



HAL
open science

Apports et limites de l'analyse statistique régionale pour l'estimation de surcotes extrêmes en France

Lise Bardet, Claire-Marie Duluc

► To cite this version:

Lise Bardet, Claire-Marie Duluc. Apports et limites de l'analyse statistique régionale pour l'estimation de surcotes extrêmes en France. Centenaire de la SHF : Evénements extrêmes fluviaux et maritimes., SHF, Feb 2012, Paris, France. <hal-04215841>

HAL Id: hal-04215841

<https://hal.science/hal-04215841v1>

Submitted on 26 Sep 2023

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.



Distributed under a Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0 - Attribution - Non-commercial use - No Derivative Works - International License

APPORTS ET LIMITES D'UNE ANALYSE STATISTIQUE REGIONALE POUR L'ESTIMATION DE SURCOTES EXTREMES EN FRANCE

Contributions and limits of a regional frequency analysis for estimating extreme storm surges in France

Lise¹ BARDET¹, Claire-Marie¹ DULUC¹

¹ Institut de Radioprotection et de Sûreté Nucléaire (IRSN) – BP17, 92 262 Fontenay-aux-Roses Cedex, France – lise.bardet@irsn.fr

Afin de mieux prendre en compte le phénomène de horsain dans les analyses statistiques des séries de surcotes marines, une approche régionale est développée pour les sites du littoral atlantique et de la Manche. La régionalisation statistique permet d'étoffer l'information disponible et de considérer qu'un événement extrême qui est observé sur un site peut également être observé sur un autre site. A partir de données observées et prédites du niveau de la mer, des chroniques de surcotes de pleine mer sont élaborées en chaque site, puis agrégées pour former un échantillon régional dont l'homogénéité est vérifiée. Les ajustements statistiques réalisés par la méthode POT du renouvellement, avec des distributions théoriques adaptées à l'estimation d'extrêmes hydrologiques (lois GPD, exponentielle mélangée) montrent que les surcotes exceptionnelles observées sont mieux décrites par des approches régionales que par des analyses à une échelle locale. Cependant, la question de la dépendance spatio-temporelle des surcotes régionales se pose. Face à cette problématique, des analyses de sensibilité sur les hypothèses d'échantillonnage régional sont menées. Selon les cas, des écarts positifs ou négatifs sont observés entre les surcotes centennales issues des ajustements régionaux et celles estimées par des analyses locales. La régionalisation statistique apparaît donc plus adaptée que des analyses locales pour l'estimation de surcotes extrêmes, mais nécessite d'être approfondie sur les problèmes de dépendance.

With the aim to cope with the outlier issue in the statistical analyses of storm surge series, a regional frequency analysis is carried out for the surges along the Atlantic coast and the Channel coast. With a regional approach, the available information is extended and one extreme event which is observed at a site is considered as possible at another site. Starting from observed and predicted data of the sea level, time series of skew surges are determined at each site, then gathered in order to build a regional sample for which the homogeneity is verified. The statistical fittings, carried out according to a POT method and theoretical distributions which are adapted to the estimation of hydrological extremes (GPD and mixed exponential distributions), show that the observed exceptional surges do not appear to be outliers any more, in comparison with at-site analyses. However, the question of the regional surges dependency in space and in time is raised. Some complementary analyses are then developed by modifying some assumptions about the regional sampling. Depending on the various cases, positive or negative differences can be observed between the 100-yr return surges obtained with the regional fittings and the ones estimated with at-site analyses. The regional frequency analysis then appears to be more adapted than the at-site analyses for the estimation of extreme storm surges, but needs to be improved about the dependency issue.

I INTRODUCTION

Le niveau de la mer réellement mesuré peut différer de sa prédiction déterministe, du fait d'une surcote ou décote, essentiellement d'origine météorologique, qui se cumule à la marée théorique. Une surcote extrême peut contribuer à une inondation ou la destruction d'infrastructures côtières, comme ce fut le cas lors de la tempête du 1er février 1953 aux Pays-Bas ou lors de la tempête Xynthia en 2010 sur les côtes vendéennes.

A partir de mesures du niveau de la mer, les surcotes sont déduites et peuvent être extrapolées à de plus grandes périodes de retour que la période d'observation, sur la base de modèles statistiques. Cependant, les approches traditionnelles, réalisées avec des données issues d'une même station d'observation, ne permettent pas de reproduire les surcotes exceptionnelles observées localement, que ce soit avec une méthode de maxima ou à seuil. Ces événements extrêmes, qui traduisent une mauvaise adéquation des ajustements statistiques, sont appelés « horsains » (ou « outlier »). La Figure 1 présente le cas de l'échantillon de surcotes à La Rochelle. La surcote de 153 cm correspondant à la tempête Xynthia de 2010 est très supérieure aux autres surcotes de l'échantillon et constitue alors un horsain : la distribution théorique, obtenue ici par la méthode du renouvellement (méthode POT), n'est pas satisfaisante pour cet événement.

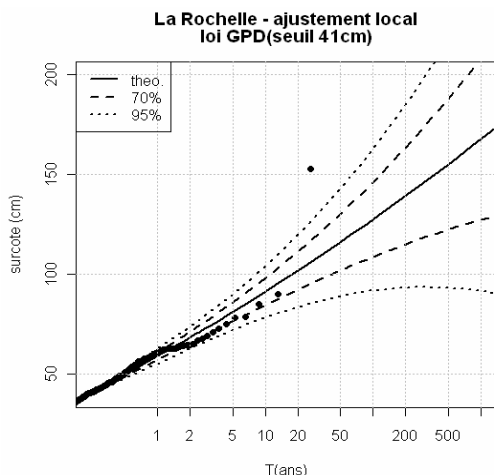


Figure 1: Ajustement de l'échantillon de surcotes à La Rochelle, par la méthode du renouvellement.

Si l'hypothèse du hasard d'échantillonnage n'est pas à exclure pour un site donné, cette situation devrait cependant être rare. Or, la présence de horsains pour de nombreux ports (tempêtes de février 1953, décembre 1979, octobre 1987, décembre 1999, février 2010...) pose question quant à la fiabilité et la pertinence des modèles statistiques à l'échelle locale, pour l'estimation de surcotes de période de retour centennale ou au-delà.

Face à cette problématique, une méthodologie prenant mieux en compte le phénomène des horsains apparaît nécessaire. Afin de compléter l'information locale en particulier pour les événements rares, un modèle régional a été élaboré pour les surcotes de pleine mer observées le long des côtes atlantiques et de la Manche, avec des ajustements selon la méthode à seuil (POT) dite de « renouvellement ». Les résultats de premières analyses, sur la base d'un échantillonnage quelque peu différent, ont déjà fait l'objet d'une publication [Bardet et al., 2011].

II REGIONALISATION DES SURCOTES EN FRANCE

II.1 Données sources

Les niveaux marins observés et prédits de 21 ports répartis le long du littoral Atlantique et de la Manche (Figure 2), ont été recueillis auprès du Système d'Observation du Niveau des Eaux Littorales (SONEL) et du Service Hydrographique et Océanographique de la Marine (SHOM), sur une période totale d'observation de janvier 1846 à février 2010. Le Tableau 1 renseigne les caractéristiques liées aux données de chaque site.

Bien que des observations échelonnées à un pas de 10 minutes existent en certains ports depuis les années 1990, cette étude a été réalisée sur la base de niveaux marins horaires, afin de considérer des données homogènes pour chaque port et entre les sites.



Figure 2 : Localisation des différents sites étudiés, le long de la côte atlantique et de la Manche

Port	Période	D_{eff} (ans)	λ (cm/an)	S_{an} (cm)
Dunkerque	1956-2010	40,92	0,18	79,4
Calais	1941-2010	31,64	0,01	67,4
Boulogne	1941-2010	21,05	0,22	65,3
Dieppe	1954-2010	33,63	0,47	61,7
Le Havre	1938-2010	39,65	0,18	66,3
Cherbourg	1943-2010	35,60	0,15	49,5
Saint Malo	1992-2010	15,78	-0,04	55,1
Roscoff	1973-2010	34,55	0,22	50,3
Brest	1846-2010	150,09	0,11	55,3
Le Conquet	1970-2010	37,40	0,29	50,3
Concarneau	1971-2010	11,30	0,26	54,5
Port Tudy	1966-2003	28,71	0,15	52,7
Le Croesty	1996-2010	8,42	-0,26	58,0
Saint Nazaire	1957-2010	25,48	0,07	70,0
Saint Gildas	1962-2000	24,45	0,02	60,2
Sables d'Olonne	1965-2010	19,94	0,29	56,2
La Rochelle	1941-2010	26,03	0,18	60,8
Port Bloc	1959-2010	22,05	0,18	59,2
Arcachon	1967-2010	10,94	0,47	60,9
Bayonne	1967-2010	34,02	0,07	47,3
Saint Jean	1942-2010	37,56	0,15	36,7

Tableau 1 : Caractéristiques des séries de surcotes : période, durée effective (D_{eff}) et tendance moyenne (λ) des observations, surcote empirique annuelle (S_{an})

II.2 Elaboration des chroniques locales de surcotes

Les niveaux prédits moyens annuels ont une moyenne constante sur toute la période d'observation tandis que les niveaux observés augmentent globalement au cours du temps, notamment à cause du changement climatique. Afin de corriger les niveaux observés de l'évolution du niveau marin, il a été considéré une tendance linéaire des niveaux moyens annuels (λ), sur l'ensemble de la période d'observation de chaque site (cf. Tableau 1).

Des surcotes de pleine mer sont ensuite déduites. Une surcote de pleine mer est la différence, pour une même pleine mer, entre le niveau observé maximal et le niveau prédit maximal, ceux-ci pouvant être légèrement décalés dans le temps. Les instants et niveaux de pleine mer ont été déterminés par une méthode d'interpolation « spline cubique » des niveaux horaires. Après élimination des données aberrantes (dysfonctionnement de marégraphe, mauvaise retranscription numérique...) par analyse visuelle des chroniques de mesures, un critère de temps de 3 jours minimum entre deux surcotes de pleine mer est appliqué, de telle sorte à ne retenir que les surcotes maximales. Ce délai est supposé suffisant pour assurer l'indépendance des surcotes en un site, nécessaire pour l'analyse statistique [Coles, 2001].

Un seuil commun de préselection de 20 cm est enfin appliqué aux surcotes, afin de cibler les événements représentatifs de l'étude. Il s'agit d'un seuil arbitraire, non dépendant des séries de surcotes, et qui est trop faible pour impacter l'analyse statistique sur les surcotes extrêmes.

II.3 Elaboration de l'échantillon régional de surcotes

II.3.1 Principe de la régionalisation

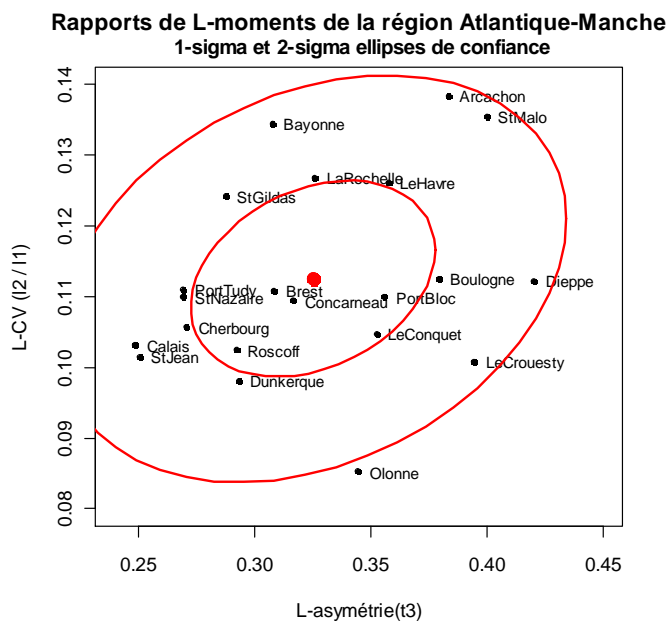
Les séries de surcotes locales (disponibles en un site) sont souvent courtes ou incomplètes, ce qui conduit à de fortes incertitudes dans les estimations statistiques. L'approche régionale permet d'analyser des échantillons plus fournis, en utilisant des données disponibles en d'autres sites que le site cible. La régionalisation réalisée dans cette étude s'inspire notamment de la théorie de Hosking et Wallis [Hosking et Wallis, 1997] et des études qui ont été réalisées en France et au Québec pour les crues et les précipitations [Ouarda et al., 1999, Ouarda et al., 2008].

Afin de tenir compte d'éventuels effets locaux d'amplification ou d'atténuation des surcotes, les surcotes sont normalisées en chaque site par un paramètre d'échelle qui lui est propre. Le paramètre de normalisation retenu est la surcote empirique annuelle (S_{an}) de chaque série (cf. Tableau 1). Les surcotes normalisées sont ensuite regroupées pour former un échantillon régional, à partir duquel les ajustements statistiques sont réalisés. Les estimations locales de surcotes sont ensuite calculées pour chaque site en multipliant la valeur régionale obtenue par ajustement avec la surcote empirique annuelle en chaque port.

II.3.2 Validation de l'homogénéité de la région

L'analyse régionale suppose que toutes les séries de données exploitées appartiennent à une même région hydrologique, c'est-à-dire présentent un comportement hydrologique statistiquement semblable. La première étape de la régionalisation est donc d'évaluer l'homogénéité de la région choisie. Les tests d'homogénéité ont été réalisés selon la méthode proposée par Hosking et Wallis, avec l'aide du package « RFA » disponible sous environnement R.

La méthode décrite par Hosking et Wallis repose sur des rapports de L-moments (combinaison des moments de probabilité pondérés), déterminés notamment à partir des statistiques des coefficients de variation (CV) et d'asymétrie. Les rapports de L-moments de chaque site doivent être semblables dans une région homogène. Parmi les différents tests proposés par Hosking et Wallis, une appréciation graphique de leur dispersion peut être obtenue en représentant les relations entre L-CV et L-asymétrie pour chaque site. La Figure 3 représente les rapports de L-moments pour la région choisie, en considérant de façon équivalente et arbitraire le cinquième des surcotes les plus grandes sur chaque site (les rapports de L-moments sont dépendants du nombre de données dans les séries). Cette approche, différente de celle menée dans de premières études [Bardet et al., 2011], permet de s'affranchir des problèmes liés aux ordres de grandeur variables des surcotes pour les différentes séries (la série de Saint-Jean-de-Luz est par exemple constituée de surcotes significativement inférieures aux surcotes de la série de Dunkerque et est donc plus impactée par le seuil commun de préselection). Par ailleurs, Hosking et Wallis présentent un test de discordance, qui permet de calculer un coefficient D_i pour chaque série de surcotes (cf. Tableau 2) et ainsi d'estimer le caractère homogène de chaque site.



Port	Di	Port	Di
Dunkerque	0,5429	Port Tudy	0,7285
Calais	0,9734	Le Crouesty	1,2824
Boulogne	0,4290	St Nazaire	0,5358
Dieppe	1,6850	St Gildas	1,9369
Le Havre	0,9680	Olonne	2,7427
Cherbourg	1,0540	La Rochelle	0,4567
St Malo	1,5414	Port Bloc	0,2912
Roscoff	0,2655	Arcachon	1,4101
Brest	0,0420	Bayonne	1,4906
Le Conquet	0,7503	StJean	0,7818
Concarneau	1,0918		

Tableau 2 : Test de discordance de Hosking et Wallis

Figure 3 : Test d’homogénéité de la région, par comparaison des rapports L-CV en fonction des rapports L-asymétrie

Les sites dont les rapports de L-moments se distinguent notablement de ceux des autres sites sont identifiés grâce à des ellipses adaptées aux données. Il est couramment considéré que les sites dont on peut douter de l’homogénéité à la région se situent en dehors de l’ellipse intérieure 1-sigma (ellipse à 39,4% de confiance) ou à l’extérieur de l’ellipse 2-sigma (ellipse à 86,5% de confiance) [Van Gelder et Neykov, 1998]. La série des Sables d’Olonne peut alors apparaître douteuse pour la région, sans que sa dispersion soit significativement différente des autres séries de surcotes. Concernant le test de discordance de Hosking et Wallis, un site est jugé discordant par rapport aux autres sites de la région si le coefficient Di est supérieur à 3, ce qui n’est pas le cas de la série de surcotes des Sables d’Olonne ($Di \sim 2,74 < 3$).

Ainsi, les tests de Hosking et Wallis ne faisant pas apparaître une hétérogénéité claire de la région, il a été choisi de conserver l’ensemble des sites du littoral atlantique et de la Manche, présentés dans la partie II.1.

II.3.3 Distribution empirique régionale

L’échantillon régional a une durée effective d’observation de 689 ans, correspondant à la somme des durées effectives de chaque série locale.

Les fortes surcotes qui ont été observées dans la région correspondent principalement à la tempête d’octobre 1987 (côte de la Manche et pointe de la Bretagne), ainsi qu’à la tempête Xynthia de février 2010 (La Rochelle). Par ailleurs, deux surcotes majeures de pleine mer, qui n’ont pas été mesurées par les marégraphes car se sont produites avant leur mise en fonctionnement ou pendant une période d’arrêt, ont été ajoutées à l’échantillon régional. Ainsi, une surcote de 213 cm a été ajoutée à Dunkerque pour le 1^{er} février 1953, résultant d’un niveau mesuré de 7,90 m selon le Port Autonome de Dunkerque, et d’un niveau prédit de 5,77 m par la méthode harmonique du SHOM. D’autre part, une surcote de 154 cm a été ajoutée à Port-Bloc pour le 27 décembre 1999. Une reconstitution du signal de marée a été menée par le Port Autonome de Bordeaux, conduisant à un niveau observé estimé à 6,50 m au Verdon [Aelbrecht et al., 2004], marégraphe proche de Port-Bloc. Selon les données de niveaux extrêmes de la marée fournies par le SHOM au Verdon et à Port-Bloc, un niveau observé de pleine mer de 6,40 m est déduit pour Port-Bloc, puis comparé à la pleine mer prédite de 4,86 m obtenue par le logiciel SHOMAR du SHOM (version 2010-2011).

Le graphe en Figure 4 représente la distribution empirique de l’échantillon régional.

III AJUSTEMENTS STATISTIQUES DES SURCOTES REGIONALES

L’analyse statistique des surcotes régionales a été réalisée par la méthode POT du renouvellement [Miquel, 1981] sous environnement R, avec la version 1.4-0 (version de travail) du logiciel statistique « Renext » développé par l’IRSN. La version 1.0-0 du programme est mise à disposition publique depuis juin 2010 sur le site Internet du CRAN (cran.r-project.org).

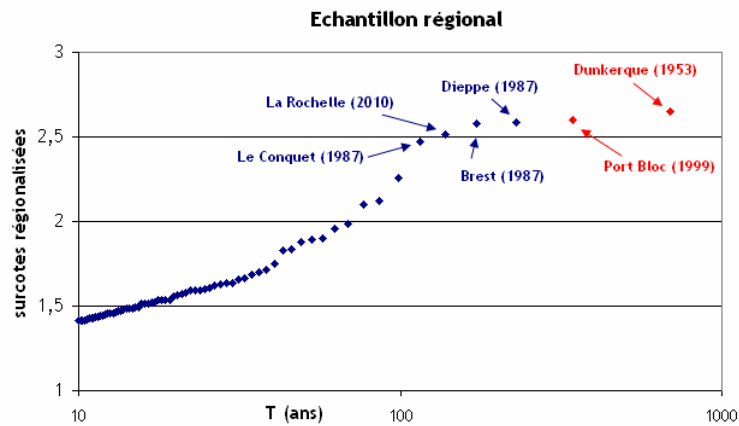


Figure 4 : Distribution empirique des surcotes régionales de l'échantillon d'étude. Les surcotes issues des tempêtes de 1953 à Dunkerque et de 1999 à Port-Bloc ont été ajoutées à l'échantillon régional.

III.1 Analyses de sensibilité sur la loi et le seuil d'ajustement

L'échantillon régional décrit dans la partie II est supposé stationnaire et est ajusté avec des lois statistiques adaptées à l'estimation d'événements extrêmes. En particulier, les distributions exponentielle, de Weibull, de Pareto Généralisé (GPD) et exponentielle mélangée ont été testées, pour différents seuils. En considérant de manière arbitraire un seuil d'ajustement correspondant à un dépassement par an en moyenne, la Figure 5 présente les résultats graphiques des ajustements pour les quatre distributions statistiques précédemment citées.

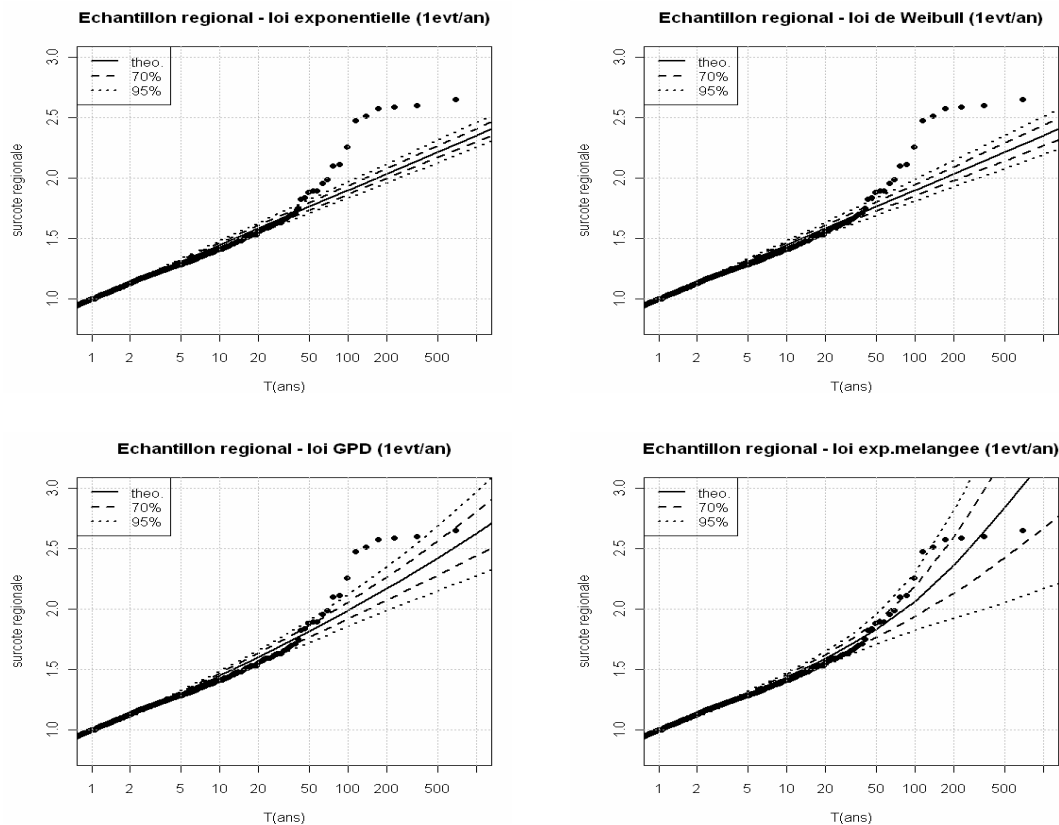


Figure 5: Ajustements statistiques de l'échantillon régional, pour un seuil correspondant à un dépassement par an en moyenne

Graphiquement, les lois exponentielle et de Weibull ne sont de toute évidence pas de bons ajustements statistiques de l'échantillon régional car elles ne permettent pas de reproduire la courbure de la distribution empirique ni les événements exceptionnels observés. Les lois de type GPD ou exponentielle mélangée tendent quant à elles à mieux reproduire la distribution empirique, en courbant la distribution théorique vers la queue de l'échantillon. En particulier, la loi exponentielle mélangée apparaît relativement satisfaisante au vu de l'ajustement graphique.

Afin d’affiner les ajustements, des optimisations du seuil ont été réalisées pour les lois GPD et exponentielle mélangée, sur la base d’un compromis sur un ensemble de critères : ajustement graphique, tests numériques d’adéquation, stabilité des résultats et des paramètres de la loi, nombre de données ajustées. Il est à noter qu’il est parfois délicat de dégager un ajustement optimal pour une loi statistique donnée et a fortiori sans distribution privilégiée. En effet, lorsqu’on fait évoluer le seuil d’ajustement, certaines lois statistiques telles la loi GPD conduisent à une grande variabilité dans la forme de la queue de la distribution théorique. La loi exponentielle mélangée semble la plus stable par rapport à une variation du seuil (cf. Figure 5 et Figure 6), les surcotes faibles à moyennes ayant peu d’influence sur les surcotes de grandes périodes de retour. Cependant, une attention particulière doit être portée à la loi exponentielle mélangée qui peut présenter des difficultés techniques. La convergence de l’estimation des quantiles par maximum de vraisemblance n’est en effet pas garantie et la courbure de la surface de vraisemblance, qui permet de déterminer des intervalles de confiance approchés par la méthode « delta » [Coles, 2001], peut être difficile à évaluer numériquement. Avec les réserves décrites ci-avant, les Tableau 3 et Figure 6 présentent les résultats d’ajustements « optimisés » pour les distributions GPD et exponentielle mélangée.

loi	GPD	exponentielle mélangée
seuil	1,25	1,15
S ₁₀₀	2,057	2,094
S ₁₀₀ BS70%	2,175	2,237
S ₁₀₀₀	3,289	3,192

Tableau 3: seuil, surcotes centennales (quantiles et bornes supérieures des intervalles de confiance à 70%) et surcote millennale (quantile) issues des ajustements « optimisés » de l’échantillon régional, par les lois GPD et exponentielle mélangée

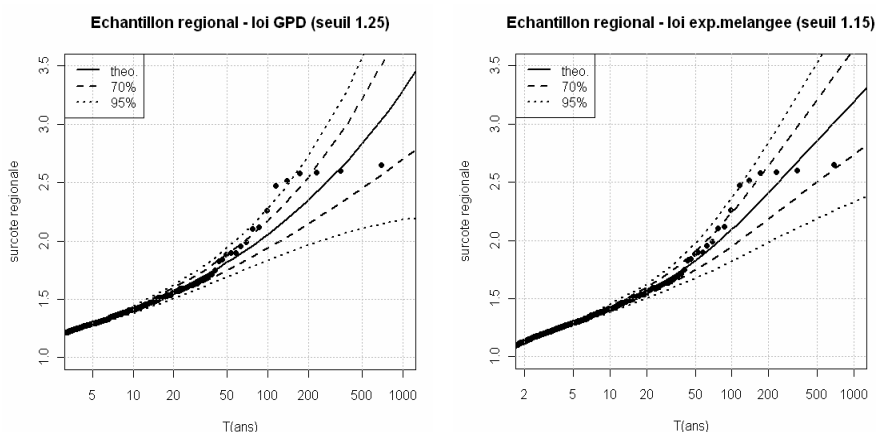


Figure 6: Représentations graphiques des ajustements « optimisés » par les lois GPD et exponentielle mélangée de l’échantillon régional

Les deux ajustements régionaux sont relativement satisfaisants, notamment d’un point de vue graphique : les événements exceptionnels observés sont globalement contenus dans les intervalles de confiance des distributions théoriques. Ces surcotes exceptionnelles n’apparaissent plus comme des horsains, l’estimation théorique de surcotes extrêmes (centennales ou au-delà) par l’approche régionale apparaît plus adaptée que par des analyses locales.

Les surcotes centennales issues des deux ajustements régionaux sont similaires et conduisent alors, en multipliant par la surcote empirique annuelle de chaque site, à des surcotes centennales locales similaires. Par ailleurs, des ajustements locaux ont été réalisés pour les surcotes de chaque site, en adaptant une loi statistique (parmi les lois exponentielle, Weibull et GPD) et un seuil d’ajustement à chaque série. Une comparaison entre ces ajustements et les ajustements régionaux indique que les surcotes centennales issues de la régionalisation sont cohérentes avec celles estimées par des analyses locales : des écarts très faibles, indistinctement positifs ou négatifs, sont observés en général sur chaque site et ne dépassent pas la trentaine de centimètres. Pour des surcotes supérieures, il est à noter que les lois régionales conduisent, pour la majorité des sites, à des surcotes théoriques supérieures aux surcotes estimées par des analyses locales, avec un écart maximal de 90 cm pour les quantiles des surcotes millennales. Ceci s’explique par la plus grande proportion d’événements exceptionnels dans l’échantillon régional par rapport aux échantillons locaux, qui courbe alors la distribution régionale vers le haut pour les surcotes importantes, en particulier avec la loi GPD. Les cas de La Rochelle et de Brest illustrent quelques-unes de ces conclusions dans le Tableau 4.

ports	ajustement local (cm)			régionalisation par GPD (cm)			régionalisation par exp.melangee (cm)		
	S ₁₀₀	S ₁₀₀ BS70%	S ₁₀₀₀	S ₁₀₀	S ₁₀₀ BS70%	S ₁₀₀₀	S ₁₀₀	S ₁₀₀ BS70%	S ₁₀₀₀
La Rochelle	128	146	168	125	132	200	127	136	194
Brest	103	109	127	114	120	182	116	124	176

Tableau 4: surcotes centennales (quantiles et bornes supérieures des intervalles de confiance à 70%) et surcote millennale (quantile) issues des ajustements des échantillons locaux et de l’échantillon régional

III.2 Problématique de la dépendance spatio-temporelle

Une même tempête peut affecter plusieurs sites, surtout s'ils sont proches. Un certain nombre de surcotes de l'échantillon régional peuvent être alors issues d'un même initiateur et donc dépendantes. Or les analyses statistiques usuelles, et utilisées dans cette étude, supposent une indépendance des données. Un échantillon régional constitué de données indépendantes, supposant une analyse hydrométéorologique détaillée, pourrait alors être envisagé.

III.2.1 Ajustements statistiques sur un échantillon régional « indépendant »

Etant donné la complexité d'une analyse hydrométéorologique détaillée sur les phénomènes initiateurs des surcotes, on considère un échantillon régional avec une indépendance temporelle stricte : à partir de l'agrégation des séries locales de surcotes indépendantes, un critère de temps de 3 jours est appliqué entre les surcotes régionales. Cette démarche a notamment été retenue dans les études de surcotes extrêmes menées par EDF [Bernardara et al., 2011]. Il est à noter que cette approche élimine des surcotes qui se produisent à moins de 3 jours d'intervalle, mais de façon indépendante.

Le nouvel échantillon régional, appelé par la suite « échantillon indépendant » comporte quatre surcotes exceptionnelles, correspondant, de façon décroissante, aux tempêtes Xynthia de 2010 (La Rochelle), de 1987 (Dieppe), de 1999 (Port-Bloc) et de 1953 (Dunkerque). L'échantillon indépendant est ajusté par la loi exponentielle mélangée et la loi GPD, pour des seuils « optimisés ». Les résultats issus de ces ajustements sont présentés en Tableau 5 et Figure 7.

loi	GPD	exponentielle mélangée
seuil	1,2	1,1
S_{100}	1,883	1,898
S_{100} BS70%	1,976	2,004
S_{1000}	2,796	2,993

Tableau 5: seuil, surcotes centennales (quantiles et bornes supérieures des intervalles de confiance à 70%) et surcote millennale (quantile) issues des ajustements « optimisés » de l'échantillon indépendant, par les lois GPD et exponentielle mélangée

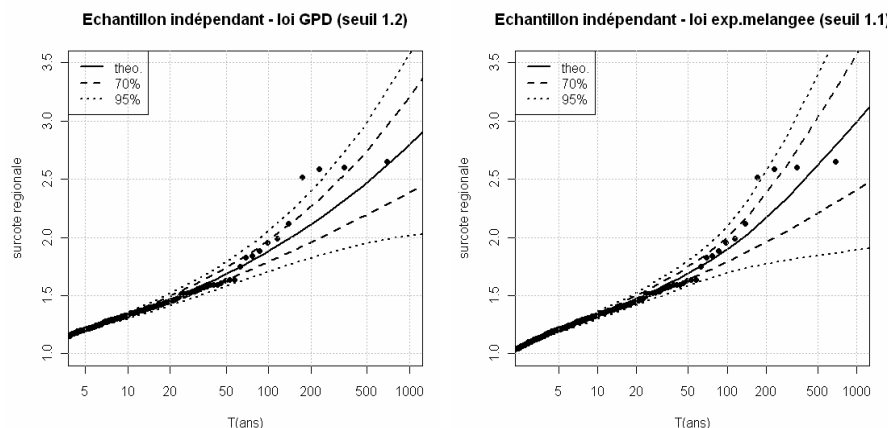


Figure 7: Représentations graphiques des ajustements « optimisés » par les lois GPD et exponentielle mélangée de l'échantillon des données strictement indépendantes

Les deux ajustements de l'échantillon indépendant conduisent, en multipliant par la surcote empirique annuelle de chaque site, à des surcotes centennales locales similaires (moins de 2 cm d'écart entre les deux ajustements). Ces surcotes centennales sont inférieures de 10 à 15 cm aux surcotes centennales estimées avec les ajustements de l'échantillon régional décrits en partie III.1.

Par ailleurs, une comparaison entre les ajustements locaux (cf. partie III.1) et les ajustements régionaux indique que les surcotes centennales issues de l'analyse régionale de l'échantillon indépendant sont globalement similaires ou inférieures aux surcotes centennales estimées par des analyses locales (jusqu'à 30 cm pour les quantiles et 50 cm pour les bornes supérieures des intervalles de confiance à 70%). Cependant, il est à noter que, pour des surcotes supérieures, les lois régionales conduisent pour la grande majorité des sites à des surcotes théoriques supérieures aux surcotes estimées par des analyses locales, comme dans le cas de l'échantillon régional total décrit en partie III.1. Cela conduit à un écart maximal de 70 cm pour les quantiles des surcotes millennales. Les cas de La Rochelle et de Brest illustrent quelques-unes de ces conclusions dans le Tableau 6.

ports	ajustement local (cm)			ajustements de l'échantillon total (cm) (cf. partie III.1)			régionalisation par GPD (cm)				régionalisation par exp.melangee (cm)			
	S_{100}	S_{100} BS70%	S_{1000}	S_{100}	S_{100} BS70%	S_{1000}	S_{100}	S_{100} BS70%	S_{1000}	S_{100}	S_{100} BS70%	S_{1000}		
La Rochelle	128	146	168	126 ± 1	134 ± 2	197 ± 3	115	120	170	115	122	182		
Brest	103	109	127	115 ± 1	122 ± 2	179 ± 4	104	109	155	105	111	165		

Tableau 6: surcotes centennales (quantiles et bornes supérieures des intervalles de confiance à 70%) et surcote millennale (quantile) issues des ajustements des échantillons locaux et des échantillons régionaux

III.2.2 Limites de l'approche régionale avec un échantillon indépendant

Comme mentionné précédemment, l'élaboration d'un échantillon régional constitué de données strictement indépendantes d'un point de vue temporel entraîne l'élimination de nombreuses surcotes qui se produisent à moins de trois jours d'intervalle, mais de manière indépendante. Cela est notamment le cas pour les surcotes faibles et moyennes, induites par des dépressions locales, qui surviennent sur des sites éloignés. Une partie de l'information régionale est alors perdue.

Par ailleurs, le fait de retenir un échantillon indépendant ne permet pas d'appréhender la dimension spatiale des tempêtes, une tempête majeure ayant des répercussions en plusieurs sites. Par exemple, pour la tempête de 1987, seule la surcote observée à Dieppe est conservée dans l'échantillon indépendant (avec le système de normalisation choisi dans cette étude) alors que de très fortes surcotes (surcotes normalisées supérieures à 1,9) ont été observées sur six ports de Brest à Boulogne. Le risque moyen de dépasser une hauteur de surcote sur un site est alors différent du risque de dépasser cette hauteur au moins une fois dans la région. Or les surcotes régionales calculées avec un échantillon de données indépendantes permettent seulement d'évaluer le risque moyen d'observer au moins une fois dans la région la survenue d'un événement supérieur à un événement donné, sans tenir compte du fait que les tempêtes impactent plusieurs sites. Ainsi, pour une même tempête, ne considérer qu'une seule manifestation des surcotes induites, sur un seul site, réduirait le poids statistique de cet événement pour l'ensemble des sites, en particulier pour les tempêtes exceptionnelles.

IV CONCLUSIONS

Les études menées montrent que, pour ce qui concerne les surcotes de pleine mer, la région composée des sites de la façade atlantique et de la Manche est statistiquement homogène. Une analyse régionale des surcotes observées en ces sites est ainsi justifiée. Par ailleurs, les surcotes exceptionnelles observées sont mieux décrites par des approches régionales que par des analyses à une échelle locale. La régionalisation statistique apparaît donc comme une méthode prometteuse et plus adaptée que des études locales pour l'estimation de surcotes de grandes périodes de retour. Cependant, l'analyse régionale pose la question d'une dépendance spatio-temporelle entre les surcotes, notamment lors de fortes tempêtes. Selon les hypothèses d'échantillonnage considérées (agrégation complète des séries locales ou indépendance temporelle stricte entre les surcotes régionales), les résultats issus des analyses régionales sont différents, notamment au niveau des surcotes centennales : des écarts positifs ou négatifs sont observés par rapport à des analyses locales. Les surcotes millennales régionales sont quant à elles généralement supérieures. Au vu des résultats, et afin de conserver la plus grande quantité d'information disponible et le poids statistique des surcotes exceptionnelles, une analyse régionale de l'échantillon complet apparaît raisonnable pour l'estimation de surcotes extrêmes sur le littoral français. Cependant, d'autres approches telles des modélisations spatio-temporelles, prenant mieux en compte la dépendance des surcotes régionales, doivent être approfondies pour fiabiliser les résultats.

Enfin, la question de la stationnarité de l'échantillon régional doit également se poser, notamment au regard des périodes d'observation locale disponibles, et du changement climatique sur la durée effective régionale. Enfin, une hétérogénéité de type de phénomène peut être envisagée entre les surcotes moyennes à fortes et le lot des surcotes exceptionnelles. Cette piste ne pourrait être approfondie qu'avec une analyse détaillée des conditions météorologiques de survenue des surcotes extrêmes.

V REFERENCES

- Aelbrecht D., Benoit M. et Allilaire J. (2004). - Renforcement de la protection de la centrale du Blayais contre l'inondation : apports conjoints des modélisations numérique et physique. *La Houille Blanche*, **3**: 37-44.
- Bardet L., Duluc C.-M., Rebour V. et L'her J. (2011). - Regional frequency analysis of extreme storm surges along the French coast. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, **11**: 1627-1639.
- Bernardara P., Andreewsky M. et Benoit M. (2011). - Application of regional frequency analysis to the estimation of extreme storm surges. *Journal of Geophysical Research*, **116**(2).
- Coles S. (2001). - *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer Series in Statistics.
- Hosking J. R. M. et Wallis J. R. (1997). - *Regional Frequency Analysis - An approach based on L-moments*. Cambridge University Press.

- Miquel J. (1981). - *Guide d'estimation des probabilités des débits de crue - Parties 1 et 2*. EDF - Direction des études et recherches, 01/11/1981, E43/81.45.
- Ouarda T., Bobée B. et St-Hilaire A. (2008). - Synthèse des développements récents en analyse régionale des extrêmes hydrologiques. *Revue des Sciences de l'Eau*, **21**(2): 219-232.
- Ouarda T., Lang M., Bobée B., Bernier J. et Bois P. (1999). - Synthèse de modèles régionaux de crue utilisés en France et au Québec. *Revue des Sciences de l'Eau*, **12**(1): 155-182.
- Van Gelder P. et Neykov N. M. (1998). - Regional Frequency Analysis of Extreme Water Levels along Dutch Coast using L-Moments. *International Scientific Conference on Stochastic models of hydrological processes and their applications to problems of environmental preservation*, 23-27 November, Moscow, Russia.