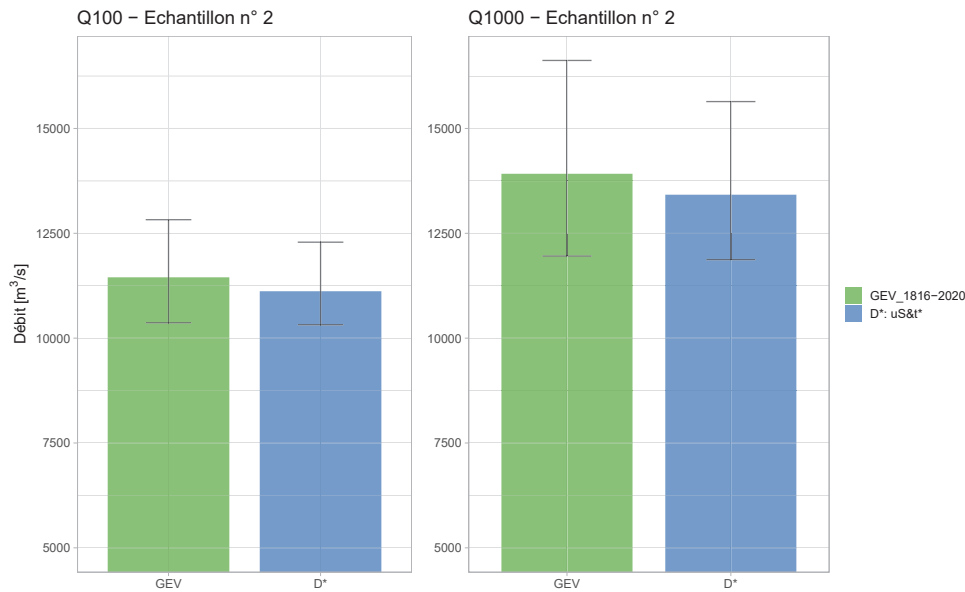


FIGURE 3.13 – Estimations maxpost et incertitudes à 95% pour Q100 et Q1000 des modèles GEV 1816-2020 et  $D^*$  pour l'échantillon 2 (1500-2020,  $S_4$ ) après révision des distributions *a priori* de  $S_4$  et  $n$ .

que l'incertitude des quantiles est réduite d'environ 15% par rapport à la référence pour Q100 et Q1000. Les estimations maxpost sont également réduites d'environ 3% pour les deux périodes de retour. L'utilisation des crues historiques apparaît donc pertinente pour réduire l'incertitude des quantiles, même dans le cas où  $S$  et  $n$  sont incertains. On peut également noter que l'élicitation d'*a priori* plus informatifs a permis de réduire d'environ 25% l'écart-type de la distribution *a posteriori* pour Q1000 (comparaison de D et  $D^*$ ).

Les distributions *a posteriori* de  $S$  et  $t^*$  sont présentées dans la figure 3.14. Une fois de plus, la distribution *a posteriori* du seuil de perception est décalée vers des valeurs plus élevées que la valeur supposée de 9000 m<sup>3</sup>/s, avec un seuil maxpost à 9386 m<sup>3</sup>/s. La distribution *a posteriori* de  $t^*$  est à nouveau très proche de la distribution *a priori*, avec une densité un peu plus élevée pour les années proches de la date de la première crue. L'estimation maxpost de  $t^*$  est ici 1526, soit une durée de la période historique  $n$  26 ans plus courte qu'attendu. Cependant, un doute subsiste quant à l'exhaustivité de l'échantillon historique ou la stationnarité inter-échantillons tel que décrit dans la section précédente.

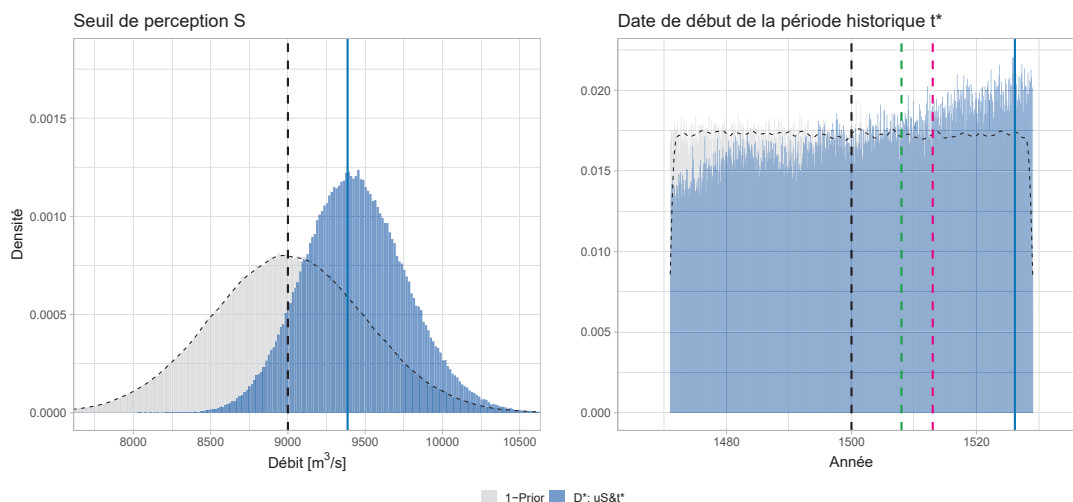


FIGURE 3.14 – Distributions *a priori* et *a posteriori* pour le seuil de perception (gauche) et la date de début de la période historique (droite). Les droites verticales pleines représentent l'estimation maxpost du paramètre et les droites en pointillés noirs représentent les valeurs de référence. Les droites verticales en pointillés vert et rose représentent respectivement les estimations de  $t^*$  par la méthode de PROSDOCIMI (2018) et par la méthode de la période de retour du seuil  $S$ .

### 3.5 Discussion

L'intérêt de la valorisation des données historiques pour l'analyse fréquentielle des crues est connu et étudié depuis longtemps (BENSON, 1950 ; STEDINGER et COHN, 1986). L'utilisation des données anciennes doit être accompagnée d'une estimation complète des incertitudes (KJELDSEN et al., 2014). Lors de l'utilisation d'un échantillon d'occurrences de crues supérieures à un seuil (le débit des crues historiques supérieures au seuil de perception n'est pas connu), la méconnaissance du seuil de perception et de la durée de la période historique est souvent négligée. Seule l'incertitude provenant de l'estimation des paramètres de la distribution choisie est généralement considérée. Plusieurs modèles sont proposés dans ce chapitre permettant de prendre en compte la méconnaissance autour de ces deux paramètres. La propagation de l'incertitude des débits de la période récente est également effectuée.

Les modèles ont dans un premier temps été testés avec des *a priori* très peu informatifs et sur un échantillon continu artificiellement dégradé afin de se replacer dans un contexte historique. Ainsi, seuil de perception et durée de la période historique sont parfaitement connus. Les quantiles estimés ont été comparés avec les estimations d'un modèle GEV pour l'entièreté de la période (figure 3.5). Il est apparu que considérer le seuil de perception comme étant incertain avait bien plus d'impact sur l'incertitude des résultats que considérer une méconnaissance sur la durée de la période historique. En revanche, quand ces deux paramètres sont considérés incertains en même temps, l'incertitude autour des quantiles est réduite par rapport au cas où seul le seuil est incertain. Une corrélation entre ces deux paramètres a été mise en évidence. Cette corrélation n'est pas surprenante étant donné que seuil et durée de la période historique sont par définition reliés : le nombre de



dépassements du seuil de perception  $k$  est à la fois dépendant du seuil  $S$  et de la durée  $n$ . L'élicitation d'*a priori* plus informatifs pour ces deux paramètres est donc nécessaire. Bien que le seuil de perception soit une quantité parfois difficile à cerner, il est donc possible de représenter sa méconnaissance à l'intérieur même du modèle probabiliste. Considérer que le seuil de perception est parfaitement connu lorsque ce n'est pas le cas peut mener à une importante sous-estimation de l'incertitude des quantiles, de même que pour la durée de la période historique, dans une moindre mesure. Dans le cas de cet échantillon dégradé, l'utilisation des données historiques permet de réduire l'incertitude des quantiles par rapport à la seule utilisation de l'échantillon continu (dégradé), et ce quelle que soit l'hypothèse retenue concernant la méconnaissance de  $S$  et  $n$ .

L'estimation du modèle binomial pour  $S$  et  $n$  connus (modèle A) a ensuite été comparée à une estimation pour laquelle le débit des crues historiques est connu et situé dans un intervalle (modèle E) pour l'échantillon dégradé (figure 3.10). L'incertitude des résultats du modèle E se situe entre celle du modèle A et celle du modèle GEV pour l'ensemble de la période. Dans ce cas précis, l'utilisation du débit des crues historiques s'est donc avérée légèrement plus informative que l'utilisation du seul nombre de dépassements du seuil de perception. D'après STEDINGER et COHN (1986) et PAYRASTRE et al. (2011), la magnitude du seuil de perception utilisé influe directement sur l'incertitude des résultats dans le cas du modèle binomial. Ainsi, pour un seuil de perception suffisamment grand, l'incertitude des estimations du modèle binomial est identique à celle du modèle pour lequel le débit des crues historique est connu. L'intérêt de connaître précisément le débit des crues historique est moindre dans ce cas. PAYRASTRE et al. (2011) estiment que l'on se trouve dans cette situation lorsque la période de retour du seuil de perception est supérieur à environ 50 ans (dans les cas testés). A Beaucaire, la période de retour du seuil de perception  $S4$  est d'environ 15 ans, ce qui explique l'avantage du modèle E sur le modèle A dans ce cas précis.

Pour l'échantillon de crues de Beaucaire de 1500 à 2020, l'utilisation des données anciennes reste, en l'absence d'estimations du débit des crues historiques, conditionnée à l'utilisation des seuils de perception de la base HISTRHÔNE :  $S3$  ou  $S4$ . L'estimation des quantiles étant plus précise pour un seuil de perception correspondant à une période de retour importante, il est naturel de préférer le seuil  $S4$ . Les résultats obtenus avec le seuil  $S3$  ne sont pas détaillés dans ce chapitre car ils sont qualitativement très similaires à ceux obtenus avec  $S4$ , et conduisent aux mêmes conclusions générales. Il paraît plus prudent d'utiliser le modèle qui fait l'hypothèse d'une méconnaissance du seuil de perception et de la durée de la période historique (modèle D), en parallèle d'une élicitation réaliste des *a priori* de ces deux paramètres. Les résultats du modèle D sous les conditions décrites précédemment sont légèrement plus informatifs que l'utilisation de la seule chronique continue de 1816 à 2020 (figure 3.13). Néanmoins, des doutes subsistent sur l'exhaustivité de l'échantillon historique.

L'application des quatre modèles à l'échantillon complet de 1500 à 2020 à Beaucaire avec des *a priori* peu informatifs a montré que les estimations de la durée historique et du seuil de perception étaient différentes des valeurs supposées. Les modèles B et D estiment un seuil de perception plus grand que supposé et les modèles C et D estiment une durée

de la période historique légèrement plus courte que celle supposée (figure 3.12). Cette tendance pourrait être le symptôme d'une non-exhaustivité des crues dans les échantillons historiques de la base HISTRHÔNE, et ce bien qu'aucune non-stationnarité de la fréquence des crues n'ait été détectée (section 3.3.2). Le nombre  $k$  de dépassements du seuil de perception est donc possiblement sous-estimé dans les données disponibles. Cette sous-estimation pourrait provenir de la nature même des données, qui ne sont pas des données de crues supérieures à un seuil au sens physique. Les catégories de la base HISTRHÔNE sont définies sur la perception des dommages par les populations ripariennes et non un seuil de perception physique directement lié au dépassement d'un débit. Or, comme décrit au chapitre 1, la perception des dommages par les populations a probablement évolué au cours du temps. Cette variabilité dans la perception des dommages et la conséquence de nombreux facteurs, qu'ils soient physiques ou anthropiques. Ainsi, relier directement les conséquences d'une crue à son seul débit de pointe est un raccourci dangereux. Par exemple, pour un même débit de pointe, la perception de la gravité d'une crue peut varier selon la durée de la crue, le niveau de protection, la rupture de digues, la densité de population... De plus, la qualité et la quantité des témoignages de crues historiques qui parviennent jusqu'à nous sont dépendants du contexte sociétal, qui est lui aussi très variable d'une époque à l'autre : contexte politique, religieux, médiatique, culture de la conservation d'archives... Par exemple, l'impressionnante quantité de données recueillie dans la base HISTRHÔNE est notamment la conséquence de la présence d'instances religieuses dans la région provençale, au sein desquelles l'érudition et la tradition écrite étaient importantes. Cet ensemble de paramètres est important à garder en tête lors de l'utilisation de données historiques pour l'analyse fréquentielle, et plus particulièrement lors de la phase d'enquête historique. La méthodologie de la recherche de données est tout aussi importante que l'analyse statistique, afin de garantir l'exhaustivité des échantillons et la connaissance du contexte hydrologique, hydraulique et social contemporain aux crues étudiées.

Dans les études historiques menées sur des bassins versants français de petite taille, la détermination du seuil de perception  $S$  et l'exhaustivité du nombre de crues  $k$  supérieures au seuil semblent être les principales limites. Par exemple, PAYRASTRE (2005) écrit : «*De façon à disposer d'une information fiable nous avons parfois dû limiter la durée de la reconstitution historique à moins de deux siècles (durée visée au départ), un seuil de perception ne pouvant raisonnablement être défini*». Il en est de même pour les données de la base HISTRHÔNE utilisées ici et dont les plus anciens témoignages remontent au XIII<sup>ème</sup> siècle. L'avis d'expert de Geoges PICHARD, l'historien à l'origine de cette base de données, était que l'exhaustivité des crues était probablement atteinte à partir du XVI<sup>ème</sup> siècle, ce qui nous a conduits à utiliser les données de la base à partir de l'année 1500. Ce constat était sans doute optimiste et nous avons été confortés dans ce choix par les résultats l'analyse de stationnarité réalisée à la section 3.3.2. On pourrait penser que choisir un début de période historique plus tardif aurait pu mener à de meilleurs résultats. Cependant, le fait que la stationnarité de l'échantillon historique ait été validée semble suggérer que la fréquence des "oublis" de crues supérieures au seuil soit constante au cours du temps. Il est risqué de vouloir à tout prix utiliser le plus grand nombre de données historiques possible dans un contexte d'analyse fréquentielle. L'exhaustivité doit être le premier critère, devant la quantité de données utilisée. Par exemple, GAUME et al.

(2010) écrivent dans un contexte légèrement différent d'analyse historique et régionale des crues : « *comprehensive and dense inventories of ungauged extremes with a controlled and predefined number of target watersheds not selected on the basis of the magnitude of the past floods (French example), should be preferred to loose collations of isolated extreme values with unknown equivalent coverage. For a given series, if there is an uncertainty on the threshold values, the highest guesses should be selected to obtain the pessimistic result concerning the credibility bounds.* »

Suite à ces différents constats, on pourrait penser à l'utilisation d'un modèle qui considère non-seulement le seuil de perception  $S$  et la durée de la période historique  $n$  comme étant incertains, mais également pour lequel le nombre de dépassements  $k$  du seuil de perception est lui aussi incertain. Néanmoins, les résultats de ce chapitre ont permis de mettre en évidence que la méconnaissance de  $S$  avait à elle seule un fort impact sur les résultats. De plus, lorsqu'il existe un tel doute sur l'exhaustivité des données historiques, discuter de l'incertitude du seuil de perception ou de la durée de la période historique paraît secondaire. Ici, l'utilisation même des données historiques pourrait être remise en cause, l'échantillon d'enregistrements continus étant exceptionnellement long (205 ans) et permettant une estimation satisfaisante des quantiles de crue. Une des façons de compléter cette étude pourrait être d'estimer le débit des événements historiques à l'aide de modèles hydrauliques avec une prise en compte complète des incertitudes inhérentes à cet exercice (bathymétrie historique, rupture de digues...) listées dans le chapitre 1. Cependant, cela ne réglerait pas les problèmes de non-stationnarité énoncées plus tôt. Il est également possible d'utiliser plusieurs seuils de perception dans le but de garantir l'exhaustivité des données pour les périodes les plus anciennes. Cette possibilité est fréquemment décrite dans la littérature mais n'a jamais été exploitée dans le cas de seuils de perception incertains. Considérer plusieurs seuils de perception incertains en parallèle avec des durées de périodes incertaines peut néanmoins nécessiter un traitement statistique bien plus complexe que celui décrit dans ce chapitre.

Bien que la stationnarité des données ait été vérifiée (section 3.3), il est probable que les données utilisées dans ce chapitre soient impactées par une variabilité climatique et/ou anthropique qui pourrait fragiliser l'hypothèse de stationnarité nécessaire à l'analyse fréquentielle. L'hypothèse de stationnarité est de nos jours fréquemment remise en cause (MILLY et al., 2008). Des tendances autour de la magnitude des crues ont été identifiées dans plusieurs régions en Europe (HALL et al., 2014; BLÖSCHL et al., 2019) et en France (GIUNTOLI et al., 2019), mais aucune règle n'existe en France à ce jour pour prendre en compte l'impact du changement climatique sur l'estimation du risque inondation (MADSEN et al., 2014). Néanmoins, la non-prise en compte de ces sources de variabilité a probablement moins d'impact sur les résultats que la méconnaissance autour des données historiques et la simple variabilité d'échantillonnage. Il est tout de même possible d'intégrer les changements temporels des processus climatiques ou des caractéristiques du bassin versant au sein même du modèle probabiliste comme cela est de plus en plus fréquemment décrit dans la littérature (voir SALAS et al. (2018) pour une revue complète des différentes possibilités). Il ne faut pas oublier que cette longue série est utile en dehors du cadre de l'analyse fréquentielle. Il est possible de l'utiliser pour identifier la variabilité climatique sur les 5 derniers siècles. On peut citer à ce sujet les résultats de BLÖSCHL

et al. (2020), basés sur de plus de 100 séries historiques de crues provenant de diverses régions européennes. Ces derniers ont mis en évidence plusieurs périodes au cours des 500 dernières années durant lesquelles la fréquence d'occurrence des crues était amplifiée. Ils ont également montré que la période actuelle (1992-2016) était l'une de ces périodes riches en crues et qu'elle était inédite par rapport aux autres périodes, notamment en termes d'extension spatiale du phénomène.

Les conclusions de ce chapitre sont difficilement généralisables à d'autres stations que Beaucaire, notamment pour des régions climatiques sous des influences différentes ou des bassins versants plus petits. La réduction de l'incertitude, en partie dépendante du comportement de la queue de distribution (et donc du paramètre de forme de la GEV), serait probablement différente sous un autre contexte climatique, tout particulièrement dans le cas d'une queue de distribution plus "lourde" que celle de Beaucaire (MERZ et al., 2022). Il est également probable que la réduction d'incertitude obtenue par l'utilisation de données historiques soit dépendante du ratio des durées de la période historique et de la période continue (PAYRASTRE et al., 2011). De plus, on peut également s'attendre à des résultats différents selon la nature des données historiques utilisées (témoignages, repères de crues, dendrochronologie, carottes sédimentaires...). L'application des méthodes proposées dans ce chapitre à d'autres stations hydrométriques, comportant des données historiques exhaustives et de nature différente à celles de Beaucaire, et relatives à des tailles de bassin versant contrastées serait intéressante. Pour que les résultats soient comparables, l'estimation et la propagation de l'ensemble des incertitudes devra être effectuée.

## 3.6 Conclusion

L'incertitude autour du seuil de perception et de la durée de la période historique n'est pas explicitement intégrée aux modèles probabilistes utilisés pour prendre en compte des données historiques dans l'analyse fréquentielle. Les modèles mis au point dans ce chapitre permettent de considérer cette méconnaissance au sein même du modèle probabiliste et de la propager aux résultats. Il est apparu en testant les modèles sur une chronique artificiellement dégradée que la méconnaissance du seuil de perception avait plus d'impact sur l'incertitude des résultats que la méconnaissance de la durée de la période historique. De plus, une corrélation entre ces deux paramètres a été mise en évidence. L'utilisation de la chronique complète (1500-2020) a ensuite permis de réduire l'incertitude des estimations de quantiles extrêmes réalisées au chapitre 2, même dans le cas où seuil de perception et durée de la période historiques sont incertains, à condition d'utiliser des *a priori* suffisamment informatifs. Cependant, cette application a également permis de mettre en lumière une probable sous-estimation du nombre de dépassements du seuil de perception au cours de la période historique. Considérer une incertitude autour de  $S$  ou  $n$  est probablement mineur devant le problème de la non-exhaustivité des données historiques.

On peut donc retenir que, malgré la non-exhaustivité supposée de l'échantillon, ces résultats soulignent l'intérêt potentiel de l'utilisation des données historiques pour l'analyse fréquentielle, ainsi que l'importance d'une prise en compte complète des incertitudes autour de ces données. Ces conclusions ne sont pas systématiquement généralisables en

dehors du cas de Beaucaire, où la chronique d'enregistrements continus est particulièrement longue et où le paramètre de forme est positif. De plus, aucune tendance pouvant être attribuée aux changements des caractéristiques du bassin versant ou au changement climatique n'a pu être mise en évidence à Beaucaire. Néanmoins, pour aller au-delà de l'analyse fréquentielle des crues, la perspective de modéliser la variabilité climatique semble intéressante avec un jeu de données aussi fourni.

## Conclusions et perspectives

*«De 1580, nous passons à 1674.  
L'étape est longue : près d'un siècle.  
La nouvelle génération s'était  
habituée à la mansuétude, à la  
bénignité du Rhône, lorsque tout à  
coup, les eaux montèrent à une  
hauteur inusitée ; des secours tardifs  
ou mal dirigés ne purent prévenir une  
invasion, et les chaussées  
succombèrent en plusieurs endroits»*

---

A. Eyssette, Histoire administrative  
de Beaucaire depuis le XII<sup>ème</sup> siècle  
jusqu'à la Révolution de 1789.

L'objectif principal de cette thèse est de développer une méthode intégrée pour l'analyse fréquentielle des crues permettant de valoriser les enregistrements hydrométriques récents et historiques, ainsi que les recensements de crues antérieures aux relevés, avec une prise en compte complète et homogène des différentes sources d'incertitude. Même si l'utilisation de données historiques pour l'analyse fréquentielle des crues est une pratique courante, certains verrous méthodologiques restaient à débloquent pour estimer et propager l'ensemble des incertitudes. Pourtant, la prise en compte des incertitudes est particulièrement importante dans ce contexte pour plusieurs raisons. Tout d'abord, elle permet d'obtenir une estimation probabiliste du risque de crue qui est indispensable à la prise de décision éclairée. Elle permet également de comparer raisonnablement les estimations provenant de différentes méthodes pour un même site. Enfin, elle permet d'évaluer si l'ajout de données historiques, bien qu'incertaines, améliore l'estimation des quantiles extrêmes.

Dans les pages suivantes, nous résumons les différentes étapes de la mise en place de cette méthode comportant un ensemble de techniques et outils, dont certains ont été développés lors de la thèse. Nous présentons également les principaux résultats de son application au cas d'étude du Rhône à Beaucaire de 1500 à 2020, qui constitue une preuve de concept permettant de tester et valider la méthode proposée, sur un cas complexe et richement documenté. Enfin, nous discutons des perspectives qui découlent de ces résultats, au-delà du cadre de la thèse et de la station de Beaucaire.

### 4.1 Principaux résultats

La première partie de la thèse consiste à effectuer un bilan des données de crue disponibles à Beaucaire. Cette étape ne doit pas être négligée car elle constitue les fondations de l'analyse fréquentielle. De plus, elle est tout particulièrement importante lorsque l'on s'intéresse aux incertitudes qui affectent ces données d'entrée. À Beaucaire, le précieux travail de recensement d'archives de PICHARD (1995) et PICHARD et al. (2017), ainsi que la récente étude de BARD et LANG (2018) ont permis de reconstituer une chronique continue de mesures limnimétriques débutant en 1816, ainsi que des jaugeages débutant en 1845, ce qui est remarquable. Ce premier chapitre a permis de retracer les nombreuses évolutions du chenal du Rhône à Beaucaire depuis le XIX<sup>ème</sup> siècle, ce qui est particulièrement important afin de disposer de données objectives pour l'étude de la relation hauteur-débit (courbe de tarage) et l'estimation des incertitudes hydrométriques. Une analyse de l'évolution des temps de propagation des crues (de type océanique et inférieures à la décennale) entre Lyon et Beaucaire au cours des différentes phases d'aménagement en lit mineur a également été menée. Elle a permis de constater une diminution de ces temps de propagation, qui en 175 ans sont passés de 48 h (en valeur médiane) avant la construction des aménagements Girardon, à 16 h après la construction des aménagements CNR. Cette constatation pourrait remettre en cause la stationnarité des processus de crue de la période 1816-2020. L'étape suivante a consisté à extraire et caractériser les données de crue de la base de données HISTHRÔNE ([histrhone.cerege.fr](http://histrhone.cerege.fr)) qui recense plus de 1500 événements hydroclimatiques (crues, événements de gel du Rhône, pluies extrêmes, submersions marines) depuis le XIII<sup>ème</sup> siècle. Une estimation de l'ordre de grandeur du

débit des plus fortes crues, qui sont classées dans la base de données en différentes catégories basées sur les dommages (« *crue et inondation de gravité intermédiaire* » ou « *crue et inondation extrême* »), a été effectuée. Cette estimation se base sur le croisement des données HISTRHÔNE disponibles jusqu'en 2000 avec les hydrogrammes de la période récente (1816-2020). Cet exercice ouvre la voie à l'utilisation des crues historiques (antérieures aux mesures limnimétriques continues) pour l'analyse fréquentielle, car il permet une première approche des seuils de perception. Cependant, une évolution des enjeux en zone inondable a été mise en évidence, en lien avec la mise en place d'ouvrages de protection. Ce phénomène peut compliquer l'utilisation des seules mentions de crues, en l'absence d'estimations de débit pour chacun des événements. C'est pourquoi la piste de l'utilisation de modèles hydrauliques pour l'estimation du débit de chacune de ces crues a été explorée. Cependant, ce travail s'est heurté au manque de données, notamment pour reconstituer la bathymétrie et la rugosité du Rhône avant le XIX<sup>ème</sup> siècle. Au regard des nombreuses incertitudes qui affectent cet exercice, de la complexité à les quantifier, et du temps limité de la thèse, nous avons décidé de ne pas poursuivre la piste de la modélisation hydraulique. Néanmoins, ces travaux exploratoires ont permis de définir les contours et les limites de la modélisation du débit des crues historiques, et de dégager des pistes de simplification du modèle hydraulique pour d'éventuelles futures études.

Le second chapitre de la thèse a pour but d'explorer l'impact de la valorisation de données hydrométriques anciennes (et continues) sur l'analyse fréquentielle des crues. La première partie de ce travail consiste à estimer les chroniques de débit à Beaucaire de 1816 à 2020, avec une prise en compte complète des incertitudes hydrométriques. Tout d'abord, les incertitudes de mesure affectant les relevés de hauteur d'eau ont été estimées par la combinaison de diverses sources d'erreurs. Parmi ces sources, une attention particulière a été accordée à l'incertitude due à la fréquence des relevés, qui est particulièrement importante pour les mesures très anciennes. Cette incertitude a été estimée en dégradant artificiellement les données modernes, mesurées à des pas de temps très fins par des capteurs automatiques. Les dates de détarage de la relation hauteur/débit ont ensuite été estimées à l'aide de la méthode de segmentation des résidus jaugeages/courbes de tarage de DARIENZO et al. (2021), dont l'intérêt principal est de pouvoir considérer l'incertitude des jaugeages dans l'estimation de ces dates. Des courbes de tarage et leurs incertitudes ont été déterminées pour chacune des périodes homogènes à l'aide de la méthode BaRatin SPD (MANSANAREZ et al., 2019a), basée sur l'interprétation physique des détarages. Cette méthode fait l'hypothèse que certains paramètres des courbes de tarage sont constants, alors que d'autres varient d'une période homogène à l'autre. Ainsi, l'information est transférée entre les périodes, ce qui permet de réduire l'incertitude des courbes de tarage en mutualisant l'information de l'ensemble des jaugeages de toutes les périodes. Les changements morphologiques identifiés au premier chapitre ont été utilisés pour la configuration de ce modèle. Ce sont ainsi 21 courbes de tarage incertaines qui ont été estimées. L'incertitude des relevés de hauteur d'eau a ensuite été propagée à travers ces courbes de tarage pour obtenir un hydrogramme incertain de 1816 à 2020. L'incertitude totale (au niveau de probabilité de 95%) varie de 30% au début du XIX<sup>ème</sup> siècle, à 5% pour les relevés les plus récents. Cette incertitude hydrométrique a ensuite été propagée jusqu'aux quantiles extrêmes estimés selon une distribution GEV via une méthode bayésienne. Ainsi, on peut déterminer la contribution de l'incertitude hydromé-



trique et de l'incertitude d'échantillonnage à l'incertitude totale des quantiles extrêmes. Pour la chronique complète (205 ans), l'incertitude hydrométrique est dominante pour des périodes de retour inférieures à 100 ans, alors que l'incertitude d'échantillonnage est dominante au-delà de la centennale. Les estimations GEV ont ensuite été réalisées pour des durées de chroniques variables, en sous-échantillonnant dans la chronique complète. Il apparaît que l'incertitude totale diminue significativement lorsque la durée des chroniques augmente de 20 à 100 ans. Au-delà de 100 ans, l'incertitude est très stable, ce qui suggère que le gain en termes de réduction de l'incertitude d'échantillonnage est compensé par la forte incertitude des données anciennes (comparativement aux données récentes). Cependant, les estimations maxpost augmentent d'environ 15% pour des durées de chroniques supérieures à 160 ans, et ce à cause de l'inclusion des deux plus fortes crues de l'échantillon en 1840 et 1856. Ces résultats ont permis d'illustrer l'intérêt et les limites des relevés hydrométriques anciens pour la réduction des incertitudes des quantiles de crue, mais également d'identifier la part de chacune des sources d'incertitude dans cette réduction. Ils ont également permis de démontrer l'importance d'une estimation complète et homogène des incertitudes pour l'analyse fréquentielle des crues. Ces travaux ont fait l'objet d'un article scientifique soumis dans "Journal of Hydrology" et accepté sous réserve de révisions mineures.

Les résultats obtenus pour la chronique continue de 1816 à 2020 ont ouvert la voie à l'inclusion de données historiques antérieures aux enregistrements continus extraites de la base HISTRHÔNE. En l'absence de reconstructions du débit de chacun des événements, le nombre d'occurrences de crues supérieures à un seuil de perception a été exploité. Ce seuil de perception découle des catégories de crues de la base HISTRHÔNE : il n'a pas un sens physique uniquement déterminé par la valeur du débit, mais est également lié à la perception des dommages induits par la crue. Si l'utilisation d'un échantillon mixte (composé de données hydrométriques continues et de données de crues historiques ponctuelles) est une pratique d'analyse fréquentielle relativement commune, la propagation complète des incertitudes hydrométriques et des incertitudes d'échantillonnage est rarement abordée. De plus, le seuil de perception et la durée de la période historique durant laquelle ce dernier est actif sont dans la grande majorité des cas supposés parfaitement connus, ce qui constitue de fortes hypothèses. Le modèle proposé dans ce chapitre les considère comme des paramètres à part entière du modèle probabiliste qui sont donc à estimer. Ainsi, la méconnaissance du seuil de perception et de la durée de la période historique se reflète dans l'incertitude des résultats. Dans un premier temps, ce modèle a été appliqué à la chronique de débits continue du Rhône à Beaucaire de 1816 à 2020, qui a été artificiellement dégradée en un échantillon mixte comportant des données ponctuelles antérieures à des relevés continus. Cet exercice permet de tester le modèle sur un cas d'étude pour lequel le seuil de perception et la durée de la période historique sont parfaitement connus. Les estimations obtenues sont satisfaisantes, même si elles ne sont évidemment pas aussi précises que les estimations du chapitre précédent, qui utilisent l'entièreté de la chronique continue. Ces tests ont permis d'identifier que la seule méconnaissance du seuil de perception entraînait une incertitude bien plus grande que la seule méconnaissance de la durée de la période historique. En revanche, quand ces deux paramètres sont considérés incertains en même temps, l'incertitude des quantiles est réduite par rapport au cas où seul le seuil est incertain. Ce résultat s'explique par une corrélation entre ces deux paramètres. Ces premiers

résultats démontrent également que considérer que le seuil de perception est parfaitement connu lorsque ce n'est pas le cas peut mener à une sous-estimation importante de l'incertitude des résultats. Le modèle a ensuite été appliqué aux données complètes du Rhône à Beaucaire, avec des occurrences de crues historiques pour la période 1500-1815, et la chronique de débits maximum annuels de 1816 à 2020. Les résultats présentent une incertitude réduite par rapport aux résultats de la seule chronique continue de 1816 à 2020, et ce même dans le cas où seuil de perception et durée de la période historique sont incertains (à condition d'utiliser des *a priori* suffisamment informatifs). Cependant, cet exercice a permis de mettre en lumière une probable sous-estimation du nombre de dépassements du seuil de perception au cours de la période historique dans les données HISTRHÔNE. Cette potentielle non-exhaustivité apparaît alors même que la stationnarité des données a été validée. Elle pourrait provenir du fait que les catégories de la base HISTRHÔNE sont définies sur la perception des dommages par les populations ripariennes, et non sur un seuil de perception physique directement lié au dépassement d'un débit. Même si le cas d'étude de Beaucaire de 1500 à 2020 présente des limites qui semblent difficiles à surmonter, le modèle proposé dans ce chapitre ouvre la porte à une prise en compte complète et homogène des incertitudes dans le cas de l'analyse fréquentielle des crues historiques.

## 4.2 Perspectives



FIGURE 4.1 – Graffiti sur un mur Londonien, attribué à l’artiste Banksy. (source : Zak Hussein)

Les méthodes développées au cours de cette thèse comportent évidemment des limites que les pistes présentées dans cette section pourraient permettre de dépasser.

Tout d’abord, l’estimation du débit des événements anciens représente un défi important que les données disponibles et la durée limitée de la thèse n’ont pas permis de relever. Pour aller plus loin à ce sujet, plusieurs pistes sont possibles. L’utilisation d’un modèle hydraulique différent pour chacune des crues étudiées semble indispensable pour s’adapter aux très nombreux scénarios possibles. Une autre grande difficulté de cet exercice est l’estimation des incertitudes associées aux débits de pointe. Elles pourraient être déterminées en réalisant des modélisations basées sur des scénarios minimum et maximum pour les paramètres et données d’entrée concernées (hauteurs de pointe atteintes, géométrie des sections, rugosité, ruptures de digues...). Au-delà de cette approche empirique, la propagation des diverses incertitudes au travers du modèle hydraulique pourrait être réalisée via l’utilisation de méthodes Monte Carlo, moyennant des temps de calculs conséquents. Pour aller plus loin, il pourrait être intéressant de réaliser des simulations en régime non-permanent afin par exemple de mieux appréhender l’impact des ruptures de digues sur le débit de pointe. En revanche, il faudrait dépasser dans certains cas le manque d’informations (spatiales et temporelles) concernant ces ruptures de digues. En restant sur un modèle hydraulique 1D, il faudrait également caler des casiers hydrauliques pour représenter les processus de stockage-déstockage en lit majeur et de laminage de la crue. Ce type de phénomène est mieux pris en compte dans les modèles 2D mais les données disponibles ne permettent pas la configuration d’un tel modèle. Une piste intéressante et à moindre coût provient de l’élaboration d’une courbe de tarage reliant les hauteurs de l’échelle reconstituée de Véran à Arles, aux débits à Beaucaire. Cette piste prometteuse a été succinctement explorée au cours de la thèse en établissant cette relation sur la période récente. Cependant, elle peut se révéler relativement incertaine dans le cas de ruptures de

digues entre Beaucaire et Arles, ou dans le cas de changements importants de la répartition des débits entre le Petit-Rhône et le Grand-Rhône. Il faut cependant garder à l'esprit que, même si l'estimation du débit de chacun des événements de la base HISTRHÔNE était possible, cela ne réglerait en aucun cas les potentiels problèmes de non-exhaustivité des données. Finalement, les problématiques exposées ci-dessus devraient être explorées dans le cadre d'une collaboration forte entre hydrauliciens, géomorphologues et historiens.

La potentielle non-exhaustivité des données historiques identifiée au cours de la thèse est une limitation importante. Ces lacunes pourraient être comblées par l'utilisation de données complémentaires, telles que des approches de dendrochronologie (BALLESTEROS-CÁNOVAS et al., 2015) ou de datation des dépôts sédimentaires (DEZILEAU et al., 2014; ENGELAND et al., 2020; CORELLA et al., 2021; WILHELM et al., 2022). On peut citer notamment les études de carottes sédimentaires réalisées dans le pro-delta du Rhône par FANGET et al. (2013). Cependant, la comparaison des datations avec les occurrences de crues des deux derniers siècles ne semble pas totalement satisfaisante. De plus, ces dépôts ont probablement été fréquemment perturbés au cours de l'histoire par des remaniements sédimentaires, ce qui invite ici aussi à la prudence par rapport à la stationnarité et l'exhaustivité des données.

Des pistes d'amélioration sont également envisagées sur les estimations de débit de 1816 à 2020, notamment en ce qui concerne la détection des détarages. La méthode utilisée est basée sur la segmentation des résidus jaugeages/courbes de tarage. Cependant, le faible nombre de jaugeages anciens peut conduire à une sous-estimation du nombre de détarages. Pour pallier à ce problème, il serait possible d'utiliser des méthodes de nature différente, comme l'analyse des récessions de débit (VOGEL et KROLL, 1996; CHAPMAN, 1999; DARIENZO, 2021) ou l'analyse du transport solide cumulé (DARIENZO, 2021). Cependant, l'application de ces méthodes est probablement limitée dans le cas de relevés limnimétriques peu fréquents. On peut également noter qu'il est sans doute possible d'améliorer l'élicitation des *a priori* pour l'estimation des courbes de tarage, ce qui pourrait avoir un impact sur l'incertitude finale des hydrogrammes.

Nous avons supposé que les débits maximum annuels du Rhône à Beaucaire suivent une distribution GEV. Ce choix d'une distribution pour modéliser les crues est une source d'incertitude non négligeable qui n'a pas été explorée dans cette thèse. Une manière de vérifier les résultats obtenus pourrait être de les comparer à ceux obtenus pour l'utilisation d'un échantillonnage sup-seuil et d'une distribution GPD en se basant sur les mêmes données.

Les résultats de l'analyse fréquentielle historique obtenus sont difficilement généralisables en dehors de Beaucaire. Cependant, il serait intéressant de tester le modèle d'analyse fréquentielle proposé, qui considère une incertitude sur le seuil de perception et la durée de la période historique, sur d'autres bassins versants pour lesquels des données historiques sont disponibles et dont la nature diffère de celle des données de Beaucaire (repères de crue, dendrochronologie, dépôts sédimentaires). En France, on peut notamment citer les bassins versants de l'Ardèche (NAULET et al., 2005), du Gardon (NEPPEL et al., 2010; DEZILEAU et al., 2014), de l'Orbiel (PAYRASTRE et al., 2011) ou du Rhin

(LANG et al., 2022). Il serait également possible de complexifier le modèle pour y intégrer la possibilité de considérer une incertitude sur le nombre d'occurrences de crues supérieures à un seuil, ou de considérer un seuil de perception incertain dont la magnitude varie dans le temps. Cependant, l'incertitude des estimations de tels modèles serait probablement trop importante. Il est sans doute plus utile d'investir du temps dans la recherche et la sauvegarde de données historiques dont l'exhaustivité est garantie, plutôt que de complexifier les modèles à l'infini pour les adapter à des données incomplètes.

Une des perspectives les plus importantes des résultats de cette thèse serait sans doute d'utiliser la longue série de Beaucaire pour étudier la variabilité hydroclimatique sur les siècles passés, et l'impact du changement climatique. La question n'est pas simple étant donné la diversité des régimes hydrologiques que ce bassin versant agrège et le fait que l'impact du changement climatique sur les crues n'est pas homogène et reste encore très imparfaitement compris (LEBLOIS, 2002 ; GIUNTOLI et al., 2019). La prise en compte de variables explicatives conditionnant la distribution des crues pour l'analyse fréquentielle est un sujet très largement étudié aujourd'hui, comme en témoigne la revue de SALAS et al. (2018). Il serait intéressant d'appliquer de telles méthodes à Beaucaire, par exemple via l'utilisation d'indices climatiques pouvant avoir un impact sur le bassin versant du Rhône. On peut notamment citer la NAO (CRIADO-ALDEANUEVA et SOTO-NAVARRO, 2020), El Niño (BRÖNNIMANN, 2007), ou les indices climatiques "cachés" proposés par RENARD et al. (2021). Enfin, au-delà de l'analyse fréquentielle des crues, la chronique du Rhône à Beaucaire pourrait être utilisée pour étudier la variabilité des crues sur le long terme, sur le modèle d'études déjà effectuées en Europe (BLÖSCHL et al., 2020). Enfin, la chronique de Beaucaire a sans doute un intérêt pour l'analyse de phénomènes autres que les crues, on peut notamment penser aux étiages.

L'analyse régionale est un moyen fréquemment utilisé pour améliorer l'estimation des quantiles extrêmes. De plus, il est également possible de l'associer aux données historiques (GAUME et al., 2010), ou à des méthodes d'analyse non-stationnaire (HAN et al., 2022). Cette piste a rapidement été écartée à Beaucaire car il est complexe de délimiter des régions homogènes au niveau des processus de crue pour de très grands bassins versants. Cependant, une analyse régionale à Beaucaire pourrait être effectuée en utilisant les données des stations hydrométriques du Rhône situées plus à l'amont, mais il faudrait dans ce cas prendre en compte les très fortes corrélations entre stations. On peut également mentionner la possibilité d'étudier séparément le régime des crues de chacun des grands affluents du Rhône, afin d'améliorer les estimations à Beaucaire en les conditionnant par exemple à un certain type de crue (méditerranéenne, cévenole, océanique, généralisée).

Les étapes de l'analyse réalisée dans ce manuscrit sont composées de plusieurs modèles, déjà existants ou développés au cours de la thèse, qui ont été assemblés pour obtenir une prise en compte complète et homogène des incertitudes. Certains de ces modèles sont aujourd'hui déjà utilisés en dehors du cadre de la recherche pour des problématiques opérationnelles. Il est donc naturel de penser à la mise au point d'une chaîne de traitement automatisée pour reproduire facilement l'analyse conduite dans cette thèse à d'autres stations hydrométriques. Ce besoin d'un traitement complet et intégral des incertitudes dans le cadre de l'analyse fréquentielle des crues peut présenter un grand intérêt pour

les problématiques opérationnelles actuelles. On peut citer par exemple le besoin chez les producteurs d'énergie comme EDF ou CNR de mettre à jour régulièrement les estimations du risque de crue pour les infrastructures telles que les évacuateurs de crue des barrages ou les ouvrages de protection des centrales nucléaires. Cependant, la perspective d'une chaîne de traitement généralisable à de nombreuses stations hydrométriques semble prématurée vu les nombreuses étapes de traitement et l'expertise nécessaire à l'analyse des résultats de chacune de ces étapes (choix d'une segmentation des jaugeages, élicitation des *a priori*, choix d'un modèle d'erreur sur les hauteurs d'eau, etc). De plus, les données historiques disponibles peuvent être de nature différente d'une station à l'autre et donc nécessiter un traitement différent. Une perspective plus raisonnable serait de mettre au point des outils opérationnels, généralisables, et libres d'accès pour chacune des étapes de traitement et que le fonctionnement de ces outils soit documenté et transparent.

Les données hydrométriques anciennes et les informations historiques concernant les événements remarquables du passé (crues ou plus généralement risques naturels) représentent un patrimoine précieux, que ce soit pour l'analyse de la variabilité climatique long terme, ou tout simplement pour garder dans la mémoire collective l'existence de ces événements exceptionnels. Même si le Rhône peut aujourd'hui paraître très aménagé, endigué, voire même dompté, des événements dévastateurs restent possibles. La crue de décembre 2003 a fait ressurgir des peurs au sein des populations rhodaniennes, qui au fil des générations avaient oublié la gravité des crues de 1840 et 1856 malgré les avertissements de 1994 et 2002. C'est en ce sens que les initiatives de sauvetage de données similaires au projet HISTRHÔNE (à mettre à l'immense crédit de Georges Pichard) sont d'un grand intérêt, à la fois pour la science, mais également pour la sensibilisation collective aux risques naturels. En effet, le plus gros risque pour les populations ne provient peut-être pas des crues elles-mêmes, mais plutôt des mécanismes d'oubli qui interviennent au fil des générations.



# Bibliographie

- ANIBERT, L.-M. (1764). *Annales de la ville d'Arles recueillies par Louis-Mathieu Anibert, 1764. Chronologie de l'histoire municipale de 1200 à 1771, avec une Table.*
- APEL, H., A. H. THIEKEN, B. MERZ et G. BLÖSCHL (2004). “Flood risk assessment and associated uncertainty”. In : *Natural Hazards and Earth System Sciences* 4.2. Publisher : Copernicus GmbH, p. 295-308. ISSN : 1561-8633. DOI : [10.5194/nhess-4-295-2004](https://doi.org/10.5194/nhess-4-295-2004).
- ARMAND (1907). “II. Le Rhône à Tarascon (Planche I)”. In : *Revue des Études Anciennes* 9.1, p. 19-21. ISSN : 0035-2004. DOI : [10.3406/rea.1907.1469](https://doi.org/10.3406/rea.1907.1469).
- ARNAUD, P. et J. LAVABRE (2002). “Coupled rainfall model and discharge model for flood frequency estimation”. In : *Water Resources Research* 38.6, p. 11–11-11. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2001WR000474](https://doi.org/10.1029/2001WR000474).
- AUBERT, Y., P. ARNAUD, P. RIBSTEIN et J. A. FINE (2014). “La méthode SHYREG débit—application sur 1605 bassins versants en France métropolitaine”. In : *Hydrological Sciences Journal* 59.5, p. 993. DOI : [10.1080/02626667.2014.902061](https://doi.org/10.1080/02626667.2014.902061).
- BAKER, V. R. (1987). “Paleoflood hydrology and extraordinary flood events”. In : *Journal of Hydrology. Analysis of Extraordinary Flood Events* 96.1, p. 79-99. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/0022-1694\(87\)90145-4](https://doi.org/10.1016/0022-1694(87)90145-4).
- BALKEMA, A. A. et L. de HAAN (1974). “Residual Life Time at Great Age”. In : *The Annals of Probability* 2.5, p. 792-804. ISSN : 0091-1798, 2168-894X. DOI : [10.1214/aop/1176996548](https://doi.org/10.1214/aop/1176996548).
- BALLESTEROS-CÁNOVAS, J. A., M. STOFFEL, S. ST GEORGE et K. HIRSCHBOECK (2015). “A review of flood records from tree rings”. In : *Progress in Physical Geography : Earth and Environment* 39.6, p. 794-816. ISSN : 0309-1333, 1477-0296. DOI : [10.1177/0309133315608758](https://doi.org/10.1177/0309133315608758).
- BARD, A. et M. LANG (2018). *Actualisation de l'hydrologie des crues du Rhône. Analyse de la station de Beaucaire.* Irstea pour la DREAL Auvergne-Rhône-Alpes, p. 56.
- BENITO, G., M. LANG, M. BARRIENDOS, M. C. LLASAT, F. FRANCÉS, T. OUARDA, V. THORNDYCRAFT, Y. ENZEL, A. BARDOSSY, D. COEUR et B. BOBÉE (2004). “Use of Systematic, Palaeoflood and Historical Data for the Improvement of Flood Risk Estimation. Review of Scientific Methods”. In : *Natural Hazards* 31.3, p. 623-643. ISSN : 1573-0840. DOI : [10.1023/B:NHAZ.0000024895.48463.eb](https://doi.org/10.1023/B:NHAZ.0000024895.48463.eb).
- BENSON, M. A. (1950). “Use of historical data in flood-frequency analysis”. In : *Transactions, American Geophysical Union* 31.3, p. 419. ISSN : 0002-8606. DOI : [10.1029/TR031i003p00419](https://doi.org/10.1029/TR031i003p00419).



- BLÖSCHL, G., J. HALL, A. VIGLIONE, R. A. P. PERDIGÃO, J. PARAJKA, B. MERZ, D. LUN, B. ARHEIMER, G. T. ARONICA, A. BILIBASHI, M. BOHÁČ, O. BONACCI, M. BORGA, I. ČANJEVAC, A. CASTELLARIN, G. B. CHIRICO, P. CLAPS, N. FROLOVA, D. GANORA, L. GORBACHOVA, A. GÜL, J. HANNAFORD, S. HARRIGAN, M. KIREEVA, A. KISS, T. R. KJELDSEN, S. KOHNOVÁ, J. J. KOSKELA, O. LEDVINKA, N. MACDONALD, M. MAVROVA-GUIRGUINOVA, L. MEDIERO, R. MERZ, P. MOLNAR, A. MONTANARI, C. MURPHY, M. OSUCH, V. OVCHARUK, I. RADEVSKI, J. L. SALINAS, E. SAUQUET, M. ŠRAJ, J. SZOLGAY, E. VOLPI, D. WILSON, K. ZAIMI et N. ŽIVKOVIĆ (2019). “Changing climate both increases and decreases European river floods”. In : *Nature* 573.7772, p. 108-111. ISSN : 1476-4687. DOI : [10.1038/s41586-019-1495-6](https://doi.org/10.1038/s41586-019-1495-6).
- BLÖSCHL, G., A. KISS, A. VIGLIONE, M. BARRIENDOS, O. BÖHM, R. BRÁZDIL, D. COEUR, G. DEMARÉE, M. C. LLASAT, N. MACDONALD, D. RETSÖ, L. ROALD, P. SCHMOCKER-FACKEL, I. AMORIM, M. BĚLÍNOVÁ, G. BENITO, C. BERTOLIN, D. CAMUFFO, D. CORNEL, R. DOKTOR, L. ELLEDER, S. ENZI, J. C. GARCIA, R. GLASER, J. HALL, K. HASLINGER, M. HOFSTÄTTER, J. KOMMA, D. LIMANÓWKA, D. LUN, A. PANIN, J. PARAJKA, H. PETRIĆ, F. S. RODRIGO, C. ROHR, J. SCHÖNBEIN, L. SCHULTE, L. P. SILVA, W. H. J. TOONEN, P. VALENT, J. WASER et O. WETTER (2020). “Current European flood-rich period exceptional compared with past 500 years”. In : *Nature* 583.7817, p. 560-566. ISSN : 0028-0836, 1476-4687. DOI : [10.1038/s41586-020-2478-3](https://doi.org/10.1038/s41586-020-2478-3).
- BOUDOU, M., B. DANIÈRE et M. LANG (2016). “Assessing changes in urban flood vulnerability through mapping land use from historical information”. In : *Hydrology and Earth System Sciences* 20.1, p. 161-173. ISSN : 1607-7938. DOI : [10.5194/hess-20-161-2016](https://doi.org/10.5194/hess-20-161-2016).
- BRÁZDIL, R., Z. W. KUNDZEWICZ et G. BENITO (2006). “Historical hydrology for studying flood risk in Europe”. In : *Hydrological Sciences Journal* 51.5, p. 739-764. ISSN : 0262-6667, 2150-3435. DOI : [10.1623/hysj.51.5.739](https://doi.org/10.1623/hysj.51.5.739).
- BRIGODE, P. (2013). “Changement climatique et risque hydrologique : évaluation de la méthode SCHADEX en contexte non-stationnaire”. Thèse de doct. Université Pierre et Marie Curie - Paris VI.
- BRÖNNIMANN, S. (2007). “Impact of El Niño–Southern Oscillation on European climate”. In : *Reviews of Geophysics* 45.3. ISSN : 1944-9208. DOI : [10.1029/2006RG000199](https://doi.org/10.1029/2006RG000199).
- BURN, D. H. (1990). “Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach”. In : *Water Resources Research* 26.10, p. 2257-2265. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/WR026i010p02257](https://doi.org/10.1029/WR026i010p02257).
- CETIAT (2005). *Conférence de consensus sur le débit du Rhône à Beaucaire pour la crue de Décembre 2003. Annexe V : Estimation des incertitudes des débits calculés à partir des relations hauteur/débit.* pour le compte de la CNR. Estimation des incertitudes des débits calculés à partir des relations hauteur/débit.
- CHAPMAN, T. (1999). “A comparison of algorithms for stream flow recession and baseflow separation”. In : *Hydrological Processes* 13.5, p. 701-714. ISSN : 1099-1085. DOI : [10.1002/\(SICI\)1099-1085\(19990415\)13:5<701::AID-HYP774>3.0.CO;2-2](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1085(19990415)13:5<701::AID-HYP774>3.0.CO;2-2).
- CNR (1876). *Carte topographique du cours du Rhône.* elvis.ens-lyon.fr/.
- (1908). *Cartes bathymétriques du Rhône de Lyon à la mer.* elvis.ens-lyon.fr/.
- COLES, S. (2001). “Classical Extreme Value Theory and Models”. In : *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values.* Sous la dir. de S. COLES. Springer Series in

- Statistics. London : Springer, p. 45-73. ISBN : 978-1-4471-3675-0. DOI : [10.1007/978-1-4471-3675-0\\_3](https://doi.org/10.1007/978-1-4471-3675-0_3).
- CORELLA, J., G. BENITO, A. MONTEOLIVA, J. SIGRO, M. CALLE, B. VALERO-GARCÉS, V. STEFANOVA, E. RICO, A.-C. FAVRE et B. WILHELM (2021). “A 1400-years flood frequency reconstruction for the Basque country (N Spain) : Integrating geological, historical and instrumental datasets”. In : *Quaternary Science Reviews* 262, p. 106963. ISSN : 02773791. DOI : [10.1016/j.quascirev.2021.106963](https://doi.org/10.1016/j.quascirev.2021.106963).
- COXON, G., J. FREER, I. K. WESTERBERG, T. WAGENER, R. WOODS et P. J. SMITH (2015). “A novel framework for discharge uncertainty quantification applied to 500 UK gauging stations”. In : *Water Resources Research* 51.7, p. 5531-5546. ISSN : 0043-1397, 1944-7973. DOI : [10.1002/2014WR016532](https://doi.org/10.1002/2014WR016532).
- CRIADO-ALDEANUEVA, F. et J. SOTO-NAVARRO (2020). “Climatic Indices over the Mediterranean Sea : A Review”. In : *Applied Sciences* 10.17. Number : 17 Publisher : Multidisciplinary Digital Publishing Institute, p. 5790. ISSN : 2076-3417. DOI : [10.3390/app10175790](https://doi.org/10.3390/app10175790).
- DARIENZO, M., B. RENARD, J. LE COZ et M. LANG (2021). “Detection of Stage-Discharge Rating Shifts Using Gaugings : A Recursive Segmentation Procedure Accounting for Observational and Model Uncertainties”. In : *Water Resources Research* 57.4. ISSN : 0043-1397, 1944-7973. DOI : [10.1029/2020WR028607](https://doi.org/10.1029/2020WR028607).
- DARIENZO, M. (2021). “Detection and estimation of stage-discharge rating shifts for retrospective and real-time streamflow quantification”. These de doctorat. Université Grenoble Alpes.
- DEZILEAU, L., B. TERRIER, J. BERGER, P. BLANCHEMANCHE, A. LATAPIE, R. FREYDIER, L. BREMOND, A. PAQUIER, M. LANG et J. DELGADO (2014). “A multidating approach applied to historical slackwater flood deposits of the Gardon River, SE France”. In : *Geomorphology* 214, p. 56-68. ISSN : 0169555X. DOI : [10.1016/j.geomorph.2014.03.017](https://doi.org/10.1016/j.geomorph.2014.03.017).
- DI BALDASSARE, G., A. CASTELLARIN et A. BRATH (2009). “Analysis of the effects of levee heightening on flood propagation : example of the River Po, Italy”. In : *Hydrological Sciences Journal* 54.6, p. 1007-1017. ISSN : 0262-6667. DOI : [10.1623/hysj.54.6.1007](https://doi.org/10.1623/hysj.54.6.1007).
- DUGUÉ, V., C. WALTER, E. ANDRIES, M. LAUNAY, J. L. COZ, B. CAMENEN et J. B. FAURE (2015). “Accounting for hydropower schemes’ operation rules in the 1D hydrodynamic modeling of the Rhône River from Lake Geneva to the Mediterranean Sea”. In : 36th IAHR World Congress, p. 9.
- DYMOND, J. R. et R. CHRISTIAN (1982). “Accuracy of discharge determined from a rating curve”. In : *Hydrological Sciences Journal* 27.4, p. 493-504. ISSN : 0262-6667, 2150-3435. DOI : [10.1080/02626668209491128](https://doi.org/10.1080/02626668209491128).
- ENGELAND, K., A. AANO, I. STEFFENSEN, E. STØREN et Ø. PAASCHE (2020). *New flood frequency estimates for the largest river in Norway based on the combination of short and long time series*. preprint. Catchment hydrology/Instruments et observation techniques. DOI : [10.5194/hess-2020-269](https://doi.org/10.5194/hess-2020-269).
- ENGLAND, J. F. J., T. A. COHN, B. A. FABER, J. R. STEDINGER, W. O. T. JR, A. G. VEILLEUX, J. E. KIANG et J. ROBERT R. MASON (2019). *Guidelines for determining flood flow frequency — Bulletin 17C*. 4-B5. U.S. Geological Survey.

- FANGET, A.-S., M.-A. BASSETTI, M. ARNAUD, J.-F. CHIFFOLEAU, D. COSSA, A. GOINEAU, C. FONTANIER, R. BUSCAIL, G. JOUET, G. MAILLET, A. NEGRI, B. DENNIELOU et S. BERNÉ (2013). “Historical evolution and extreme climate events during the last 400years on the Rhone prodelta (NW Mediterranean)”. In : *Marine Geology* 346, p. 375-391. ISSN : 00253227. DOI : [10.1016/j.margeo.2012.02.007](https://doi.org/10.1016/j.margeo.2012.02.007).
- FISHER, R. A. et L. H. C. TIPPETT (1928). “Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample”. In : *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society* 24.2. Publisher : Cambridge University Press, p. 180-190. ISSN : 1469-8064, 0305-0041. DOI : [10.1017/S0305004100015681](https://doi.org/10.1017/S0305004100015681).
- GAUME, E., L. GAÁL, A. VIGLIONE, J. SZOLGAY, S. KOHNOVÁ et G. BLÖSCHL (2010). “Bayesian MCMC approach to regional flood frequency analyses involving extraordinary flood events at ungauged sites”. In : *Journal of Hydrology* 394.1, p. 101-117. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2010.01.008](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.01.008).
- GAYDOU, P. (2013). *Schéma directeur de ré-activation de la dynamique fluviale des marges du Rhône*. Rapport de synthèse. CNRS, UMR "Environnement Ville Société" et Observatoire des Sédiments du Rhône, p. 98.
- GERARD, R. et E. W. KARPUK (1979). “Probability Analysis of Historical Flood Data”. In : *Journal of the Hydraulics Division* 105.9. Publisher : American Society of Civil Engineers, p. 1153-1165. DOI : [10.1061/JYCEAJ.0005273](https://doi.org/10.1061/JYCEAJ.0005273).
- GIUNTOLI, I., B. RENARD et M. LANG (2019). “Floods in France”. In : *Changes in Flood Risk in Europe*. 1<sup>re</sup> éd. CRC Press, p. 13. ISBN : 978-0-203-09809-7.
- GNEDENKO, B. (1943). “Sur La Distribution Limite Du Terme Maximum D’Une Serie Aleatoire”. In : *Annals of Mathematics* 44.3. Publisher : Annals of Mathematics, p. 423-453. ISSN : 0003-486X. DOI : [10.2307/1968974](https://doi.org/10.2307/1968974).
- GOUX, M. (1851). *Modification du Rhône devant Beaucaire, comparaison des sections en 1845 et en 1850*. Ponts et Chaussées, Service spécial du Rhône.
- GUDMUNDSSON, L., M. LEONARD, H. X. DO, S. WESTRA et S. I. SENEVIRATNE (2019). “Observed Trends in Global Indicators of Mean and Extreme Streamflow”. In : *Geophysical Research Letters* 46.2, p. 756-766. ISSN : 1944-8007. DOI : [10.1029/2018GL079725](https://doi.org/10.1029/2018GL079725).
- GUERRERO, J.-L., I. K. WESTERBERG, S. HALLDIN, C.-Y. XU et L.-C. LUNDIN (2012). “Temporal variability in stage–discharge relationships”. In : *Journal of Hydrology* 446-447, p. 90-102. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2012.04.031](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.04.031).
- GUILLOT, P. et D. DUBAND (1967). “La méthode du GRADEX pour le calcul de la probabilité des crues à partir des pluies”. In : Colloque international sur les crues et leur évaluation. Leningrad : IASH.
- GUMBEL, E. J. (1958). “Statistics of Extremes”. In : *Statistics of Extremes*. Columbia University Press. ISBN : 978-0-231-89131-8. DOI : [10.7312/gumb92958](https://doi.org/10.7312/gumb92958).
- HADDAD, K. et A. RAHMAN (2012). “Regional flood frequency analysis in eastern Australia : Bayesian GLS regression-based methods within fixed region and ROI framework – Quantile Regression vs. Parameter Regression Technique”. In : *Journal of Hydrology* 430-431, p. 142-161. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2012.02.012](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.02.012).
- HALL, J., B. ARHEIMER, M. BORGA, R. BRÁZDIL, P. CLAPS, A. KISS, T. R. KJELDSSEN, J. KRIAUCIŪNIENĖ, Z. W. KUNDZEWICZ, M. LANG, M. C. LLASAT, N. MACDONALD, N. MCINTYRE, L. MEDIERO, B. MERZ, R. MERZ, P. MOLNAR, A. MONTANARI, C. NEUHOLD, J. PARAJKA, R. A. P. PERDIGÃO, L. PLAVCOVÁ, M. ROGGER, J. L. SALINAS, E. SAUQUET, C. SCHÄR, J. SZOLGAY, A. VIGLIONE et G. BLÖSCHL (2014).

- “Understanding flood regime changes in Europe : a state-of-the-art assessment”. In : *Hydrology and Earth System Sciences* 18.7, p. 2735-2772. ISSN : 1607-7938. DOI : [10.5194/hess-18-2735-2014](https://doi.org/10.5194/hess-18-2735-2014).
- HAMED, K. H. et A. RAMACHANDRA RAO (2019). *Flood Frequency Analysis*. 1<sup>re</sup> éd. CRC Press. ISBN : 978-0-429-12881-3. DOI : [10.1201/9780429128813](https://doi.org/10.1201/9780429128813).
- HAMILTON, A. et R. MOORE (2012). “Quantifying Uncertainty in Streamflow Records”. In : *Canadian Water Resources Journal / Revue canadienne des ressources hydriques* 37.1, p. 3-21. ISSN : 0701-1784, 1918-1817. DOI : [10.4296/cwrj3701865](https://doi.org/10.4296/cwrj3701865).
- HAN, X., R. MEHROTRA, A. SHARMA et A. RAHMAN (2022). “Incorporating nonstationarity in regional flood frequency analysis procedures to account for climate change impact”. In : *Journal of Hydrology* 612, p. 128235. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2022.128235](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2022.128235).
- HAN, X., T. B. M. J. OUARDA, A. RAHMAN, K. HADDAD, R. MEHROTRA et A. SHARMA (2020). “A Network Approach for Delineating Homogeneous Regions in Regional Flood Frequency Analysis”. In : *Water Resources Research* 56.3, e2019WR025910. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2019WR025910](https://doi.org/10.1029/2019WR025910).
- HARDEN, T. M., K. R. RYBERG, J. E. O’CONNOR, J. M. FRIEDMAN et J. E. KIANG (2021). *Historical and paleoflood analyses for probabilistic flood-hazard assessments—Approaches and review guidelines*. 4-B6. ISSN : 2328-7055 Publication Title : Techniques and Methods. U.S. Geological Survey. DOI : [10.3133/tm4B6](https://doi.org/10.3133/tm4B6).
- HAZEN, A. (1914). “Storage to be Provided in Impounding Municipal Water Supply”. In : *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 77.1. Publisher : American Society of Civil Engineers, p. 1539-1640. DOI : [10.1061/taceat.0002563](https://doi.org/10.1061/taceat.0002563).
- HERSCHY, R. (1998). *Hydrometry Principles and Practices*. 2<sup>e</sup> éd. John Wiley. 384 p.
- HIRSCH, R. M. (1987). “Probability plotting position formulas for flood records with historical information”. In : *Journal of Hydrology* 96.1, p. 185-199. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/0022-1694\(87\)90152-1](https://doi.org/10.1016/0022-1694(87)90152-1).
- HIRSCH, R. M. et J. R. STEDINGER (1987). “Plotting positions for historical floods and their precision”. In : *Water Resources Research* 23.4, p. 715-727. ISSN : 00431397. DOI : [10.1029/WR023i004p00715](https://doi.org/10.1029/WR023i004p00715).
- HODGKINS, G. A., P. H. WHITFIELD, D. H. BURN, J. HANNAFORD, B. RENARD, K. STAHL, A. K. FLEIG, H. MADSEN, L. MEDIERO, J. KORHONEN, C. MURPHY et D. WILSON (2017). “Climate-driven variability in the occurrence of major floods across North America and Europe”. In : *Journal of Hydrology* 552, p. 704-717. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2017.07.027](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2017.07.027).
- HORNER, I., B. RENARD, J. LE COZ, F. BRANGER, H. K. MCMILLAN et G. PIERREFEU (2018). “Impact of Stage Measurement Errors on Streamflow Uncertainty”. In : *Water Resources Research* 54.3, p. 1952-1976. ISSN : 0043-1397, 1944-7973. DOI : [10.1002/2017WR022039](https://doi.org/10.1002/2017WR022039).
- HOSKING, J. R. M. et J. R. WALLIS (1997). *Regional Frequency Analysis : An Approach Based on L-Moments*. Cambridge : Cambridge University Press. ISBN : 978-0-521-43045-6. DOI : [10.1017/CB09780511529443](https://doi.org/10.1017/CB09780511529443).
- IBBITT, R. P. et C. P. PEARSON (1987). “Gauging frequency and detection of rating changes”. In : *Hydrological Sciences Journal* 32.1, p. 85-103. ISSN : 0262-6667, 2150-3435. DOI : [10.1080/02626668709491164](https://doi.org/10.1080/02626668709491164).

- JAIN, S. K. et V. P. SINGH (2019). “Design Flood Estimation”. In : *Engineering Hydrology : An Introduction to Processes, Analysis, and Modeling*. First edition. New York : McGraw-Hill Education. ISBN : 978-1-259-64197-8.
- JUSTON, J., P.-E. JANSSON et D. GUSTAFSSON (2014). “Rating curve uncertainty and change detection in discharge time series : case study with 44-year historic data from the Nyangores River, Kenya”. In : *Hydrological Processes* 28.4, p. 2509-2523. ISSN : 08856087. DOI : [10.1002/hyp.9786](https://doi.org/10.1002/hyp.9786).
- KENDALL, M. (1948). *Rank Correlation Methods*. 1. London : Charles Griffin & Company.
- KERGADALLAN, X. (2015). “Estimation des niveaux marins extrêmes avec et sans l’action des vagues le long du littoral métropolitain”. Thèse de doct. Université Paris-Est.
- KIANG, J. E., C. GAZOORIAN, H. MCMILLAN, G. COXON, J. L. COZ, I. K. WESTERBERG, A. BELLEVILLE, D. SEVREZ, A. E. SIKORSKA, A. PETERSEN-ØVERLEIR, T. REITAN, J. FREER, B. RENARD, V. MANSANAREZ et R. MASON (2018). “A Comparison of Methods for Streamflow Uncertainty Estimation”. In : *Water Resources Research* 54.10, p. 7149-7176. DOI : <https://doi.org/10.1029/2018WR022708>.
- KJELDSSEN, T., N. MACDONALD, M. LANG, L. MEDIERO, T. ALBUQUERQUE, E. BOGDANOWICZ, R. BRÁZDIL, A. CASTELLARIN, V. DAVID, A. FLEIG, G. GÜL, J. KRIAUCIUNIENE, S. KOHNOVÁ, B. MERZ, O. NICHOLSON, L. ROALD, J. SALINAS, D. SARAUSKIENE, M. ŠRAJ, W. STRUPCZEWSKI, J. SZOLGAY, A. TOUMAZIS, W. VANNEUVILLE, N. VEIJALAINEN et D. WILSON (2014). “Documentary evidence of past floods in Europe and their utility in flood frequency estimation”. In : *Journal of Hydrology* 517, p. 963-973. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2014.06.038](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.06.038).
- KJELDSSEN, T. R. et D. A. JONES (2009). “An exploratory analysis of error components in hydrological regression modeling”. In : *Water Resources Research* 45.2. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2007WR006283](https://doi.org/10.1029/2007WR006283).
- KJELDSSEN, T. R., R. LAMB et S. D. BLAZKOVA (2011). “Uncertainty in Flood Frequency Analysis”. In : *Applied Uncertainty Analysis for Flood Risk Management*. Imperial college press, p. 153-197. ISBN : 978-1-84816-270-9.
- KRON, W. (2002). “Flood Risk = Hazard × Exposure × Vulnerability”. In : *Proceedings of the 2nd Symposium on Flood Defence*. Beijing : IAHR.
- KUCZERA, G. (1999). “Comprehensive at-site flood frequency analysis using Monte Carlo Bayesian inference”. In : *Water Resources Research* 35.5, p. 1551-1557. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/1999WR900012](https://doi.org/10.1029/1999WR900012).
- KUENTZ, A., T. MATHEVET, D. CŒUR, C. PERRET, J. GAILHARD, L. GUÉRIN, Y. GASH et V. ANDRÉASSIAN (2014). “Hydrométrie et hydrologie historiques du bassin de la Durance”. In : *La Houille Blanche* 100.4, p. 57-63. ISSN : 0018-6368, 1958-5551. DOI : [10.1051/lhb/2014039](https://doi.org/10.1051/lhb/2014039).
- LANG, M., T. OUARDA et B. BOBÉE (1999). “Towards operational guidelines for over-threshold modeling”. In : *Journal of Hydrology* 225.3, p. 103-117. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/S0022-1694\(99\)00167-5](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(99)00167-5).
- LANG, M. et D. COEUR (2014). *Les inondations remarquables en France. Inventaire 2011 pour la directive Inondation*. 1<sup>re</sup> éd. Hors Collection. Editions Quae. 640 p. ISBN : 978-2-7592-2260-5.
- LANG, M., M. DARIENZO, J. L. COZ et B. RENARD (2022). “Evaluation des incertitudes et de l’homogénéité de longues séries de débits de crue sur le Rhin à Bâle (1225–2017)

- et Maxau (1815–2018)”. In : *LHB Hydrosience Journal*. DOI : [10.1080/27678490.2022.2053313](https://doi.org/10.1080/27678490.2022.2053313).
- LANG, M., K. POBANZ, B. RENARD, E. RENOUF et E. SAUQUET (2010). “Extrapolation of rating curves by hydraulic modelling, with application to flood frequency analysis”. In : *Hydrological Sciences Journal* 55.6, p. 883-898. ISSN : 0262-6667, 2150-3435. DOI : [10.1080/02626667.2010.504186](https://doi.org/10.1080/02626667.2010.504186).
- ŁAPUSZEK, M. et A. LENAR-MATYAS (2015). “Methods of analysis the riverbed evolution. a case study of two tributaries of the upper Vistula river”. In : *Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich / Infrastructure and ecology of rural areas (IV/3/2015)*, p. 1313-1327. ISSN : 1732-5587. DOI : [10.14597/infraeco.2015.4.3.095](https://doi.org/10.14597/infraeco.2015.4.3.095).
- LAUNAY, M., V. DUGUÉ, J. L. COZ, B. CAMENEN et J. B. FAURE (2017). “ZABR-OSR - Livrable action V.2 : Modélisation hydrosédimentaire 1D du Rhône”. Pages : 28. report. irstea.
- LAUNAY, M., V. DUGUÉ, J.-B. FAURE, M. COQUERY, B. CAMENEN et J. LE COZ (2019). “Numerical modelling of the suspended particulate matter dynamics in a regulated river network”. In : *Science of The Total Environment* 665, p. 591-605. ISSN : 00489697. DOI : [10.1016/j.scitotenv.2019.02.015](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.02.015).
- LE COZ, J. (2017). *Quantifying discharges and fluxes of matters in rivers*. Habilitation à Diriger des Recherches. Université Grenoble Alpes, p. 93.
- LE COZ, J., P.-M. BECHON, B. CAMENEN et G. DRAMAS (2014a). “Quantification des incertitudes sur les jaugeages par exploration du champ des vitesses”. In : *La Houille Blanche* 100.5, p. 31-39. ISSN : 0018-6368, 1958-5551. DOI : [10.1051/lhb/2014047](https://doi.org/10.1051/lhb/2014047).
- LE COZ, J., F. PARAN, B. CAMENEN, H. CHAPUIS, M. COQUERY, A. DABRIN, G. DRAMAS, D. GRAILLOT, M. LANG, V. LAVASTRE, C. LE GAL, H. PIÉGAY, O. RADAKOVITCH, J. RIQUIER, E. SAUQUET, M. TAL et D. VAZQUEZ-TARRIO (2023). “Flux d’eau et de matières sur le continuum rhodanien”. In : *Dynamiques socio-environnementales d’un fleuve de l’Anthropocène. Le Rhône au fil de l’interdisciplinarité*.
- LE COZ, J., B. RENARD, L. BONNIFAIT, F. BRANGER et R. LE BOURSICAUD (2014b). “Combining hydraulic knowledge and uncertain gaugings in the estimation of hydro-metric rating curves : A Bayesian approach”. In : *Journal of Hydrology* 509, p. 573-587. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2013.11.016](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.11.016).
- LE DELLIOU, P. (2014). “Recommandations pour le dimensionnement des évacuateurs de crues de barrages”. In : *La Houille Blanche* 100.5, p. 54-58. ISSN : 0018-6368, 1958-5551. DOI : [10.1051/lhb/2014050](https://doi.org/10.1051/lhb/2014050).
- LE GROS, C., E. SAUQUET, M. LANG, A.-L. ACHARD, E. LEBLOIS et B. BITON (2015). “Les annuaires hydrologiques de la Société hydrotechnique de France : une source d’information patrimoniale pour la connaissance de l’hydrologie en France”. In : *La Houille Blanche* 4, p. 66-77. ISSN : 0018-6368, 1958-5551. DOI : [10.1051/lhb/20150048](https://doi.org/10.1051/lhb/20150048).
- LEBLOIS, E. (2002). “Evaluation of the possible impacts of climatic change by distributed models (Gewex-Rhône et Gicc-Rhône projects)”. In : *La Houille Blanche* 88.8. Publisher : Taylor & Francis \_eprint : <https://doi.org/10.1051/lhb/2002112>, p. 78-83. ISSN : 0018-6368. DOI : [10.1051/lhb/2002112](https://doi.org/10.1051/lhb/2002112).
- LÉON, P. (1953). “Vie et mort d’un grand marché international. La foire de Beaucaire (XVIIIe-XIXe siècles)”. In : *Revue de géographie de Lyon* 28.4, p. 309-328. ISSN : 0035-113X. DOI : [10.3406/geoca.1953.1380](https://doi.org/10.3406/geoca.1953.1380).

- LOOMANS, S. A. (1993). "Flood Reconstruction in Southern Illinois Using Tree Rings". Thèse de Doctorat. Urbana-Champaign : University of Illinois. 87 p.
- LUN, D., S. FISCHER, A. VIGLIONE et G. BLÖSCHL (2020). "Detecting Flood-Rich and Flood-Poor Periods in Annual Peak Discharges Across Europe". In : *Water Resources Research* 56.7. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2019WR026575](https://doi.org/10.1029/2019WR026575).
- MACDONALD, N., T. R. KJELDSSEN, I. PROSDOCIMI et H. SANGSTER (2014). "Reassessing flood frequency for the Sussex Ouse, Lewes : the inclusion of historical flood information since AD 1650". In : *Natural Hazards and Earth System Sciences* 14.10, p. 2817-2828. ISSN : 1684-9981. DOI : [10.5194/nhess-14-2817-2014](https://doi.org/10.5194/nhess-14-2817-2014).
- MACDONALD, N. et H. SANGSTER (2017). "High-magnitude flooding across Britain since AD 1750". In : *Hydrology and Earth System Sciences* 21.3. Publisher : Copernicus GmbH, p. 1631-1650. ISSN : 1027-5606. DOI : [10.5194/hess-21-1631-2017](https://doi.org/10.5194/hess-21-1631-2017).
- MACHADO, M. J., B. A. BOTERO, J. LÓPEZ, F. FRANCÉS, A. DíEZ-HERRERO et G. BENITO (2015). "Flood frequency analysis of historical flood data under stationary and non-stationary modelling". In : *Hydrology and Earth System Sciences* 19.6, p. 2561-2576. ISSN : 1607-7938. DOI : [10.5194/hess-19-2561-2015](https://doi.org/10.5194/hess-19-2561-2015).
- MADSEN, H., D. LAWRENCE, M. LANG, M. MARTINKOVA et T. R. KJELDSSEN (2014). "Review of trend analysis and climate change projections of extreme precipitation and floods in Europe". In : *Journal of Hydrology* 519, p. 3634-3650. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2014.11.003](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.11.003).
- MANN, H. B. (1945). "Nonparametric Tests Against Trend". In : *Econometrica* 13.3. Publisher : [Wiley, Econometric Society], p. 245-259. ISSN : 0012-9682. DOI : [10.2307/1907187](https://doi.org/10.2307/1907187).
- MANSANAREZ, V., B. RENARD, J. L. COZ, M. LANG et M. DARIENZO (2019a). "Shift Happens! Adjusting Stage-Discharge Rating Curves to Morphological Changes at Known Times". In : *Water Resources Research* 55.4, p. 2876-2899. ISSN : 0043-1397, 1944-7973. DOI : [10.1029/2018WR023389](https://doi.org/10.1029/2018WR023389).
- MANSANAREZ, V. (2016). "Non-unique stage-discharge relations : Bayesian analysis of complex rating curves and their uncertainties". Thèse de doct. Université Grenoble Alpes.
- MANSANAREZ, V., I. K. WESTERBERG, N. LAM et S. W. LYON (2019b). "Rapid Stage-Discharge Rating Curve Assessment Using Hydraulic Modeling in an Uncertainty Framework". In : *Water Resources Research* 55.11, p. 9765-9787. ISSN : 0043-1397, 1944-7973. DOI : [10.1029/2018WR024176](https://doi.org/10.1029/2018WR024176).
- MARGOUM, M., G. OBERLIN, M. LANG et R. WEINGARTNER (1994). "Estimation des crues rares et extrêmes : principes du modèle AGREGÉE". In : *Hydrologie continentale* 9.1, p. 85.
- MARTENS, D. M. (1992). "Dendrochronological Flood-frequency Analysis : An Australian Application". In : *Australian Geographical Studies* 30.1, p. 70-86. ISSN : 1467-8470.
- MARTINS, E. S. et J. R. STEDINGER (2000). "Generalized maximum-likelihood generalized extreme-value quantile estimators for hydrologic data". In : *Water Resources Research* 36.3, p. 737-744. ISSN : 00431397. DOI : [10.1029/1999WR900330](https://doi.org/10.1029/1999WR900330).
- MCMILLAN, H. K. et I. K. WESTERBERG (2015). "Rating curve estimation under epistemic uncertainty". In : *Hydrological Processes* 29.7, p. 1873-1882. ISSN : 08856087. DOI : [10.1002/hyp.10419](https://doi.org/10.1002/hyp.10419).

- McMILLAN, H., J. FREER, F. PAPPENBERGER, T. KRUEGER et M. CLARK (2010). “Impacts of uncertain river flow data on rainfall-runoff model calibration and discharge predictions”. In : 24. DOI : <https://doi.org/10.1002/hyp.7587>.
- McMILLAN, H., T. KRUEGER et J. FREER (2012). “Benchmarking observational uncertainties for hydrology : rainfall, river discharge and water quality”. In : *Hydrological Processes* 26.26, p. 4078-4111. ISSN : 08856087. DOI : [10.1002/hyp.9384](https://doi.org/10.1002/hyp.9384).
- MEDD (2005). *Débit du Rhône à Beaucaire pour la crue de Décembre 2003*. Conférence de consensus. Ministère français de l’écologie et du développement durable.
- (2021). *Banque Hydro* (<http://www.hydro.eaufrance.fr/>). URL : <http://www.hydro.eaufrance.fr/stations/V7200010&procedure=synthese> (visité le 05/10/2021).
- (2023a). *Prévention des risques naturels*. Ministère de l’écologie et du développement durable. URL : <https://www.ecologie.gouv.fr/prevention-des-risques-naturels> (visité le 13/04/2023).
- (2023b). *Repères de crues, plateforme collaborative de référence pour le recensement des repères de crues en France*. URL : <https://www.reperesdecruces.developpement-durable.gouv.fr/>.
- MÉJEAN, A. (2017). *Etude historique des aménagements réalisés pour lutter contre le risque inondation dans le Grand Delta du Rhône*. Rapport de stage de Master. Symadrem, p. 111.
- MERZ, B., S. BASSO, S. FISCHER, D. LUN, G. BLÖSCHL, R. MERZ, B. GUSE, A. VIGLIONE, S. VOROGUSHYN, E. MACDONALD, L. WIETZKE et A. SCHUMANN (2022). “Understanding Heavy Tails of Flood Peak Distributions”. In : *Water Resources Research* 58.6, e2021WR030506. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2021WR030506](https://doi.org/10.1029/2021WR030506).
- MICEVSKI, T. et G. KUCZERA (2009). “Combining site and regional flood information using a Bayesian Monte Carlo approach”. In : *Water Resources Research* 45.4. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2008WR007173](https://doi.org/10.1029/2008WR007173).
- MILLY, P. C. D., J. BETANCOURT, M. FALKENMARK, R. M. HIRSCH, Z. W. KUNDZEWICZ, D. P. LETTENMAIER et R. J. STOUFFER (2008). “Stationarity Is Dead : Whither Water Management ?” In : *Science* 319.5863, p. 573-574. ISSN : 0036-8075, 1095-9203. DOI : [10.1126/science.1151915](https://doi.org/10.1126/science.1151915).
- MITKOVA, V., P. PEKAROVA, P. MIKLANEK et J. PEKAR (2005). “Analysis of flood propagation changes in the Kienstock—Bratislava reach of the Danube River/Analyse des changements de propagation des crues dans le tronçon Kienstock—Bratislava du Fleuve Danube”. In : *Hydrological Sciences Journal* 50.4, p. 6. ISSN : 0262-6667, 2150-3435. DOI : [10.1623/hysj.2005.50.4.655](https://doi.org/10.1623/hysj.2005.50.4.655).
- MORLOT, T., C. PERRET, A.-C. FAVRE et J. JALBERT (2014). “Dynamic rating curve assessment for hydrometric stations and computation of the associated uncertainties : Quality and station management indicators”. In : *Journal of Hydrology* 517, p. 173-186. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2014.05.007](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.05.007).
- NATHAN, R. J. et T. A. MCMAHON (1990). “Evaluation of automated techniques for base flow and recession analyses”. In : *Water Resources Research* 26.7, p. 1465-1473. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/WR026i007p01465](https://doi.org/10.1029/WR026i007p01465).
- NAULET, R., M. LANG, T. B. OUARDA, D. COEUR, B. BOBÉE, A. RECKING et D. MOUSSAY (2005). “Flood frequency analysis on the Ardèche river using French documentary sources from the last two centuries”. In : *Journal of Hydrology* 313.1, p. 58-78. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2005.02.011](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2005.02.011).



- NEPPEL, L., B. RENARD, M. LANG, P.-A. AYRAL, D. COEUR, E. GAUME, N. JACOB, O. PAYRASTRE, K. POBANZ et F. VINET (2010). “Flood frequency analysis using historical data : accounting for random and systematic errors”. In : *Hydrological Sciences Journal* 55.2, p. 192-208. ISSN : 0262-6667, 2150-3435. DOI : [10.1080/02626660903546092](https://doi.org/10.1080/02626660903546092).
- OUARDA, T. B. M. J., C. GIRARD, G. S. CAVADIAS et B. BOBÉE (2001). “Regional flood frequency estimation with canonical correlation analysis”. In : *Journal of Hydrology* 254.1, p. 157-173. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/S0022-1694\(01\)00488-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00488-7).
- PAQUET, E., F. GARAVAGLIA, R. GARÇON et J. GAILHARD (2013). “The SCHADEX method : A semi-continuous rainfall-runoff simulation for extreme flood estimation”. In : *Journal of Hydrology* 495, p. 23-37. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2013.04.045](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.04.045).
- PARDÉ, M. (1919). “Le régime du Rhône à Beaucaire”. In : *Recueil des travaux de l'institut de géographie alpine* 7.2, p. 309-368. ISSN : 0249-6178. DOI : [10.3406/rga.1919.4742](https://doi.org/10.3406/rga.1919.4742).
- (1925). “Le régime du Rhône”. In : *Revue de géographie alpine* 13.3, p. 459-547. ISSN : 0035-1121. DOI : [10.3406/rga.1925.4941](https://doi.org/10.3406/rga.1925.4941).
- PARKES, B. et D. DEMERITT (2016). “Defining the hundred year flood : A Bayesian approach for using historic data to reduce uncertainty in flood frequency estimates”. In : *Journal of Hydrology* 540, p. 1189-1208. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2016.07.025](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.07.025).
- PAYRASTRE, O., E. GAUME et H. ANDRIEU (2011). “Usefulness of historical information for flood frequency analyses : Developments based on a case study”. In : *Water Resources Research* 47.8. ISSN : 00431397. DOI : [10.1029/2010WR009812](https://doi.org/10.1029/2010WR009812).
- PAYRASTRE, O. (2005). “Possibility and usefulness flood series reconstruction, for the study of extreme floods in small watersheds. Case study of four small tributaries of the Aude river, France.” Thèse de doct. Ecole nationale des ponts et chaussées. 392 p.
- PERRET, E., M. LANG et J. LE COZ (2022). “A framework for detecting stage-discharge hysteresis due to flow unsteadiness : Application to France’s national hydrometry network”. In : *Journal of Hydrology* 608, p. 127567. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2022.127567](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2022.127567).
- PETERSEN-ØVERLEIR, A. et T. REITAN (2005). “Uncertainty in flood discharges from urban and small rural catchments due to inaccurate head measurement”. In : *Hydrology Research* 36.3, p. 245-257. ISSN : 0029-1277, 2224-7955. DOI : [10.2166/nh.2005.0018](https://doi.org/10.2166/nh.2005.0018).
- PETERSEN-ØVERLEIR, A. et T. REITAN (2009). “Accounting for rating curve imprecision in flood frequency analysis using likelihood-based methods”. In : *Journal of Hydrology* 366.1, p. 89-100. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2008.12.014](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2008.12.014).
- PETERSEN-ØVERLEIR, A., A. SOOT et T. REITAN (2009). “Bayesian Rating Curve Inference as a Streamflow Data Quality Assessment Tool”. In : *Water Resources Management* 23.9, p. 1835-1842. ISSN : 0920-4741, 1573-1650. DOI : [10.1007/s11269-008-9354-5](https://doi.org/10.1007/s11269-008-9354-5).
- PETTITT, A. N. (1979). “A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem”. In : *Journal of the Royal Statistical Society : Series C (Applied Statistics)* 28.2, p. 126-135. ISSN : 1467-9876. DOI : [10.2307/2346729](https://doi.org/10.2307/2346729).
- PICHARD, G., G. ARNAUD-FASSETTA, V. MORON et E. ROUCAUTE (2017). “Hydroclimatology of the Lower Rhône Valley : historical flood reconstruction (AD 1300–2000) based on documentary and instrumental sources”. In : *Hydrological Sciences Journal*

- 62.11, p. 1772-1795. ISSN : 0262-6667, 2150-3435. DOI : [10.1080/02626667.2017.1349314](https://doi.org/10.1080/02626667.2017.1349314).
- PICHARD, G. (1995). “Les crues sur le bas Rhône de 1500 à nos jours. Pour une histoire hydro-climatique”. In : *Méditerranée* 82.3, p. 105-116. ISSN : 0025-8296. DOI : [10.3406/medit.1995.2908](https://doi.org/10.3406/medit.1995.2908).
- (2013). *Hauteurs et altitudes aux échelles du bas Rhône*, p. 48.
- PICHARD, G., M. PROVANSAL et F. SABATIER (2014). “Les embouchures du Rhône”. In : *Méditerranée. Revue géographique des pays méditerranéens / Journal of Mediterranean geography* 122. ISBN : 9782853999663 Number : 122 Publisher : Presses Universitaires de Provence, p. 43-59. ISSN : 0025-8296. DOI : [10.4000/mediterranee.7128](https://doi.org/10.4000/mediterranee.7128).
- PICHARD, G. et E. ROUCAUTE (2014). “Sept siècles d’histoire hydroclimatique du Rhône d’Orange à la mer (1300-2000). Climat, crues, inondations.” In : *Presses Universitaires de Provence* (Hors-série de la revue Méditerranée), p. 194. DOI : <https://doi.org/10.4000/geocarrefour.9491>.
- PICKANDS, J. (1975). “Statistical Inference Using Extreme Order Statistics”. In : *The Annals of Statistics* 3.1. Publisher : Institute of Mathematical Statistics, p. 119-131. ISSN : 0090-5364, 2168-8966. DOI : [10.1214/aos/1176343003](https://doi.org/10.1214/aos/1176343003).
- PIÉGAY, H., O. RADAKOVITCH, F. ARNAUD, B. BELLETTI, B. CAMENEN, M. CASSEL, M. COQUERY, A. DABRIN, T. DEPRET, M. FRESSARD, H. GHAFFARIAN, A. GRUAT, P. JANSSEN, M. LANG, H. DELILE, J. L. COZ, H. LEPAGE, M. LUCAS, B. MOURIER, I. PAIRAUD, G. SEIGNEMARTIN, M. TAL, A. SERLET, A. TENA, D. VAZQUEZ-TARRIO, T. WINIARSKI, B. MORANDI, A. CHATEAUMINOIS et A. CLÉMENS (2022). *L’Observatoire des Sédiments du Rhône. 12 années de recherche pour la connaissance et la gestion hydro-sédimentaire du fleuve. Bilans et perspectives scientifiques*.
- PIOTTE, O., C. BOURA, A. CAZAUBON, C. CHALÉON, D. CHAMBON, G. GUILLEVIC, F. PASQUET, C. PERHERIN et E. RAIMBAULT (2016). “Collection, storage and management of high-water marks data : praxis and recommendations”. In : *E3S Web of Conferences* 7. Publisher : EDP Sciences, p. 16003. ISSN : 2267-1242. DOI : [10.1051/e3sconf/20160716003](https://doi.org/10.1051/e3sconf/20160716003).
- PONTS & CHAUSSÉES (1914). *Observations hydrométriques du Rhône à Beaucaire, 1914*.
- PÖRTNER, H.-O., D. ROBERTS, H. ADAMS, I. ADELEKAN, C. ADLER, R. ADRIAN, P. ALDUNCE, E. ALI, R. A. BEGUM, B. B. FRIEDL, R. B. KERR, R. BIESBROEK, J. BIRKMANN, K. BOWEN, M. CARETTA, J. CARNICER, E. CASTELLANOS, T. CHEONG, W. CHOW, G. C. G. CISSÉ et Z. Z. IBRAHIM (2022). *Climate Change 2022 : Impacts, Adaptation and Vulnerability*. Technical Summary. Type : Book. Cambridge, UK et New York, USA : Cambridge University Press. 37-118. ISBN : 978-1-00-932584-4.
- PROSDOCIMI, I. (2018). “German tanks and historical records : the estimation of the time coverage of ungauged extreme events”. In : *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 32.3, p. 607-622. ISSN : 1436-3240, 1436-3259. DOI : [10.1007/s00477-017-1418-8](https://doi.org/10.1007/s00477-017-1418-8).
- PUECHBERTY, R., C. PERRET, S. P. PITSCH, P. BATTAGLIA, A. BELLEVILLE, P. BOMPART, G. CHAUVEL, J. COUSSEAU, G. DRAMAIS, G. GLAZIOU, A. HAUET, S. HELOUIN, M. LANG, F. LARRARTE, J. L. COZ, P. MARCHAND, P. MOQUET, O. PAYRASTRE, P. PIERREFEU et G. RAUZY (2017). *Charte qualité de l’hydrométrie. Guide de bonnes pratiques*. Ministère de l’environnement, de l’énergie et de la mer, France. 86 p.

- RACCASI, G. (2008). “Mutations géomorphologiques récentes du Rhône aval, Recherches en vue de la restauration hydraulique et de la gestion des crues”. Thèse de doct. Université de Provence - Aix- Marseille I. 334 p.
- RANTZ, S. E. (1982). *Measurement and computation of streamflow*. USGS Numbered Series 2175. U.S. G.P.O.
- REIS, D. S. et J. R. STEDINGER (2005). “Bayesian MCMC flood frequency analysis with historical information”. In : *Journal of Hydrology* 313.1, p. 97-116. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2005.02.028](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2005.02.028).
- RENARD, B. (2011). “A Bayesian hierarchical approach to regional frequency analysis”. In : *Water Resources Research* 47.11. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2010WR010089](https://doi.org/10.1029/2010WR010089).
- RENARD, B., V. GARRETA et M. LANG (2006). “An application of Bayesian analysis and Markov chain Monte Carlo methods to the estimation of a regional trend in annual maxima”. In : *Water Resources Research* 42.12. ISSN : 00431397. DOI : [10.1029/2005WR004591](https://doi.org/10.1029/2005WR004591).
- RENARD, B., K. KOCHANÉK, M. LANG, F. GARAVAGLIA, E. PAQUET, L. NEPPEL, K. NAJIB, J. CARREAU, P. ARNAUD, Y. AUBERT, F. BORCHI, J.-M. SOUBEYROUX, S. JOURDAIN, J.-M. VEYSSEIRE, E. SAUQUET, T. CIPRIANI et A. AUFRAY (2013a). “Data-based comparison of frequency analysis methods : A general framework”. In : *Water Resources Research* 49.2, p. 825-843. ISSN : 00431397. DOI : [10.1002/wrcr.20087](https://doi.org/10.1002/wrcr.20087).
- RENARD, B., M. THYER, D. MCINERNEY, D. KAVETSKI, M. LEONARD et S. WESTRA (2021). “A Hidden Climate Indices Modeling Framework for Multivariable Space-Time Data”. In : *Water Resources Research* 58.1, e2021WR030007. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2021WR030007](https://doi.org/10.1029/2021WR030007).
- RENARD, B. (2023). “Use of a national flood mark database to estimate flood hazard in the distant past”. In : *Hydrological Sciences Journal*, null. ISSN : 0262-6667. DOI : [10.1080/02626667.2023.2212165](https://doi.org/10.1080/02626667.2023.2212165).
- RENARD, B., X. SUN et M. LANG (2013b). “Bayesian Methods for Non-stationary Extreme Value Analysis”. In : *Extremes in a Changing Climate : Detection, Analysis and Uncertainty*. Sous la dir. d’A. AGHAKOUCHAK, D. EASTERLING, K. HSU, S. SCHUBERT et S. SOROOSHIAN. Water Science and Technology Library. Dordrecht : Springer Netherlands, p. 39-95. ISBN : 978-94-007-4479-0.
- RIBATET, M., E. SAUQUET, J.-M. GRÉSILLON et T. B. M. J. OUARDA (2007). “A regional Bayesian POT model for flood frequency analysis”. In : *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 21.4, p. 327-339. ISSN : 1436-3240, 1436-3259. DOI : [10.1007/s00477-006-0068-z](https://doi.org/10.1007/s00477-006-0068-z).
- RIBES, A., S. QASMI et N. P. GILLET (2021). “Making climate projections conditional on historical observations”. In : *Science Advances* 7.4, eabc0671. ISSN : 2375-2548. DOI : [10.1126/sciadv.abc0671](https://doi.org/10.1126/sciadv.abc0671).
- RIGAUDIÈRE, P., A. DEKERGARIOU, C. LAROCHE, N. CAZE, J. BRUN, J. LABORDE et W. BEROLO (2000). *Etude globale des crues du Rhône*. Tech. rep. SAFEGE Cetiis et Université de Nice.
- RUIZ-BELLET, J. L., X. CASTELLTORT, J. C. BALASCH et J. TUSET (2017). “Uncertainty of the peak flow reconstruction of the 1907 flood in the Ebro River in Xerta (NE Iberian Peninsula)”. In : *Journal of Hydrology* 545, p. 339-354. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2016.12.041](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.12.041).

- SALAS, J. D., J. OBEYSEKERA et R. M. VOGEL (2018). "Techniques for assessing water infrastructure for nonstationary extreme events : a review". In : *Hydrological Sciences Journal* 63.3, p. 325-352. ISSN : 0262-6667. DOI : [10.1080/02626667.2018.1426858](https://doi.org/10.1080/02626667.2018.1426858).
- SHEFFER, N. A., Y. ENZEL, G. BENITO, T. GRODEK, N. POART, M. LANG, R. NAULET et D. CŒUR (2003). "Paleofloods and historical floods of the Ardèche River, France". In : *Water Resources Research* 39.12. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2003WR002468](https://doi.org/10.1029/2003WR002468).
- SOUHAR, O. et J.-B. FAURE (2009). "Approach for uncertainty propagation and design in Saint Venant equations via automatic sensitive derivatives applied to Saar river". In : *Canadian Journal of Civil Engineering* 36.7. Publisher : NRC Research Press, p. 1144-1154. ISSN : 0315-1468. DOI : [10.1139/L09-057](https://doi.org/10.1139/L09-057).
- ST. GEORGE, S., A. M. HEFNER et J. AVILA (2020). "Paleofloods stage a comeback". In : *Nature Geoscience* 13.12, p. 766-768. ISSN : 1752-0894, 1752-0908. DOI : [10.1038/s41561-020-00664-2](https://doi.org/10.1038/s41561-020-00664-2).
- STEDINGER, J. R. et T. A. COHN (1986). "Flood Frequency Analysis With Historical and Paleoflood Information". In : *Water Resources Research* 22.5, p. 785-793. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/WR022i005p00785](https://doi.org/10.1029/WR022i005p00785).
- STEINBAKK, G. H., T. L. THORARINSDOTTIR, T. REITAN, L. SCHLICHTING, S. HØLLELAND et K. ENGELAND (2016). "Propagation of rating curve uncertainty in design flood estimation". In : *Water Resources Research* 52.9, p. 6897-6915. ISSN : 00431397. DOI : [10.1002/2015WR018516](https://doi.org/10.1002/2015WR018516).
- SUN, X., M. THYER, B. RENARD et M. LANG (2014). "A general regional frequency analysis framework for quantifying local-scale climate effects : A case study of ENSO effects on Southeast Queensland rainfall". In : *Journal of Hydrology* 512, p. 53-68. ISSN : 00221694. DOI : [10.1016/j.jhydrol.2014.02.025](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.02.025).
- SURELL, A. (1847). *Mémoire sur l'amélioration des bouches du Rhône*. Nîmes : Imprimerie Ballivet et Fabre.
- SYMADREM (2012). *Programme de sécurisation des ouvrages de protection contre les crues du Rhône du barrage de Vallabrègues à la mer*, p. 490.
- TALLAKSEN, L. M. (1995). "A review of baseflow recession analysis". In : *Journal of Hydrology* 165.1, p. 349-370. ISSN : 0022-1694. DOI : [10.1016/0022-1694\(94\)02540-R](https://doi.org/10.1016/0022-1694(94)02540-R).
- TRAMBLAY, Y., P. ARNAUD, G. ARTIGUE, M. LANG, E. PAQUET, L. NEPPEL et E. SAUQUET (2023). *Changes in Mediterranean flood processes and seasonality*. preprint. Catchment hydrology/Modelling approaches. DOI : [10.5194/hess-2023-46](https://doi.org/10.5194/hess-2023-46).
- UNDRR (2020). *The human cost of disasters : an overview of the last 20 years (2000-2019)*.
- VAN DER MADE, J. (1982). "Determination of the accuracy of water level observations". In : *IAHS Publications*. Proceedings of the Exeter Symposium 134, p. 172-184.
- VAN DER MEULEN, B., A. BOMERS, K. M. COHEN et H. MIDDELKOOP (2021). "Late Holocene flood magnitudes in the Lower Rhine river valley and upper delta resolved by a two-dimensional hydraulic modelling approach". In : *Earth Surface Processes and Landforms* 46.4, p. 853-868. ISSN : 0197-9337, 1096-9837. DOI : [10.1002/esp.5071](https://doi.org/10.1002/esp.5071).
- VIEIRA, L. M. d. S., J. C. L. SAMPAIO, V. A. F. COSTA et J. C. ELEUTÉRIO (2022). "Assessing the effects of rating curve uncertainty in flood frequency analysis". In : *RBRH* 27, e11. ISSN : 2318-0331, 1414-381X. DOI : [10.1590/2318-0331.272220220012](https://doi.org/10.1590/2318-0331.272220220012).

- VIGLIONE, A., R. MERZ, J. L. SALINAS et G. BLÖSCHL (2013). “Flood frequency hydrology : 3. A Bayesian analysis”. In : *Water Resources Research* 49.2, p. 675-692. ISSN : 1944-7973. DOI : [10.1029/2011WR010782](https://doi.org/10.1029/2011WR010782).
- VOGEL, R. M. et C. N. KROLL (1996). “Estimation of baseflow recession constants”. In : *Water Resources Management* 10.4, p. 303-320. ISSN : 1573-1650. DOI : [10.1007/BF00508898](https://doi.org/10.1007/BF00508898).
- WESTERBERG, I., J.-L. GUERRERO, J. SEIBERT, K. J. BEVEN et S. HALLDIN (2011). “Stage-discharge uncertainty derived with a non-stationary rating curve in the Choluteca River, Honduras”. In : *Hydrological Processes* 25.4, p. 603-613. ISSN : 08856087. DOI : [10.1002/hyp.7848](https://doi.org/10.1002/hyp.7848).
- WETTER, O., C. PFISTER, R. WEINGARTNER, J. LUTERBACHER, T. REIST et J. TRÖSCH (2011). “The largest floods in the High Rhine basin since 1268 assessed from documentary and instrumental evidence”. In : *Hydrological Sciences Journal* 56.5. Publisher : Taylor & Francis \_eprint : <https://doi.org/10.1080/02626667.2011.583613>, p. 733-758. ISSN : 0262-6667. DOI : [10.1080/02626667.2011.583613](https://doi.org/10.1080/02626667.2011.583613).
- WHS (2008). *Flood Estimation Handbook*. WHS. Section : Software. URL : [https://www.hydrosolutions.co.uk/software/flood\\_estimation\\_handbook/](https://www.hydrosolutions.co.uk/software/flood_estimation_handbook/) (visité le 10/03/2023).
- WILHELM, B., B. AMANN, J. P. CORELLA, W. RAPUC, C. GIGUET-COVEX, B. MERZ et E. STØREN (2022). “Reconstructing Paleoflood Occurrence and Magnitude from Lake Sediments”. In : *Quaternary* 5.1, p. 9. ISSN : 2571-550X. DOI : [10.3390/quat5010009](https://doi.org/10.3390/quat5010009).

## Annexes

### A.1 Tableau des temps de propagation des crues de Lyon à Beaucaire

TABLE A.1 – Les hauteurs à l'échelle correspondent aux stations de La Mulatière, Givors ou Ternay pour la partie amont, et Beaucaire pour la partie aval. Le champ " $\delta_t$ " correspond au temps de propagation de la crue entre l'amont et l'aval de la zone d'étude, et le champ "Période" correspond à la période d'aménagements définie dans la figure 1.17

Date & Heure amont	Hauteur amont [m]	Date & Heure aval	Hauteur aval [m]	$\delta_t$ [h]	Période
1841-01-21 12 :00 :00	3,4	1841-01-22 12 :00 :00	2,6	24	1
1842-10-30 12 :00 :00	3,4	1842-11-01 12 :00 :00	3	48	1
1843-10-17 12 :00 :00	4,7	1843-10-19 12 :00 :00	3,2	48	1
1845-03-18 12 :00 :00	4	1845-03-20 12 :00 :00	4,4	48	1
1846-11-28 12 :00 :00	4,3	1846-11-29 12 :00 :00	3,6	24	1
1847-02-17 12 :00 :00	3,8	1847-02-18 12 :00 :00	3,4	24	1
1849-01-15 12 :00 :00	4,6	1849-01-17 12 :00 :00	4,2	48	1
1849-11-27 12 :00 :00	4,6	1849-11-28 12 :00 :00	4,4	24	1
1850-02-03 12 :00 :00	4,2	1850-02-05 12 :00 :00	3,7	48	1
1850-11-22 12 :00 :00	3,4	1850-11-24 12 :00 :00	2,7	48	1

1852-01-18 12 :00 :00	3,4	1852-01-19 12 :00 :00	2,7	24	1
1854-12-25 12 :00 :00	4,7	1854-12-26 12 :00 :00	3,8	24	1
1865-02-04 12 :00 :00	3,6	1865-02-05 12 :00 :00	3,2	24	1
1866-12-18 12 :00 :00	3,6	1866-12-19 12 :00 :00	3,3	24	1
1867-01-11 12 :00 :00	3,4	1867-01-13 12 :00 :00	3,4	48	1
1868-12-23 12 :00 :00	3,65	1868-12-25 12 :00 :00	3,6	48	1
1869-12-01 12 :00 :00	3,3	1869-12-03 12 :00 :00	3,2	48	1
1870-11-02 12 :00 :00	4,3	1870-11-04 12 :00 :00	4,1	48	1
1870-12-17 12 :00 :00	2,9	1870-12-19 12 :00 :00	3	48	1
1871-02-10 12 :00 :00	3	1871-02-12 12 :00 :00	2,9	48	1
1874-11-21 12 :00 :00	3,8	1874-11-22 12 :00 :00	3,42	24	1
1874-12-03 12 :00 :00	3,2	1874-12-04 12 :00 :00	3,65	24	1
1875-01-19 12 :00 :00	4,2	1875-01-21 12 :00 :00	4,2	48	1
1875-11-11 12 :00 :00	3,9	1875-11-13 12 :00 :00	4,32	48	1
1876-03-14 12 :00 :00	4,8	1876-03-17 12 :00 :00	4,55	72	1
1877-02-15 12 :00 :00	4,4	1877-02-17 12 :00 :00	3,98	48	1
1880-10-28 12 :00 :00	4	1880-10-30 12 :00 :00	3,9	48	2
1881-02-12 12 :00 :00	3,2	1881-02-13 12 :00 :00	3,2	24	2
1882-11-28 12 :00 :00	4,5	1882-11-30 12 :00 :00	4,7	48	2
1882-12-06 12 :00 :00	4,4	1882-12-08 12 :00 :00	4,5	48	2
1882-12-29 12 :00 :00	5,05	1882-12-31 12 :00 :00	5,2	48	2
1883-01-02 12 :00 :00	4,9	1883-01-05 12 :00 :00	4,9	72	2

A.1. Tableau des temps de propagation des crues de Lyon à Beaucaire

1883-12-05 12 :00 :00	3,1	1883-12-07 12 :00 :00	2,9	48	2
1884-12-21 12 :00 :00	2,95	1884-12-23 12 :00 :00	3	48	2
1885-11-30 12 :00 :00	4	1885-12-02 12 :00 :00	4,15	48	2
1886-02-02 12 :00 :00	4,5	1886-02-04 12 :00 :00	4,25	48	2
1891-11-14 12 :00 :00	4,5	1891-11-15 12 :00 :00	4,91	24	2
1892-02-09 12 :00 :00	5,2	1892-02-11 12 :00 :00	4,37	48	2
1894-11-17 12 :00 :00	3,3	1894-11-18 12 :00 :00	4,15	24	2
20/11/1905 12 :00	4,3	21/11/1905 12 :00	4,25	24	2
09/01/1906 12 :00	3,5	10/01/1906 12 :00	3,7	24	2
09/12/1907 12 :00	4,1	11/12/1907 12 :00	4,29	48	2
24/02/1908 12 :00	4,85	26/02/1908 12 :00	3,58	48	2
03/12/1909 12 :00	4,1	05/12/1909 12 :00	3,44	48	2
21/12/1909 12 :00	4,15	23/12/1909 12 :00	3,82	48	2
21/01/1910 12 :00	6	24/01/1910 12 :00	4,69	72	2
19/12/1910 12 :00	5,6	21/12/1910 12 :00	5,68	48	2
27/12/1911 12 :00	3,5	28/12/1911 12 :00	3,45	24	2
08/01/1912 12 :00	3,9	09/01/1912 12 :00	3,65	24	2
22/01/1910 00 :00	6,02	25/01/1910 00 :00	4,69	72	2
09/02/1910 21 :00	5,56	12/02/1910 00 :00	4,32	51	2
27/02/1911 12 :00	3,4	28/02/1911 12 :00	3	24	2
28/12/1911 21 :00	3,66	29/12/1911 12 :00	3,6	15	2
08/01/1912 22 :00	4,02	10/01/1912 00 :00	3,63	26	2



29/12/1912 10 :00	3,41	30/12/1912 10 :00	2,94	24	2
13/11/1913 22 :00	3,95	16/11/1913 06 :00	3,62	56	2
07/12/1913 20 :00	5,19	10/12/1913 12 :00	4,15	64	2
09/03/1914 15 :00	5,45	12/03/1914 06 :00	4,67	63	2
12/02/1915 12 :00	3,65	14/02/1915 21 :00	3,96	57	2
27/12/1915 00 :00	3,5	28/12/1915 18 :00	3,1	42	2
21/02/1916 04 :00	5,34	23/02/1916 00 :00	4,24	44	2
29/12/1916 08 :00	5,17	30/12/1916 12 :00	4,94	28	2
26/02/1919 18 :00	4,72	28/02/1919 12 :00	4,38	42	2
08/12/1919 20 :00	4,42	09/12/1919 22 :00	3,8	26	2
26/12/1919 20 :00	4,55	28/12/1919 00 :00	3,84	28	2
30/12/1919 23 :00	5,3	03/01/1920 00 :00	4,54	73	2
14/01/1920 12 :00	4,66	16/01/1920 18 :00	4,35	54	3
11/01/1922 12 :00	3,86	12/01/1922 12 :00	3,04	24	3
28/02/1923 14 :00	4,46	01/03/1923 08 :00	3,63	18	3
05/03/1923 00 :00	5,3	06/03/1923 12 :00	4,08	36	3
01/12/1923 00 :00	5	02/12/1923 16 :00	6,15	40	3
30/12/1923 21 :00	6,08	02/01/1924 10 :00	5,35	61	3
27/03/1924 22 :00	3,63	28/03/1924 22 :00	3,8	24	3
03/11/1924 14 :00	4,2	04/11/1924 12 :00	3,7	22	3
05/01/1926 18 :00	4,66	07/01/1926 12 :00	4,02	42	3
20/02/1926 22 :00	3,78	22/02/1926 00 :00	3,6	26	3

A.1. Tableau des temps de propagation des crues de Lyon à Beaucaire

17/02/1928 03 :00	6,5	20/02/1928 02 :00	5,8	71	3
05/11/1952 06 :00	8,23	06/11/1952 17 :00	4,2	35	4
29/11/1952 23 :00	8,45	02/12/1952 00 :00	4,85	49	4
22/12/1952 23 :00	8,3	23/12/1952 17 :00	4,25	18	4
25/12/1954 07 :00	8,12	26/12/1954 12 :00	4,18	29	4
20/01/1955 11 :00	9,71	22/01/1955 00 :00	6,55	37	4
11/02/1955 02 :00	9,17	13/02/1955 00 :00	5,58	46	4
26/02/1957 19 :00	9,9	01/03/1957 00 :00	5,68	53	4
08/01/1959 19 :00	7,4	10/01/1959 07 :00	3,58	36	4
04/01/1960 10 :00	7,42	05/01/1960 17 :00	3,85	31	4
05/03/1960 15 :00	8,1	06/03/1960 12 :00	4,35	21	4
14/01/1962 19 :00	7,94	15/01/1962 17 :00	4,18	22	4
06/03/1962 11 :00	7,7	07/03/1962 07 :00	4,45	20	4
18/11/1963 02 :00	7,85	18/11/1963 17 :00	4,71	15	4
07/12/1965 15 :00	7,86	09/12/1965 00 :00	4,83	33	4
11/02/1966 03 :00	7,42	12/02/1966 17 :00	4,58	38	4
22/02/1967 21 :00	5,16	23/02/1967 17 :00	3,68	20	4
22/10/1974 12 :00	5,3	23/10/1974 05 :00	4,71	17	4
02/12/1974 07 :00	5,8	03/12/1974 01 :00	5,34	18	4
30/01/1975 12 :00	4,92	31/01/1975 05 :00	4,54	17	4
18/11/1975 19 :00	5,27	19/11/1975 23 :00	4,7	28	4
12/11/1976 06 :00	5,1	13/11/1976 08 :00	8,02	26	4

12/12/1976 02 :00	5,52	13/12/1976 06 :00	4,92	28	4
28/01/1977 06 :00	5,4	29/01/1977 13 :00	6,68	31	4
12/02/1977 06 :00	7,12	12/02/1977 20 :00	6,9	14	4
03/02/1978 21 :00	5,1	04/02/1978 15 :00	5,03	18	4
27/02/1978 17 :00	6,28	28/02/1978 15 :00	7,83	22	4
22/03/1978 23 :00	6	23/03/1978 21 :00	5,98	22	4
09/02/1979 14 :00	5,91	12/02/1979 11 :00	6,88	69	4
13/03/1979 20 :00	5,05	14/03/1979 15 :00	4,89	19	4
17/02/1990 02 :00	155,66	18/02/1990 00 :00	6,89	22	5
01/01/1991 22 :00	154,04	02/01/1991 17 :00	5,29	19	5
23/12/1991 23 :00	154,77	24/12/1991 19 :00	5,75	20	5
26/02/1995 20 :00	155,01	27/02/1995 16 :00	6,68	20	5
24/01/1997 05 :00	152,78	24/01/1997 20 :00	5,87	15	5
23/02/1999 14 :00	155,23	24/02/1999 10 :00	6,38	20	5
28/12/1999 22 :00	153,7	29/12/1999 13 :00	5,11	15	5
02/03/2000 15 :00	153,5	03/03/2000 04 :00	4,82	13	5
22/03/2001 20 :00	155,81	23/03/2001 21 :00	8,11	25	5
09/12/2006 10 :00	152,89	09/12/2006 23 :00	5,31	13	5
11/12/2007 19 :00	153,63	12/12/2007 08 :00	4,75	13	5
01/01/2010 04 :00	152,98	01/01/2010 18 :00	4,77	14	5
08/12/2010 03 :00	153,8	08/12/2010 18 :00	5,89	15	5
06/01/2012 18 :00	154,19	07/01/2012 10 :00	5,57	16	5

A.1. Tableau des temps de propagation des crues de Lyon à Beaucaire

---

31/03/2015 16 :00	153,03	01/04/2015 06 :00	4,74	14	5
----------------------	--------	----------------------	------	----	---

## **A.2 Données de crues C4 extraites de la base de données HISTRHÔNE**

Année	Mois	Modélisable	Description	Causes	Info affluents	Hauteurs échelle	Info hauteur Beaucaire - Tarascon	Info hauteur Arles	Info hauteur Avignon	Indices hauteur autre	Ouverture digues	Autres infos
1353	mai	Non	Le Rhône inonde la plaine depuis Avignon jusqu'à la mer.	Gel du Rhône et de la Durance						x		
1398	octobre	Non	Crue dévastatrice du Rhône selon les chroniques d'Avignon et de l'arlésien Bertran Boyssset							inférieur de 10 cm à la crue de 1396 à Arles (qui est une C37...)		
1433	novembre	Oui (Avignon)	Grande inondation qui s'étend d'Avignon à la mer	Pluie et fonte des neiges (en novembre?)	Débordement conjoint Durance et Sorgue	6,77 m au dessus de l'éclage Avignon, échelle indéterminée et 7,08 m au pont suspendu d'Avignon			Miracle chapelle des pénitents gris, 1 m d'eau dans la nef			Toute la Carmarque est inondée, des pirates y pénètrent et se livrent à des pillages
1471	septembre	Non	L'une des plus grandes inondations conjuguées du Rhône et de la Durance	Probablement cévenol, caractère brutal	Durance en crue	X			une partie des murailles abattues, repère de crue église St Michel de Cadrousse, 1m52 au dessus du dallage	Caderousse, chapelle d'Arles		
1529	novembre	Oui	"Grande inondation du Rhône dit de Saint-Martin ( <sup>107</sup> "La Ronada de San Martin" <sup>108</sup> ) à Arles."	X	X	5,25 sur l'échelle de Véran (Arles)	porte St Jean de Tarascon endommagée par la crue	Trébon, plan du bourg et camargue inondés	300 m de remparts abattus		Levées de la chaussée du trébon endommagée (arles)	
1548	novembre	Oui (Avignon)	Caractère foudroyant à Avignon mais peu d'échos à Beaucaire et Arles	crue à prépondérance océanique très nette, mais avec des apports duranciens et cévenols évoquant aussi des pluies méditerranéennes, limitées à un secteur étroit autour du couloir rhodanien	Débordement de la Durance à Avignon	X	Chaussées ruinées à Tarascon, murailles démolies	Hôpital St Lazare endommagé	" L'eau entre dans la ville <sup>109</sup> jusques à la Saunerie, à Saint-Agricol, à la Croix de Lunel, à Sainte-Catherine ... HR. L'eau atteint la coquille de la chapelle St Nicolas sur le pont St benezet, 25 cm en dessous du plus haut de la porte de la Ligne, tient toutes les arcades du pont et à environ 1m50 avant de toucher le plus haut des arcs. RAPPORT COMPLET à revoir sur des contradictions concernant les marques de crues à Avignon"	nombreux indices contradictoires à Avignon quand au dépassement par cette crue de celle de 1856.		

Année	Mois	Modélisable	Description	Causes	Info affluents	Hauteurs échelle	Info hauteur Beaucaire - Tarascon	Info hauteur Arles	Info hauteur Avignon	Indices hauteur autre	Ouverture digues	Autres infos
1570	décembre	Hauteur seulement	Inondation générale du Rhône, concernant l'ensemble du bassin. Inondation extraordinaire menaçant à Lyon le 2 décembre 1570 et qui atteint Avignon le 5 décembre, et emporte ensuite les chaussées d'Arles.	Pluies océaniques + fonte des neiges suite à un réchauffement brutal	X	5,17 sur l'échelle de Vèran à Arles	Le Rhône déborda de telle sorte qu'il tenoit toute la Camargue, les plans de St. Gilles, Bellegarde, jusques à Beaucaire, Fresbons et le Plan du Bourg	Chaussées emportées	Quartiers bas de la ville inondés	moins haute que celle de 1548 de 4 doigts à Caderousse. Tout sous l'eau sauf vers l'église et la place		Lyon inondé, maisons détruites à la Guillotière
1573	octobre	Oui	"Inondation extraordinaire" du Rhône à laquelle on peut attribuer l'ouverture du Grau du Roi à Aigues-Mortes"		X	X	L'eau passe par-dessus les chaussées, principalement à la paucze St Martin. Tout le plat pays et terroire de Beaucaire est en eau, jusqu'aux abords de la montagne.	X	Deux arches du pont d'avignon emportées	moins haute que celle de 1548 de 4 doigts à Caderousse. Tout sous l'eau sauf vers l'église et la place	"Vers Beaucaire, plus de 6km de chaussées ruinées. Dont 25 cannes à la Bergantière, 500 cannes au dessus du port (de St. Gilles) une autre au trou du Sauze. à St Gilles, la crue ne cause pas tant de tort qu'à Beaucaire car le torrent de Rebayres nettoie la grande robine qu'ils tiennent ouvert afin de vidanger le terroir. Les travaux sont urgents car le Rhône menace d'inonder l'ensemble du terroir jusqu'à l'étang de Mautio. à tarascon : Grande chaussée endommagée et rompue en plus de 10 ou 12 endroits "tant dessus que dessous de la présente ville""	Ouverture du Grau du Roi
1580	août	Oui (Avignon)	"Le "déluge" n'aurait duré qu'un jour, soit il fut d'une intensité hors de toute norme, soit il intervenait sur des sols déjà détremés, mais la période ne penche guère vers cette hypothèse. On doit donc davantage penser à une crue cévenole."	Pluies épouvantables du 24 août (Selon M Villard)	La Durance resta calme	X		Un ane trouvé sur le toit d'une maison ( mas de l'Asse)	L'eau dépasse et renverse le mur que soutient la coquille de la chapelle (Saint-Nicolas) du pont Saint-Bénézet. 6 pans d'eau à la place devant la croix. 60 maisons tombées à Caderousse. L'eau rompit une porte du portal St-Lazare	mur de soutien de la chapelle du pont d'avignon renversé	Beaucaire : Chaussées démolies en 4 endroits : les Saussan, au Radeau et deux endroits du Coussac, ainsi qu'à la paucze St martin. A Arles : Tresbon , plan du bourg, corrèges et montlong, grande quantité d'ouvertures aux chaussées.	

Année	Mois	Modélisable	Description	Causes	Info affluents	Hauteurs échelle	Info hauteur Beaucaire - Tarascon	Info hauteur Arles	Info hauteur Avignon	Indices hauteur autre	Ouverture digues	Autres infos
1674	novembre	Oui, QUID de la Durancie qui se jette en partie dans le Rhône au niveau d'Arles?	La plus grave inondation rhodanienne survenue au XVIIe siècle avec importance dans le Rhône tant apport de la Durancie Toute la basse Provence et tout le bas Languedoc sont touchés.	15 jours de pluie abondante et fonte des neiges (déjà?)	Très grande crue de la Durancie les 15 et 16 novembre avec débordement à Avignon. Les eaux de la Durancie se jettent en partie dans le Trébon par le débouché de Saint-Gabrielh (près de Tarascon). Débordement dévastateur de la Sorgue le 15 novembre (Sorgues) Drac et Romanche en crue, donc isère ?	6,55 Pt susp Avignon, 6,38 Madone Avignon, 5,39 à Arles (Véran)	1,50 m d'eau dans tout Tarascon, pont beaucaire tarascon emporté, digues brisées, chaussées détruites... 8 ou 9 pans d'eau devant la maison de ville de Tarascon	2m dans l'église St Lazare d'Arles, 3m sur le pont de Crau	de l'eau jusqu'à la barbe de la statue de saint François (?) à Avignon, 2m40 dans le cloître des minimes, 0,80 au dessous de la crue de 1755. Repère placé rue St michel sur l'église des célestins. Porte St lazare enfoncée		Chaussées du Trébon, plan du bouge, Roque de l'acier près de Tarascon, Lausac, et de l'isle de Ca-margue portées. Toutes les chaussées de bouillon jusqu'à Tarascon renversées en raison de l'avalaison de la Durancie vers Arles par le Vigueirat. Nombreuses ruptures à Beaucares (toutes décrites dans la transcription)	Fort transport solide qui comble en partie le lit de la Durancie, d'où son avulsion
1694	novembre	Oui	"Les eaux surmontent les chaussées et se répandent avec une rapidité prodigieuse dans tout le terroir depuis Saint-Gabriel à la mer : "on allait par bateaux de Tarascon jusques à la mer, que l'isle de Camargues était également couverte d'eau et qu'on allait aussi d'Arles à Maguelone, on Languedoc, par bateaux à travers les champs.""	pluies soudaines et vent de mer	Débordement de la Durancie à Avignon	4,95m échelle Véran d'Arles	3 pieds d'eau dans le jardin des capucins de Tarascon mais pas d'eau dans le bas du couvant. Plan du bourg et trébon inondés. L'eau s'étend de la ville au ténement de Beynes.	Le rhône entre dans la ville par la porte de Rousset et autres endroits le long du quai. Chaussée de Fourque rompue, l'eau se répand violemment dans toute la Camargue	Crue égale à 1679 à Avignon	4,95 m Véran (arles)	Arles : 870 de chaussées vertes [1 740 mètres] : au-devant du port de Fourques, au Clot Négadier et le long du grand Rhône (Rougnouse, Montlong, ...) et une quinzaine d'autres endroits (au-dessous d'Albaron, ...), ainsi que les chaussées des terres de la Porcellette, du Grand Passon et de Gouine, d'environ 100 mètres. Beaucaire : 400 m de chaussées à la Leque	beaucoup de sable partout sur le terroire à partir de beaucaire. Ponts de bateaux de Beaucaire et Arles rompus. Le vent de mer ramène des vagues jusque 3 lieues dans la terre ferme. On va d'Arles à Montpellier en bateau à travers champs



Année	Mois	Modélisable	Description	Causes	Info affluents	Hauteurs échelle	Info Beaucaire Tarascon	Info hauteur Arles	Info hauteur Avignon	Indices hauteur autre	Ouverture digues	Autres infos
1705	novembre et Janvier suivant	Oui	"Le Rhône devient "furieux" suite aux pluies."	une semaine de pluie continue	Durance et Verdon en crue	5,03 à Arles (Véran)		65 cm plus haut que 1647, de l'eau de la grande chausée du Trébon, 2m d'eau sur le chemin du pont de Crau, 1,50m dans le quartier du Plan de Bourg, 1,3m partout depuis le pont de Crau jusqu'au bois des Cays, L'eau de la durance ayant déversé depuis chateaurenaud arrive à arles via les terroirs.	plus d'1,25m d'eau dans les terres de Barban-tane	5,03 m Véran (Arles)	300 m de chausées détruites sur le terroir de Tarascon (infos plutôt précises sur la hauteur et largeur de chaque ouverture dans la transcription). Ouvertures faites lors de la première inondation élargies lors de la seconde.	sable et limon dans les plaines
1706	Janvier	Oui, commun avec la précédente	"La récurrence de janvier 1706 achève de ruiner les pays riverains du Rhône et de la Durance. Inondation généralisée : "les terroirs ressemblent à une mer. ""	pluies abondantes et prolongées	"Débordement de toutes les rivières en haute et basse Provence (Bassins de la Durance, du Verdon, de la Bléone, de l'Asse et des bassins côtiers ) et une quantité phénoménale de "val-lons", ruisseaux et torrents."			Partout entre 2,3 et 2,6 m d'eau, 1,6m au dessus du pont de crau et 75cm dans le jardin des pénitents St Genest, Trébon et plan du bourg inondés	marque à la porte St lazarre	5,03 m Véran (arles), dépasse de 3 ou 4 pieds celle de novembre à avignon, 5 pieds au dessus du pont de Crau à Arles	Tarascon : deux ouvertures de 8 cannes de long, fort profondes, le Rhône a passé presque par-dessus toutes les chausées. Beaucaire : 5 Cannes 4 pans devant la terre de la comanderie St Pierre, 15 cannes juste à côté, 8 Cannes, 9 et 2 Cannes, une canne, 14 cannes, deux cannes.	idem
1711	février	Oui	"Cette grande crue ne sensible causée par des pluies méditerranéenne mais par la con-jonction de pluies océaniques("du côté de Lion") et des fontes de neige (?) à la suite de ces pluies ?]. Les Mémoires de Louis Pic confirment ces pluies océaniques qui se déversèrent un mois sur la Savoie, la Bourgogne, le Lyonnais et le Dauphiné."	Pluies océaniques et fonte des neiges en savoie, bourgogne, lyonnais et dauphiné			dignes brisées à beaucaires, pas vu depuis 1674	1,5 à 1,75m sur le pont de Crau, 1711 moins haute de 27cm que 1706, d'après des marques à la maison des repentis (St Genest) . Et d'autres assurent que la crue est plus grosse qu'en novembre 1705		entre 1,5 et 1,75m sur le pont de Crau à Arles, et 10 pouces de moins qu'en 1706 à Saint Genêt, supérieur à celle de 1706 à avignon : marques sur la porte saint-lazare	Petit Rhone : Deux ruptures à la chausée : 72 toises [environ 140 mètres] près de Casenove; 30 toises [60 mètres] à la distance de deux lieues en aval, Arles : Chaussées endommagées entre Fumemorte et Trinquetaille sur 6 lieues, 1km de ruptures vers fumemorte, 100 m à plan du bourg, brèches vers la mourade de Blanc, Boulbon chausées emportées, Chaussée du trébon emportée depuis la porte St jean jusqu'aux limites d'arles sur environ 1,3km, 2,4km au quartier de la contamnie à tarascon	

Année	Mois	Modélisable	Description	Causes	Info affluents	Hauteurs échelle	Info hauteur Beaucaire - Tarascon	Info hauteur Arles	Info hauteur Avignon	Indices hauteur autre	Ouverture digues	Autres infos
1745	novembre	Oui	Inondation puis débordement du Rhône avec 3 montées successives des eaux : du 4 au 6 (maxima), du 12 au 14, puis les 16 et 17 novembre. Décalage de la crue entre Avignon et Arles qui peut s'expliquer par l'hypothèse suivante : le flot durancien se concentra d'abord de grossir le débit du Rhône en aval du confluent. Puis, l'effet d'obstacle des eaux de la Durance eut le temps de se faire sentir à l'amont immédiat, c'est-à-dire à Avignon.	Pluies abondantes et continues depuis 1 [ou 2 mois selon les sources] qui redoublent du 4 au 7 novembre. Nouvelle vague de pluie du 12 au 14, et les 16 et 17 novembre, Crue initiée par la Durance puis le Rhone, effet d'obstacle de la Durance sur le Rhone à avignon.	Trois crues successives de la Durance également avec dégâts à Mallemort et Pertuis. Le 4-5 novembre, crue du Gardon.	5,31 à Arles (Véran)	2,5 m d'eau dans les maisons de Tarascon, Tarascon est en partie sous 10 pieds [3,25 m] d'eau et il y a 10 à 12 pieds d'eau dans la plupart des maisons	3,5m sur le chemin du pont de Crau	16 cm d'eau à la Porte de l'Oule. Tous les quartiers bas de la ville inondés : Carterie, Pénitents Grises, corps saints, minimes, recolets, capucins et dominicains.		Brèche de 60m de large à la chaussée du Trébon à 500m d'Arles. 600m d'ouvertures au pas du bouquet (Tarascon). Rupture de la roubine du Vigueyrat (Arles). Chaussée de Camargue rompue en plusieurs endroits du côté du Baron.	idem. Pont de Beaux Beucaire-emporté, muraille du pont de Lansac (Tarascon) détruite, pont de Bateaux d'Arles détruit par celui de Beucaire, à avignons, le rhone a diminué de 10 pieds d'un coup certainement suite aux ruptures de digues à Tarascon.
1755	décembre	Oui	La plus importante crue du XVIIIème siècle. Maximum dans la nuit du 30 novembre au 1er décembre. Longue stagnation de l'eau dans les terroirs tous jours sous l'eau fin décembre.	"Précédant la crue : longue période de vent humide ou vent marin d'Est qui souffla "huit à dix jours" et qui déversa ses masses d'eau sur les Cévennes et le Vivarais."	Grand débordement de la Duranée qui inonde la plaine Barbentane, ainsi que le Trébon et les marais d'Arles (par la gorge de Saint-Gabriel). Le 3 décembre, inondation de l'Ouvèze à Bédarrides.	5,47m et 5,88m à Arles (Véran et Rhonomètre), 7,23m et 7,5m à Avignon (Madone et Pont suspendu)	2,6m d'eau dans la plaine de Beaucaire, 2m d'eau dans les maisons du quartier notre dame de bonne aventure de Tarascon, 2,75m dans les maisons à côté de la porte St Jean, 2,6m d'eau dans le terroir, montent jusqu'au premier étage dans la ville basse. 1,75m dans l'église des Capucins.	33cm plus haut que 1745 à Aigues mortes, 1m dans les quartiers du Trébon et plan du Bourg, 1,75m dans l'église des pp Recolets et 1,25m dans celle des augustins reformés. De 2 à 4m d'eau dans le terroir de Fourques. 0,8m plus haut que 1711 et 1747 à Pont St Esprit	3m24 dans les maisons des faubourgs d'Aramon, 2,5m d'eau dans les bas quartiers d'Avignon, de l'eau au dessus de la tête de St François (sur le pont), 0,65m dans l'église St didier, 3,3m contre les murailles de la ville, de la porte de l'oule jusqu'à la porte St roch, 3,75m dans le jardin des ursulines, 2,5m dans l'église des recolets, minimes, St André, Carmélites, Pénitents gris et cordeliers. Nombres marques existantes	beaucaire : 2,6 m d'eau dans la plaine, tarascon, 2,6 m d'eau dans les maisons, 2,75m dans les maisons à côté de la porte de st jean, 1,75m dans l'église des capucins, avignon : 7,23 à l'échelle madone, 5,44 à l'échelle véran d'arles	brèche à la chaussée d'Argence, les eaux remontent jusqu'à environ 12 km dans le terroir	idem

Année	Mois	Modélisable	Description	Causes	Info affluents	Hauteurs échelle	Info Beaucaire - Tarascon	Info hauteur Arles	Info hauteur Avignon	Indices hauteur autre	Ouverture digues	Autres infos
1801	novembre	Oui	"Crue méditerranéenne extensive selon M. Pardé. Inondation par les chaussees ouvertes à Tarascon depuis le 11 octobre, puis rupture des chaussees inférieures, à l'aval. De Boulbon à la mer est décrite "une seule étendue d'eau"."	Grandes pluies d'automne (environ 570 mm à Arles du 17 septembre au 5 décembre ; 316,5 mm à Marseille en novembre)	Crues de l'Ardèche, du Gardon et de l'Ouvèze. Crue simultanée de la Durance qui surmonte ses chaussees entre Barbentane et Châteaurenard et atteint 5 m à Mirabeau et 3,42 m à Bonpas les 11-12 novembre	5,11 à Arles (Véran), 6,94 et 7,2 à Avignon (Madone et Pont Suspendu)	5,9cm au dessus de 1755 à Tarascon	De l'eau jusqu'au 1er étage rue Trébon, Plan du Bourg et Camargue sous plus de 3m d'eau, 2,35m au dessous du trottoir du pont de Crau, 60 cm d'eau dans l'écurie du mas du Radeau (plan du bourg), 3m d'eau dans le Trébon	hauteur inférieure à 1755 de 30cm. Repère existant sous le rochers des doms, porte du rhône	tarascon : 5,5cm au dessus de 1755, avignon : 6,92 à l'échelle de la madone et 7,2 au pont suspendu, arles : 5,11 sur l'échelle de Véran	Plan du Bourg (RG) : Chaussee renversée à côté de la roubine de meyranne, plusieurs brèches à la chaussee du Trébon, à la porte de la cavalerie d'Arles), au plan du bourg inférieur. Tarascon : Digue amont de Tarascon au pas du bouquet complètement renversée, pont acqueduc de Crau endommagé.	fortes disparités sur le dépassement de la crue de 1755 selon les localités (plus bas à Avignon et Arles, plus haut à Beaucaire, (P 2 et 3 transcriptions) : l'ouveze et l'ardèche avoient le plus fourni, que la première surtout avoit changé de lit, que la Durance avoit été débordée, mais qu'elle n'avoit pas donné la même quantité d'eau qu'en 1755, qui s'étoit jointe avec le Rhone dans le territoire d'avignon, ce qu'elle n'avoit pas fait dans cette dernière circonstance, ensuite que la campagne d'Avignon avoit été moins inondée qu'en 1755'
1810	mai	Oui	"Crue de printemps à comparer avec celle du 31 mai 1856. Le Rhône est "plein" dès le 20 mai et inonde du 24 mai au 1er juin puis lente décrue. Presque toutes les rivières de l'Europe ont débordées. Depuis Lyon jusques à la mer, les inondations ont fait des dégâts étonnants."	Abondance des pluies jointe à la chaleurs des vents méridionaux, et dégel du Rhône	Crue de l'Ardèche, du Guil, ...	5,2m à Arles (Véran) et 5,93m à Avignon (Madone)	10cm au dessus de 1755, 2,18m au dessous de 1856 (???) : repère qui se trouve presque à l'extrémité amont de la rampe d'accès du port d'amont.	5,38 à +/- 0,135m. Rhône à la hauteur de la fleur de lys (? Hôtel de ville ?)	sur le point d'inonder le bas quartier de la ville	brèche de 184m de Barbe d'Asé (Gd Rhône), 8m d'eau en approfondissant ? - Plusieurs ouvertures vers le bas Plan du bourg : terri-toires de parade et passon - Petit Rhône : corrigé, 3 brèches entre les passerons et la martelière de la cape dont une d'au moins 50m, 5 brèches de 20 à 30m au petit plan du bourg, entre mas de la ville et montcalde - Trois brèches entre tarascon et lansac sur la chaussee du Trébon à Tarascon, trois brèches au dessus de Tarascon. Brèche de 200m à la crois de seignoret (Arles), une brèche de 184m à la chaussee de montlong		



## Résumé :

L'estimation statistique du risque de crue consiste généralement à estimer les paramètres d'une distribution en se basant sur les séries temporelles de débit. Cet exercice est affecté par des incertitudes importantes qui proviennent de la précision des données utilisées, mais également de la longueur limitée des séries de débit. L'objectif principal de la thèse est de développer une méthode d'analyse fréquentielle permettant de valoriser des données anciennes, qu'elles soient continues ou ponctuelles, avec une prise en compte complète et homogène des différentes sources d'incertitude. Elle est appliquée au cas d'étude exceptionnel de la station hydrométrique du Rhône à Beaucaire (95 590 km<sup>2</sup>), où plus de 200 ans de relevés continus de hauteur d'eau, mais également un patrimoine de données hydroclimatiques remontant au XIII<sup>ème</sup> siècle sont disponibles. Une série continue de débits avec incertitudes de 1816 à 2020 a été estimée. Cette incertitude hydrométrique a été propagée aux estimations des quantiles de crue, permettant ainsi de quantifier la part de l'incertitude hydrométrique et celle de l'incertitude d'échantillonnage dans l'incertitude totale. Des tests réalisés pour des durées de séries variables ont permis d'identifier que l'incertitude totale diminue significativement lorsque cette durée augmente entre 20 et 100 ans. Au-delà, l'incertitude est relativement constante car la diminution de l'incertitude d'échantillonnage est compensée par l'augmentation de l'incertitude hydrométrique. Afin de réduire l'incertitude d'échantillonnage, le jeu de données a été élargi en utilisant des données de crue ponctuelles, antérieures à l'installation de la station hydrométrique. Une des originalités de cette méthode provient de l'inclusion du seuil de perception et de la durée de la période historique comme étant des paramètres du modèle probabiliste, à l'aide d'une approche bayésienne. Le modèle a été testé sur la série de débits continue, artificiellement dégradée, et pour laquelle seuil de perception et durée de la période historique sont donc parfaitement connus. Cela a permis d'identifier que la méconnaissance du seuil de perception entraînait une incertitude bien plus grande que la méconnaissance de la durée de la période historique. Le modèle a ensuite été appliqué aux crues historiques depuis le XVI<sup>ème</sup> siècle. Les résultats présentent une incertitude réduite par rapport aux résultats de la seule série continue de 1816 à 2020, et ce même dans le cas où seuil de perception et durée de la période historique sont considérés incertains. Néanmoins, une probable non-exhaustivité des données historiques a été détectée, ce qui complexifie l'utilisation de ces résultats. Au-delà du cas particulier de Beaucaire, il serait intéressant d'appliquer cette méthode sur des bassins versant pour lesquels le contexte climatique et la nature des données historiques sont différents. De plus, la longue série reconstituée à Beaucaire pourrait également être utilisée pour étudier la variabilité hydroclimatique du Rhône.

## Abstract :

The statistical estimation of flood risk generally consists of estimating the parameters of a distribution based on streamflow time series. This exercise is affected by substantial uncertainties that come from the accuracy of the available data, but also from the limited length of the records. The main objective of this thesis is to develop a flood frequency analysis method that makes the most of continuous or sporadic historical data with a complete and homogeneous consideration of the various sources of uncertainty. The method is applied to the exceptionally rich case study of the Rhône River at Beaucaire, France (95 590 km<sup>2</sup>), with continuous stage records over more than 200 years and a comprehensive dataset on hydroclimatic events from the XIII<sup>th</sup> century. A continuous streamflow series with uncertainties from 1816 to 2020 was established. The hydrometric uncertainty was propagated to the design flood estimates, and the contribution of both hydrometric and sampling uncertainties to the total uncertainty was quantified. Tests showed that the total uncertainty decreases significantly when the length of the series increases from 20 to 100 years. Beyond 100 years, the total uncertainty remains constant because the sampling uncertainty decrease is offset by the hydrometric uncertainty increase. To reduce the sampling uncertainty, the dataset was expanded by using sporadic historical flood data, prior to the hydrometric records. An original feature of this method is the inclusion of the perception threshold and the length of the historical period as parameters of the probabilistic model, using a Bayesian approach. The model was tested on the subsampled 1816-2020 streamflow series, for which the perception threshold and historical period length are known. The imperfect knowledge of the perception threshold resulted in a much greater uncertainty than the imperfect knowledge of the length of the historical period. The model was then applied to the full dataset with historical floods since the XVI<sup>th</sup> century. The design flood uncertainty was smaller than using the continuous 1816-2020 streamflow time series only, even when the perception threshold and the length of the historical period are considered uncertain. Nevertheless, this application suggests that the historical data are probably incomplete, which complicates the use of these results. Beyond the specific case of Beaucaire, it would be interesting to apply this method to watersheds for which the climatic context and the nature of the historical data are different. Moreover, the long series reconstructed in Beaucaire could also be used to study the hydroclimatic variability of the Rhône River.