

Estimation des niveaux marins extrêmes avec et sans l'action des vagues le long du littoral métropolitain

Xavier Kergadallan

▶ To cite this version:

Xavier Kergadallan. Estimation des niveaux marins extrêmes avec et sans l'action des vagues le long du littoral métropolitain. Mécanique des fluides [physics.class-ph]. Université Paris-Est, 2015. Français. NNT : 2015PESC1102 . tel-01277151

HAL Id: tel-01277151 https://pastel.hal.science/tel-01277151

Submitted on 22 Feb 2016

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.

Université Paris-Est École Doctorale ED 531 : Sciences, Ingénierie et

Environnement

Thèse

Présentée pour l'obtention du grade de DOCTEUR

DE L'UNIVERSITE PARIS-EST

par

Xavier Kergadallan

Estimation des niveaux marins extrêmes avec et sans l'action des vagues le long du littoral métropolitain.

Thèse préparée au Laboratoire d'Hydraulique Saint-Venant Spécialité : Génie Côtier

Soutenue le 1^{er} octobre 2015 devant un jury composé de :

Rapporteur Rapporteur Examinateur Examinateur Directeur de thèse Co-encadrant de thèse Dr. Déborah Idier Dr. Luc Hamm Dr. Gaël André Dr. Philippe Bonneton Pr. Guy Wöppelmann Pr. Michel Benoit Dr. Pietro Bernardara (BRGM)
(ARTELIA)
(SHOM)
(Dir. Rech. CNRS , Université Bordeaux 1)
(Université de La Rochelle)
(Ecole des Ponts ParisTech / EDF R&D)
(EDF Energy R&D UK Centre)

Thèse effectuée au sein du **Laboratoire d'Hydraulique Saint-Venant** de l'Université Paris-Est 6, quai Watier BP 49 78401 Chatou cedex France

Remerciements

Ce travail n'aurait pu être possible sans le soutien et les conseils avisés de nombreuses personnes.

Je remercie en premier lieu mon directeur de thèse, Michel Benoit du laboratoire d'Hydraulique Saint-Venant, et mon co-encadrant de thèse, Pietro Bernardara d'EDF Energy R&D UK, de m'avoir suivi pendant ces années. Leurs conseils, leur expertise et le temps qu'ils m'ont consacrés m'ont été très précieux. Je considère avoir eu beaucoup de chance de pouvoir travailler avec eux.

Je remercie l'ensemble des membres du jury pour le temps qu'ils m'ont consacré et les échanges techniques que nous avons pu avoir. J'espère que l'on pourra continuer à disserter sur ce sujet dans le futur.

Je remercie aussi vivement le SHOM, Gaël André, Camille Daubord, Gwenaële Jan et Ronan Pronost, pour le travail effectué pour la mise à disposition des observations de niveau d'eau et des prédictions de marée, pour leur réactivité et les nombreux conseils qu'ils ont pu m'apporter.

C'est en discutant et en partageant que j'ai pu avancer. Parmi les nombreuses personnes qui m'ont aidé à un moment ou un autre, il y a :

- François Bouttes et Anne Souquière lors de leur passage au Cerema,
- Marc Andreewsky et Jérôme Weiss d'EDF R&D,
- Luc Hamm et Franck Mazas d'ARTELIA,
- et Marc Prevosto de l'Ifremer.

Merci à vous, et merci aussi à tous ceux que j'ai oubliés de citer.

Je remercie aussi le Cerema et la DGPR de m'avoir offert l'opportunité de conduire cette thèse. Je remercie en particulier au Cerema mes collègues de la division Hydraulique et Sédimentologie, Guy Amis, François Bouttes, Alain Le Berre, Nathalie Metzler et Ronan Sanquer, d'avoir pris le relais sur de nombreuses tâches et missions afin que je puisse me libérer pour la thèse.

Pour finir, et c'est peut-être le plus important, je remercie Marion, ma femme, de m'avoir toujours soutenu, et mes parents de m'avoir permis d'arriver jusque-là.

Résumé

Pour caractériser le risque de submersion marine, il est très important d'avoir une connaissance précise des lois de distribution des niveaux d'eau marins, et plus particulièrement des niveaux d'eau extrêmes. En effet ce sont eux qui sont à l'origine des conséquences les plus dramatiques.

Le programme de recherche mené au cours de cette thèse a été financé par le Ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie. L'objectif final est de fournir des valeurs de référence de niveau d'eau marin le long des côtes françaises, par le biais d'une méthode d'analyse statistique des extrêmes. Ces niveaux comprennent les trois composantes suivantes : la marée, la surcote météorologique et le wave set-up.

Le principe de base utilisé est le suivant : une analyse statistique est effectuée aux ports où la donnée marégraphique est disponible, puis le résultat est interpolé entre les ports. Différentes approches sont testées. Les points suivants sont en particulier étudiés :

- la dépendance marée surcote, avec deux différents types de dépendance, une dépendance temporelle et une dépendance en amplitude ;
- la méthode d'interpolation, avec la comparaison d'une analyse site-par-site (ASS) avec une analyse régionale (RFA), et celle d'interpolations 1D et 2D ;
- l'estimation du wave set-up, basée sur l'état de l'art des formules paramétriques ;
- la dépendance surcote vagues, avec des lois bi-variées de valeurs extrêmes.

Le résultat final se présente sous la forme de deux profils de niveau d'eau de période de retour 100 ans : le premier sans l'action des vagues (marée et surcote météorologique) et le deuxième avec l'action des vagues. Les valeurs les plus élevées sont atteintes, pour le littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique, en Baie du Mont-Saint-Michel (à cause des conditions de marée), et pour le littoral méditerranéen au niveau de Marseille. L'analyse montre que la modélisation de la dépendance temporelle marée surcote n'influe

pas significativement sur les estimations des valeurs extrêmes. Par contre la modélisation de la dépendance en amplitude donne des résultats intéressants pour certains ports.

En comparaison avec l'ASS, la RFA tend à lisser les résultats. Les estimations issues de la RFA sont supérieures pour le littoral méditerranéen, et équivalentes pour le littoral de Mer du Nord, Manche et Atlantique. La RFA serait recommandée pour l'estimation des niveaux de retour en dehors du domaine de validité de l'ASS.

À cause du petit nombre de sites d'observation, il est préféré une interpolation 1D le long du trait de côte lissé. Le wave set-up est calculé par la formule de Dean et Walton [2009].

La dépendance surcote vagues est moyenne le long du littoral méditerranéen. Le facteur de dépendance montre des variations plus importantes le long du littoral de Mer du Nord, Manche et Atlantique, avec un maximum observé en Baie de Seine et des minima en Baie de Mont-Saint-Michel et au niveau de Calais.

Des suggestions sont faites pour améliorer les méthodologies développées et appliquées dans le cadre d'un futur travail.

<u>Mots clés</u> : Théorie des valeurs extrêmes ; Niveau d'eau ; Surcote de pleine mer ; Marée ; Wave set-up ; Niveaux marins extrêmes ; Dépendance surcote marée ; Dépendance surcote vagues ; Local Fit and Interpolation ; Regional Frequency Analysis ; Analyse spatiale ; Submersion ; Mer Méditerranée ; Océan Atlantique ; Manche ; Mer du Nord. Estimation of extreme marine sea levels with and without wave component along the French coasts

Abstract

Accurate knowledge of the statistical distribution of extreme sea levels is of the utmost importance for the characterization of flood risks in coastal areas, with a particular interest devoted to extreme water levels because they may induce the most dramatic consequences.

Research was funded by the French Ministry of Ecology, Sustainable Development and Energy to identify the risk of flooding from the sea in France. The aim is to provide values on design levels along the French coasts by a statistical method of extreme value analysis. These levels must include the effect of the three following components: tide, meteorological surge and wave set-up.

The principle is as follows: an analysis is carried out at the harbours, where seal level observations are available, then the result is interpolated between the harbours.

Different approaches are tested. In particularly, the following specific items are studied:

- the tide surge dependence, with two different types of dependence: a temporal dependence and an amplitude dependence;
- the interpolation method: with the comparison of a site-by-site analysis (SSA) with a Regional Frequency Analysis (RFA), and a 1-D with a 2-D interpolation;
- the estimation of the wave set-up, based on the state of art of parametric formula;
- the surge wave dependence, with the bivariate laws of extreme values.

The final result is two profiles of the 100-year water level: one for the still water level (tide and meteorological surge), and the other for the sea level with the wave set-up. The highest sea levels are located, for the English Channel and Atlantic coasts at the Saint-Michel-bay (because of the tide), and for the Mediterranean coast around Marseille.

The analysis shows that the temporal tide surge dependence has no effect on the estimation of the sea level extreme values. In contrast, the model of the amplitude tide surge dependence shows some interesting results for few harbours.

In comparison with the SSA, the RFA tends to smooth the result. RFA estimates are higher along the Mediterranean coast, and similarly along the English Channel and Atlantic coasts. RFA would be recommended for estimating return levels out of the SSA validity domain.

Because of the small number of observation sites, a 1-D interpolation, along a smoothed coastline, is preferred.

The wave set-up is calculated with the formula of Dean and Walton [2009].

The surge wave dependence is medium along the Mediterranean coast. Variations of the dependence factor are more important along the English Channel and the Atlantic coasts, with a maximum at the bay of the Seine and some minima at the bay of Saint-Michel and Calais.

Some ideas are provided to perform the methodology for further work.

Keywords: Extreme value theory, Sea level, Skew surge, Tidal level, Wave set-up, Tide surge dependence, Extreme marine sea levels, Tide surge dependence, Surge wave dependence, Local Fit and Interpolation, Regional Frequency Analysis, Spatial analysis, Flood, Mediterranean Sea, Atlantic Ocean, English Channel.

Table des matières

1 - CONTEXTE ET OBJECTIFS DE LA THÈSE	23
1.1 - Contexte	23
1.2 - Objectifs	24
1.2.1 -Préparation des données :	25
1.2.2 -Les niveaux marins extrêmes sans l'action des vagues	25
1.2.3 -Les niveaux d'eau extrêmes avec l'action des vagues	27
1.3 - Organisation du mémoire	27
1.4 - Avertissement	
2 - CARACTÉRISATION ET PRÉPARATION DES DONNÉES	
2.1 - Les composantes du niveau d'eau marin	
2.1.1 -Variations du niveau d'eau marin	29
2.1.2 -La marée	30
2.1.3 -La surcote météorologique	31
2.1.4 -Wave set-up	32
2.2 - Préparation des données	
2.2.1 -Définitions des jeux de données	33
2.2.2 -Sources de données	34
2.2.2.a - Niveau d'eau en l'absence de vagues	34
2.2.2.b - Marée	34
2.2.2.c - Surcote météorologique	35
2.2.2.d - Wave set-up (états de mer)	35
2.2.3 -Sélection des sites observations	
2.2.3.a - Niveaux d'eau en l'absence de vagues	36
2.2.3.b - États de mer	39
2.2.4 -Prise en compte de l'eustatisme	41
2.2.4.a - Définition de l'eustatisme	41
2.2.5 -Traitement de l'eustatisme	42
2.2.5.a - Mer du Nord, Manche et Atlantique	42
2.2.5.b - Méditerranée	45
2.2.6 -Définition des populations de pics indépendants	47
3 - LES NIVEAUX D'EAU MARINS EXTRÊMES SANS L'ACTION DES VAGUES	49
3.1 - Principe de base	50
3.2 - Méditerranée	51
3.2.1 -Projet de publication « Spatial analysis of extreme sea levels along French coast of Mediterranean sea »	51
3.2.2 -Compléments	70

3.2.2.b - Incertitudes	72
3.3 - Mer du Nord, Manche et Atlantique	73
3.3.1 -Projet de publication « Dependence model between high tide and skew surge for estimation of extreme sea levels »	74
3.3.2 - Analyse régionale des surcotes météorologiques aux ports de référence	94
3.3.3 -Caractérisation du trait de côte	96
3.3.3.a - Lissage du trait de côte	96
3.3.3.b - Association des points de calcul surcote / marée	97
3.3.4 -Interpolation des surcotes météorologiques PM	98
3.3.4.a - Méthode	98
3.3.4.b - Résultats	99
3.3.5 -Interpolation des niveaux d'eau	101
3.3.5.a - Méthode	101
3.3.5.b - Résultats	103
3.3.5.c - Incertitudes	106
3.3.6 -Comparaison avec les dernières valeurs de référence	106
4 - LES NIVEAUX D'EAU MARINS EXTRÊMES AVEC L'ACTION DES VAGUES	109
4.1 - Méthode	
4.1.1 -Principe	
4.1.2 -Association des vagues à un point de la côte	
4.1.2.a - Correspondance avec les ports de référence	112
4.1.2.b - Correspondance avec le trait de côte discrétisé	113
4.1.2.c - Données simultanées de vagues et de niveau d'eau	114
4.1.3 -Estimations aux ports de référence	115
4.1.3.a - Méditerranée	115
4.1.3.b - Mer du Nord, Manche et Atlantique	118
4.1.4 -Analyse spatiale	120
4.1.5 -Modélisation de la dépendance	122
4.1.5.a - Modélisation de la dépendance bi-variée	122
4.1.5.b - Caractérisation de la forme de la dépendance de queue	125
4.1.5.c - Méthode du maximum de vraisemblance censurée	127
4.1.6 -Modélisation du wave set-up	128
4.1.6.a - Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul	128
4.1.6.b - Conclusion	129
4.2 - Résultats	
4.2.1 -Analyse de la dépendance asymptotique	130
4.2.1.a - Représentation par un processus de Poisson	130
4.2.1.b - Coefficients de dépendance de queue	132
4.2.1.c - Test de Falk & Michel	132
4.2.1.d - Coefficients de dépendance extrême	133

ESTIMATION DES NIVEAUX MARINS EXTRÊMES AVEC ET SANS L'ACTION DES VAGUES LE LONG DU LITTORAL MÉTROPOLITAIN.

4.2.1.e - Conclusions	134
4.2.2 -Application au littoral de la Méditerranée	135
4.2.2.a - Modélisation des tempêtes	
4.2.2.b - Dépendance niveau d'eau / vague	
4.2.2.c - Niveaux d'eau avec l'action des vagues	
4.2.2.d - Contrôle : Niveaux d'eau sans l'action des vagues	142
4.2.3 -Application au littoral de la Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique	143
4.2.3.a - Modélisation des tempêtes	
4.2.3.b - Dépendance niveau d'eau / vague	145
4.2.3.c - Niveaux d'eau avec l'action des vagues	147
4.2.3.d - Contrôle : Niveaux d'eau sans l'action des vagues	
5 - CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES	153
5.1 - Principaux résultats	
5.1.1 -Les niveaux d'eau sans l'action des vagues	
5.1.1.a - Méditerranée	
5.1.1.b - Mer du Nord, Manche et Atlantique	
5.1.2 -Les niveaux d'eau avec l'action des vagues	
5.1.2.a - Méditerranée	
5.1.2.b - Mer du Nord, Manche et Atlantique	
5.2 - Discussion sur les limites des méthodes utilisées	157
5.2.1 -Données d'observation	
5.2.2 -Dépendance surcote / marée	157
5.2.3 -Analyse spatiale	
5.2.4 -Estimation du wave set-up	158
5.2.5 -Incertitudes	159
5.3 - Perspectives	160
5.3.1 -Données d'observation	
5.3.2 -Dépendance surcote / marée	161
5.3.3 -Analyse spatiale	
5.3.3.a - Méthodes d'analyse	
5.3.3.b - Calage des estimations entre les ports de référence	
5.3.4 -Estimation du wave set-up	
5.3.5 -Incertitudes	
5.3.6 -Emprise géographique	

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES......165

Annexe 1 : Outils de calcul et données utilisés.

Annexe 2 : Publication « Analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes – Environnements maritime et estuarien ».

Annexe 3 : Publication « Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up ».

Index des figures

Figure 2.1 : Principe de formation du wave set-up	32
Figure 2.2 : Discrétisation du trait de côte et localisation des ports de référence	37
Figure 2.3 : Localisation des points de simulation des états de mer dans ANEMOC	40
Figure 2.4 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Niveaux d'eau moyens annuels	42
Figure 2.5 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Niveaux d'eau moyens annuels recalés par	
rapport au port de Brest.	43
Figure 2.6 : Port de Brest : Estimation de l'eustatisme	44
Figure 2.7 : Mediterranée : Niveaux d'eau moyens annuels	45
Figure 2.8. Mediterranee. Niveaux d'eau moyens annuels recales par rapport au port de Sei	10. 16
Figure 2.9 · Port de Sète · Estimation de l'eustatisme	40
Figure 2.10 · Port-Vendres · Tempête du 8 au 13 janvier 1996 - Observations de niveaux d'ea	
dans le port et des états de mer au large	48
Figure 3.1: Study area (Source: Google maps)	
Figure 3.2: Locations of tide-gauge sites: a) Continent and b) Corsica	
Figure 3.3: Smoothing of the coastline: a) Continent and b) Corsica	57
Figure 3.4: Continent - Interpolation of quantile Q99.5 %, based on reference sites	62
Figure 3.5: Corsica - Interpolation of quantile Q99.5 %, based on reference sites: a) Continen	nt
and b) Corsica	62
Figure 3.6: Continent - Estimation of the 100-year still water return level	64
Figure 3.7: Corsica - Estimation of the 100-year still water return level	64
Figure 3.8: Modulation of the GPD shape factor.	66
Figure 3.9: Estimation of the 100-year still water return level by GPD parameter interpolations	S.
Figure 2.40. Interpolation of the 400 year atill water return level by three different methods	67
Figure 3.10. Interpolation of the 100-year still water return level by three different methods	08
Figure 3.12 : Ajustement statistiques des niveaux d'eau au port de Toulon	70
Figure 3.13 : Ajustement statistiques des niveaux d'eau au port de Toulon	/ 1
Figure 3.14 : Méditerranée : Estimations des niveaux d'eau sans l'action l'action des vagues o	/ I de
période de retour 100 ans le long du littoral continental	72
Figure 3.15: Site locations	
Figure 3.16: Port-Bloc, probability plot between high tide and skew surge	79
Figure 3.17: Distribution during the year of highest skew surge and high tide values	81
Figure 3.18: Empirical 98% and 99% quantiles of skew surges	83
Figure 3.19: Skew surge distribution in each of the 5 tidal bands of equal probability	85
Figure 3.20: Dieppe still water return level estimates	88
Figure 3.21: Bayonne still water return level estimates	88
Figure 3.22: Cherbourg still water return level estimates	88
Figure 3.23: Boulogne-sur-Mer still water return level estimates	88
Figure 3.24: Saint-Malo still water return level estimates	88
Figure 3.25: Le Havre still water return level estimates	88
Figure 3.26: Harbour of Concarneau: Distribution of skew surges in each of the 5 tidal bands	OT
Equal probability	91
nrobability	Q1
Figure 3 28: Harbour of Le Havre: Empirical 98% and 99% quantiles of skew surges in each of	of
the 5 tidal bands of equal probability	92

Figure 3.29: Harbour of Le Havre: Distribution of skew surges in each of the 5 tidal bands of Figure 3.30 : RFA Zone 1, ajustement statistique des surcotes météorologiques PM normalisées par bandes de marée......95 Figure 3.31 : RFA Zone 2, ajustement statistique des surcotes météorologiques PM normalisées Figure 3.32 : RFA Zone 3, ajustement statistique des surcotes météorologiques PM normalisées Figure 3.33 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Convention de marguage des distances du trait de côte et localisation des zones homogènes de la RFA......97 Figure 3.34 : Correspondance entre les points d'estimation des surcotes météorologiques PM et Figure 3.35 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Estimation des surcotes météorologiques PM de période de retour 100 ans le long du littoral......100 Figure 3.36 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Estimation des surcotes météorologiques PM Figure 3.37 : Ajustement statistique des surcotes météorologiques PM normalisées par bandes Figure 3.38 : Ajustement statistique des surcotes météorologiques PM normalisées par bandes de marée au port de Dunkerque par la RFA.....101 Figure 3.39 : Principe d'interpolation des valeurs extrêmes de niveau d'eau sans l'action des Figure 3.41 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Estimation des niveaux d'eau PM sans l'action l'action des vagues de période de retour 100 ans le long du littoral......105 Figure 3.42 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Intervalle de confiance à 70 % sur les estimations des niveaux d'eau PM sans l'action l'action des vagues de période de retour 100 Figure 3.43 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Comparaison des estimations 2012 et 2015 de niveaux d'eau PM de période de retour 100 ans......107 Figure 3.44 : Étude du SHOM et Cerema de 2012 : Estimation des niveaux d'eau PM de période de retour 100 ans (source [SHOM et Cetmef, 2012])......108 Figure 4.1 : Sélection des couples de données vague/surcote (Zoom sur le Cotentin)......113 Figure 4.2 : Méditerranée : Principe du calcul des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues aux ports de référence......116 Figure 4.3 : Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique : Principe du calcul des périodes de Figure 4.4 : Méditerranée : Principe du calcul des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues en un point du littoral......121 Figure 4.5 : Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique : Principe du calcul des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues en un point du littoral......121 Figure 4.6 : Zones de définition de la vraisemblance pour la méthode du maximum de Figure 4.7 : Méditerranée : Représentation de la répartition angulaire en fréquence relative pour Figure 4.8 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Représentation de la répartition angulaire en fréquence relative pour les événements simultanément au-dessus du seuil de tempête......131 Figure 4.9 : Calcul du coefficient de dépendance de gueue pour Bayonne et Toulon......132 Figure 4.10 : Test de Falk et Michel appliqué à Bayonne et Toulon (interprétation : test Figure 4.11 : Calcul du coefficient de dépendance extrême Chi pour Bayonne et Toulon......134 Figure 4.12 : Calcul du coefficient de dépendance extrême Chi barre pour Bayonne et Toulon.

	34
Figure 4.13 : Port de Sète : Moyenne des niveaux d'eau observés dans le port lors des tempêtes	36
Figure 4.14 : Port de Sète : Moyenne des hauteurs significatives observées devant le port lors des tempêtes	36
Figure 4.15 : Port de Sète : Fréquence d'occurrence des décalages en temps des pics de tempête de niveau d'eau et de hauteur de vagues	37
Figure 4.16 : Méditerranée : Évolution du coefficient de dépendance niveau d'eau / vagues 13	38
Figure 4.17 : Méditerranée : Données simultanées et courbes d'iso-probabilité de niveau d'éau et de hauteur significative des vagues	ג 38
Figure 4.18 : Méditerranée : Niveaux d'eau de période de retour 100 ans avec et sans l'action des vagues	40
Figure 4.19 : Méditerranée : Hauteurs significatives au large de périodes de retour 1, 10 et 100 ans) 40
Figure 4.20 : Méditerranée : Localisation des points d'estimation de niveau d'eau avec l'action des vagues centennal le long du trait de côte - Zoom entre les Points Kilométriques PK390 et PK497	41
Figure 4.21 : Méditerranée : Comparaison des estimations du niveau d'eau sans l'action des vagues issues des deux approches étudiées14	42
Figure 4.22 : Port de Brest : Moyenne des surcotes PM normalisées par bandes de marée et observées dans le port lors des tempêtes	44
Figure 4.23 : Port de Brest : Moyenne des hauteurs significatives observées devant le port lors des tempêtes	3 44
Figure 4.24 : Port de Brest : Fréquence d'occurrence des décalages en temps des pics de tempête de surcote PM normalisée par bandes de marée et de hauteur de vagues14	45
Figure 4.25 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Évolution du coefficient de dépendance surcote PM / vagues	46
Figure 4.26 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Données simultanées et courbes d'iso- probabilité de surcote PM normalisées par bandes de marée et de hauteur significative des	46
Figure 4.27 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Niveaux d'eau de période de retour 100 ans avec et sans l'action des vagues de période de retour 100 ans	48
Figure 4.28 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Intervalle de confiance à 70 % des niveaux d'eau avec l'action des vagues de période de retour 100 ans14	48
Figure 4.29 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Hauteurs significatives au large de périodes de retour 1, 10 et 100 ans	49
Figure 4.30 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Comparaison des estimations du niveau d'eau sans l'action des vagues issues des deux approches étudiées	51

Index des tables

Tableau 2.1 : Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique : Dates et durées des observations	
marégraphiques aux ports de référence	38
Tableau 2.2 : Méditerranée : Dates et durées des observations marégraphiques aux ports de	<u>ڊ</u>
référence	38
Tableau 2.3 : Méditerranée : Dates et durées des observations marégraphiques aux ports	
secondaires	39
Table 3.1: Observation durations of the reference sites	55
Table 3.2: Observation durations of the secondary sites	55
Table 3.3: Estimation of the 1000-year still water return level	87
Tableau 3.4 : Caractéristiques des zones homogènes utilisées pour la RFA	95
Tableau 4.1 : Caractéristiques des observations simultanées (Mer du Nord, Manche et	
Atlantique : surcote PM/vagues ; Méditerranée : niveau/vagues)	.115
Tableau 4.2 : Méditerranée : Calcul du AIC pour les différentes lois bi-variées testées	.137
Tableau 4.3 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Calcul du AIC pour les différentes lois bi-	
variées testées	.145

Nomenclature

Acronymes

AIC	Critère d'Information d'Akaike
ANEMOC	Atlas Numérique d'États de Mer Océaniques et Côtiers
DGPR	Direction Générale de la Prévention des risques
GPD	Generalized Pareto Distribution
JPM	Joint Probability Method
LFI	Local Fit and Interpolation
MEMSP	Multivariate Extreme Max-Stable Process
NGF	Nivellement Général de la France
PM	Pleine mer
POT	Peak Over Threshold
PSMSL	Permanent Service for Mean Sea Level
REFMAR	RÉFérence des observations MARégraphiques
RFA	Regional Frequency Analysis
RJPM	Revised Joint Probability Method
SMLE	Spatial Maximum Likelihood Estimation
SWL	Still Water Level

Symboles la	atins
a	Paramètre de normalisation des surcotes météorologiques de pleine mer par
	bandes de marée (Dixon et Tawn [1994])
B_k^i	Variable de Bernoulli égale à 1 si le site i est impacté par la tempête k.
b	Paramètre de normalisation des surcotes météorologiques de pleine mer par
	bandes de marée (Dixon et Tawn [1994])
С	Paramètre de normalisation des surcotes météorologiques de pleine mer par
	bandes de marée (méthode revisitée)
C_D	Coefficient de dépendance de Coles <i>et al.</i> [1999]
$D_{e\!f\!f}$	Durée de mesure effective
d	Paramètre de normalisation des surcotes météorologiques de pleine mer par
	bandes de marée (méthode revisitée)
H_{m0}	Hauteur significative des vagues calculée par l'analyse spectrale
H_{os}	Hauteur de vague au large significative « équivalente » (hauteur corrigée des
	effets de propagation, notamment réfraction).
H_s	Hauteur significative des vagues
H_s^p	Pic indépendant de hauteur significative des vagues
N	Nombre de bandes de marée
n_h	Nombre d'heures par an
n _r	Nombre de pics de tempête sur une région donnée
n_s	Nombre moyen de pics indépendants de surcote météorologique de pleine mer
	par an
n _z	Nombre moyen de pics indépendants de niveau d'eau sans l'action des vagues
	par an
р	Probabilité
P_k	Fonction de dépendance de Pickands
S	Surcote météorologique de pleine mer
S^h	Surcote météorologique de pleine mer au pas horaire
S^{p}	Pic indépendant de surcote météorologique de pleine mer

- *S^p** Pic indépendant de surcote météorologique de pleine mer normalisée (Dixon et Tawn [1994])
- *S'* Surcote météorologique de pleine mer normalisée (méthode revisitée)
- *S^p* ' Pic indépendant de surcote météorologique de pleine mer normalisée (méthode revisitée)
- *T* Niveau de marée de pleine mer
- *u* Seuil de la GPD
- *u*₁ Seuil de la GPD équivalent au niveau de retour annuel
- *u** Seuil de la GPD (ajustement sur les surcotes météorologiques de pleine mer normalisées selon Dixon et Tawn [1994])
- *u'* Seuil de la GPD (ajustement sur les surcotes météorologiques de pleine mer normalisées selon la méthode revisitée)
- *Z* Niveau d'eau marin sans l'action des vagues
- *Z^h* Niveau d'eau marin sans l'action des vagues au pas horaire
- Z^p Pic indépendant de niveau d'eau marin sans l'action des vagues
- Z_{Cor}^{X} Observation au port X du niveau d'eau corrigée de l'eustatisme
- Z_{Obs}^{X} Observation au Port X du niveau d'eau non corrigée de l'eustatisme
- Z_{moy}^{X} Niveau d'eau marin moyen annuel au port X
- Z_{RAM}^{X} Niveau d'eau marin moyen annuel au port X selon [SHOM,2013]
- $Z_{MovRecal}^{X}$ Niveau d'eau marin moyen annuel au port X recalé
- *W* Niveau d'eau marin avec l'action des vagues
- *W^p* Pic indépendant de niveau d'eau marin avec l'action des vagues

Symboles grecs

- α_x Interception de la droite de régression sur le niveau d'eau moyen annuel au port X β_x Pente de la droite de régression sur le niveau d'eau moyen annuel au port X γ_{AB} Coefficient de pondération fonction de la distance entre les points A et B $\delta_{i,j}$ Index de similarité entre les sites i et j. Δ_t Différence de temps ζ Probabilité d'être au-dessus du seuil de la GPD $\overline{\eta_{s}}$ Wave set-up à la côte θ_s Index extrémal de surcote météorologique de pleine mer θ_z Index extrémal de niveau d'eau sans l'action des vagues λ Nombre moyen annuel de pics de tempête ഡ്. സ്.സ് Facteur de forme de la GPD Facteur de forme de la GPD (ajustement sur les surcotes météorologiques de pleine mer normalisées selon Dixon et Tawn [1994]) ٤′ Facteur de forme de la GPD (ajustement sur les surcote météorologiques de pleine mer normalisées selon la méthode revisitée) Facteur d'échelle reparamétré de la GPD σ σ_u Facteur d'échelle de la GPD σ_{u}^{*} Facteur d'échelle de la GPD (ajustement sur les surcote météorologiques de pleine mer normalisées selon Dixon et Tawn [1994]) σ'_{u} Facteur d'échelle de la GPD (ajustement sur les surcote météorologiques de pleine mer normalisées selon la méthode revisitée) υ Nombre de plus proche voisins Coefficient de dépendance asymptotique de Coles et al. [1999] $\chi(u)$
- $\overline{\chi}(u)$ Coefficient d'indépendance asymptotique de Coles *et al.* [1999]

<u>Chapitre 1</u>

Contexte et objectifs de la thèse

Ce premier chapitre présente, en première partie, le contexte, et en deuxième partie, les objectifs de la thèse. La première partie porte sur la définition du besoin et les limites des éléments de référence existants. En deuxième partie, l'accent est plus particulièrement mis sur les champs nouveaux explorés lors de ce travail.

1.1 - Contexte

Les travaux et recommandations émanant des différentes instances de réflexion (Grenelle de la Mer, missions post-Xynthia, ...) convergent sur la nécessité d'améliorer la prise en compte des risques littoraux, notamment dans un contexte de changements climatiques à venir. À la suite de la tempête Xynthia, le gouvernement a rappelé dans son plan de prévention des submersions marines et des crues rapides l'importance d'une meilleure connaissance du fonctionnement du milieu marin à l'origine de la submersion. En effet, la lutte contre les conséquences des submersions marines passe par une définition plus précise des phénomènes à l'origine de la submersion, en premier lieu desquels le niveau marin de dimensionnement des ouvrages de protection.

La Direction Générale de la Prévention des risques (DGPR), dans son guide méthodologique sur les plans de prévention des risques littoraux [DGPR, 2014], fixe le niveau marin de référence comme étant la conjonction d'un niveau de marée, d'une surcote météorologique, d'une surcote liée aux vagues, de phénomènes locaux connus (les seiches par exemple) et d'une marge de sécurité afin de prendre en compte les incertitudes. La principale source de données de référence pour établir ces niveaux provient du rapport du SHOM et du Cetmef [2012] (le Cetmef est intégré au Cerema depuis le 1^{er} janvier 2014). Les différentes expertises réalisées à la suite de Xynthia tendent à pointer du doigt les limites de la méthode utilisée dans ce document de référence pour la détermination des niveaux extrêmes [Dumas *et al.*, 2010 ; Léonard, 2010].

Les limitations de la méthode mise en œuvre dans le rapport du SHOM et du Cerema [SHOM et Cetmef, 2012] sont connues et résumées dans une note méthodologique accompagnant la diffusion du rapport. Les principales limitations sont reprises ici :

- « La méthodologie mise en œuvre ne prend pas en compte la contribution des seiches, vagues et phénomènes haute fréquence, non mesurés, pour établir les niveaux marins extrêmes de référence. Cet aspect relève encore du domaine de la recherche et du développement. »
- « La méthodologie repose sur l'hypothèse d'indépendance entre marée et surcote. Cette hypothèse n'est pas systématiquement valide dans les zones de bassin et d'estuaire. »
- « Les intervalles d'erreur/incertitude sur les résultats (ports principaux) n'ont pas été quantifiés. »
- « La méthode d'interpolation géographique retenue (plaque mince) est une méthode purement géométrique. De plus, comme toute méthode d'interpolation, la méthode interpole entre des points de mesure, et extrapole au-delà des points de mesure. » « Des différences importantes, de l'ordre de plusieurs dizaines de centimètres, entre les niveaux marins centennaux de pleine mer des études de 2008 et de 2012 ont été constatées à distance des points de mesure. »

À cela s'ajoute la limitation due à la zone géographique étudiée. En effet les résultats du SHOM et du Cerema [SHOM et Cetmef, 2012] ne couvrent pas les littoraux méditerranéen et des DROM-COM.

La présente thèse s'inscrit dans la continuité des travaux réalisés par le SHOM et le Cerema [SHOM et Cetmef, 2012] sur l'estimation des niveaux marins extrêmes en Manche et Atlantique et de ceux réalisés par la division Recherche et Développement d'EDF (EDF R&D) et le Cerema [Andreewsky *et al.*, 2014] sur la comparaison des méthodes d'analyse des niveaux marins extrêmes.

Ce document est élaboré dans le cadre d'un contrat de recherche regroupant le Cerema, EDF, l'École des Ponts ParisTech, le SHOM et la DGPR (Contrat n°DI/IE/IHS/11-145). Ce contrat porte sur l'« Estimation des surcotes et niveaux marins extrêmes en Manche, At-lantique et Méditerranée ».

La thèse est réalisée au sein du laboratoire d'Hydraulique Saint-Venant, entité commune au Cerema, à l'École des Ponts ParisTech et à EDF R&D.

Le SHOM est plus particulièrement associé pour son expertise en marégraphie et la consolidation des données d'observation issues des réseaux de RÉFérence des observations MARégraphiques (REFMAR, <u>http://data.shom.fr</u>).

1.2 - Objectifs

L'objectif final de la thèse est la mise à jour du produit du SHOM et du Cerema [SHOM et Cetmef, 2012] sur l'estimation des niveaux d'eau marins extrêmes et son extension au littoral de la Méditerranée. Cet objectif passe par l'estimation le long du trait de côte des niveaux marins sans l'action de vagues d'une part et avec l'action des vagues d'autre part (niveaux moyens sur 10 à 30 min).

Par rapport aux méthodologies existantes, ce travail s'est porté plus particulièrement sur l'amélioration des méthodes d'analyse statistique afin de lever certaines limitations connues du produit SHOM et du Cerema. Les principales avancées proposées relèvent des points décrits ci-après.

1.2.1 - Préparation des données :

• La révision de la méthode de traitement de l'eustatisme

La méthode utilisée traditionnellement pour estimer les effets liés à l'eustatisme consiste à appliquer une droite de régression linéaire sur les moyennes annuelles de niveau d'eau observé [SHOM et Cetmef, 2012 ; Pouvreau, 2008]. Chaque site est étudié indépendamment des autres. La principale source d'erreur provient du fait que l'on peut disposer de nombreuses données récentes et très peu de données passées. L'eustatisme est donc essentiellement calé sur la plage récente. Son estimation est souvent dans le domaine de l'extrapolation sur la plage passée. Cette extrapolation est particulièrement sujette à caution.

Il est proposé de pallier le manque de données en un site sur les plages d'observations passées par la mise en commun de l'ensemble des données sur une zone géographique étendue. Cela conduit à l'étude d'une méthode d'analyse régionale de l'eustatisme.

1.2.2 - Les niveaux marins extrêmes sans l'action des vagues

L'étude de la dépendance niveau de marée / surcote météorologique

La non prise en compte de la dépendance possible entre le niveau de marée et la surcote météorologique est identifiée comme une limite du produit du SHOM et du Cerema [SHOM et Cetmef, 2012] (voir §1.1).

Les niveaux d'eau étudiés par le SHOM et le Cerema sont issus de la conjonction d'un niveau de marée et d'une surcote météorologique. Les deux composantes sont étudiées séparément avant d'être combinées statistiquement ensemble avec l'hypothèse d'indépendance. Cette hypothèse est présentée comme non valide dans les zones de bassin et d'estuaire (voir §1.1). Il est attendu en particulier une modulation de la surcote météorologique en fonction de la hauteur d'eau disponible (dépendance en amplitude). Toutefois une autre hypothèse peut être avancée pour expliquer cette dépendance. Cela pourrait venir du fait que les fortes surcotes météorologiques et les forts niveaux de marée ne se produisent pas de manière purement aléatoires, mais sont régis par des calendriers différents (dépendance temporelle).

Il est proposé ici de modéliser les deux formes de dépendance citées, la dépendance en amplitude et la dépendance temporelle. Deux approches différentes sont étudiées.

La première est une approche basée sur la normalisation de la surcote météorologique par bandes équi-probables de marée. Le niveau de marée et la surcote météorologique normalisée sont combinés ensemble avec l'hypothèse d'indépendance. En dernière étape la normalisation inverse des surcotes météorologiques permettrait de prendre en compte l'influence du niveau de marée sur la surcote météorologique. La deuxième approche est basée sur une combinaison du niveau de marée avec la surcote météorologique effectuée jour par jour afin de prendre en compte la différence de calendriers évoquée.

• La révision des méthodes d'analyse statistique de extrêmes univariée

La méthodologie mise en œuvre dans l'étude du SHOM et du Cerema [SHOM et du Cetmef, 2012] a été définie en 1996 [Simon, 1996]. Elle est basée sur une méthode d'ajustement des valeurs extrêmes dite des « pics au-dessus du seuil » (en anglais « Peak Over Threshold », POT) appliquée site-par-site avec un seuil et une loi fixés arbitrairement.

De nombreux travaux ont été effectués depuis dans ce domaine. Il est proposé de profiter du résultat de ces travaux pour affiner les paramètres de la méthode POT appliquée sitepar-site, mais aussi d'étudier la pertinence des approches dites régionales (en anglais « Regional Frequency Analysis », RFA) qui pallie le manque de données localement par la mise en commun de l'ensemble des données sur une zone géographique donnée.

• La révision de la méthode d'interpolation

L'ensemble des estimations des niveaux d'eau extrêmes est calé sur l'analyse des observations issues d'un nombre limité de sites. Les études du SHOM et du Cerema [SHOM et Cetmef, 2008 et 2012] ont montré que le choix de la méthode d'interpolation pouvait conduire des différences significatives le long du littoral.

Il est proposé ici d'étudier une nouvelle méthode d'interpolation basée sur la seule projection des résultats le long du trait de côte. Deux approches différentes sont testées. La première porte sur l'interpolation directe des valeurs extrêmes pour une période de retour donnée. La deuxième porte sur l'interpolation des paramètres des lois de distribution des valeurs extrêmes. Il est aussi proposé de se servir du caractère prédictible de la marée, pour limiter l'application des méthodes d'interpolation aux seules composantes aléatoires.

• La couverture du littoral méditerranéen

L'extension des analyses statistiques des niveaux d'eau extrêmes au littoral méditerranéen permettrait de disposer d'une information continue sur l'ensemble des façades maritimes métropolitaines. La problématique en Méditerranée est toutefois très différente de celle en Mer du Nord, Manche et Atlantique du fait des conditions différentes de marnage. Les méthodes mises en œuvre sur le littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique ne sont donc pas directement applicables.

Il est proposé ici une nouvelle méthodologie afin de prendre en compte les spécificités de la Méditerranée.

• L'estimation des intervalles de confiance

Les analyses statistiques des valeurs extrêmes permettent d'estimer la valeur du niveau d'eau marin associée à un risque donné (probabilité annuelle 10⁻², 10⁻³, …). L'incertitude liée à la méthode d'analyse peut être importante. Le résultat a donc peu sens sans la prise en compte des intervalles de confiance.

Une méthode de boostrap paramétrique est développée afin de quantifier les incertitudes liées à l'utilisation des méthodes d'analyse uni-variée des extrêmes.

1.2.3 - Les niveaux d'eau extrêmes avec l'action des vagues

• L'estimation de la surcote liée au déferlement des vagues

Les quantiles extrêmes de niveau d'eau sont liés à la combinaison d'un niveau de marée, d'une surcote météorologique et d'une surcote liée à l'action des vagues (appelé le wave set-up).

La prise en compte des vagues nécessite de traduire un état de mer donné en une valeur de wave set-up en tous points du littoral, puis de quantifier la probabilité qu'une forte surcote météorologique se produise au même moment qu'une forte hauteur de vague (modélisation de la dépendance vagues / surcote météorologique).

Il est proposé de recenser les principales formules de calcul empirique ou analytique du wave set-up utilisées dans la littérature. Sera(ont) sélectionnées celle(s) qui correspond(ent) au mieux à la problématique étudiée, à savoir le calcul d'une surcote liée à l'action des vagues sur l'ensemble du trait de côte (macro-échelle).

• L'estimation des niveaux d'eau le long du littoral

Les niveaux d'eau sont fonctions de la manière dont les tempêtes influent sur les valeurs successives de hauteurs de vagues et de surcotes météorologiques et sur la dépendance entre les vagues et la surcote météorologique.

Il est proposé une nouvelle méthode permettant de modéliser l'évolution des différentes composantes du niveau d'eau lors des tempêtes. La dépendance entre les vagues et la surcote météorologique est en particulier explorée par le biais de modèles de loi de probabilité bi-variée issue de la théorie des valeurs extrêmes.

Cette méthode est adaptée pour l'interpolation des niveaux d'eau le long du littoral et aux calculs de intervalles de confiance liés à l'incertitude sur les ajustements statistiques univariées et bi-variées des valeurs extrêmes.

1.3 - Organisation du mémoire

Pour répondre aux objectifs fixés, la suite du présent mémoire est organisée en quatre parties distinctes.

La première partie porte sur la caractérisation et la préparation des données. Il est décrit en particulier les différentes composantes à l'origine du niveau d'eau marin et comment ces composantes sont prises en compte dans cette analyse.

La deuxième partie présente les méthodes et les résultats des estimations des niveaux d'eau marins extrêmes <u>sans</u> l'action des vagues. La surcote liée au déferlement des vagues n'est pas prise en compte. Une distinction est faite dans les méthodes selon le type de marnage caractérisant la zone d'étude (littoral méditerranéen d'une part avec un faible marnage et littoral de la Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique d'autre part avec un fort marnage). Deux approches différentes sont systématiquement étudiées pour effectuer les analyses statistiques des valeurs extrêmes. La première est basée sur une analyse site-par-site, la deuxième sur une analyse régionale.

La troisième partie présente les méthodes et les résultats des estimations des niveaux d'eau marins extrêmes <u>avec</u> l'action des vagues. Cette partie traite en particulier de la caractérisation de la surcote liée au déferlement des vagues à partir des données de vagues au large. Les valeurs extrêmes de niveau d'eau sont établies à partir des probabilités jointes de niveau de marée, de surcote météorologique et de hauteur de vagues. Une distinction est faite dans les méthodes selon le type de marnage caractérisant la zone d'étude (littoral méditerranéen d'une part avec un faible marnage et littoral de la Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique d'autre part avec un fort marnage).

La dernière partie conclut le mémoire avec une présentation des principaux résultats, une discussion sur les limites des méthodes mises en œuvre et une réflexion sur la suite à donner au présent travail.

Le document présenté en annexe 2 est un état de l'art des méthodes d'analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes. Rédigé sous forme d'un guide et couvrant aussi le domaine estuarien, il dépasse le simple cadre de ce mémoire. Il est choisi ici de le fournir dans son intégralité pour ne pas nuire à sa présentation.

1.4 - Avertissement

L'ensemble des résultats présentés relève d'un travail de recherche et ne constitue pas en l'état une mise à jour des niveaux marins de référence. La lecture de ces résultats ne peut être dissociée d'un certain nombre de limites énoncées au paragraphe 5.2.

Il reste en particulier beaucoup de questions sur la prise en compte des vagues. Cela est dû :

- à l'hypothèse, posée dans ce mémoire, de l'assimilation des observations marégraphiques dans les ports à un niveau d'eau sans l'action des vagues, hypothèse que l'on sait n'être pas toujours vérifiée ;
- à l'utilisation d'une approche globale de la sur-élévation du niveau d'eau due à l'action des vagues, alors que la prise en compte des spécificités des sites est très importante (bathymétrie, direction des vagues, nature et caractéristiques du trait de côte, ...);
- à la non prise en compte, dans la méthodologie utilisée ici, des processus de dissipation de l'énergie lors du transfert des vagues du large à la côte, qui peut conduire à une sur-estimation de l'influence des vagues sur les niveaux d'eau.

Les résultats en l'état ne peuvent être considérés comme des valeurs de référence pour des travaux appliqués ou opérationnels. Il est prévu l'écriture d'un rapport du Cerema pour cadrer l'utilisation qu'il pourra être faite de ces résultats et définir les limites associées pour des travaux appliqués ou opérationnels.

Chapitre 2

Caractérisation et préparation des données

Ce chapitre décrit les différentes composantes du niveau d'eau marin et la préparation nécessaire de ces composantes pour une analyse des valeurs extrêmes.

Ce chapitre se compose de deux parties. En première partie, l'ensemble des composantes qui font le niveau d'eau est défini. Est précisé en particulier le champ d'application de la présente analyse avec la liste des composantes étudiées ou écartées. En deuxième partie sont indiquées les sources d'observation utilisées et les traitements nécessaires pour isoler les différentes composantes étudiées.

2.1 - Les composantes du niveau d'eau marin

2.1.1 - Variations du niveau d'eau marin

En environnement maritime, le niveau d'eau à la côte est la résultante de plusieurs phénomènes d'échelles de temps et d'espace différents.

À l'échelle de la dizaine d'années ou plus, le niveau d'eau est principalement sous l'influence :

 des phénomènes tectoniques et de la subsidence/émersion des continents (isostasie); • de la dilatation thermique des mers et des échanges entre la mer et les autres réservoirs naturels d'eau (eustatisme).

À l'échelle du mois, de l'année et de la dizaine d'année, le niveau d'eau dépend :

• des moyennes de courant, de pression atmosphérique, de température et de salinité (processus météo-océaniques).

À l'échelle de la journée, le niveau d'eau est la résultante de :

- <u>Ondes longues</u> (périodes > 5 min) :
 - la marée, liée pour l'essentiel aux mouvements des astres,
 - la surcote météorologique liée au vent et à la pression atmosphérique,
 - le wave set-up (lié à l'effet des vagues),
 - les tsunamis,
 - certains effets de seiches.
- Ondes infragravitaires (périodes comprises entre 30 s et 5 min) :
 - certains effets de seiches,
 - · les ondes liées aux groupements de vagues,
 - les variations du wave set-up en présence d'un champ de vagues irrégulières.
- <u>Ondes de gravité</u> (période < 30 s) :
 - les vagues.

L'objet de la thèse porte sur l'estimation des valeurs extrêmes des niveaux d'eau de débordement (niveaux moyens sur 10 à 30 min). Les niveaux de franchissement (niveaux instantanés) ne sont pas étudiés. Les seules composantes étudiées sont la marée, la surcote météorologique et le wave set-up.

Concernant les autres composantes citées :

- L'isostasie est considérée comme négligeable sur le secteur et les échelles de temps étudiés.
- L'eustatisme est prise en compte pour le calcul des surcotes météorologiques à partir des observations de niveau d'eau et des prédictions de marée (voir §2.2.4).
- Les processus météo-océaniques sont pris en compte dans le calcul de la surcote météorologique.
- Les tsunamis et les seiches ne sont pas étudiés, ce point fait partie des suites à donner au présent travail (voir §5.3.5). Les ondes infragravitaires et des ondes de gravité sont prises en compte par le biais du wave set-up.

Les principales caractéristiques des trois phénomènes étudiés, la marée, la surcote météorologique et le wave set-up, sont présentées sommairement ci-après. L'ensemble de ces phénomènes est décrit plus en détail en annexe (annexe 2 §2).

2.1.2 - La marée

La marée astronomique est la variation du niveau d'eau de la mer due principalement à l'action gravitationnelle de la lune et du soleil. La marée astronomique est gouvernée par

le mouvement des astres et peut être prédite sur les centaines, voire les milliers d'années à venir. À cela s'ajoute une autre composante non aléatoire, la marée dite « radiationnelle ». Cette composante est liée à l'action thermique du rayonnement solaire sur l'atmosphère et l'océan.

À partir des observations de niveaux d'eau sur un site considéré, il est possible d'extraire les constantes harmoniques pour prédire la marée astronomique et la marée radiationnelle. Le terme de marée désigne la partie des variations de niveau d'eau pouvant être prédite. Elle inclut la marée astronomique et la marée radiationnelle.

La marée n'est pas un phénomène périodique au sens strict. Il n'existe pas de période au bout de laquelle la marée se reproduit à l'identique. Par contre on peut définir une période au bout de laquelle la marée se reproduit presque à l'identique. Cette période est appelée le Saros (ou période « chaldéenne »). Plusieurs définitions de Saros existent. Il est choisi ici une durée de 6 585,3211 jours, correspondant à 223 lunaisons.

Sur le littoral de métropolitain de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique la marée est de type semi-diurne avec un marnage de vive-eau moyen compris entre 3,5m (Boucau-Bayonne) et 10,7m (Saint-Malo) [SHOM, 2014].

Sur le littoral métropolitain de Méditerranée la marée est de type semi-diurne à inégalités diurnes avec un marnage maximum d'une trentaine de centimètres.

2.1.3 - La surcote météorologique

La surcote météorologique est une élévation du niveau d'eau (niveau d'eau supérieur aux prévisions de marée) généralement observée lors du passage d'une dépression météorologique. Lors du passage d'un anticyclone, on observe généralement une diminution du niveau d'eau, appelée décote météorologique. Dans la pratique on regroupe souvent ces deux termes sous la dénomination de surcote météorologique en considérant que cette dernière peut être positive (élévation du niveau d'eau) ou négative (diminution du niveau d'eau).

La surcote météorologique est composée principalement pour une part d'une surcote liée à la pression atmosphérique et pour une autre part d'une surcote générée par le vent. D'autres éléments difficiles à appréhender tels que les précipitations et les débits des fleuves peuvent avoir un effet significatif sur les surcotes météorologiques.

À l'approche des côtes la surcote météorologique peut être amplifiée à cause d'un phénomène de levage et/ou des courants induits :

- Le passage d'une dépression, avec le déplacement de la surcote météorologique, engendre la formation à la surface des mers et des océans d'une onde longue. À l'approche des côtes, avec la diminution de la profondeur, on observe une augmentation de la hauteur de cette onde du fait des lois de conservation de l'énergie.
- Les forces exercées par le vent induisent aussi un déplacement horizontal des couches d'eau superficielles des mers et des océans. Ce courant est sans incidence au large, mais il peut être à l'origine d'une augmentation de la surcote météorologique s'il se retrouve « piégé » à la côte.

Ces phénomènes peuvent être à l'origine de la dépendance entre les surcotes météorologique et le niveau marée étudiée dans la suite du document (voir §3.3.1).

2.1.4 - Wave set-up

Du fait l'augmentation des hauteurs de vagues se propageant à la côte (phénomène de levage) il y a une augmentation de la quantité de mouvement des vagues (variation de la contrainte de radiation). Cette augmentation est compensée par une diminution du niveau d'eau (principe de conservation de la quantité de mouvement). Le niveau d'eau diminue jusqu'au point de déferlement des vagues (wave set-down). Après le déferlement, il y a une diminution de la quantité de mouvement des vagues. Cette diminution est compensée par une augmentation du niveau d'eau. Le niveau d'eau peut alors passer au-dessus de son niveau de départ (wave set-up). Le wave set-up est maximum à l'interface terre/mer (voir figure 2.1)

Le présent travail portant sur l'étude des risques de submersion par débordement (lié au niveau d'eau moyen avec l'action des vagues, voir figure 2.1), le wave set-up est étudié à l'interface terre/mer. Pour la suite du document, on associera donc le terme de « wave set-up » au « wave set-up observé à l'interface terre/mer ».

Le wave set-up a tendance à être plus important en condition dissipative. La condition dissipative est caractérisée par une remontée lente et progressive de la bathymétrie du large vers la côte engendrant le déferlement des vagues.

Le wave set-up est nul en condition réflexive. La condition réflexive est caractérisée par l'absence de déferlement des vagues avec une réflexion totale de ces dernières.

La condition rencontrée sur le terrain est généralement intermédiaire, la condition mixte. Il y a déferlement dû à la profondeur d'une partie des vagues, et réflexion partielle de l'autre partie sur le rivage.



Figure 2.1 : Principe de formation du wave set-up.

2.2 - Préparation des données

2.2.1 - Définitions des jeux de données

La zone d'étude porte d'une part sur la façade métropolitaine de Méditerranée, et d'autre part sur la façade métropolitaine de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique. Des analyses des valeurs extrêmes de niveau d'eau <u>sans</u> l'action des vagues, notés Z, et des valeurs extrêmes de niveau d'eau <u>avec</u> l'action des vagues, notés W, sont effectuées.

Pour l'analyse des niveaux Z, les travaux effectués par Haigh *et al.* [2010] (présenté en détail en annexe 2 §4.3.1) et Andreewsky *et al.* [2014], montrent que les méthodes traditionnelles issues de la théorie des valeurs extrêmes :

- en Méditerranée, peuvent être appliquées directement sur les niveaux d'eau ;
- en Mer du Nord, Manche et Atlantique, doivent plutôt être appliquées sur les surcotes météorologiques, les niveaux d'eau étant obtenus par combinaison de la surcote météorologique avec le niveau de marée.

Pour l'analyse des niveaux W l'approche utilisée est la suivante :

- En Méditerranée, de la même manière que pour l'analyse des niveaux Z, il est possible d'étudier directement les niveaux W sans chercher à isoler le wave setup. Toutefois cela revient à limiter l'analyse à la seule période d'observations simultanées de vagues et de niveaux Z. Cette période de recouvrement étant souvent courte (voir tableau 2.1) et souhaitant exploiter les données de vagues entre les points d'observation marégraphique pour l'interpolation des résultats, il est préféré d'étudier séparément le wave set-up et le niveau Z, puis de les combiner pour estimer le niveau W.
- En Mer du Nord, Manche et Atlantique, l'analyse directe des niveaux *W* ne semble guère conseillée si l'on extrapole les travaux de Haigh *et al.* [2010]. Les valeurs extrêmes de wave set-up sont donc aussi étudiées séparément, puis combinées à la surcote météorologique et au niveau de marée.

Pour les sites à fort marnage et afin de s'affranchir des éventuels problèmes de déphasage entre les niveaux prédits (marée) et les niveaux observés, il est conseillé d'utiliser la surcote météorologique de pleine mer (surcote météorologique PM) et le niveau de marée de pleine mer (niveau de marée PM) (voir annexe 2 §2.2.2.c). Ce conseil est ici suivi pour le littoral de la Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique. Les estimations de niveaux d'eau sont donc des estimations de niveau de pleine mer (niveau PM). Le wave set-up associé est le wave set-up de pleine mer (wave set-up PM).

Les analyses portent donc :

- en Méditerranée sur deux jeux de données : le niveau d'eau sans l'action des vagues et le wave set-up ;
- en Mer du Nord, Manche et Atlantique sur trois jeux de données : la surcote météorologique PM, le niveau de marée PM et le wave set-up PM.

2.2.2 - Sources de données

2.2.2.a - Niveau d'eau en l'absence de vagues

La seule source d'observations de niveau d'eau dont nous disposons est la base de donnée REFMAR (<u>http://data.shom.fr</u>). Il s'agit de données enregistrées par des marégraphes dans un nombre limité de ports. L'ensemble des observations horaires a fait l'objet d'une validation par le SHOM. Un travail de validation complémentaire avec reconstruction des séries temporelles a été effectué par le Cerema [CETE Méditerranée, 2010a] pour les observations du golfe du Lion en Méditerranée.

Ces observations sont généralement influencées par la marée, la surcote météorologique, un wave set-up propre au port, le clapotis, les seiches le cas échéant et une partie des ondes infragravitaires (selon la nature du dispositif et le temps d'intégration de la mesure). De part la fréquence d'échantillonnage du signal (pas horaire ou à 10 minutes dans la plupart des cas), il est impossible d'isoler les différentes composantes présentes dans le signal marégraphique. Au mieux on peut mettre en évidence des périodes d'oscillation supérieures à 2 heures (pas horaire) ou à 20 minutes (pas de 10 minutes).

Seules les données horaires sont utilisées, car elles correspondent aux plus longues séries temporelles. Dans la pratique il est généralement admis que l'on assimile les niveaux d'eau horaires observés dans les ports aux niveaux d'eau en l'absence de vagues (niveau Z).

Le wave set-up (propre au port) et les ondes infragravitaires (propres au port) sont considérés comme filtrés par le marégraphe. Les seiches sont aussi partiellement filtrées par le SHOM (filtre de Vondráck [1969]) mais pas forcément totalement. La pratique veut aussi que la présence de seiche soit occultée dans le signal marégraphique. La portée de cette hypothèse sur l'estimation du niveau d'eau en l'absence de vagues est difficile à quantifier. Les observations de niveau d'eau peuvent en effet être augmentées comme diminuées par la présence d'une seiche.

Les observations de niveau d'eau sont aussi influencées par l'eustatisme. Il convient de s'affranchir de ses effets pour le calcul des surcotes météorologiques comme pour l'analyse directe des niveaux d'eau en l'absence des vagues. La méthode est détaillée dans la suite du document (voir §2.2.4).

2.2.2.b - Marée

Les niveaux de marée ne sont utilisés ici que pour l'analyse des données sur le littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique. Seules les valeurs au moment de la pleine mer sont utilisées.

Comme vu précédemment la marée est un phénomène non aléatoire qui peut être prédit. Sa loi de distribution est caractérisée par une prédiction sur un Saros. Elle peut être calculée en tous points de la mer (au large comme à la côte). En l'occurrence ce présent travail ne s'intéresse qu'au niveau de marée le long du littoral.

L'ensemble des prédictions de marée est effectué par le SHOM. Cela comprend les séries temporelles de niveau de marée utilisées pour le calcul des surcotes météorologiques et les prédictions sur un Saros pour le calcul des lois de distributions.

La marée astronomique aux ports est calculée avec le logiciel MAS développé par le SHOM suivant la méthode d'analyse harmonique [Simon, 2007].

La marée prédite le long du littoral (entre les ports) est calculée à partir du modèle de marée cstFRANCE [Le Roy et Simon, 2003]. Le modèle de marée cstFRANCE fournit les constantes harmoniques sur une grille régulière en Manche et dans le Golfe de Gascogne à un pas de 5 km. Les constantes harmoniques sont calculées par la méthode harmonique [Simon, 2007] à partir des résultats obtenus par le modèle hydrodynamique TELEMAC2D (<u>http://www.opentelemac.org/</u>). Les constantes harmoniques issues des points de mesures (ports) et celles issues du modèle sont ensuite interpolées par la méthode de la plaque mince en mettant un poids plus important aux points de mesure.

2.2.2.c - Surcote météorologique

La surcote météorologique est définie comme étant la différence entre le niveau d'eau en l'absence de vagues observé et le niveau de marée prédit. Les observations de niveau d'eau n'étant disponibles que dans les ports (présence d'un marégraphe), d'après le §2.2.2.a, la surcote météorologique peut être assimilée à la différence entre le niveau d'eau enregistré par le marégraphe et le niveau de marée prédit calculé par le SHOM.

La surcote météorologique n'est utilisée ici que pour les calculs de niveau d'eau le long du littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique. Du fait du marnage important il est utilisé les surcotes PM et non les surcotes instantanées.

Il n'existe pas de base de données en tant que tel de surcote météorologique PM. Les valeurs sont calculées à partir des observations marégraphiques et des prédictions de marée.

Les observations marégraphiques utilisées issues de REFMAR (<u>http://data.shom.fr</u>), comme les prédictions de pleine mer calculées par le SHOM, sont fournies au pas horaire. Afin d'améliorer la précision, les données de niveau sont rediscrétisées au pas de dix minutes (interpolation par une spline cubique) avant le calcul de la surcote PM.

Les prédictions de marée fournies par le SHOM ne prenant pas en compte l'eustatisme, les observations marégraphiques sont au préalable corrigées de ces effets. La méthode mise en œuvre est détaillée au §2.2.4.

2.2.2.d - Wave set-up (états de mer)

Il n'existe pas de base de données de wave set-up le long du littoral. Le wave set-up se déduit généralement des caractéristiques des vagues (hauteur, période, ...) et du site (ba-thymétrie, type de côte, nature des fonds, présence d'ouvrage d'art, ...).

Comme expliqué au §2.2.2.a, le wave set-up est considérée comme non pris en compte dans les observations de niveau d'eau dans les ports. Il doit donc être calculé séparément pour la zone d'étude et ajouté au niveau de marée et à la surcote météorologique pour obtenir le niveau d'eau total. Cette approche est considérée comme sécuritaire, puisque le seul risque est que le wave set-up soit compté deux fois (présents dans les mesures et ajoutés aux estimations).

Le présent travail de recherche porte en particulier sur le choix de la formule de calcul la plus appropriée pour atteindre les objectifs fixés (voir §1.2.3). Ce point sera traité en profondeur au §4.1.6).
Cette formule de calcul utilise comme paramètre d'entrée les états de mer. Donc en l'absence de base de données de wave set-up, il est utilisé une base de données d'états de mer.

Il est ici préféré une base numérique d'états de mer à la base de données de mesure *in situ*, en raison de sa couverture spatiale et de sa plage de mesures continues. L'incertitude sur la donnée numérique doit néanmoins être prise en compte dans le résultat final. Les données d'états de mer utilisées pour le calcul du wave set-up sont issues de la base ANEMOC (Atlas Numérique d'États de Mer Océaniques et Côtiers, <u>http://anemoc.cetmef.-</u> <u>developpement-durable.gouv.fr</u>) développée pour la façade Atlantique, Manche, Mer du Nord au Laboratoire d'Hydraulique Saint-Venant (laboratoire commun entre EDF R&D, l'ENPC et le Cerema) et pour la façade Méditerranée au Cerema. Cette base a été construite à partir de simulations rétrospectives (hindcast) sur une période de 23 ans et 8 mois, du 01/01/1979 au 31/08/2002, pour la façade Atlantique, Manche, Mer du Nord et de 30 ans, du 01/01/1979 au 31/12/2008, pour la façade Méditerranée.

2.2.3 - Sélection des sites observations

2.2.3.a - Niveaux d'eau en l'absence de vagues

Comme indiqué au §2.2.2.a la base de données utilisée est la base de donnée REFMAR (<u>http://data.shom.fr</u>). Les ports sélectionnés sont les suivants. L'ensemble des données a fait l'objet d'un contrôle supplémentaire effectué par le SHOM afin d'écarter les plages de mesure douteuses.

Ports de référence

Sont utilisées pour mettre en œuvre les méthodes d'ajustement statistique des extrêmes les observations portuaires pour lesquelles plus de dix années cumulées de mesure sont disponibles [Simon, 1996 ; SHOM et Cetmef, 2008 ; SHOM et Cetmef, 2012]. Les sites concernés sont appelés « port de référence » (voir figure 3.35).



Figure 2.2 : Discrétisation du trait de côte et localisation des ports de référence.

Pour la Méditerranée et conformément aux recommandations du Cerema [CETE Méditerranée, 2010a], les plages de mesures suivantes jugées douteuses n'ont pas été prises en compte :

- Port-vendres : suppression des années 2003 à 2005 ;
- Sète : suppression des années 1965 et 2005 ;
- Marseille : suppression des années antérieures à 2002 ;
- Monaco : suppression des années antérieures à 1999 ;
- Ajaccio : suppression des années antérieures à 1997.

L'ensemble des dates et des durées cumulées de mesure est présenté dans les tableaux 2.1 et 2.2 ci-après.

Port	Date de début	Date de fin	Durée cumulée (années)
Mer du Nord, Manche et	Atlantique		
Dunkerque	06/06/1956	01/01/2014	45,1
Calais	03/05/1941	30/12/2013	35,8
Boulogne-sur-Mer	20/11/1941	16/10/2013	26,5
Dieppe	31/12/1953	30/12/2013	42,0
Le Havre	04/01/1938	30/12/2013	43,8
Cherbourg	30/03/1943	30/12/2013	39,6
Saint-Malo	09/04/1986	30/12/2013	19,6
Roscoff	06/04/1973	30/12/2013	38,4
Le Conquet	21/12/1970	30/12/2013	41,4
Brest	04/01/1846	30/12/2013	152,0
Concarneau	28/06/1999	30/12/2013	14,3
Port Tudy	10/08/1966	30/12/2013	38,5
Saint-Nazaire	15/05/1957	30/12/2013	45,2
Pointe Saint-Gildas	06/06/1962	16/10/2011	41,2
Les Sables d'Olonne	05/07/1965	30/12/2013	23,5
La Rochelle	18/05/1941	30/12/2013	29,5
Port Bloc	18/04/1959	30/12/2013	25,6
Bayonne	22/05/1967	16/10/2013	37,8
Saint-Jean de Luz	20/11/1942	30/12/2013	40,8

<u>Tableau 2.1</u> : Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique : Dates et durées des observations marégraphiques aux ports de référence.

Port	Date de début	Date de fin	Durée cumulée (années)
Méditerranée			
Port-Vendres	28/12/1981	16/10/2013	21,2
Sète	23/04/1956	16/10/2013	32,5
Marseille	01/01/2002	16/10/2013	10,0
Toulon	01/01/1993	31/12/2013	19,5
Nice	03/07/1981	16/10/2013	16,4
Monaco	15/04/1999	16/10/2013	14,3
Ajaccio	25/07/1981	16/10/2013	11,5

<u>Tableau 2.2</u> : Méditerranée : Dates et durées des observations marégraphiques aux ports de référence.

À noter que les observations au marégraphe du Grau de la dent avec plus de 30 ans de durée de mesure cumulée n'ont pas été prises en compte. Cela pour deux raisons, La première est l'influence du Rhône qui rend le comportement du site particulier interdisant ainsi toute extrapolation des résultats aux sites voisins. La deuxième est la mauvaise qualité de la série avec des problèmes d'envasement, de calage dans le temps et en hauteur [CETE Méditerranée, 2010a].

Ports secondaires

Des données horaires validées par le SHOM sont disponibles sur d'autres sites, avec des durées de mesure cumulées entre un et dix ans. Ces durées de mesure sont considérées comme étant trop faibles pour mettre en œuvre une méthode d'extrapolation statistique des extrêmes [Simon, 1996 ; SHOM et Cetmef, 2008 ; SHOM et Cetmef, 2012]. Comme expliqué dans la suite du document ces données sont utilisées ici sur la seule zone de Méditerranée pour corriger les méthodes d'interpolation spatiale.

Les sites concernés sont appelés « ports secondaires ». L'ensemble des dates et des durées cumulées de mesure est présenté dans le tableau ci-après.

Port	Date de début	Date de fin	Durée cumulée (années)
Méditerranée			
Port-Camargue	22/08/2009	31/12/2012	2,6
Port-Ferreol	29/03/2012	01/01/2014	2,0
La Figueirette	24/05/2011	01/01/2014	2,8
Centuri	21/10/2000	01/01/2014	3,2
Macinaggio	27/05/2003	10/10/2007	3,3
Solenzara	16/04/1977	01/01/2014	3,1

<u>Tableau 2.3</u> : Méditerranée : Dates et durées des observations marégraphiques aux ports secondaires.

À noter qu'il existe aussi une série de mesure de 5,7 ans à Banyuls entre 1967 et 1974. Toutefois selon le SHOM les données ne sont pas fiables (communication orale). Les données de Banyuls ne sont donc pas prises en compte.

2.2.3.b - États de mer

Comme indiqué au §2.2.2.d la base de données utilisée est la base de donnée ANEMOC (<u>http://anemoc.cetmef.developpement-durable.gouv.fr</u>). Pour les calculs de niveau d'eau avec l'action des vagues il est nécessaire de sélectionner les points ANEMOC (voir figure 2.3) pour une estimation des niveaux aux ports de référence d'une part (voir figure 3.35) et le long du trait de côte d'autre part .



Figure 2.3 : Localisation des points de simulation des états de mer dans ANEMOC.

La méthode utilisée pour sélectionner les points ANEMOC est exposée ci-après.

La simulation numérique ANEMOC ne prend pas en compte les courants de marée. Les valeurs en faible profondeur (inférieure à 20 ou 30 m), et particulièrement les valeurs extrêmes, sont donc sujettes à caution. La formule du calcul du wave set-up doit donc s'appuyer sur un état de mer « au large ». Comme expliqué dans la suite du document (voir §4.1.6), il est choisi une formule de calcul du wave set-up fonction de la seule hauteur significative des vagues. Cette hauteur est la hauteur « équivalente », c'est-à-dire la hauteur significative corrigée des effets de propagation, notamment la réfraction. La hauteur significative est notée H_s et la hauteur significative équivalente H_{os} .

Il est choisi ici de n'utiliser les points ANEMOC que pour des profondeurs supérieures ou égales à 25 m.

En première approximation les hauteurs H_{os} sont assimilées aux hauteurs significatives à proximité de la côte par 25 m de profondeur. Cette hypothèse est considérée comme sécuritaire. En effet H_{os} est généralement assimilée à la hauteur significative observée au plus près de la côte (afin de prendre en compte les effets dus à la réfraction, la diffraction et la réflexion) après correction des effets de levage (« shoaling »). Considérer que H_{os} est égal à la hauteur significative observée en un point au large engendre généralement, pour deux raisons, une surestimation des hauteurs de vagues. La première raison est due au levage qui peut déjà se manifester au large si la profondeur n'est pas suffisante. Mais par 25 m de profondeur les effets de levage sont faibles et peuvent être négligés. La deuxième raison est due au phénomène de réfraction (voire diffraction et/ou réflexion) avec généralement une dispersion de l'énergie des vagues lors de leur propagation du large vers la côte. Le risque de surestimation est donc réel, en particulier selon la direction de provenance des vagues et la configuration du trait de côte. Toutefois la non prise en compte d'une partie des phénomènes de réfraction est sécuritaire dans le sens qu'elle

tend à surestimer les hauteurs de vagues arrivant à la côte. Des suggestions sont données pour améliorer ce point en prolongement de ces travaux (voir §5.2).

Une sélection des sites est donc effectuée afin d'isoler les points d'observation de profondeur supérieure ou égale à 25 m situés au plus près de la côte. Comme indiqué dans la suite du document, une deuxième sélection est nécessaire pour faire correspondre un point du trait de côte à un point ANEMOC (voir §4.1.2).

2.2.4 - Prise en compte de l'eustatisme

2.2.4.a - Définition de l'eustatisme

À l'échelle de la dizaine d'années ou plus, les niveaux d'eau moyens sont sous l'influence [Arambourg,1952] :

- des phénomènes tectoniques et de la subsidence/émersion des continents (isostasie),
- de la dilatation thermique des mers et des échanges entre la mer et les autres réservoirs naturels d'eau (eustatisme).

L'isostasie

L'espace naturel disponible pour contenir les mers et les océans varie au fil des siècles. Cela est principalement dû :

- aux mouvements tectoniques des plaques qui vont modifier la forme et la profondeur des cuvettes,
- à l'apport des sédiments qui modifie la profondeur des cuvettes.

À cela s'ajoute la subsidence ou l'émersion des continents sous le poids des glaciers ou des mers.

Ces manifestations sont regroupées sous le terme d'isostasie.

Des mouvements de terrain non liés à l'isostasie peuvent générer une variation apparente du niveau d'eau (tendances pluri-annuelles). Cela se produit lorsque l'ouvrage supportant le marégraphe s'enfonce lentement dans le sol.

L'eustatisme

L'eustatisme est la variation générale du niveau moyen de la mer par rapport aux continents qui sont supposés stables. Cela comprend les variations dues à la dilatation des mers (liées aux variations de température et du taux de salinité de l'eau), appelées effets stériques, et à la circulation d'eau entre les réservoirs naturels (dont le réservoir que forment les mers et océans avec en particulier l'influence croissante de la fonte des glaces).

C'est en France l'origine principale des variations du niveau moyen des mers sur les deux derniers siècles (seuls siècles où l'on dispose de mesures continues).

Eustatisme ou isostasie ?

La zone d'étude ici est limitée à la métropole (dont la Corse). Les variations du niveau d'eau moyen étudiées s'étalent de l'année à la centaine d'années. Ces variations sont principalement dues au changement climatique et à l'eustatisme [ONERC, 2015]. Mais l'isostasie peut aussi, pour partie, participer à ces variations. Il est avéré, par exemple, que le Finistère se soulève par rapport au reste de la Bretagne [BRGM, 2009]. Des effets de subsidence locale sont aussi répertoriés au niveau de Dieppe (PSMSL, <u>http://www.psm-sl.org/</u>).

Il n'est pas possible à partir des seules observations marégraphiques dans les ports d'identifier les parts relatives à l'eustatisme, à l'isostasie et à une subsidence locale. Ce n'est pas l'objectif visé ici. Il est simplement recherché une correction de l'ensemble de ces effets pour la mise en œuvre des méthodes d'analyse statistique. L'ensemble des variations du niveau d'eau moyen dues à l'eustatisme, l'isostasie et une éventuelle subsidence locale sont assimilées dans la suite du document aux variations dues à l'eustatisme.

2.2.5 - Traitement de l'eustatisme

2.2.5.a - Mer du Nord, Manche et Atlantique

Les calculs de niveau d'eau moyen annuel sont effectuées conformément aux règles du « Permanent Service for Mean Sea Level » (PSMSL, <u>http://www.psmsl.org/</u>), le service international pour l'observation du niveau moyen de la mer. Le filtre utilisé pour le calcul du niveau d'eau moyen hebdomadaire est un filtre de Demerliac. Les résultats sont présentés port par port sur la figure 2.4.



Figure 2.4 : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Niveaux d'eau moyens annuels.

L'influence de l'eustatisme est généralement modélisée port par port par le biais d'une régression quadratique ou une ou plusieurs régressions linéaires sur les niveaux moyens annuels [Pouvreau, 2008 ; SHOM et Cetmef, 2012]. Sur la façade maritime de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique, avec 152 années d'observations, seul le port de Brest présente une durée de mesure cumulée suffisante pour estimer l'eustatisme. Les estimations sur les autres ports sont sujettes à caution. De plus certaines mesures de niveau d'eau peuvent correspondre à des périodes assez anciennes isolées, sans forcément que leur nombre soit suffisant pour calculer une moyenne annuelle. La prise en compte de l'eustatisme pour ces mesures repose donc l'extrapolation d'une tendance calée sur une période plus récente avec le risque d'erreur qui accompagne ce type d'exercice.

Il est proposé ici une méthode alternative pour caractériser l'eustatisme. Le principe de base consiste à recaler l'ensemble des séries de moyennes annuelles par rapport au port Brest. L'eustatisme est estimé pour le port de Brest et appliquée à l'ensemble des séries recalées.

La procédure de recalage doit pouvoir prendre en compte des vitesses d'évolution du niveau moyen différentes entre les ports (quelle que soit l'origine de ces différences). Le recalage du niveau moyen annuel Z_{Moy}^X au port X par rapport à celui du port de Brest

- Z^{B}_{Moy} s'effectue de la manière suivante :
 - sélection des années communes de niveau d'eau moyen annuel ;
 - calcul des coefficients de régression au port X (intercep : α_x , pente β_x) et sur Brest (intercep : α_b , pente β_b) sur cette sélection ;
 - Le niveau moyen au port X de l'année Y recalé $Z_{MoyRecal}$ est défini par :

$$Z_{MoyRecal}^{X} = Z_{Moy}^{X} - (\alpha_{x} + \beta_{x} \cdot Y) + (\alpha_{b} + \beta_{b} \cdot Y)$$
(2.1)

Les résultats sont présentés sur la figure 2.5.



<u>Figure 2.5</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Niveaux d'eau moyens annuels recalés par rapport au port de Brest.

Pour estimer l'eustatisme au marégraphe de Brest on s'appuie sur le résultat de l'étude d'Andreewsky *et al.* [2014]. L'eustatisme est considéré comme nul avant 1892, puis modé-lisé par une régression linéaire de 1892 à nos jours (intercep : α_B , pente β_B). La variation du niveau d'eau moyen à Brest due à l'eustatisme de 1892 à nos jours est de +1,5 mm/an (voir figure 2.6). L'erreur sur la variation de niveau d'eau moyen à Brest est inférieure à +/-0,1 mm/an [Foucher, 2013].



Figure 2.6 : Port de Brest : Estimation de l'eustatisme.

L'eustatisme estimé sur Brest est utilisé pour corriger l'eustatisme sur les autres ports. Soit Z_{Obs}^{X} le niveau d'eau horaire observé au port X. Le niveau d'eau observé au port X corrigé de l'eustatisme Z_{Cor}^{X} est alors calculé de la manière suivante :

 Pour les niveaux après 1892 (seul le port de Brest possède des observations avant 1892) :

$$Z_{Cor}^{X} = Z_{Obs}^{X} - (\alpha_{x} + \beta_{x}. Y) + (\alpha_{b} + \beta_{b}. Y) - (\alpha_{B} + \beta_{B}. Y) + Z_{RAM}^{X}$$
(2.2)

avec Z_{RAM}^{X} le niveau moyen annuel au port X d'après l'ouvrage de marée de référence [SHOM, 2013].

Les variations du niveau d'eau due à l'eustatisme (et phénomènes assimilés, voir §2.2.4.a) sur l'ensemble des ports considérés de la façade de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique sont estimées, selon la méthode présentée et les durées d'observation disponibles, entre -0,1 mm/an (Calais) et +4,2 mm/an (Dieppe).

Les corrections des niveaux d'eau dues au traitement de l'eustatisme s'appuient sur l'évolution du niveau d'eau moyen annuel à Brest. Or la zone entourant le marégraphe de Brest (Finistère) est influencée localement par l'isostasie [BRGM, 2009]. De plus, on sait qu'au moins un marégraphe est influencé par un phénomène de subsidence locale (Dieppe).

44 / 176

Le recalage des ports par rapport à Brest (équation 2.1) permet de calculer la variation de niveau d'eau relative à Brest. De ce fait l'isostasie sur Brest n'est pas répercutée sur le port recalé, les phénomènes de subsidence locale sont pris en compte et les différences de vitesse de variation due à l'eustatisme sont aussi prises en compte.

L'extrapolation des niveaux d'eau moyens (équation 2.2) permet de corriger les observations marégraphiques des seuls effets de l'eustatisme si et seulement si :

- à Brest
 - la vitesse de variation des niveaux d'eau due à l'isostasie est constante sur toute la chronique ;
- pour chaque port étudié
 - la vitesse de variation des niveaux d'eau due à un éventuel phénomène de subsidence locale est constante sur toute la chronique ;

l'accélération des niveaux d'eau due à l'eustatisme est égale à celle sur Brest.
 On considère ici ces trois hypothèses comme vraies. Ce point n'a pas pu être vérifié.

2.2.5.b - Méditerranée

Les calculs de niveau d'eau moyen annuel sont effectuées en Méditerranée de la même manière que pour les ports de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique (règles du PSMSL <u>http://www.psmsl.org</u>). Les résultats sont présentés port par port sur les figures 2.7 et 2.8.



Figure 2.7 : Méditerranée : Niveaux d'eau moyens annuels.



<u>Figure 2.8</u> : Méditerranée : Niveaux d'eau moyens annuels recalés par rapport au port de Sète.

La variation du niveau d'eau moyen annuel à Sète due à l'eustatisme est estimée à +0,7 mm/an (voir figure 2.9). Sur la figure 2.9 on peut s'interroger sur une accélération de la vitesse de remontée des eaux à partir de 1990.



Figure 2.9 : Port de Sète : Estimation de l'eustatisme.

Les variations du niveau d'eau dues à l'eustatisme sur l'ensemble des ports considérés de la façade méditerranéenne sont estimées, selon la méthode présentée et les durées d'observation disponibles, entre -0,4 mm/an (Ajaccio) et +1,7 mm/an (Marseille).

La méthode ici semble toutefois peu adaptée. Seuls deux ports ont un eustatisme positif (Sète et Marseille), alors que l'on s'attendait à avoir un eustatisme positif pour l'ensemble des ports selon les derniers travaux portant sur l'évolution du niveau de la mer [Jouzel *et al.* 2015]. Les durées cumulées des séries sont relativement courtes pour estimer les variations du niveau d'eau liées à l'eustatisme avec entre 8 (Ajaccio) et 28 (Sète) valeurs de niveau d'eau moyen annuel pour caler une loi de régression. Seules les données au port de Sète pourraient être exploitées pour être corrigées de l'eustatisme, mais avec beaucoup de précautions.

Le seul point de comparaison dans la littérature est issu des travaux de Wöppelmann *et al.* [2014] à partir de la série restaurée au marégraphe de Marseille (observations de 1849 à 2012). Les variations du niveau d'eau dues à l'eustatisme sont estimées sur la période la plus récente, entre 1980 et 2012, à +2,6 mm/an (+/- 0,4).

La restauration de la série de Marseille apporte un réel bénéfice pour l'étude de l'eustatisme. Toutefois cette série n'étant pas disponible au moment de la réalisation de la présente thèse, elle n'a pu être utilisée ici. Son exploitation fait partie des suites à donner au présent travail (voir §5.2).

Andreewsky *et al.* [2014] ont montré que pour des faibles durées d'observation (inférieures à 35 ans) la prise en compte de l'eustatisme influait peu sur les estimations des niveaux extrêmes. En l'absence des données restaurées au marégraphe de Marseille il est choisi ici de considérer l'eustatisme comme nul sur l'ensemble des ports de la façade méditerranéenne.

2.2.6 - Définition des populations de pics indépendants

Les analyses des valeurs extrêmes reposent sur l'analyse d'une population d'événements (de pics) indépendants (voir annexe 2 §3.4). Une première sélection est faite pour isoler ces pics indépendants.

Les estimations des valeurs extrêmes des niveaux d'eau <u>sans</u> l'action des vagues reposent sur l'analyse des valeurs extrêmes :

- pour la Méditerranée, des niveaux d'eau sans l'action des vagues, Z
- pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique des surcotes météorologiques PM, notées S

Pour l'estimation des valeurs extrêmes des niveaux d'eau <u>avec</u> l'action des vagues il est nécessaire d'étudier les valeurs extrêmes des hauteurs de vagues significatives, H_s .

Une population de pics indépendants est sélectionnée à partir de ces trois jeux de données.

Les populations de pics indépendants de niveaux d'eau sans l'action des vagues, notées

 Z^{p} , de surcote PM, notées S^{p} , et de hauteur significative des vagues, notés H_{s}^{p} , sont établies de la même manière. Deux pics successifs sont considérés comme appartenant au même événement météorologique s'ils se produisent à moins de 24 heures d'intervalle. Cette durée de référence est fixée après analyses des principales tempêtes ayant touchées la zone d'étude (voir un exemple en figure 2.10).



<u>Figure 2.10</u> : Port-Vendres : Tempête du 8 au 13 janvier 1996 - Observations de niveaux d'eau dans le port et des états de mer au large.

Aucun seuil de tempête n'est introduit à ce stade. L'ensemble des pics étant pris en compte, même les plus faibles. Les événements météorologiques sélectionnés ne peuvent pas être qualifiés de tempêtes.

Chapitre 3

Les niveaux d'eau marins extrêmes sans l'action des vagues

Ce troisième chapitre présente une méthode innovante pour l'estimation des niveaux d'eau sans l'action des vagues (conjonction d'un niveau de marée et d'une surcote météo-rologique) pour une période de retour donnée. La surélévation éventuelle du niveau d'eau due à la présence des vagues n'est pas prise en compte.

Le travail porte plus particulièrement sur la comparaison des méthodes d'analyse spatiale, à savoir comment à partir de données d'observation aux ports de référence, obtenir une information continue le long du littoral.

Deux approches différentes sont étudiées. La première est basée sur une analyse sitepar-site, la deuxième sur une analyse régionale.

Un autre point traité est la modélisation pour les sites à fort marnage de la dépendance entre la surcote météorologique et le niveau de marée.

La méthodologie est différente selon les conditions de marnage. Une distinction est donc faite selon la zone étudiée. Après l'énoncé des principes de base en première partie, la méthode et ses résultats sont présentées en seconde partie pour la Méditerranée et en dernière partie pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique.

3.1 - Principe de base

Le principe de base de l'analyse est le suivant :

- une première estimation des valeurs extrêmes de niveau d'eau sans l'action des vagues est effectuée aux ports pour lesquels la durée d'observation est jugée suffisante (les ports de référence avec un minimum de 10 ans de données);
- puis les résultats sont interpolés entre les ports.

Pour l'analyse des valeurs extrêmes aux ports de référence, deux approches sont étudiées :

- L'approche traditionnelle site-par-site qui consiste à estimer les valeurs extrêmes en un port indépendamment des autres ports.
- Une approche régionale (Regional Frequency Analysis, RFA) qui consiste à regrouper après normalisation les séries temporelles issues de plusieurs ports. Le but est d'augmenter la durée d'observation (durée d'observation effective) et ainsi de limiter l'incertitude liée à l'échantillonnage des mesures (voir annexe 2 §4.6.4).

Pour l'interpolation des résultats, plusieurs méthodes sont testées :

- selon le choix du et des paramètres interpolés :
 - une interpolation des valeurs extrêmes de niveau d'eau pour une période de retour donnée ;
 - ou une interpolation des paramètres de la loi de valeurs extrêmes permettant le calcul du niveau d'eau pour une période de retour donnée ;
- selon le principe d'interpolation :
 - une interpolation à une dimension le long du trait de côté déroulé ;
 - ou une interpolation à deux dimensions.

Les tests sur les méthodes d'interpolation sont effectués avec les seules données de Méditerranée. Les résultats permettent de définir la méthode utilisée pour traiter les données de Mer du Nord, Manche et Atlantique.

Spécificités selon la zone d'étude

Les méthodes mises en œuvre diffèrent sensiblement selon la zone géographique étudiée (Méditerranée ou Mer du Nord, Manche et Atlantique).

Comme indiqué au §1.2.1, l'analyse des valeurs extrêmes de niveau d'eau sans l'action des vagues se fait :

- pour la Méditerranée, directement par l'ajustement statistique d'une loi de probabilité des valeurs extrêmes sur les niveaux d'eau Z;
- en Mer du Nord, Manche et Atlantique, dans un premier temps par l'ajustement statistique d'une loi de probabilité des valeurs extrêmes sur les surcotes météorologiques PM S, puis par convolution de la surcote S avec le niveau de marée PM, noté T en référence à « Tide » (pour une présentation détaillée voir annexe 2 §4.4).

Ces différentes approches impactent donc directement la méthode d'analyse des valeurs extrêmes aux ports de références, mais aussi la méthode d'interpolation :

• Pour la Méditerranée (§3.2) l'analyse des extrêmes portent directement sur les niveaux d'eau Z et c'est ce résultat qui est interpolé. Les valeurs extrêmes de surcote S ne sont pas étudiées. Pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique (§3.3) il est utilisé la surcote S et le niveau T .Les niveaux T étant prédictibles (voir §2.1.2) il n'y a pas lieu de les l'interpoler. L'analyse des extrêmes et la méthode d'interpolation sont appliquées aux seules surcotes S . Les valeurs extrêmes de niveaux d'eau Z sont estimées sur la zone d'étude à partir des résultats sur les surcotes S et des prédictions le long du littoral des niveaux T (prédictions fournies par le SHOM).

Une autre spécificité en Mer du Nord, Manche et Atlantique est la dépendance possible entre la surcote météorologique et le niveau de marée [Dixon et Tawn, 1994]. La non prise en compte de cette dépendance est avancée comme une limite du produit du SHOM et du Cetmef [2012] portant sur l'estimation des niveaux d'eau sans l'action des vagues. Pour ces raisons il est aussi étudié ici les interactions possibles entre la surcote météorologique PM et le niveau de marée PM (§3.3.1).

3.2 - Méditerranée

3.2.1 - Projet de publication « Spatial analysis of extreme sea levels along French coast of Mediterranean sea »

L'analyse des valeurs extrêmes de niveau d'eau sans l'action des vagues en Méditerranée fait l'objet d'un projet de publication dans une revue scientifique. Le document est au moment de la rédaction du présent manuscrit soumis à la relecture de ses co-auteurs. Il est fourni ci-après dans sa version provisoire. Afin d'en garder la lisibilité la numérotation d'origine des paragraphes est conservée.

Les auteurs sont les suivants :

Xavier Kergadallan (1,2), Michel Benoit (2,3), Pietro Bernardara (2,4), Jérôme Weiss (2,3).

(1) Cerema Technical Division for Water and Waterways, Technopole Brest-Iroise, 29280 Plouzané, France

(2) Université Paris-Est, Saint-Venant Laboratory for Hydraulics, ENPC, EDF R&D, Cerema, 6 quai Watier, 78401 Chatou, France

(3) EDF R&D Laboratoire National d'Hydraulique et Environnement (LNHE), 6 quai Watier, 78401 Chatou, France

(4) EDF Energy R&D UK Centre, London, Cardinal Place, 80 Victoria Street, SW1E 5JL, London, United Kingdom.

Projet d'article : §1. Introduction

Over the past 40 years four important storms impacted the French coasts of the Mediterranean Sea: in 1982, 1987, 1997 and 2003. These events have led to severe damages to the natural and artificial coastal defences. Some large urbanized areas have been flooded, with damages for some being dozens of millions of euros. Knowledge of extreme sea levels is of the utmost importance for infrastructure design and coastal protection.

Extreme values of French Mediterranean Sea levels have been studied in the past by

several authors. Gaufrès *et al.* [2007] studied surge extreme values for a new validated observation dataset from Marseille covering more than 100 years. However the result showed some anomalies in the series and validation work has to be continued. Then Pirrazzoli *et al.* [2007] tested the joint probability method with the introduction of a correction factor to model tide surge dependence. Later, Cerema [Cete Mediterranée, 2010] and Andreewsky *et al.* [2014] compared direct and indirect methods with different distributions to estimate sea level extreme values for several recorded tide-gauge data. Recently, Perherin *et al.* [2013] adopted a security-orientated approach with the extreme sea level equal to the sum of extreme surge and the highest tidal level (e.g. [SHOM, 2012]).

All these estimates have been done at recorded tide-gauge sites. No author tried to model extreme sea level values along the coasts.

Research was funded by the French Ministry of Ecology, Sustainable Development and Energy to identify the risk of flooding from the sea in France. The aim is to provide values on design levels along the French coasts by a statistical way of extreme analysis. These levels must include the effect of the three following components: tide, meteorological surge and wave set-up. This paper focuses on a small part of this work: the analysis of Still Water Levels (SWL) along the French coasts of the Mediterranean Sea (with one part on the continent and one part in Corsica). The SWL is the sea level excluding local variations due to waves. These variations are the wave set-up and wave run-up according to the flooding phenomenon studied. They need to be calculated according to the type of coast (e.g. [Dean and Walton, 2009], [CIRIA *et al.*, 2007]) and added afterwards (e.g. [DGPR, 2014]).

Two different approaches can be used to study the extreme sea levels: a direct and an indirect approach. The former is based on fitting an extreme value distribution to sea level data. For the latter the distribution is fitted to meteorological surge data. The distribution of sea levels is computed with a convolution method between surge and tidal-level distributions. Some tide-surge and temporal dependence models are introduced by Dixon and Tawn [1994].

The French part of the Mediterranean Sea is characterized by a small tidal range which is approximately 0.4 metres. According to Haigh *et al.* [2010] the direct and indirect methods are both possible. The former is preferred because it is the simplest to carry out and because the direct method avoids the introduction of a dependence model with its uncertainty.

This study is based on the analysis of recorded tide-gauge data. No numerical simulation is used. These data have the advantage of being a direct measure of the local sea level, but they are sparse in space. A spatial method is introduced to estimate extreme sea level probabilities at locations between tide-gauge sites.

The state of the art shows that several approaches can be considered for that type of spatial extreme value analysis. The five main approaches are the Local Fit and Interpolation (LFI), the Spatial Maximum Likelihood Estimation (SMLE), the Multivariate Extreme Max-Stable Process (MEMSP), the copula and the Regional Frequency Analysis (RFA).

LFI is based on interpolation of the extreme value distributions. As a first step the extreme analysis is carried out site by site. The quantiles are interpolated between sites (e.g. [Laborde, 1982], [Blanchet and Lehning, 2010]).

SMLE implements spatial behaviour in the extreme value distributions. This behaviour is

modelled with distribution parameters as a function of a spatial co-variable. A parametric distribution is fitted on all sites connected with the co-variable dependence (e.g. [Buishand, 1991], [Blanchet and Lehning, 2010]).

MEMSP is an extension of the extreme value theory to multivariate case with an unlimited dimension (e.g. [Haan, 1984]). A multivariate parametric distribution is simultaneously fitted to data from all sites. In contrast to univariate cases, distribution behaviour can't be described by a limited number of distribution families. However, research proposes some families which can be considered as acceptable for many cases (e.g. [Schlater, 2002], [Kabluchko *et al.*, 2009]).

Copula is a joint probability multivariate distribution. This distribution is not applied directly on variables but on probabilities associated to these variables. The behaviour of each variable is described by its own distribution and the copula models the dependence between them. In most analyses of extreme values the choice of the copula is one of the families of extreme values copulas (e.g. [Gumbel, 1960], [Bortot and Tawn, 1997], [Salvadori *et al.*, 2007]). As with MEMSP, copula defines the joint probability associated to simultaneous occurrences of a set of values on several sites.

RFA was first introduced by Darlymple (e.g. [Darlymple, 1960]). RFA states that we can define some parts of the study area within the distribution of the extreme values as the same for all sites up to a site-dependent scale factor. After normalization, all the data of one homogeneous area are merged together to have only one set of data with a duration larger than all the individual durations (e.g. [Bernardara *et al.*, 2011], [Bardet *et al.*, 2011]). The analysis of extreme values is applied to the normalized time series to characterize the regional distribution.

All these approaches estimate the return period for a given value. However, LFI, SMLE and RFA are very different from MEMSP and copula. The first three focus on the characterization of the marginal distributions in space while the other two focus on the dependence between the upper tails of distributions of neighbouring sites.

In LFI and SMLE a spatial consistency of the local distributions is sought but the dependence between neighbouring sites is not known. LFI and SMLE are valuable for drawing a return level map but we don't know the spatial extent of events affecting the area. In RFA, Weiss *et al.* [2014b] present a method to quantify this extent.

MEMSP and copula focus on the probability of a set of values on all sites. We search to specify dependence between each pair of sites (independently of locations) rather than modelling some spatial variations of the distribution. MEMSP and copula are advantageous for giving the answer of a complex system during an event which impacts a large area (for example behaviour of a water drainage area) (e.g. [Davison *et al.*, 2012]).

The aim of this paper is to compare several methods to define the still water return levels along the French coasts of the Mediterranean Sea. The five approaches presented are interesting, but we decided to limit this work to a comparison of only the two approaches LFI and RFA.

MEMSP and copula are complicated to implement. Further work is required to discuss the best model of dependence between tails of the extreme distributions. For SMLE the choice of the spatial co-variable is not obvious and the number of sites is small.

LFI and RFA are possible because we want a map of return levels. The spatial extent of events is not studied here. LFI is advantageous because the interpolation of quantiles between tide-gauge sites is included. The main advantage of RFA is to diminish the confidence interval due to the duration of observations.

Four methods are tested. Two are based on LFI. The former is an interpolation of the quantiles. The latter is an interpolation of the distribution parameters. Two are based on RFA. The former is a classical method. The latter utilizes some additional short-length tide-

gauge records.

The originality of this paper lies in applying for the first time along the French Mediterranean coasts an LFI and an RFA, as well as to associate an interpolation method with RFA.

Comparison of the selected approaches is carried out with the estimation of the 100-year still water return level. This level is named *100-year SWL*.

The format of the paper is as follows: Section 2 describes the methods for implementing LFI and RFA to compute the 100-year SWL along the coasts. The results for the French coasts of the Mediterranean Sea are presented in Section 3. A discussion about the methods tested is provided in Section 4 before the conclusion in Section 5.

Projet d'article : §2. Methodology

Projet d'article : §2.1 Study area

The study area is limited to the French coasts of the Mediterranean Sea. This area includes two parts, one along the continent and another along Corsica Island (see the location of the study area in figure 3.1).



Figure 3.1: Study area (Source: Google maps)

The data used are tide-gauge records. Several tide gauges are (or were) located in the study area. The observation durations range from several days to more than 30 years. The extreme values of sea levels are related to the storm impact, which is why we need a minimum number of years for the analysis. This number must be chosen as a function of

the given return period studied. For estimation of the 100-year return period and in the same way as previous reference reports about French coasts (e.g. [SHOM and Cetmef, 2012], [Perherin *et al.*, 2013]), only recorded data with a minimum number of ten years are utilized. Seven sites satisfy this condition (see the observation times of these sites in table 3.1). They are called the *reference sites*.

Site	Starting date	Ending date	Cumulated duration (years)
Port-Vendres	28/12/1981	16/10/2013	21.2
Sète	23/04/1956	16/10/2013	32.5
Marseille	01/01/2002	16/10/2013	10.0
Toulon	01/01/1993	31/12/2013	19.5
Nice	03/07/1981	16/10/2013	16.4
Monaco	15/04/1999	16/10/2013	14.3
Ajaccio	25/07/1981	16/10/2013	12.8

Table 3.1: Observation durations of the reference sites.

In addition, six other sites have observation duration from one to ten years. As we shall go on to examine, these data can be used to perform the method of interpolation. These sites are called the *secondary sites* (see the observation times of these sites, table 3.2).

Site	Starting date	Ending date	Cumulated duration (years)
Port-Camargue	22/08/2009	31/12/2012	2.6
Port-Ferreol	29/03/2012	01/01/2014	2.0
La Figueirette	24/05/2011	01/01/2014	2.8
Centuri	21/10/2000	01/01/2014	3.2
Macinaggio	27/05/2003	10/10/2007	3.3
Solenzara	16/04/1977	01/01/2014	3.1

<u>Table 3.2</u>: Observation durations of the secondary sites.

The location of reference and secondary sites is given in figure 3.2.



Figure 3.2: Locations of tide-gauge sites: a) Continent and b) Corsica.

Projet d'article : §2.2 Interpolation

Two approaches are evaluated for estimation of the 100-year SWL, the LFI and the RFA. As we will see later, these methods are based on an interpolation of some parameters. The principle of interpolation is the same for both cases.

Seven reference sites are within the 175,000 km² of the study area: six for the continent from Port-Vendre to Monaco and one for Corsica (see the locations in figure 3.2). Because the number of sites is small for a large area, we prefer a one-dimension rather than a two-dimension interpolation. This item is discussed in section "*Projet d'article -* 4.2.3".

Several methods of interpolation can be considered with deterministic or probabilistic approaches (e.g. [Laborde, 2000], [Baillargeon, 2005]). A probabilistic approach like krigging has a better mathematical basis and allows modelling of the spatial dependence function. Unfortunately the number of tide-gauge sites is too small to carry out krigging (e.g. [ASTM, 2010]). Thus we choose a deterministic method, a linear interpolation.

The result of interpolation depends on the distance between the tide-gauge sites. These distances can be very different according to the sample rate of coastline discretization. Rocky spurs, sand spits, river deltas, bays, etc, can change the distances and impact the result of interpolation. To avoid that dependence the coastline is smoothed.



Figure 3.3: Smoothing of the coastline: a) Continent and b) Corsica

The coastline length depends on the coast sample rate. A small one represents all the variations of the coastline, which increases the length. In contrast, a large one smooths the coastline. We choose sample rates ranging from 0.078 km to 1.86 km to draw it. The sample rate is connected with the complexity of the coast. The length is 722 km for the continent and 668 km for Corsica (see the distance convention in figure 3.2).

The smoothing method is a running mean of geographical coordinates of sample points used to draw the coastline. Two methods are tested:

- a running mean of points within a given radius,
- a running mean in a given interval on the unrolling of the coastline.

The better method (best smoothing shape) is the second method, with an interval of +/-25 km (see the smoothing coastline in figure 3.3).

After smoothing, the length of the coastline is 488 km for the continent and 404 km for Corsica (see the distance convention in figure 3.3). All the interpolations are done with the smoothing coastline. However, for the presentation of the results, the estimates are projected on the original coastline. Thus these estimates are located by their position on the unrolling non-smoothing coastline (from 0 to 722 km for the continent and from 0 to 688 km for Corsica).

Projet d'article : §2.3 LFI

LFI consists of an extreme analysis site-by-site, then an interpolation of the results. This method is carried out in two different ways.

An extreme value distribution is fitted to tidal level. The distribution parameters are estimated for each site. The 100-year SWL is calculated according to these parameters. An interpolation enables us to estimate the 100-year SWL between sites. Two different methods of interpolation are tested. The former is a direct interpolation of the 100-year SWL. The latter is an interpolation of the distribution parameters and a calculation of the 100-year SWL based on interpolated parameters.

For the site-by-site analysis and as recommended by the extreme value theory (e.g.

[Fisher and Tippet, 1928], [Fréchet, 1928], [Gumbel, 1958], [Pickands, 1975], [Coles, 2001]) an extreme value distribution is fitted to storm peaks. Because observation durations are small (from 10 to 32.5 years), the Peak Over Threshold (POT) declustering method is preferred to annual maxima. Only one distribution is tested, the Generalized Pareto Distribution (GPD). This distributions are fitted to the data by the method of the maximum likelihood. Choice of the distribution and the value of peak threshold are based on test of Chi2, visual analysis of the stability of the distribution parameters according to the threshold and visual analysis of goodness-of-fit of the data.

GPD of the SWL independent storm peaks Z^{p} is given by (e.g. [Coles, 2001]):

$$Pr[Z^{p} > u + y | Z^{p} > u] = \left(1 + \xi \frac{y}{\sigma_{u}}\right)^{-1/\xi}$$
(3.1)

with (u, σ_u, ξ) the threshold of storm peaks, the scale and the shape parameters, respectively.

For the direct interpolation of the 100-year SWL, (u, σ_u, ξ) are calculated for each site independently of the others.

The value of u depends on the site and the value of σ_u is a function of u. For interpolation of the distribution parameters:

- u_1 the one-year still water return level is assigned to u
- and we calculate σ , the reparameterizing scale parameter (e.g. [Coles, 2001]) with:

$$\sigma = \sigma_u + \xi u \tag{3.2}$$

Interpolated distribution parameters are (u_1, σ, ξ) . The choice of other sets of parameters is discussed in section "*Projet d'article -* 4.2.2".

Projet d'article : §2.4 RFA

Projet d'article : §2.4.1 Principle

RFA was first introduced by Darlymple [1960] for flooding risk estimation in fluvial topics. RFA is carried out for the SWL analysis.

RFA assumes there is a homogeneous region within all data time series have the same distribution of SWL, except at the regard of a site specific scale factor. The scale factor corrects SWL of the influence of some local effects (for example the sea depth, coast exposition, etc).

After local normalization by the scale factor, all data series within the region are merged together. A declustering method is applied to select one peak for each storm. The regional distribution results from the extreme analysis of the new series. Local estimations are based on the regional distribution.

The original approach doesn't provide some estimate between data locations. In the present study we test two different methods of interpolation. The former is based on data from the reference sites. The latter is based on data from the reference and secondary

sites.

One difficulty is to assign an effective duration of the merged series. If all sites are dependent, a storm impacts systematically all the sites. Thus the effective duration is the largest duration of local series. If all sites are independent each storm impacts systematically only one site. Thus the effective duration is the sum of durations of local series. The truth is somewhere between these two cases. Weiss *et al.* [2014b] propose a method to estimate this effective duration.

Projet d'article : §2.4.2 Declustering method

Storm propagation involves a rising sea level (because of surge modulation) due to the low pressure (i.e. a phenomenon of aspiration) and the wind stress on the sea surface. Near the coast, surge amplitude depends on sea depth and the angle between the coastline and the direction of storm propagation. According to their pattern, one storm can impact only a small part of sites within the homogeneous region, with several peaks at each site. The target of the declustering step is to select one peak per storm (in space and in time).

We apply the method of Weiss *et al.* [2014a] with some small changes due to the distance between our data sites.

Weiss' method consists of a peak selection, a time declustering and a space declustering methods related to the parameters (u, Δ_i, v) respectively.

u is the POT threshold for selection of storm peaks for one site. The value of u is the quantile p of data values. Only peaks higher than u are selected.

 $\dot{\Delta}_t$ is the criterion of time separation and υ is the criterion of space separation. We assume two peaks from one site, or one peak from one site and one peak from one of the υ nearest neighbours, belong to the same storm if time separation is smaller than Δ_t .

The method is applied to the recorded tide-gauge data analysis. Because the site number is small we consider that v is equal to seven, the site number. Values of u and Δ_t are specified with data analysis. If u is too small, some non extreme events will be selected. If u is too high, some significant storm events will be forgotten. A good compromise is to set u equal to the quantile 99.5 % [Weiss *et al.*, 2014a]. A good choice for Δ_t is to assign this value to the mean time of storm impact at one site. For the French Mediterranean coasts, data give some storm durations from 12 to 72 hours. We assign 24 hours to Δ_t . The lower return period studied depends on the values of (u, Δ_t, v) . We control this period as lower than one year (because one year is the return level used for the scale factor).

Projet d'article : <u>§2.4.3 Formation of homogeneous regions</u>

Recorded observations within a homogeneous region are pooled in a regional sample. The major hypothesis of RFA is that distribution functions of extreme sea levels within the region are identical (at the regard of the site scale factor).

RFA was applied by Bernardara *et al.* [2011] and Bardet *et al.* [2011] on the non-tidal part of recorded tide-gauge data of the French Atlantic and English Channel coasts. The homogeneity of the region was tested by the discordancy criterion and the heterogeneity measure of Hosking and Wallis [1993].

Before computing the discordancy criterion and the heterogeneity measure, Weiss [2014a] applied a Ward's hierarchical clustering algorithm [Ward, 1963] to group sites according to their similarity in terms of storm propagation with a dissimilarity index. This index $\delta_{i,j}$ is computed for each pair of sites as follows:

$$\begin{split} \delta_{i,j} &= 1 - p_{i,j} \end{split} \tag{3.3} \\ \text{with } p_{i,j} \text{ the probability that the storm } k \text{ impacts the sites } i \text{ and } j \text{ , if } i \text{ or } j \text{ are } \\ \text{impacted:} \quad p_{i,j} &= Prob(B_k^i = 1, B_k^j = 1 | B_k^i + B_k^j \ge 1) \\ \text{and } B_k^i \text{ the Bernoulli variable which is equal to one if the site } i \text{ is impacted } \\ \text{by } k \text{ .} \end{split}$$

The Mojena's stopping rule [Mojena, 1977] can be used to find the level in the hierarchy implying a significant jump in the dendrogram heights, indicative of the merging of two dissimilar clusters. The resulting regions can be interpreted as storm footprints and can be considered physically homogeneous.

With only seven sites we test first a single region with the discordancy and the heterogeneity tests. Ward's algorithm and Mojena's stopping rule are used only if we can't draw up the homogeneity.

Projet d'article : §2.4.4 Extreme analysis

Data are normalized by a local scale factor. As explained in the next section, to experiment different ways of interpolation, two factors are tested. The former is the one-year still water return level. The latter is the quantile 99.5 %. After normalization by this factor, data of the homogeneous region are pooled in a single sample.

A classical method of extreme value analysis is applied to the normalized and pooled SWL. The declustering method (POT) results in a sample of peak sea levels Z^p . An effective duration D_{eff} is associated with this sample and a GPD is fitted to this to provide the regional distribution function.

The result depends on D_{eff} but this value is not obvious to estimate. Bernardara *et al.* [2011] and Barbet *et al.* [2011] assume D_{eff} is equal to the sum of local durations. This approach tends to overestimate D_{eff} . We know D_{eff} is somewhere between the largest local time duration and the sum of all local time durations within the homogeneous region. Therefore we prefer the approach of Weiss *et al.* [2014b], explained as follows.

We assign λ the mean annual number of storms selected for each site to the POT threshold of the extreme analysis. Thus D_{eff} is determined by:

$$D_{eff} = n_r / \lambda$$
with n_r the number of peaks in a region. (3.4)

This formula results from a model of inter-site dependence in RFA. According to the degree of dependence, this formula can reproduce cases of independence between sites and perfect dependence.

Projet d'article : §2.4.5 Interpolation

The scale factor is interpolated over the homogeneous region. The result associated with the regional distribution enables us to compute the 100-year SWL along the coastline.

Whereas the regional distribution results from only data reference site, it would be possible to perform the interpolation using data of secondary sites in addition. Two interpolation methods are tested:

- one based on data from reference sites;
- one based on data from reference and secondary sites.

RFA was carried out by Weiss [2014a and 2014b] with the one-year still return level as a scale factor. Uncertainty of this level depends on the time duration. We consider this uncertainty is negligible for reference sites (i.e. with more than ten-year observation, see the cumulated observation time in table 3.1) and too large for secondary sites (i.e. with two-year or three-year observation, see the cumulated observation time in table 3.2). Thus we choose another scale factor for secondary site interpolation. Two scale factors are tested. The former is the one-year still return level for reference site interpolation. The latter is the quantile 99.5% for reference plus secondary site interpolation.

Scale factors are interpolated in the same way as LFI variables with a linear model along the unrolling coastline.

Projet d'article : §3. Results

Projet d'article : §3.1 RFA Normalization

Ward's hierarchical clustering algorithm engenders two homogeneous regions: one with three sites (from Port-Vendres to Marseille) and the other with four sites (from Toulon to Nice with Ajaccio). However, the discordancy criterion and the heterogeneity measure of Hosking and Wallis [1993] draw up the homogeneity of the whole region. Thus this single region is chosen for RFA.

An RFA is applied on tide-gauge data at reference sites. Two approaches are tested:

- The former is based on an linear interpolation of the scale factor at the reference sites, with a scale factor equal to the one-year still water return level.
- The latter is based on an linear interpolation of the scale factor at the reference secondary sites, with a scale factor equal to the SWL quantile 99.5 %. The secondary sites are not used to characterise the regional distribution because of the scale factor uncertainties and our limited confidence for these measures (especially for peaks).

To illustrate the difference between these two approaches, an interpolation of the SWL quantile 99.5 % is carried out (see the interpolation for the continent and Corsica in figures 3.4 and 3.5; harbours are localized on the top abscissae of the figures):

- with only the reference sites,
- and by comparison with the secondary sites in addition.



Figure 3.4: Continent - Interpolation of quantile Q99.5 %, based on reference sites.



<u>Figure 3.5</u>: Corsica - Interpolation of quantile Q99.5 %, based on reference sites: a) Continent and b) Corsica.

To plot the uncertainty of the quantile 99.5 % at the secondary sites, the probability density functions are fitted by kernel density estimation and the confidence intervals are computed by a bootstrap method.

In Corsica we note a significant jump of the quantile 99.5 % between Centuri and Macinaggio, whereas the distance between both sites is small (16 km, see figure 3.5). This jump can be explained by site expositions to storms. Both sites are located on the Cap Corsica, but Centuri is on the West coast whereas Macinaggio is on the East coast. Thus Centuri surges are more connected with West storms, and Macinaggio surges with East storms. This raises the issue of the need to introduce an exposition criteria related to the

coast in addition of the site scale factor.

Six reference and three secondary sites are located along the continent coastline. The comparison of the interpolations with the secondary sites and without the secondary sites (see figure 3.3) gives an idea of the interpolation consistency:

- from Sète (ST) to Marseille (MS) by means of Port-Camargue (PC),
- and from Toulon (TL) to Nice (NI) by means of Port-Ferreol (PF) and La Figueirette (LF).

This comparison confirms the result from Sète (ST) to Marseille, but emphasises an under estimation of sea-levels from Toulon to Nice if secondary sites are neglected.

Only one reference site is located in Corsica, Ajaccio (AJ). Thus the interpolation from and to Ajaccio without additional information leads to a constant sea level estimate along the coastline. This hypothesis seems unrealistic. A substantial improvement is obtained by including secondary sites for the interpolation. This additional information leads to an increase of estimates from Ajaccio to Centuri and a reduction from Macinaggio to Ajaccio. Cap Corsica corresponds to a significant jump in the estimates.

Projet d'article : §3.2 Results of interpolation

Results are an estimation of the 100-year SWL along the 722 km of the continent coastline and the 628 km of the Corsica coastline.

Four different methods are tested:

- Two based on an extreme site-by-site analysis at reference sites:
 - 100-year interpolation: with an interpolation of the 100-year SWL on the unrolling coastline;
 - *GPD Para interpolation*: with an interpolation of the extreme distribution parameters on the unrolling coastline and a computing of the 100-year SWL on the coastline.
- Two based on RFA at reference sites:
 - 1-year Scale factor: with an interpolation of the reference sites scale factor on the unrolling coastline and a computing of 100-year SWL on the coastline;
 - Q99.5% Scale factor: with an interpolation of the reference and secondary sites scale factor on the unrolling coastline and a computing of 100-year SWL on the coastline.

Results are presented in figures 3.6 and 3.7.

The comparison of both site-by-site interpolations underlines a small estimate difference. This difference ranges from -4 cm (between Marseille and Toulon with estimates from GPD interpolation higher than from 100-year interpolation) to +3 cm (between Toulon and Port-Ferreol with estimates from 100-year interpolation higher than from GPD interpolation). Because of the lack of reference sites, results from Corsica can't be used for the comparison of site-by-site methods.

The difference between RFA and site-by-site analysis is more significant. Estimates from RFA are higher than those from site-by-site analysis for the continent as Corsica. At the reference sites, for the comparison of RFA 1-year scale factor with site-by-site 100-year interpolation, the difference ranges from 2 cm (Toulon) to 18 cm (Port-Vendres).



Distance (km)

Figure 3.6: Continent - Estimation of the 100-year still water return level.



Figure 3.7: Corsica - Estimation of the 100-year still water return level.

The difference between both RFA methods is small at reference sites (absolute maximal difference of 3 cm) but the impact of the secondary sites can be significant in the interpolation areas (increase of the SWL up to 8 cm). The main impact is between Toulon and Nice with the secondary sites of Port-Ferreol and La Figueirette.

In contrast, the secondary site of Port-Camargue tends to confirm the interpolation based on only the reference sites.

In Corsica the RFA 1-year scale factor interpolation with only one reference site can't show some estimate variation along the coastline. The RFA Q99.5% scale factor interpolation with the use of secondary sites introduces some modulation of the estimates. In

comparison with the 100-year estimates from the 1-year scale factor, the Q99.5% scale factor interpolation increases the SWL between Ajaccio and Centuri (up to 12 cm at Centuri) and decreases the SWL between Ajaccio and Macinaggio (up to -8 cm at Macinaggio). As for quantile analysis (see section "*Projet d'article -* 3.1") we note also a significant jump between Centuri and Macinaggio.

Projet d'article : §4. Discussion

We compare two different approaches of extreme analysis, a site-by-site and an RFA, and different ways to carry out the interpolation. These items both need to be discussed.

Projet d'article : §4.1 Extreme analysis

Both approaches are tested to estimate the still water return level: the site-by-sites analysis and the RFA. These approaches both have advantages and disadvantages.

Site-by-site analysis is easier to carry out (with simpler calculations and fewer hypotheses). However, local time durations are small (in particular less than 20 years for 5 to 7 sites). These durations lead us to question the validity of the extreme distribution extrapolation for return periods higher than 50 or 100 years. For a local analysis, some hydro-meteorological studies recommend to limit the extreme extrapolation from two to five times the duration (e.g. [Kergadallan, 2014]). With this rule, 5 to 7 sites are not in the limit for the 100-year SWL estimation. In contrast, the 10³-year or 10⁴-year return period is searched for some critical risk analyses with sometimes less than 100 years of observations (e.g. [RFS, 1984]). There is no common rule. This choice depends on the goal of the study (for example a physical result or a confidence level).

The main advantage of RFA is to merge the data to increase time duration. This analysis results in a decrease of confidence interval, thus more confidence about higher return levels. However, this analysis results from several hypotheses about the region area for distribution homogeneity, declustering data criteria and effective duration estimation. For example, we can interrogate the method about the following items:

- How to explain that there is no continuity of the extreme distributions at region boundaries.
- What about the validity of regions? We know that the region number (computed by the Ward's hierarchical clustering algorithm, see section "*Projet d'article -*2.4.3") depends on the site number.
- What about the homogeneity of the regions? The discordancy criterion and the heterogeneity measure of Hosking and Wallis [1993] (see section "*Projet d'article* 2.4.3") does not demonstrate the homogeneity of the region; we just know that the homogeneity hypothesis is not rejected by the test. Figure 3.8 presents the modulation of the site-by-site GPD shape factor in comparison of the regional shape parameter. The regional parameter reproduces the behaviour of the site of Toulon, but we can question its validity for Port-Vendres or Ajaccio, for example.
- What about the dependence hypothesis of all sites within a region?



Figure 3.8: Modulation of the GPD shape factor.

Moreover, it is interesting to focus on the computation of RFA effective duration (e.g. [Weiss, 2014b]). Local observations over the one-year return level are selected, normalized by the local scale factor and pooled into a regional sample. The declustering method engenders one peak per storm. That means we are able to select for one site a number of peaks equal to the number of observation years. For example, for Sète data, we seek the 32 highest storm peaks (see the cumulated time duration of Sète in table 3.1). Due to the one centimetre of tide-gauge sampling, with no threshold enabling us to select only 32 peaks, we have the choice between 25 or 34 peaks. Thus the local effective time duration can be 25 or 34 years, not 32 years. In the present study, this approximation leads to an uncertainty of 18 years on the regional time duration (66 or 84 years).

Projet d'article : §4.2 Interpolation

Projet d'article : §4.2.1 Site number

The interpolation model is linear. The validity of this hypothesis is difficult to control. Linear interpolation can't model the spatial dependency structure and the site number is too small for a correct interpolation calibration. These considerations lead us to question the validity of the results. More than the method, the final result would depend here on the observation site number.

This underlines the importance of utilizing all available information. For this reason RFA, with an interpolation of reference and secondary sites, would be the most advantageous, especially in Corsica. However, we can't test the hypothesis of the homogeneity of data within Corsica, especially between the East coast and West coast sites. To improve Corsica estimation, an interesting method would be to utilize Italian recorded tide-gauge data.

Nevertheless we must be careful especially about the estuary area (for example the Delta

of the Rhône between Port-Camargue and Marseille). In these areas some local effects can influence the estimates.

Projet d'article : §4.2.2 Sensitivity analysis on the choice of GPD parameters

Moreover, it is interesting to focus on the GPD parameters interpolation. This interpolation is based on four parameters: yearly storm peak number over the threshold (n_z), POT threshold (u), GPD scale and shape factors (σ and ξ respectively). These parameters are dependent on each other but we don't take this dependence into account. To improve the stability of the interpolation a sensitivity analysis is carried out on the choice of parameters with four sets (n_z , u, σ , ξ) :

- test 0: $(1, u_1, \sigma, \xi)$ reference values (see section "*Projet d'article -* 2.3");
- test 1: $(0.1, u_{01}, \sigma, \xi)$ with $u_{0.1}$ equal to the 0.1 year return level;
- test 2: $(1, u_1, \sigma_u, \xi)$ with σ_u dependent of u;
- test 3: $(n_{loc}, u_{loc}, \sigma_u, \xi)$ the initial site-by-site values.

New 100-year SWL estimations are presented in figure 3.9.



<u>Figure 3.9</u>: Estimation of the 100-year still water return level by GPD parameter interpolations.

The difference between the four test estimations is small (ranges from 0 to 4 cm). We can consider here that the results are stable. Thus the parameter dependence function can be neglected in this way. However, this result depends on the interpolation method. Using a cubic spline interpolation (not show here) instead of linear interpolation leads to a doubling of this difference. It's why more generally, if the parameter dependence function is neglected, it seems important to carry out a sensitivity analysis on the choice of GPD parameters for the interpolation.

Projet d'article : §4.2.3 Sensitivity analysis on the interpolation method

The linear interpolation along the unrolling coastline is implemented to compute the still water return level between observation sites. The choice of the linear interpolation has a significant effect on the result. A sensitivity analysis on the interpolation method is carried out with the comparison of an interpolation:

- linear along the unrolling coastline (1D linear interpolation);
- by a 1-dimension cubic spline along the unrolling coastline (1D spline interpolation);
- by a 2-dimension cubic spline (2D spline interpolation).

The interpolated variable is the 100-year SWL. For the 2D spline interpolation, the result is a map of 100-year SWL. For the comparison, the result is extracted along the coastline. The results from the three methods are presented for the continent in figure 3.10.



Figure 3.10: Interpolation of the 100-year still water return level by three different methods.

The difference between the three interpolation methods ranges from 0 to 15 cm. The 2D spline interpolation is close to the 1D linear interpolation. The maximum difference results from the comparison of the 1D spline with the 1D linear interpolations. The 1D linear interpolation is the simplest model but it seems obvious that modulation of the 100-year SWL between sites is not linear. The 1D spline and 2D spline interpolations allow some more complex modulations of the 100-year SWL. However, without additional information there is no evidence that estimates from either of these two models are more accurate. For example, according to figure 3.4, the quantile from Port-Camargue would be in favour of the 1D spline interpolation, and quantiles from Port-Ferreol and La Figueirette would be in favour of the 1D linear interpolation.

Projet d'article : §5. Conclusion

The aim of this article is to provide the 100-year still water level along the French coasts of the Mediterranean sea. This level includes the tide and the meteorological surge. The effect of waves is not taken into account. The French Mediterranean coasts have one part in the continent and one part in Corsica.

The extreme analysis is based on tide-gauge records with 10 years or more of observations. Six sites are located in the continent and one site in Corsica. An extreme analysis involves the 100-year return level on these sites. Values between the sites are obtained by interpolation. Extreme analysis is based on a POT declustering method (e.g. [Coles, 2001]) and a GPD fitting.

Four methods are tested to carry out the extreme analysis and the interpolation. The first two are based on a site-by-site extreme analysis with an interpolation between sites of the 100-year still water level and the GPD parameters respectively. The other two are based on an RFA with an interpolation of the scale factor. The main difference between the two RFAs is the interpolation site number. One RFA is performed with more than ten-year sites. The other RFA is performed with these sites plus six two-year or three-year sites additionally.

These four methods lead to some differences in the estimation (up to 18 cm).

For a site-by-site analysis the estimation from the 100-year still water level interpolation from GPD parameter interpolation is small (up to 4 cm). The dependence between GPD parameters is not taken into account. However, a sensitivity analysis about GPD parameter interpolation shows this dependence can be neglected in this specific case.

Estimates from the RFA are higher than the site-by-site analysis (up to 18 cm). Utilization of additional sites just for interpolation is interesting. This leads to significant correction of estimation when sites used for extreme analysis are remote from each other. The impact is non-negligible for the East continent part of the French Mediterranean Sea and permits us to modulate the estimates along Corsica.

However, even with the additional sites, the tide-gauge number is small. It seems obvious that the interpolation doesn't reproduce local effects. The estimates in the interpolation part have to be considered carefully, especially around the estuary area or if the bathymetry or the storm exposition change quickly.

Use of additional observations from Italian or Spanish tide-gauge networks would be advantageous for performing the RFA regions. Recording Italian sea levels would also enable us to improve the estimate interpolation along Corsica East coasts with a 2dimension interpolation model.

Another idea would be to use a numeric model to improve the interpolation. The RFA based on recorded tide-gauge data, coupled with a normalization factor based on a numeric model and calibrated on tide-gauge data, would provide a considerable improvement of estimation.

It would also be interesting to compare the present approaches with some based on Spatial Maximum Likelihood Estimation, the Multivariate Extreme Max-Stable Process and the copula.

At the end, a major work has been performed by Wöppelmann *et al.* [2014] to correct and validate the sea level series of Marseille over more than 100 years. For the final validation, the series has been sent to the SHOM, the national reference for the sea level in all zones under French jurisdiction. These new data will be very important to improve the extreme estimation over all the French Mediterranean coasts.

3.2.2 - Compléments

Pour une guestion de lisibilité il a été fait le choix dans le projet d'article du §3.2.1 de ne pas présenter les résultats des ajustements statistiques aux ports de référence et les incertitudes sur les interpolations de niveau d'eau. Ces éléments sont présentés ici.

3.2.2.a -Ajustements statistiques aux ports de référence

L'analyse des valeurs extrêmes de niveau d'eau par la RFA repose ici sur l'hypothèse que les ports de la zone d'étude en Méditerranée peuvent être considérés comme appartenant à une région homogène. La durée d'observation effective correspondante est de 66 ans (voir §3.2.1). Le résultat pour l'ensemble de la zone et une normalisation par le facteur d'échelle Q99.5 % est présenté sur la figure 3.11.



Seuil : 1.238m, Para éch. : 0.0709, Para for. : 0.0535

Figure 3.11 : RFA (fact. éch. Q99.5 %) : Ajustement statistique sur la Méditerranée.

Ces estimations sont reproduites figures 3.12-b et 3.13-b sur les pics de tempêtes relevés respectivement aux ports de Toulon et de Sète après normalisation inverse par le facteur d'échelle local. La comparaison avec les résultats issus de l'analyse site-par-site, résultats présentés sur les figures 3.12-a et 3.13-a, permet de mettre en évidence les différences entre les deux approches.



Figure 3.12 : Ajustement statistiques des niveaux d'eau au port de Toulon



Figure 3.13 : Ajustement statistiques des niveaux d'eau au port de Sète

En accord avec la figure 3.6, les résultats sur Toulon issus de l'analyse site-par-site sont relativement proches de ceux issus de la RFA (un niveau d'eau centennal de 94 cm pour l'analyse site-par-site contre 99 cm pour la RFA). La différence entre les deux méthodes est ici la plus faible comparée à l'ensemble des ports. Il est intéressant de noter la présence d'un événement qui peut être qualifié de horsain si l'on regarde la seule analyse site-par-site (niveau d'eau de 1,10 m pour une période de retour empirique de 19 ans). Ce même niveau, associé à une valeur de 2,16 m après normalisation par le facteur d'échelle local, se retrouve sur la figure 3.11 avec une période de retour empirique de 66 ans. Ce pic se situe à la lisière de l'intervalle de confiance à 95 %. La RFA permet donc de relativi-
ser le côté « exceptionnel » associé au pseudo-horsain sur les observations au port de Toulon.

Sur Sète, la loi d'ajustement statistique issue de l'analyse site-par-site se différencie de celle issue de la RFA par un changement de signe du paramètre de forme (voir figure 3.13). L'analyse site-par-site, avec un facteur de forme négatif et contrairement à la RFA, montre que les extrêmes tendent vers une valeur asymptotique. Les niveaux centennaux sur Sète sont de 99 cm pour l'analyse site-par-site contre 1,08 m pour la RFA. Le facteur de forme négatif pour l'analyse site-par-site est à l'origine de la différence plus importante sur les niveaux centennaux en comparaison du site de Toulon.

L'examen des lois d'ajustement sur Sète (figure 3.13) semble ici pencher en faveur de la RFA qui permet de mieux reproduire le comportement de la queue de distribution.

3.2.2.b - Incertitudes

Les estimations du niveau d'eau sans l'action des vagues de périodes de retour 100 ans sont présentées figures 3.6 et 3.7 du projet d'article. Pour une question de lisibilité les intervalles de confiance ne sont pas représentés. En complément et pour illustrer les ordres de grandeur, l'intervalle de confiance à 70 % pour le continent est présenté ci-après figure 3.14 pour deux méthodes testées :

- l'analyse site-par-site par la méthode d'interpolation des niveaux de retour centennaux ;
- la RFA par la méthode traditionnelle (facteur d'échelle correspondant au niveau de retour 1 an et non prise en compte des ports secondaires).



<u>Figure 3.14</u> : Méditerranée : Estimations des niveaux d'eau sans l'action l'action des vagues de période de retour 100 ans le long du littoral continental.

En corse les estimations issues de ces deux méthodes sont constantes le long du littoral. L'intervalle de confiance à 70 % est compris :

• pour l'analyse site-par-site 0,62 m et 0,80 m ;

• pour la RFA 0,73 m et 0,87 m ;

Les incertitudes sont calculées par une méthode de Monte-Carlo. Seules l'incertitude d'échantillonnage est prise en compte. L'intervalle de confiance à 70 % est compris entre 5 cm et 30 cm (borne supérieure moins la borne inférieure) selon le point étudié et le type d'analyse (site-par-site ou RFA).

En théorie l'intervalle de confiance correspondant à la RFA est plus faible que celui correspondant à l'analyse site-par-site. Cela est lié à l'augmentation des durées d'observation (d'une durée d'observation réelle par l'analyse site-par-site à une durée d'observation effective plus importante par la RFA). Dans notre cas, l'analyse site-par-site conduit à une incertitude plus faible sur 4 des 6 sites de référence (visible figure 3.14). Cela s'explique par l'effet d'échantillonnage retenu (1 événement par an pour la RFA et entre 2 et 8 événements/an pour les analyses locales).

La prise en compte des incertitudes liées à la méthode d'échantillonnage montre que les estimations issues de l'analyse site-par-site et de la RFA sont globalement compatibles (recouvrement des intervalles). Ceci est moins vrai aux extrémités du profil de niveau d'eau pour le continent (au niveau des ports de Port-Vendres, Nice et Monaco).

D'autres sources d'incertitude sont toutefois à prendre en compte, l'incertitude :

- sur la mesure du niveau d'eau instantanée, incertitude variable selon les matériels (de l'ordre de plus ou moins 1 à 5 cm) et les époques d'observation ;
- sur le traitement de la mesure du niveau de marée, avec un filtrage ou complet ou partielle d'éventuelles ondes infragravitaires ou seiches ;
- liées aux pannes de matériels lors de tempête empêchant l'enregistrement du pic de tempête ;
- sur le choix du modèle statistique utilisé pour l'analyse des extrêmes (la différence de résultat entre les estimations issues de l'analyse site-par-site et la RFA en est une illustration, mais ce n'est pas la seule).

La principale difficulté concernant ces quatre dernières sources d'incertitudes est quelles sont difficilement quantifiables.

3.3 - Mer du Nord, Manche et Atlantique

L'analyse des valeurs extrêmes de surcote météorologique PM et niveau d'eau PM sans l'action des vagues s'effectue en plusieurs étapes. Dans un premier temps la dépendance liant la surcote météorologique et le niveau de marée est étudiée puis modélisée (§3.3.1). Les valeurs extrêmes de surcote météorologique sont ensuite estimées aux ports de référence par deux approches différentes : l'approche site-par-site (§3.3.1) et l'approche RFA (3.3.2). En préparation de l'interpolation entre les ports, le trait de côte est lissé et en chaque point du linéaire côtier est associé un point de prédiction de marée (§3.3.4) et aux niveaux d'eau PM (§3.3.5).

3.3.1 - Projet de publication « Dependence model between high tide and skew surge for estimation of extreme sea levels »

La modélisation de la dépendance entre les valeurs de surcote météorologique PM et de niveau de marée PM, ainsi que l'estimation des valeurs extrêmes de surcote météologique PM et de niveau d'eau PM sans l'action des vagues par l'approche site-par-site, fait l'objet d'un projet de publication dans une revue scientifique. Le document est au moment de la rédaction du présent manuscrit a été soumis au comité de relecture de la revue « Coastal Engineering » début mai 2015. Il est fourni ci-après dans sa version provisoire.

Les auteurs sont les suivants :

Xavier Kergadallan (1,2), Michel Benoit (2,3), Pietro Bernardara (2, 4).

(1) Cerema Technical Division for Water and Waterways, Technopole Brest-Iroise, 29280 Plouzané, France

(2) Université Paris-Est, Saint-Venant Hydraulics Laboratory (ENPC, EDF R&D, Cerema), Chatou, France

(3) EDF R&D Laboratoire National d'Hydraulique et Environnement (LNHE), 6 quai Watier, 78401 Chatou, France

(4) EDF Energy R&D UK Centre, London, Cardinal Place, 80 Victoria Street, SW1E 5JL, London, United Kingdom.

Projet d'article : §1 Introduction

On the night of 28th February to the 1st March 2010 the Xynthia storm crossed France with a propagation direction from South-West to North-East. The largest impact was along the coasts from Gironde to Loire-Atlantique in the Bay of Biscay, with flooding of more than 70,000 ha and the deaths of 47 people. Xynthia was exceptional not because of the wind speeds but because this storm hit at high tide during the spring tide (e.g. [Bertin *et al.*, 2012]).

Although these extreme events are rare, understanding their frequency and intensity is a central issue for coastal protection. In particular, studying the probability that a storm occurs at high tide is of the utmost importance to prevent flooding hazards along the Atlantic and English Channel coasts of France.

The first map of extreme sea levels along the French coasts of the English Channel and the Atlantic Ocean was drawn up by the SHOM (e.g. [Simon, 1994]). This map was updated in 2008 and 2012 with the same method (e.g. [SHOM and Cetmef, 2008, 2012]), but with durations of tide-gauge observations changed. In particular, these estimates are considered as the statistic reference values for the flood risk prevention plan in France (e.g. [DGPR, 2014]).

The Cetmef has been now part of the Cerema since the beginning of 2014. Following Xynthia, the French authorities asked the Cerema to review the method of 1994 and to carry out new extreme sea level estimations along the French coasts.

This paper focuses on coastal or harbour sites with quite strong tidal ranges: the French coasts of the English Channel and Atlantic Ocean with a maximum tidal range up to 14 m at certain locations. We are concerned with the statistics of the Still Water Level (SWL) resulting from tidal influence and atmospheric effects. Effects of waves are assumed not to be included in the SWL and have to be added afterwards when they are significant. These

effects can be dynamic (with the wave run-up) or more static (with the wave set-up) and depend on the type of coast or the marine structure (e.g. [Dean and Walton, 2009], [CIRIA *et al.*, 2007]).

There are several ways to estimate the extreme SWL. Pugh and Vassie [1979] were the first to propose an indirect approach with the so-called Joint Probability Method (JPM). Empirical distributions of tide (i.e. the predicted part) and surge (i.e. the unpredicted part) were studied separately before being combined under the hypothesis of independence. The main limitation was to consider that surge height could not exceed the maximum observed value. To correct this shortcoming, Tawn and Vassie [1989] introduced the Revised Joint Probability Method (RJPM), and applied a parametric law to fit and then to extrapolate extreme values of surge. Tide and surge were still considered as independent variables in the RJPM.

However there are observations and studies showing that tidal wave and storm surges may interact in real conditions. For instance, Rossiter [1961] emphasized that tidal speed is connected to surge amplitude, while Pugh [1987] showed that surge amplitude is connected to tidal level because of the relationship in shallow water between surge, wind stress and water depth. Using shallow water equations, Flather [2001] and later Zhang *et al.* [2010] highlighted the different contributions of tide surge interactions with a shallow water effect (due to water depth modulation), an advective term and a bottom friction term. These interactions depend on the following local parameters: tidal current speed, tidal range, water depth, surge amplitude and nature of the seabed (in particular bed friction, e.g. [Idier *et al.*, 2012]). This leads to a phase shift of the tidal signal because of the surge and the modulation of surge amplitude due to the tide (e.g. [Pugh, 1987], [Horsburgh and Wilson, 2007]). It is usually observed that surges at high tide tend to be damped whereas surges on the rising tide tend to be amplified.

Tide surge dependence was introduced in statistical models by Pugh and Vassie [1980] and performed by Tawn [1988c], and then Dixon and Tawn [1994, 1997]. In these studies the tidal range was divided into bands of equal probability and the separated non-tidal distributions were calculated for each band. More recently, Mazas *et al.* [2014] tested the implementation and effects of surge bands of equal probability instead of tidal bands of equal probability.

According to Battistin and Canestrelli [2006], tide surge dependence can also appear due to seasonal effects. Strong surges and highest tidal levels are not expected to occur during the same period of the year; in non-tropical areas, the highest tides occur near the equinoxes, while higher surges are usually observed from October to March (the winter season with more frequent and intense storms). This led Pirazzoli and Tomasin [2007] to apply a factor to correct the RJPM. This factor was based on the probability that higher values of high tide occur at the same time as extreme surges.

As surge series are usually obtained as the difference in sea elevation between the observed level and the predicted level, non-negligible errors with large series of recorded tide-gauge data can result from uncertainties of temporal phasing on past sea level observations. This generates timing differences in the observed tide from what was predicted, and consequently causes artificial instantaneous surges in the time series of the difference (e.g. [Kergadallan, 2013]).

To remove this uncertainty and to limit tide surge interaction effect by restricting the range of tidal levels, Simon [1994] introduced the use of the skew surge in RJPM. Skew surge is defined as the difference in sea elevation between the maximum observed water level in a tidal cycle and the predicted maximum (due to tidal effects only). Thus tide-gauge timing

errors (if present) have no influence on skew surge. Furthermore, tide surge interaction is related to water depth and tidal phase. By using skew surge, the range of associated water depth is substantially smaller and all selected surges correspond to the same tidal phase, namely the high tide phase.

However, on the basis of numerical modelling of some specific meteorological events which propagated across the English Channel, Idier *et al.* [2012] showed that high tide and skew surges can also interact. They concluded that the skew surge high tide dependence should be taken into account for extreme sea levels estimation.

SHOM and Cetmef [2012] implemented Simon's methodology [1994] for the most recent estimation of extreme SWL along the Atlantic Ocean and English Channel coasts of France. The skew surge high tide dependence was neglected in this study. For several sites the comparison of return level estimates to empirical observations raises the issue of a possible return level over-estimation if tide surge dependence is not taken into account.

In order to correctly estimate the probability of extreme SWL, one should therefore proceed in the following way: (i) extrapolate the distribution of (skew) surges, (ii) characterize (high) tidal levels and (ii) model the dependence between these two parameters.

RJPM based on skew surge and high tide is now well-known (e.g. [Simon, 1994], [McMillan *et al.*, 2011], [SHOM and Cetmef, 2012], [Batstone *et al.*, 2013]). The originality of this paper is to introduce and test models for tide surge dependence in this RJPM. More precisely, the aim of this article is to test two different approaches with three different models for taking into account the dependence between high tide and skew surge:

- for a seasonal approach a new model, called the seasonal model;
- for a tide surge interaction approach:
 - an existing model, called the *Dixon & Tawn model* (e.g. [Dixon and Tawn, 1997]) initially proposed to take into account tide surge interaction on hourly observations, but applied here to high tide observations;
 - a recasting of the Dixon and Tawn model, which will be called the *Revisited model* hereafter.

The organization of the paper is as follows: section "*Projet d'article - 2*" describes the various methods used to combine surge and tide at high tide to estimate probabilities of extreme SWL. Section "*Projet d'article - 3*" presents the results. To illustrate the results of the various dependence models, the 1000-year still water return level is computed by these approaches for 19 sites along the Atlantic Ocean and English Channel coasts of France. A discussion of results is provided in Section "*Projet d'article - 4*". Conclusions are given in Section "*Projet d'article - 5*".

Projet d'article : §2 Methodology

Projet d'article : §2.1 Study area

The study area is limited to the French coasts of the English Channel and the Atlantic Ocean. Measured data come from 45 tidal gauges located in the study area. The duration of time series varies from a few months at some places to 152 years at Brest. Data are hourly observations, and the vertical reference is the "Nivellement Général de la France" (NGF).

From this original dataset only time series allowing for reliable estimation of extreme

values are selected, following two conditions. First, data from estuary areas with strong river flow dependence are removed. Indeed, in these sites the analysis of extreme sea levels would require specific methods, with a tide surge flow interaction model (e.g. [Hawkes, 2003]).

Secondly, a criterion of a minimal duration of recorded time series was considered. Usually met-ocean studies consider that estimates from extreme analysis can be extrapolated to events whose return period is up to two to five times the observation duration (e.g. [Kergadallan, 2013]). For example, a 100-year return level estimation would require a 20-year to 50-year observation. For higher return levels or smaller duration it could be more advantageous to carry out a Regional Analysis Frequency (e.g. [Bardet *et al.*, 2011], [Bernardara *et al.*, 2011]).

In our case, estimations of extreme SWL are obtained from a combination of tide with surge. Tidal distribution is purely deterministic and uncertainties of sea levels estimation are thus related to surge distribution mainly. The 100-year return level of SWL can be computed from a 10-year data with RJPM (e.g. [Simon, 1994]). Thus, data series shorter than 10 years have been removed.

After this selection step, 19 tide gauge series fulfilling both these conditions were selected for the analysis; the locations of tide gauges are presented in figure 3.15.



Figure 3.15: Site locations.

Projet d'article : §2.1 Data preparation

At each site, tidal levels are predicted on the same period as tide-gauge data (e.g. [SHOM, 2009]). Tide-gauge data are corrected for the eustatism effect. Eustatism is estimated at each site by application of a linear regression on annual mean sea levels (e.g.

[Andreeswky *et al.*, 2014]). Skew surges are the differences between maximum predicted levels and observed levels (with eustatism correction). Cubic spline interpolation is applied to measured and predicted hourly data to improve skew surge estimation.

The storm effect on SWL is characterized for one point of observation by amplitude surge increase and decrease. Over the area of interest, for a given site, storm effects typically appear in surge data during 12 to 72 hours, according to storm propagation speed and size. Thus several peaks can occur during the same storm.

Extreme value theory is based on the analysis of a dataset of independent storm peaks. A declustering method is therefore applied to skew surge data to isolate peaks. This method is a Peak Over Threshold (POT) method based on events as described by Bernardara *et al.* [2014]. A first threshold, the physical threshold, is applied to select storm peaks. The extreme analysis is carried out on these events with the use of a second threshold, the statistical threshold, to fit the extreme distribution (see section "*Projet d'article - 2.2*").

The physical threshold is chosen as the 95% quantile of the local skew surge distribution. In addition, a temporal criterion is applied to cluster peaks from the same storm. With storm duration between 12 and 72 hours the temporal criterion is the mean duration: 24 hours. Thus all skew surge peaks above the 95% quantile are selected. If 24 hours or less separate two peaks, only the larger one is kept.

Projet d'article : §2.2 RJPM approach based on the independence hypothesis

Projet d'article : §2.2.1 Independence hypothesis

In the traditional method (RJPM) the probability that SWL Z exceeds the value z is estimated by convolution of surge with tidal level (e.g. [Tawn and Vassie, 1989]). Tide and surge are assumed to be independent.

An indication of dependence can be obtained with the correlation coefficient (e.g. [Bowley, 1920]). The correlation coefficient was computed at the 19 sites. Its values vary from -0.05 to +0.05 for 17 of 19 series, indicating weak dependence or even independence. For the two last series (Calais and Port-Bloc) the correlation coefficient is equal to -0.11 and -0.22 respectively. An example of this weak negative dependence for one site, Port-Bloc, is shown in figure 3.16 with high tide and skew surge couple density higher in the top left-hand side and the bottom right-hand side.



between high tide and skew surge

However, use of the correlation coefficient for dependence testing has been criticized for a long time (e.g. [Fréchet, 1934]). Other presentations of the variables can suggest larger dependence (see examples in figures 3.17 and 3.18 and their comments in section "*Projet d'article* - 2.3.1 and 2.4.1" respectively).

Projet d'article : §2.2.2 Probability of sea level associated to skew surge peak

The distributions of skew surge peaks and high tidal levels with independent hypothesis permit us to compute a SWL probability.

The bulk of skew surge peak distribution is represented by the empirical distribution. The tail of the distribution is estimated by the extreme value theory. A POT declustering method is applied with the test of different statistical thresholds (see section "*Projet d'article -* 2.1"). A Generalized Pareto Distribution (GPD) is fitted to observations with the use of the maximum-likelihood method for estimating the GPD parameters for each

threshold. The threshold selection is based on χ^2 statistical test, visual stability parameters and probability plot (e.g. [Kergadallan, 2013]). The probability that skew surge peak S^p exceeds a given value *s* higher than the threshold *u* is (e.g. [Coles, 2001]):

$$Pr\{S^{p} > s\} = \zeta_{u} \left[1 + \xi \left(\frac{s-u}{\sigma_{u}}\right)\right]^{-1/\xi} \text{ with } s > u \text{ and } \zeta_{u} = Pr\{S^{p} > u\}$$
(3.5)
 $\sigma_{u} \text{ and } \xi \text{ are scale and shape parameters of the GPD.}$

The probability that tidal level T is equal to t can be represented by the empirical distribution with 18 years of predicted value (e.g. [Simon, 2007]).

So the probability that SWL Z exceeds the value z is given by:

$$Pr\{Z > z\} = \int_{t_{min}}^{t_{max}} Pr\{T = t\}. Pr\{S^{p} > s | s = z - t\}. dt$$
(3.6)

with t_{min} and t_{max} the minimum and the maximum values of distribution of high tides respectively.

In equation (3.6) skew surge events correspond to independent skew surge peaks. This

equation represents the probability that an independent skew surge peak is associated with SWL Z higher than z.

Projet d'article : §2.2.3 Sea level peak probability

Skew surge analysis with RJPM leads to the SWL probability associated with surge peaks (i.e. the SWL when surge value is the greatest of the storm). This probability is converted to SWL peak with the introduction of two extremal indexes: one for surge and one for sea level (e.g. [Dixon and Tawn, 1994]). This paragraph describes this relationship.

During a storm, sea level and surge hourly values are related to previous and next values. The extremal index models this temporal dependence. The inverse extremal index θ^{-1} is the limiting mean size of cluster of exceedances above a threshold (e.g. [Leadbetter, 1983]). This index depends on the threshold.

The probabilities of skew surge peak S^{p} and hourly skew surge S^{h} are related through the following relationship:

$$Pr\{S^{h} > s\} = \frac{n_{s}}{n_{h} \cdot \theta_{s}(s)} \cdot Pr\{S^{p} > s\}$$
(3.7)

 n_s the number of skew surge peaks per year, with

 n_h the number of hours per year,

 θ_s the skew surge extremal index.

The probability that hourly SWL Z^h exceeds the value z is given by equations (3.6) and (3.7):

$$Pr\{Z^{h} > z\} = \frac{n_{s}}{n_{h}} \cdot \int_{t_{min}}^{t_{max}} \cdot Pr\{T = t\} \cdot \frac{Pr\{S^{p} > s | s = z - t\}}{\theta_{s}(s)} \cdot dt$$
(3.8)

The probabilities of SWL peak Z^{p} and hourly SWL Z^{h} are related through the following relationship:

$$Pr\{Z^{p} > z\} = \frac{n_{h} \cdot \theta_{z}(z)}{n_{z}} \cdot Pr\{Z^{h} > z\}$$
with n_{z} the number of SWL peaks per year
$$(3.9)$$

 θ_z the SWL extremal index

Thus the probability that SWL peak Z^{p} exceeds the value z is given by equations (3.8) and (3.9):

$$Pr\{Z^{p} > z\} = \frac{n_{s} \cdot \theta_{z}(z)}{n_{z}} \cdot \int_{t_{min}}^{t_{max}} Pr\{T=t\} \cdot \frac{Pr\{S^{p} > s|s=z-t\}}{\theta_{s}(s)} \cdot dt$$
(3.10)

SWL extremal index computation is based on comparison of hourly measured data with declustering dataset. The SWL declustering method is the same as the one used for skew surge (see section "Projet d'article - 2.1").

The extremal indexes θ_z and θ_s depend on SWL and skew surge values respectively. For

the most important part of the distribution these indexes are represented by the empirical distribution. An exponential decay law is fitted to the upper tails of the distributions with θ_z and θ_s equal to one for infinite values *z* and *s* respectively.

Projet d'article : §2.3 Seasonal model

Projet d'article : §2.3.1 Dependence hypothesis

As already mentioned in the introduction, distributions of skew surge and of high tidal level highest values are quite different during the year (see examples for two sites, Dieppe and Les Sables d'Olonne, in figure 3.17). Neap tides occur in March and/or September, whereas highest surges are associated with storms which are more powerful in winter (from October to March).

The modulation difference with the seasons between skew surge and high tide distributions would lead to a negative dependence, especially for the highest sea levels.



a) Dieppe and b) Les Sables d'Olonne

Projet d'article : §2.3.2 Sea level peak probability

A new method is proposed to model the seasonal dependence. We speculate that RJPM should be implemented on a day-by-day basis and not with global distributions. No other aspect of tide surge interaction is considered.

Two distributions are thus calculated for each of the 365 days of a year: one for high tide level and one for skew surge. Leap year numbers of day are normalized to 365 to have always the same number of days per year.

 $Pr\{T_i=t\}$ is the probability that T_i , the high tide level of the ith day of the year, is equal to *t* is represented by the empirical distribution.

 $Pr\{S_i^p > s\}$ is the probability that S_i^p , the surge of the ith day of the year, is higher than

s is estimated for the bulk by the empirical distribution. For the upper tail, ζ_{u} in equation (3.5), the annual mean number of peaks above the threshold is replaced by the daily mean number. Thus $Pr\{S_i^p > s\}$ is expressed as follows:

$$Pr\{S_i^p > s\} = \zeta_{u,i} \left[1 + \xi \left(\frac{s - u}{\sigma_u} \right) \right]^{-1/\xi}$$
(3.11)
with: S_i^p the surge of the ith day

 $i=1,\ldots,365$ the number of the day in the year

 $\zeta_{u,i} = Pr\{S_i^p > u\}$ the probability of exceeding u on the ith day.

The accuracy of estimation of $\zeta_{u,i}$ is highly dependent on the number of surges in the ith day of the year. This is the reason why we apply a weighted smoothed average of $\zeta_{u,i}$ on 31 days:

$$\zeta_{u,i} = \frac{1}{\sum_{k=-15}^{+15} (16 - |k|)} \sum_{k=-15}^{+15} (16 - |k|) \cdot Pr\{S_j^p > s\}$$
with $j = i + k - 365$ if $(i + k) > 365$
 $j = i$ if $1 \le i \le 365$
 $j = i + k + 365$ if $(i + k) < 1$
(3.12)

Thus, by including the seasonal dependence in this way, the probability that SWL Z^{p} exceeds the value z is given by:

$$Pr\{Z^{p} > z\} = \frac{n_{s}\theta_{z}(z)}{n_{z}} \cdot \sum_{i=1}^{365} \int_{t_{min}^{i}}^{t_{max}^{i}} Pr\{T_{i} = t\} \cdot \frac{Pr\{S_{i}^{p} > s | s = z - t\}}{\theta_{s}(s)} \cdot dt$$
(3.13)

with t_{min}^{i} and t_{max}^{i} the minimum and the maximum of ith-day high tide distribution respectively.

Projet d'article : §2.4 Tide surge interaction with Dixon and Tawn [1994] model

Projet d'article : §2.4.1 Dependence hypothesis

Tide surge interaction can result in a phase shift of the SWL signal and a modulation of surge amplitude due to the tide. This interaction is based on local effects and can be different between two neighbouring sites. By means of the use of skew surge the phase shift effect can be neglected. We speculate here that skew surge amplitudes can be modulated by high tidal levels.

Dixon and Tawn [1990] modelled tide surge interaction by using hourly data. This model represents the surge amplitude modulation in relation to tide and neglects the phase shift. We implement this model to study the modulation of skew surge amplitude with high tidal level.

The upper tail of the surge distribution S^{p} is modelled conditional on the tide level T with the introduction of the variable S^{p*} , the surge normalized per N equi-probable tidal bands, as follows:

$$S^{p\star}(T) = \frac{s - a(t)}{b(t)}$$

(3.14)

with a(t) and b(t) estimated from piecewise linear functions of the 98% and 99% empirical quantiles of measured skew surges in each tidal band. Examples for two sites, Dieppe and Les Sables d'Olonne, are presented in figure 3.18.



Estimates of a(t) and b(t) at the centre of the ith tidal band are:

 $q98_i$ and $q99_i - q98_i$ respectively,

with $q98_i$ and $q99_i$ the ith-band 98% and 99% quantiles of skew surge empirical distribution respectively.

Values of a(t) and b(t) are linearly interpolated between tidal band centres.

The effect of tide surge interaction is visible in figure 3.18. This figure represents variations of the skew surge 98% and 99% quantiles in five equi-probable tidal bands for two data series, from Dieppe and Les Sables d'Olonne. Relative to the mean value, skew surges tend to be amplified at the first and the fourth tidal band for Dieppe and Les Sables d'Olonne respectively.

The figure 3.18 shows that tide surge interaction cannot be limited to simple surge amplification and decrease at low and high sea levels respectively. This is consistent with results from Dixon and Tawn [1994].

Projet d'article : <u>§2.4.2 Sea level peak probability</u>

A POT method is applied to the normalized skew surge. So the probability that SWL Z^{p} exceeds the value z is given by equation (3.10) with:

$$Pr\{S^p > s\}$$
 function of t ,

$$Pr\{S^{P} > s\} = Pr\left\{S^{P} * > s^{*} | s^{*} = \frac{s - a(t)}{b(t)}\right\}$$
(3.15)

The Dixon & Tawn model was initially applied to the whole tidal range with 5 or 10 tidal bands. Furthermore, only the extreme part of surge distribution (with S^p greater than the POT threshold) is considered for the convolution (equation 3.10). In that way in most of cases lower sea level estimates are higher than the highest observations.

The evaluation of goodness-of-fit requires a common range of estimates from sea levels observations and RJPM. Thus skew surge distribution of extreme values must be completed with the non-extreme part.

To simplify calculations and because the use of high tide observations reduces the range of tidal levels, we consider that skew surge distribution in each tidal band is defined:

- for the non-extreme part, by the empirical distribution;
- for the extreme part, by a POT method applied to the normalized surge with no interpolation of *a* and *b* between the centres of tidal bands (i.e. the values are fixed for each bands).

Then RJPM is applied for each tidal band in turn.

According to the equation (3.10), the probability that SWL Z^p exceeds the value z is given by:

$$Pr\{Z^{p} > z\} = \frac{n_{h}\theta_{z}(z)}{n_{z}} \cdot \sum_{i=1}^{N} Pr\{T \in [t^{(i-1)}, t^{i})\} \cdot Pr\{Z^{h} > z \mid t \in [t^{(i-1)}, t^{i})\}$$
(3.16)
with $N = 5$ tidal bands: $[t^{0}, t^{1}), [t^{1}, t^{2}), ..., [t^{N-1}, t^{N}]$

For the ith tidal band

$$Pr\{Z^{h} > z \mid t \in [t^{(i-1)}, t^{i})\} = \frac{n_{s}}{n_{h}} \int_{t_{min}}^{t_{max}} Pr\{T_{i} = t_{i}\}. \frac{Pr\{S_{i}^{p} > s_{i} \mid s_{i} = z - t_{i}\}}{\theta_{s}(s)}. dt_{i}$$
(3.17)

with T_i and S_i^p the tidal level and the skew surge of the ith tidal band, respectively.

 $Pr\{S_i^p > s_i | s_i = z - t_i\}$ is given by:

with u^* the threshold of the POT method on S^* ,

 a_i and b_i the ith-band values,

and $u_i = b_i u^* + a_i$ the ith-band non-normalized threshold,

▶ if $S_i^p \leq u_i$ by an empirical way on the population of the ith tidal band

▶ if $S_i^p > u_i$, by the POT method on S^* :

$$Pr\{S_i^p > s_i \mid s_i = z - t_i\} = Pr\{S_i^p > u_i\} \cdot \left[1 + \xi^* \left(\frac{s^* - u^*}{\sigma^*}\right)\right]^{-1/\xi^*}$$
(3.18)
with $Pr\{S_i^p > u_i\}$ defined in an empirical way,
and $s^* = (s_i - a_i)/b_i$,
and σ^* , ξ^* the scale and the shape GPD parameters.

Projet d'article : §2.5 Tide surge interaction with Revisited model

Projet d'article : §2.5.1 Dependence hypothesis

In this variant we test a slightly different way from the Dixon & Tawn model to normalize the upper tail of the skew surge distribution.

As in the previous model, skew surge is modelled conditional on tide with 5 equi-probable tidal bands. For each tidal band:

- skew surge 98% and 99.5% quantiles are calculated;
- skew surges with values between these quantiles are selected;
- selected skew surges are ranked in ascending order.

The skew surge peak $S_i^{p^{jth}}$ at the jth position of the ith tidal band is associated with S_{jth}^{p} , the mean all skew surge $S_i^{p^{jth}}$ in each tidal band. This relationship is expressed as follows:

$$S_{jth}^{p}' = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} S_{i}^{p^{jth}}$$
 (3.19)
with $N=5$ tidal bands.

The relationship between $S_i^{p^{jth}}$ and S_{jth}^{p} is plotted in figure 3.19. The tide surge interaction of figure 3.18 is now visible in figure 3.19. For Dieppe the skew surge tends to be amplified at the first tidal band, and for Les Sables d'Olonne at the third and the fourth tidal bands.



a) Dieppe and b) Les Sables d'Olonne

Projet d'article : §2.5.2 Sea level peak probability

We speculate that S_i^p , the skew surge peak of the ith tidal band, is related to $S^{p'}$, the mean skew surge through the following relationship:

 $S_i^p = d_i S^{p'} + c_i$ (3.20) with d_i and c_i linear regression parameters, and $S^{p'}$ the normalized skew surge.

The probability that SWL Z^p exceeds the value z is given by equations (3.16) and (3.17), with in equation (3.17):

for $u_i = d_i u' + c_i$ with u' the threshold of the POT method on S_i^p , $Pr\{S_i^p > s_i \mid s_i = z - t_i\}$ is given by:

▶ if $S_i^p \leq u_i$ by an empirical way on the population of the ith tidal band

▶ if
$$S_i^p > u_i$$
, by the POT method on $S^{p'}$ (e.g. [Coles, 2001]):

$$Pr\{S_{i}^{p} > s_{i} \mid s_{i} = z - t_{i}\} = Pr\{S_{i}^{p} > u_{i}\} \cdot \left[1 + \xi'\left(\frac{s' - u'}{\sigma_{u'}}\right)\right]^{-1/\xi'}$$
(3.21)

with $Pr\{S_i^p > u_i\}$ defined by an empirical way, and $s' = (s_i - c_i)/d_i$,

and σ_u'' , ξ'' the scale and the shape GPD parameters.

Projet d'article : §3 Results

Projet d'article : §3.1 General presentation

For the 19 sites the 1000-year SWL return level is computed in 4 different ways, using indirect methods with convolution of surge with tide:

- hypothesis of independence between tide and surge with RJPM;
- model of seasonal dependence, called the Seasonal model;
- model of tide surge interaction with the Dixon and Tawn method, called the Dixon & Tawn model;
- model of tide surge interaction with recasting method, called the *Revisited model*.

Results are presented in table 3.3. To compare the results at a given site, we focus on the absolute difference between estimates of the 1000-year SWL return level. The reference model is chosen to be the RJPM. We consider that the difference between two models is significant if the absolute value is greater than 5 cm (see table 3.3).

Tide-gauge sites	RJPM (m NGF)	Seasonal model (m NGF)	Dixon&Tawn model (m NGF)	Revisited model (m NGF)
Dunkerque	4.86	4.87	4.96	4.84
Calais	5.17	5.18	5.14	5.15
Boulogne-sur-Mer	6.07	6.10	5.88	6.05
Dieppe	7.14	7.18	6.58	6.42
Le Havre	5.46	5.49	5.59	5.62
Cherbourg	4.39	4.37	4.39	4.37
Saint-Malo	7.85	7.83	7.96	7.84
Roscoff	5.51	5.52	5.51	5.52
Le Conquet	4.77	4.78	4.85	4.76
Brest	4.92	4.92	4.95	4.90
Concarneau	3.88	3.9	3.94	3.83
Port-Tudy	3.81	3.83	3.75	3.81
Saint-Nazaire	4.22	4.21	4.17	4.21
Pointe Saint-Gildas	4.00	4.02	4.06	4.00
Les Sables d'Olonne	3.72	3.72	3.62	3.64
La Rochelle	4.22	4.23	4.36	4.18
Port-Bloc	3.91	3.94	3.83	3.83
Bayonne	3.32	3.32	3.18	3.14
Saint-Jean-de-Luz	3.14	3.15	3.15	3.09

<u>Table 3.3</u>: Estimation of the 1000-year still water return level

Difference X between models and RJPM: X < -5 cm; $-5 \text{ cm} \le X \le +5 \text{cm}$; +5 cm < X.

The sea levels are plotted against the return periods in figures 3.20 to 3.25 for only six sites: Dieppe, Bayonne, Cherbourg, Boulogne-sur-Mer, Saint-Malo and Le Havre respectively. These sites are representative of all the results.

Because it is not beneficial to the discussion, and to improve clarity of the figures 3.20 to 3.25, confidence intervals (CI) are only drawn for RJPM (by the bootstrap method). Observations are out of the 90% RJPM confidence interval for four of the six selected sites: Dieppe, Bayonne, Cherbourg and Saint-Malo. Our hypothesis is that observations are out of the interval because RJPM doesn't take into account the dependence of skew surge and high tide. This dependence would be significant for these sites.

For two sites, the observations are in the 90% RJPM confidence interval: Boulogne-sur-Mer and Le Havre. For Boulogne-sur-Mer the dependence of skew surge and high tide could be neglected. For Le Havre, even if the observations are in RJPM confidence interval, the estimations with the revisited model are closer to the observations than the estimations with the RJPM.





Return period (year) <u>Figure 3.25</u>: Le Havre still water return level estimates

Projet d'article : §3.2 Seasonal model

Results from the seasonal model are significantly closer to results from RJPM (see examples for five sites in figures 3.20 to 3.24). The differences in absolute value of the 1000-year SWL return level between the seasonal model and RJPM are smaller than 5 cm for all the 19 series.

Projet d'article : §3.3 Dixon and Tawn [1994] model

For 6 out of the 19 series, results from the Dixon & Tawn model are not significantly different from the results from RJPM (see an example for one site, Cherbourg, in figure 3.22).

For 7 and 6 series the 1000-year SWL of the Dixon & Tawn model are smaller and higher than RJPM respectively (see examples for four sites in figures 3.20, 3.21, 3.23 and 3.24). The maximum negative and positive differences are about -56 cm for Dieppe and +14 cm for La Rochelle respectively.

It seems to be difficult to identify a spatial consistency of tide surge dependence from these results. Between two neighbouring sites tide surge dependence can be very different (i.e. positive, negative or null).

Projet d'article : §3.4 Revisited Dixon and Tawn model

For 13 out of the 19 series results from the Revisited model are not significantly different from results from RJPM (see examples for three sites in figures 3.22 to 3.24).

For 5 series the 1000-year SWL return level of the Revisited model is smaller than the one from RJPM (see examples for two sites in figures 3.20 and 3.21). The minimum difference is about -72 cm for Dieppe. The Revisited model increases the 1000-year SWL return level for only one series, Le Havre, with a difference of +16 cm.

Opposite to the Dixon & Tawn model, the Revisited model shows a spatial consistency of tide surge dependence. The effect of this dependence on the 1000-year still water return level would be, from the north to the south:

- null from Dunkerque to Boulogne-sur-Mer;
- significant from Dieppe to Le Havre (with negative and positive dependence respectively);
- null from Cherbourg to Pointe Saint-Gildas;
- significant from Les Sables d'Olonne to Saint-Jean-de-Luz (with negative dependence).

Projet d'article : §4 Discussion

Projet d'article : §4.1 Data

Data are hourly observations from tide-gauges located in harbours. Surge is defined as the difference in elevation between the observed water level and that predicted.

However, tide river flow interaction (e.g. [Godin, 1985]; [Horrevoets *et al.*, 2004]), morphological changes around estuaries affecting tidal propagation (e.g. [Dronkers, 1986]) and resonance phenomena as seiche (e.g. [Pons *et al.*, 2008]) can affect the results. Thus surge uncertainty can be large, especially for sites in estuary areas (for Le Havre, Saint-Nazaire and Port-Bloc).

Projet d'article : §4.2 Seasonal model

Present results indicate that seasonal dependence could be neglected.

The seasonal model could be criticized for the stationary GPD parameter. The model is based on two hypotheses:

- the number of storms changes during the year;
- there is no scale and shape GPD parameter modulation with time.

The former seems consistent, storms being more frequent in winter than in summer.

The latter suggests all these extreme events belong to the same storm family. This raises the issue of storm origin and dynamic, which are not necessarily especially constant over the year. This effect could be evaluated with the introduction of non-stationary variables for GPD scale and shape parameters.

However, the former hypothesis would be the most important for highlighting the seasonal dependence. It is not obvious that a non-stationary model would have a substantial influence on the results.

Projet d'article : §4.3 Original and Revisited Dixon and Tawn models

Modelling of tide surge interaction affects the estimates. This effect is especially clear for Dieppe with a decrease of 1000-year still return level of 56 cm and 72 cm for the Dixon & Tawn and Revisited models respectively. This dependence should thus not be neglected.

Projet d'article : §4.3.1 Model comparison

Both models have been tested to model tide surge interaction with different results (see table 3.3). The question is to select the best model to represent the empirical distributions. Probability plots are useful for fitting a distribution to a given dataset (e.g. [Stedinger *et al.*, 1992], [De, 2000]). Differences between the Dixon & Tawn and Revisited models are

significant, especially for high probability of non-exceedance, but the uncertainties of observation plotting position increase with this probability. Probability plot gives a piece of information but is not sufficient for comparing both models.

Statistical tests are often used in addition to visual inspection to examine the character of extreme datasets (e.g. [Luceño, 2006], [Kergadallan, 2013]). Several tests have been implemented (namely Chi2, Kolmogorov-Smirnov, Anderson Darling and modified Anderson Darling tests) for this study. One question is related to the dataset selection to apply the tests. The choice to work with an exceedance probability ($Pr\{Z^p > u\}$) or a conditional exceedance probability ($Pr\{Z^p > u + y | Z^p > u\}$), the choice of the threshold (u) and the choice of the test all change the results and the conclusions.

We choose a third way to compare the Dixon & Tawn and Revisited models. This way is the analysis of model consistency.

The Revisited and Dixon & Tawn models are close, but with two differences:

The first is the couple of quantiles used in the Revisited and Dixon & Tawn models to normalize data, 98% and 99.5% quantiles of all the population (see an example for one site, Concarneau, in figure 3.26) and 98% and 99% quantiles of band population respectively. To illustrate this difference, the Dixon & Tawn model is projected by analogy in the representation of the Revisited model (see an example for one site, Concarneau, in figure 3.27) for one equi-probable tidal band. In many cases, the representation of skew surge distribution behaviour seems better with the Revisited model than with the Dixon & Tawn model (see figure 3.27).

The second is the tide surge interaction for skew surges equal to the 98% quantile. In contrast to the Revisited model, the Dixon & Tawn model considers this interaction is the same for each tidal band (i.e. the normalized values of the 98% quantile are equal to zero). The value of the skew surge tidal-band 98% quantile generally ranges from 0 to 5 cm (see figure 3.26).





<u>Figure 3.26</u>: Harbour of Concarneau: Distribution of skew surges in each of the 5 tidal bands of equal probability.

<u>Figure 3.27</u>: Harbour of Concarneau: Distribution of skew surges in 2nd tidal band of equal probability.

This analysis and the spatial consistency from table 3.3 would be in favour of the Revisited model. This model seems to take better account of tide surge interaction than the Dixon & Tawn original model.

Projet d'article : §4.3.2 Physical considerations

According to the Revisited model the high tide skew surge interaction should not be neglected in two areas: from Dieppe to Le Havre (i.e. the East of the English Channel) and from Les Sables d'Olonne to Saint-Jean-de-Luz (i.e. the South of the Atlantic Ocean coasts). At this stage, it is not straightforward to link these two areas with physical considerations.

All tidal observations have been recorded in harbours. The water depth at the tide gauge varies from one site to another.

Some harbours are located in estuary areas with a possible influence of river flow and/or some resonance phenomena. It is interesting to note that we have only one site with positive high tide skew surge dependence, Le Havre. Le Havre is also known to be a special case in tidal modelling, with a North-South resonance of tidal wave in the Seine estuary. The representation of the tide surge dependence in figures 3.28 and 3.29 highlights the complex relation between these two components.



<u>Figure 3.28</u>: Harbour of Le Havre: Empirical 98% and 99% quantiles of skew surges in each of the 5 tidal bands of equal probability



<u>Figure 3.29</u>: Harbour of Le Havre: Distribution of skew surges in each of the 5 tidal bands of equal probability.

At a regional scale we note that the lower tidal propagation depths are located at the Eastern part of the English Channel, and the lower high tide sea levels are located at the Southern part of the Atlantic coasts. This could be one factor explaining the two areas where the Revisited model shows some differences from RJPM.

Projet d'article : §4.4 The special cases

According to the visual inspection for the sites of Saint-Nazaire and from Cherbourg to Le Conquet (see examples for two sites, Cherbourg and Saint-Malo, in figures 3.22 and 3.24), no model seems to be well adapted. The Revisited model indicates that we can regard high tide and skew surge as independent, whereas the Empirical model is out of the 90% RJPM confidence interval.

The bad sea level goodness of fit at Saint-Nazaire can be explained by the influence the river flow of *La Loire*. The depth under the tide gauge changes during time due to natural sediment input from the river and the dredging operations.

The bad sea level goodness of fit from Cherbourg to Le Conquet is more difficult to explain.

One explanation would be that equi-probable tidal band widths (especially the first and the last) were too large to have a correct modelling of tide surge interaction. The modelling is not improved with a larger number of tidal bands because the result becomes less stable if

there is not enough events in each band.

The worst results came from Saint-Malo (see figure 3.24). Saint-Malo is also the harbour with the greatest high tidal range (with high tidal levels from 1.4 to 7.26 m NGF). Thus the first and fifth equi-probable tidal bands are relatively large with a width of 1.85 m and 1.70 m respectively. To try to understand the specificity of Saint-Malo we focus on the 100 highest SWL observations. Of these 100 sea levels:

o only 14 are associated with a skew surge higher than skew surge 90% quantile,

• and 43 with a negative skew surge.

In comparison with Brest, where high tide and skew surge could be considered as independent, of the 100 highest SWL observations:

- 94 are associated with a skew surge higher than skew surge 90% quantile,
- and 0 with a negative surge.

Clearly for Saint-Malo the occurrences of the largest sea levels are conditioned by the tide rather than the surge. The problem is that we lack events at the beginning of the first tidal band and at the end of the last tidal band to define some tendencies.

Other explanations would be some resonance phenomena or the dependence on a third variable (for example, the angle between the coast and the direction of storm propagation).

Projet d'article : §5 Conclusion and outlook

To estimate still water return levels at sites with a strong tidal range, the classical method (RJPM) studies separately skew surge and high tide distributions before combining them (with a tide surge convolution). Skew surge distribution is characterised in an empirical way for the bulk and by an extreme analysis for the upper tail. High tide distribution results in an empirical analysis of an 18.6-years prediction. Skew surge and high tidal level are assumed to be independent. Specifically, we guess that the origin of apparently poor quality of the estimate of SWL in comparison with empirical observation could be due to some dependence between tide and surge.

Two hypotheses were introduced to explain this dependence:

- a seasonal dependence: strong surges and highest tidal levels are not expected to occur during the same period of the year;
- a tide surge interaction: the tidal level could have a direct physical influence on the value of the surge.

Three models were tested to model these dependences:

- for the seasonal dependence, one new model based on convolution of surge with tide by the day of the year;
- for the tide surge interaction, two models based on characterisation of skew surge distribution per equi-probable bands of high tidal levels:
 - the Dixon & Tawn model [1997] applied here to high tide observations;
 - a Revisited model.

The three models were tested on tide-gauge data series from 19 sites along English Channel and Atlantic Ocean coasts of France, from the south of the Bay of Biscay (Saint Jean de Luz) to the southern part of the North Sea (Dunkerque).

The seasonal model shows no difference of quantile estimates with RJPM. It tends to conclude that seasonal dependence between high tidal levels and skew surges does not

affect significantly the estimates of the SWL return levels.

Tide surge interaction modelling affects the results for several sites. In particular this interaction affects two large areas: one in the northern part of the Normandy (Le Havre and Dieppe) and the other in the Bay of Biscay (from Saint Jean de Luz to Les Sables d'Olonne). The difference with RJPM can reach up to 70 cm (for Dieppe) with new estimates lower than RJPM estimates due to a negative dependence.

The comparison of Dixon & Tawn with the Revisited models indicates that the latter seems to be well adapted to model the tide surge interaction. The Revisited model fits better skew surge distribution in each tidal band and the spatial consistency is improved.

For Saint-Nazaire and from Cherbourg to Le Conquet (especially for Saint-Malo, cf figure 3.24) none of the tested models seems able to capture the tide surge interaction. For Saint-Nazaire this can be explained by the modulation of the depth due to natural sediment input from the river and dredging operations. From Cherbourg to Le Conquet, one explanation would be that there are not enough observations at the highest tidal levels to calibrate the model due to the high high-tide range. Other explanations could be some resonance phenomena or the dependence on a third variable. It would be interesting to carry out a numerical simulation of skew surges and high tides in this area to improve our knowledge of the tide surge dependence.

3.3.2 - Analyse régionale des surcotes météorologiques aux ports de référence

L'analyse régionale (RFA) est appliquée ici aux données de surcote météorologiques PM de Mer du Nord, Manche et Atlantique. La méthodologie est très similaire à celle mise en œuvre sur la Méditerranée pour l'analyse des niveaux d'eau sans l'action des vagues (voir §3.2). Les seules différences portent sur le choix des ports, la prise en compte de la dépendance surcote PM /marée PM et le choix du facteur de normalisation régionale.

Contrairement à ce qui a été fait pour la Méditerranée, il est fait le choix ici de ne travailler qu'avec les seuls ports de référence. Deux raisons à cela :

- Le modèle de dépendance surcote PM / marée PM présenté au §3.3.1 nécessite une durée d'observation élevée, ce qui par définition n'est pas le cas de ports secondaires.
- Les observations aux ports secondaires sont sujettes à caution. En effet sur deux ports secondaires, Camaret-sur-Mer (département 29) et Goury (département 50), les quantiles 99,5 % de surcote météorologique PM sont très supérieurs à ceux des ports de référence les plus proches. Une étude complémentaire est à envisager pour vérifier la qualité de ces données.

Afin de prendre en compte la dépendance surcote PM / marée PM, les surcotes météorologiques PM sont normalisées une première fois par bandes équi-probables de marée. La méthode de normalisation est présentée au §3.3.1.

La mise en œuvre de la RFA nécessite une seconde normalisation des surcotes météorologique PM par un quantile donné. Les durées d'observation étant considérées comme suffisantes (supérieures ou égales à 10 ans), il est fait le choix d'utiliser le facteur de normalisation de Weiss *et al* [2014b], à savoir la valeur de surcote météorologique PM de période de retour annuelle (normalisation T1an). La population étudiée est celle des pics de tempête définie au §2.2.6.

Comme pour l'analyse des données en Méditerranée, la méthodologie de mise en œuvre de la RFA est celle de Weiss *et al* [2014b]. L'algorithme de Ward [Ward, 1963], associée à la règle de Mojena [Mojena, 1977], au critère de discordance et au degré d'homogénéité [Hosking et Wallis, 1993] permettent de définir trois zones homogènes présentées dans le tableau ci-après et sur la figure 3.33.

Zone	Limites géographiques	Durée d'observation effective
Zone 1	De Saint-de-Luz à Bayonne	69 ans
Zone 2	de Port-Bloc à Cherbourg	262 ans
Zone 3	du Havre à Dunkerque	130 ans

<u>Tableau 3.4</u> : Caractéristiques des zones homogènes utilisées pour la RFA.

Les lois de distribution des valeurs extrêmes de surcotes météorologiques PM normalisées par bandes de marée sont donc décrites par trois GPD régionales dont les caractéristiques sont présentées ci-après (figures 3.30 à 3.32). Les paramètres des GPD régionales sont notés de la manière suivante : Seuil *u*, paramètre d'échelle σ et paramètre de forme ξ .









<u>Figure 3.32</u> : RFA Zone 3, ajustement statistique des surcotes météorologiques PM normalisées par bandes de marée.

3.3.3 - Caractérisation du trait de côte

Comme pour l'analyse des données en Méditerranée, le trait de côte est d'abord lissé avant d'interpoler les valeurs extrêmes de surcote météorologiques PM sur le linéaire côtier (§3.3.3.a). Les points issus du modèle de prédiction de marée du SHOM (points proches côtier) sont ensuite associés aux points du trait de côte discrétisé (§3.3.3.b) afin de permettre l'opération de convolution surcote PM / marée PM.

3.3.3.a - Lissage du trait de côte

Le trait de côte est ici obtenu en suivant la côte avec un pas compris entre 0,5 et 6,7 km (pas variable selon les circonvolutions du bord de mer). De manière générale la longueur totale du trait de côte est fonction du pas d'échantillonnage. Elle est ici de 2228 km pour le continent (voir la figure 3.33a).



<u>Figure 3.33</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Convention de marquage des distances du trait de côte et localisation des zones homogènes de la RFA.

De la même manière que pour la Méditerranée(voir §3.2), l'interpolation 1D se fait sur le linéaire lissé du trait de côte (voir figure 3.33b). La méthode de lissage est la même que celle retenue pour traiter la Méditerranée (voir §3.2). Les valeurs extrêmes estimées dans la suite du document (§§3.3.4 et 3.3.5) sont toutefois présentées sur le trait de côte initial (utilisation du trait de côte lissé pour le calcul et reprojection sur le trait de côte initial pour le rendu final).

3.3.3.b - Association des points de calcul surcote / marée

De la même manière que pour l'analyse site-par-site (voir §3.3.1), il est proposé d'estimer les valeurs extrêmes de niveaux d'eau PM sans l'action des vagues en chaque point du trait de côte en effectuant le produit de convolution de la densité de distribution de niveau de marée PM avec la loi de distribution de dépassement de surcote météorologique PM.

Comme présenté en détail dans la suite du document (voir §3.3.5), les lois de distribution de surcotes météorologiques PM sont obtenues par l'interpolation linéaire des estimations établies aux ports de référence. L'interpolation est effectuée en un nombre de points limité, les points de discrétisation du trait de côte.

Les lois de distribution des niveaux de marée PM sont calculées à partir d'une simulation de marée fournie par le SHOM pour 358 points répartis le long de la façade de la Mer du Nord, Manche et Atlantique. Le modèle de prédiction utilisé par la SHOM (voir §2.2.2.b) ne permet pas la modélisation des niveaux de marée à la côte, mais en des points se situant à proximité du rivage (jusqu'à 5 km au large, voir figure 3.34).

Pour la convolution surcote PM / marée PM il est donc nécessaire d'associer aux 358 points de prédiction de marée, un point d'interpolation des surcotes météorologiques PM. Cette opération est effectuée de manière automatique selon la méthode du plus proche voisin.

Les valeurs extrêmes de surcote météorologique PM et de niveau d'eau PM sans l'action des vagues sont calculées pour ces seuls 358 points.



<u>Figure 3.34</u> : Correspondance entre les points d'estimation des surcotes météorologiques PM et les points de prédiction de marée PM – Zoom de Saint-Jean-de-Luz à Bayonne

3.3.4 - Interpolation des surcotes météorologiques PM

3.3.4.a - Méthode

Suite aux tests effectués sur les méthodes d'interpolation avec les données de Méditerranée (voir §3.2) et du fait du nombre important de paramètres caractérisant les lois de distribution (paramètres de la GPD et paramètres de la normalisation par bandes de marée), il est choisi ici d'interpoler les niveaux de retour et non les paramètres des lois de distribution.

L'estimation de valeurs extrêmes de surcotes météorologiques PM le long du littoral s'effectue donc en deux étapes :

- 1ère étape : l'estimation des surcotes météorologiques PM aux ports de référence pour la période de retour étudiée ;

- 2ème étape : l'interpolation des valeurs entre les ports de référence.

Les lois de distribution des surcotes météorologiques PM aux ports de référence sont établies à partir des lois de distribution des surcotes météorologiques PM normalisées par bandes de marée précédemment calculées (voir §3.3.1).

La probabilité de dépasser une valeur donnée est égale à la somme des probabilités de dépasser la valeur normalisée correspondante dans chaque bande de marée équiprobable.

D'après l'équation 3.20, la relation s'écrit :

$$Pr\{S^{p} > s\} = \sum_{i=1}^{N} Pr\{S^{p} > s'_{i} | s'_{i} = (s - c_{i})/d_{i}\}$$
(3.22)

avec N=5, le nombre de bandes équiprobables de marée.

Ces calculs sont effectués à partir de l'analyse site-par-site et RFA. Deux estimations différentes sont donc fournies.

3.3.4.b - Résultats

Les résultats sont présentés sur les figures 3.35 et 3.36. Les intervalles de confiance sont établis par une méthode de Monte-Carlo (simulation de 1000 jets de lois de distribution de surcotes météorologiques PM). Ils ne prennent donc en compte que la seule incertitude d'échantillonnage.

L'examen des figures 3.35 et 3.36 montre que l'amplitude de surcotes météorologiques PM centennales a tendance à être plus faible au sud du Golfe de Gascogne et plus élevée au nord de Cherbourg (analyse site-par-site : de 0,55 m à 1,51 m ; RFA de 0,61 m à 1,73 m).

La RFA a tendance à lisser les estimations sur le linéaire. Ses estimations sont dans l'ensemble plus élevées que celles issues de l'analyse site-par-site. La plus forte différence est obtenue au niveau de Dunkerque avec une estimation par la RFA supérieure de 38 cm à celle par l'analyse site-par-site. Les estimations issues de l'analyse site-par-site peuvent toutefois dépasser localement celles issues de la RFA (autour de La Rochelle par exemple).

La RFA présente l'avantage de réduire l'intervalle de confiance à 70 %. Le fait d'augmenter la durée d'observation (durée effective) par la RFA, conduit naturellement à une diminution de l'incertitude d'échantillonnage. À noter deux exceptions à cela pour les ports de Calais et Dunkerque. En effet pour ces deux ports l'ajustement statistique est plus stable par l'analyse site-par-site (plus faible incertitude sur le paramètre de forme de la GPD, voir les figure 3.37 et 3.38).



<u>Figure 3.35</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Estimation des surcotes météorologiques PM de période de retour 100 ans le long du littoral.



<u>Figure 3.36</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Estimation des surcotes météorologiques PM de période de retour 100 ans le long du littoral.



3.3.5 - Interpolation des niveaux d'eau

3.3.5.a - Méthode

La loi de distribution des niveaux d'eau PM sans l'action des vagues en un point donné du trait de côte est obtenue par une méthode de convolution des distributions de surcotes météorologiques PM et de niveaux de marée PM. La méthode de convolution aux ports de référence est décrite en détail au §3.3.1.

Pour les estimations entre les ports de référence il est proposé de faire une convolution surcote PM / marée PM en chaque point du trait de côte. La difficulté est que l'on ne dispose le long du trait de côte que des prédictions de marée fournies par le SHOM (voir figure 3.34).

Une solution consisterait à effectuer une interpolation de l'ensemble des paramètres manquants. Toutefois si l'on se réfère aux équations 3.16, 3.17 et 3.21, la liste des paramètres est relativement conséquente : la loi de distribution empirique de surcote météorologique PM, les paramètres de la loi d'ajustement des extrêmes de surcote météorologique PM, les paramètres de normalisation par bandes de marée et les index extrémaux de surcote météorologique PM et de niveau d'eau PM sans l'action des vagues. Il conviendrait aussi de prendre en compte la dépendance entre l'ensemble de ces paramètres lors des calculs d'interpolation. Comme pour l'interpolation des surcotes météorologiques PM (voir §3.3.4), cette solution est écartée, car jugée trop complexe de mise en œuvre.

La solution retenue, schématisée sur la figure 3.39, est adaptée de l'interpolation des niveaux de retours. Le calcul s'effectue en deux étapes.

▶ Première étape, pour un point 0 du trait côte encadré des ports A et B, deux estimations (notés $z_{0/A}$ et $z_{0/B}$) du niveau d'eau PM sans l'action des vagues (noté Z) sont effectuées pour une période de retour donnée :

- z_{0/A} à partir des niveaux de marée PM au point 0 et de la loi de distribution des surcotes météorologiques PM au point A, des coefficients de normalisation par bandes de marée au point A et des index extrémaux au point A ;
- z_{0/B} à partir des niveaux de marée PM au point 0 et de la loi de distribution des surcotes météorologiques PM au point B, des coefficients de normalisation par bandes de marée au point B et des index extrémaux au point B.

▶ Deuxième étape, le résultat final z_0 est une moyenne des deux estimations, pondérées par un coefficient proportionnel à la distance séparant les ports A et B du point d'étude 0.



<u>Figure 3.39</u> : Principe d'interpolation des valeurs extrêmes de niveau d'eau sans l'action des vagues en site à fort marnage.

Le détail des calculs est le suivant

▶ <u>Étape 1</u> : Estimations par rapport aux ports A et B.

Selon l'équation 3.16 du §3.3.1, pour *T* la hauteur de marée au point 0, N=5 le nombre de bandes équiprobables de marée et les paramètres aux ports de références indexés respectivement A et B, la probabilité que le niveau d'eau *Z* dépasse la valeur *z* peut s'écrire :

par rapport au port de référence A :

$$Pr\{Z_{A}^{p} > z\} = \frac{n_{sA}\theta_{zA}(z)}{n_{zA}} \cdot \sum_{i=1}^{N} Pr\{T \in [t_{(i-1)}, t_{i})\} \cdot Pr\{Z_{A} > z \mid t \in [t_{(i-1)}, t_{i})\}$$
(3.23)

avec
$$Pr\{Z_A > z \mid t \in [t_{(i-1)}, t_i)\} = \int_{t_{(i-1)}}^{t_i} Pr\{T_i = t\}. \frac{Pr\{S_{iA}^p > s \mid s = z - t\}}{\theta_{sA}(s)}. dt$$
 (3.24)

par rapport au port de référence B :

$$Pr\{Z_B^p > z\} = \frac{n_{sB}\Theta_{zB}(z)}{n_{zB}} \cdot \sum_{i=1}^{N} Pr\{T \in [t_{(i-1)}, t_i)\} \cdot Pr\{Z_B > z \mid t \in [t_{(i-1)}, t_i)\}$$
(3.25)

avec
$$Pr\{Z_B > z \mid t \in [t_{(i-1)}, t_i)\} = \int_{t_{(i-1)}}^{t_i} Pr\{T_i = t\}. \frac{Pr\{S_{iB}^p > s \mid s = z - t\}}{\theta_{sB}(s)}. dt$$
 (3.26)

Étape 2 : Pondération par rapport à la distance aux ports

Pour une période de retour donnée, soient $z_{0/A}$ et $z_{0/B}$ les niveaux d'eau estimés au point 0 par rapport respectivement aux ports A et B, l'estimation finale z_A est établie par la formule suivante :

$$z_0 = \gamma_{A0} \cdot z_{0/A} + \gamma_{B0} \cdot z_{0/B}$$
(3.27)

avec $\gamma_{A0} = (x_B - x_0)/(x_B - x_A)$ et $\gamma_{B0} = (x_A - x_0)/(x_A - x_B)$ et (x_0, x_A, x_B) , respectivement les abscisses des points (0, A, B) sur le trait de côte lissé.

3.3.5.b - Résultats

Les calculs ont été effectués pour les analyses des surcotes météorologiques PM extrêmes site-par-site et par RFA.

Les figures ci-après représentent le long du trait de côte : les niveaux de marée PM fournis par le SHOM (figure 3.40) et le résultat des estimations de niveaux d'eau PM sans l'action des vagues centennaux (figure 3.41).



<u>Figure 3.40</u> : Prédictions de niveaux de marée PM le long du trait de côte a) Niveaux, b) Intervalle de confiance à 70%.

Les niveaux d'eau PM sans l'action des vagues centennaux sont compris entre 2,46 m NGF et 8,02 m NGF selon la méthode de calcul et la localisation du point sur littoral.

La comparaison des figures 3.40 et 3.41 met en évidence la très forte influence des niveaux de marée sur les niveaux d'eau Z. En effet les niveaux d'eau PM sans l'action de vagues de période de retour 100 ans, comme les plus hautes mers astronomiques, sont les plus importants en baie du Mont-Saint-Michel et en baie de Somme. Les niveaux d'eau PM atteignent 8,02 m NGF en baie du Mont Saint-Michel et 6,51 m NGF en baie de Somme.



<u>Figure 3.41</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Estimation des niveaux d'eau PM sans l'action l'action des vagues de période de retour 100 ans le long du littoral.



<u>Figure 3.42</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Intervalle de confiance à 70 % sur les estimations des niveaux d'eau PM sans l'action l'action des vagues de période de retour 100 ans le long du littoral.

La différence entre les estimations de niveau d'eau PM sans l'action des vagues par l'analyse site-par-site et RFA est globalement faible (différence quadratique moyenne de 1,4 mm). Les différences observées sur les valeurs extrêmes de surcote météorologiques PM (voir figures 3.35 et 3.36) sont en effet faibles au regard des niveaux de marée. Les niveaux issus de l'analyse RFA sont toutefois un peu plus importants que ceux issus de l'analyse site-par-site au nord de Calais (jusqu'à12 cm).

3.3.5.c - Incertitudes

L'incertitude mentionnée sur les niveaux de marée (figure 3.40 b) correspond à l'incertitude liée à la conversion altimétrique des niveaux de marée du Zéro Hydro vers le NGF (intervalle de confiance à 70%). La référence altimétrique NGF sur le littoral de la Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique est l'IGN69. Cette conversion a été réalisée par le SHOM en deux temps, d'abord une conversion de prédiction de marée Zéro Hydro vers le GRS80 (projet BATHYELLI, Tanguy *et al.*, 2014), puis une conversion du GRS80 vers l'IGN69 (grille RAF09, <u>http://geodesie.ign.fr/</u>). L'intervalle de confiance à 70 % varie selon le point étudié. Il est compris entre 13 et 33 cm +/- 6 cm à +/- 17 cm).

Les incertitudes indiquées sur les estimations de niveau d'eau (figure 3.42) comprennent l'incertitude liée à la conversion altimétrique précédemment évoquée, ainsi que l'incertitude d'échantillonnage liée à la méthode d'analyse des valeurs extrêmes de surcote météorologique. Comme pour les niveaux de marée, l'intervalle de confiance à 70 % varie selon le point étudié. Il est compris entre 13 et 50 cm (borne supérieure moins la borne inférieure). La part liée à l'incertitude sur la surcote météorologique participe pour 3 à 52 % dans l'incertitude totale.

D'autres sources d'incertitude difficilement quantifiables sont toutefois à prendre en compte. Aux incertitudes déjà mentionnées lors de l'analyse des niveaux d'eau en Médi-terranée (voir §3.2.2) :

- · l'incertitude sur la mesure du niveau d'eau instantanée ;
- · l'incertitude sur le traitement de la mesure du niveau de marée ;
- l'incertitude liée aux pannes de matériels lors de tempête ;
- I'incertitude sur le choix du modèle statistique ;

S'ajoute l'incertitude sur la prédiction de marée. Cette incertitude est liée aux performances du modèle utilisé.

3.3.6 - Comparaison avec les dernières valeurs de référence

La dernière estimation des valeurs extrêmes de niveaux d'eau PM sans l'action des vagues a été effectuée par le SHOM et le Cerema en 2012 [SHOM et Cetmef, 2012]. La zone d'étude se limite à la façade métropolitaine de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlan-tique.

La comparaison entre les nouvelles estimations de niveau d'eau centennal (appelées « estimations 2015 ») avec celles du SHOM et du Cerema (appelées « estimations 2012 ») est effectuée en un nombre limité de points pour lesquels les deux valeurs sont disponibles (voir figure 3.43).



<u>Figure 3.43</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Comparaison des estimations 2012 et 2015 de niveaux d'eau PM de période de retour 100 ans.

La figure 3.43 montre de faibles différences entre les estimations (inférieures à 10 cm en valeur absolue) sur plus de la moitié des points de comparaison. Des différences supérieures à 10 cm sont toutefois observées en plusieurs endroits sur la zone d'étude (voir figure 3.43). La différence maximale est observée près de Vierville-sur-Mer dans le Calvados avec une valeur absolue de 65 cm. À noter qu'il est probable qu'une valeur supérieure ait été trouvée si la comparaison avait pu se faire sur l'ensemble du littoral, et non sur un nombre limité de points.

Pour les ports de référence, seuls les sites des Sables d'Olonne, du Havre et de Dieppe montrent des variations de niveau supérieures à 10 cm entre les estimations 2012 et 2015. Les différences de résultat aux ports de référence peuvent être expliquées par :

- les durées des séries temporelles étudiées : jusqu'à 2010 et 2012 respectivement pour les estimations 2012 et 2015 ;
- la différence de méthode d'analyse des extrêmes : pour les estimations 2015, il est introduit en particulier la modélisation de la dépendance marée/surcote et l'optimisation du seuil de sélection des événements tempête (contre un seuil unique sur l'ensemble des ports pour les estimations 2012).

Pour les points d'interpolation, les écarts entre les estimations s'expliquent par les différences aux ports de référence décrites précédemment, mais aussi par les modifications apportées à la méthode d'interpolation :
- La première modification porte sur la prise en compte du signal de marée. Pour les estimations 2012, le signal de marée est interpolé à partir des ports de référence. Pour les estimations 2015, le signal de marée est mieux pris en compte avec une prédiction en chaque point. Par exemple, cela explique pour partie les 37 cm supplémentaires au point localisé entre Bayonne et Mimizan. La figure 3.40 montre en effet une amplification des niveaux de marée vers le kilomètre 100.
- La deuxième modification porte sur le type d'interpolation. Pour les estimations 2012, il est réalisé une interpolation 2D (plaque mince) calée sur les ports de référence et des ports secondaires (voir figure 3.44). Un port secondaire est défini par une durée d'observation inférieure à 10 ans et une localisation au large comme à la côte. Dans les faits, les durées d'observation sont souvent très courtes (de l'ordre du mois). Pour l'estimation 2015, il est fait le choix de ne pas utiliser les ports secondaires pour les deux raisons suivantes : les durées d'observations sont jugées trop faibles pour caractériser des événements tempête ; les niveaux d'eau au large et à la côte sont soumis à des phénomènes physiques différents. Les différences entre les estimations 2012 et 2015 sont vraisemblablement imputables, en certains points, à l'utilisation ou non des ports secondaires. Cela est illustré par la figure 3.44. Les points de comparaison de la figure 3.43 sont reportés sur la figure 3.44 montre que la variation spatiale des estimations 2012 est contrainte par les nombreux ports secondaires présents dans ce secteur.
- À noter aussi que la méthode d'interpolation par plaque mince de l'estimation 2012 peut conduire à des résultats physiquement discutables en certains points, du fait :
 - de la création de maxima ou minima locaux (voir les flèches indexées « 1 » sur la figure 3.44);
 - de la prolongation des lignes de niveaux sur la terre (voir les flèches indexées « 2 » sur la figure 3.44).



<u>Figure 3.44</u> : Étude du SHOM et Cerema de 2012 : Estimation des niveaux d'eau PM de période de retour 100 ans (source [SHOM et Cetmef, 2012]).

Chapitre 4

Les niveaux d'eau marins extrêmes avec l'action des vagues

Ce quatrième chapitre présente une méthode innovante pour l'estimation des niveaux d'eau avec l'action des vagues (conjonction d'un niveau de marée, d'une surcote météorologique et d'un wave set-up) pour une période de retour donnée. Les estimations sont faites au niveau du trait de côte. Il n'est pas cherché une extrapolation au large.

L'analyse s'effectue dans un premier temps aux ports de référence, puis est étendue entre les ports par une méthode d'analyse spatiale. Il est étudié plus précisément la modélisation de la dépendance entre les vagues et les niveaux d'eau en l'absence de vagues, ainsi que la modélisation du wave set-up.

La méthodologie est légèrement différente selon les conditions de marnage. Une distinction est donc faite dans les résultats selon la zone étudiée (Méditerranée ou Mer du Nord, Manche et Atlantique).

La méthode est présentée en première partie. L'illustration sur les données est présentée en deuxième partie.

Dans ce paragraphe il est fait référence à deux types de niveau d'eau qu'il convient de ne pas confondre : le niveau d'eau sans l'action des vagues, noté Z, et le niveau d'eau avec l'action des vagues, noté W.

4.1 - Méthode

4.1.1 - Principe

Le niveau d'eau avec l'action des vagues est dû à la combinaison du niveau d'eau sans l'action des vagues (conjonction d'une surcote météorologique avec un niveau de marée) et d'un état de mer (à l'origine du wave set-up).

L'estimation des valeurs extrêmes de niveau d'eau avec l'action des vagues est effectuée en trois grandes étapes :

► Étape 1 : Association de vagues à un point de la côte

Le wave set-up dépendant directement des caractéristiques des vagues au large, le niveau d'eau marin avec l'action des vagues est défini par la combinaison du niveau d'eau marin sans l'action des vagues avec un état de mer donné au large. Pour un point donné localisé sur la côte où le niveau avec l'action des vagues est souhaité, il convient d'associer un point de référence au large où les données d'états de mer sont disponibles.

Cette association doit être effectuée pour les ports de référence (utilisée lors de l'étape 2 ci-après) et les points d'interpolation des niveaux d'eau le long du trait de côte (utilisée lors de l'étape 3 ci-après).

L'étape 1 est présentée plus en détail au §4.1.2.

► Étape 2 : Estimations aux ports de référence

L'analyse de la population de données simultanées de niveau d'eau sans l'action des vagues et d'états de mer permet d'établir la fonction de dépendance qui relie ces deux variables. Les tempêtes engendrant généralement une augmentation des hauteurs de vagues et des surcotes météorologiques, il est attendu une dépendance positive.

À partir :

- · d'un modèle de calcul du wave set-up en fonction des états de mer,
- des lois de probabilité de niveau d'eau sans l'action des vagues,
- · des lois de probabilités des états de mer,
- et de la fonction de dépendance entre ces deux dernières variables,

il est proposé une estimation des périodes de retour des niveaux d'eau avec l'action des vagues aux ports de référence.

Cette méthode est basée sur une analyse directe des périodes de retour après une simulation de Monte-Carlo sur une durée donnée de valeurs de niveau d'eau sans l'action des vagues et d'états de mer. Les périodes de retour étudiées s'étendant jusqu'à 100 ans, la durée de simulation de Monte-Carlo est fixée à 10 000 ans. Son exploitation est effectuée de deux manières différentes afin d'encadrer le résultat. Cela aboutit à deux estimations des niveaux d'eau pour une période de retour donnée, une estimation haute et une estimation basse.

L'étape 2 est présentée plus en détail au §4.1.3.

► Étape 3 : Analyse spatiale

L'objectif final est une estimation des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues le long du littoral.

Comme expliqué dans la suite du document les seules informations disponibles le long du littoral sont les observations d'états de mer. Les observations de niveau d'eau sans l'action des vagues, et donc la fonction de dépendance entre les états de mer et les niveaux d'eau sans l'action des vagues, ne sont accessibles qu'aux seuls ports de référence.

Il est proposé une méthode de calcul des périodes de retour des niveaux d'eau avec l'action des vagues à partir :

- d'une part, des données de vagues situées au large du point du trait de côte étudié,
- et d'autre part, aux deux ports de référence encadrant le point du trait de côte étudié, des données de niveau d'eau sans l'action des vagues et de la fonction de dépendance.

Comme pour les estimations aux seuls ports de référence, cette méthode est basée sur une analyse directe des périodes de retour après simulation de Monte-Carlo sur 10 000 ans des composantes du niveau d'eau total. Deux estimations sont fournies afin d'encadrer le résultat, une estimation haute et une estimation basse.

L'étape 3 est présentée plus en détail au §4.1.4.

En complément des trois étapes décrites, les deux points suivants méritent d'être plus approfondies :

► La modélisation de la dépendance

Lors de la deuxième étape il est question de modéliser aux ports de référence la fonction de dépendance entre le niveau d'eau sans l'action des vagues et la hauteur significative des vagues.

Plus précisément et comme on le verra :

- pour la Méditerranée il est bien étudié la dépendance entre le niveau d'eau sans l'action des vagues et la hauteur significative,
- pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique il est étudié la dépendance entre la surcote météorologique et la hauteur significative du fait de la part importante de la marée dans le niveau total.

Cette dépendance est caractérisée par l'ajustement d'une loi de probabilité bi-variée sur les observations simultanées de niveau d'eau sans l'action des vagues (ou de surcote météorologique) et de hauteur significative. Ce point est détaillé au §4.1.5.

► La modélisation du wave set-up :

L'action des vagues sur le niveau d'eau est prise en compte par le calcul du wave set-up. Le wave set-up est fonction des caractéristiques des vagues (hauteur, période, ...) et du site (bathymétrie, type de côte, nature des fonds, présence d'ouvrage d'art, ...).

Pour caractériser le plus finement possible le wave set-up il conviendrait d'effectuer une analyse approfondie sur l'ensemble du linéaire côtier avec le développement de modèles numériques et/ou physiques sur toutes les parties de la zone. L'ensemble des résultats devrait être calé par des campagnes de mesure spécifiques et/ou à partir d'observations sur site. Ce travail sort du champ fixé par la présente thèse.

Il est proposé ici de donner simplement un ordre de grandeur de l'influence du wave set-up. Pour ce faire le wave set-up est modélisé par une formule de calcul empirique ou analytique appliquée à l'ensemble du littoral. Le choix de la formule la plus adaptée est discuté au §4.1.6. Comme détaillé dans la suite du document, ce choix aboutit à ne considérer qu'un seul paramètre d'état de mer, la hauteur si-gnificative.

4.1.2 - Association des vagues à un point de la côte

4.1.2.a - Correspondance avec les ports de référence

À chaque port de référence est associé un point de donnée ANEMOC. Ce point est sélectionné à dire d'expert à partir de ceux de profondeur supérieure ou égale à 25 m précédemment isolés (voir §2.2.3.b). La figure 4.1 illustre cette association pour deux ports de référence.



<u>Figure 4.1</u> : Sélection des couples de données vague/surcote (Zoom sur le Cotentin)

4.1.2.b - Correspondance avec le trait de côte discrétisé

Les calculs de probabilités jointes de vagues et de niveaux d'eau reposent sur l'association d'une loi de distribution de hauteur de vagues H_s^p avec une loi de distribution des niveaux d'eau Zp en Méditerranée ou de surcote $S^{p'}$ en Mer du Nord, Manche et Atlantique.

Il convient donc d'associer un point de données de vagues (point ANEMOC) aux points du trait de côte discrétisé. Cette opération est effectuée à partir de la première sélection de point ANEMOC effectuée (profondeur supérieure ou égale à 25 m, voir §2.2.3.b) et de la direction moyenne de provenance des vagues calculées aux points ANEMOC (voir figure 4.1). Un point ANEMOC est associé au point du trait de côte vers lequel pointe la direction moyenne de provenance des vagues.

Afin de limiter la surestimation probable due à la non prise en compte des effets de réfraction (voir §2.2.3.b), ne sont considérés que les seuls couples de points trait de côte/ANE-MOC avec une exposition directe aux vagues. Le nombre de points du trait côte étudié est donc diminué. Si plusieurs points ANEMOC pointent vers le même point du trait de côte, n'est conservé que le point ANEMOC situé au plus près de la côte.

Deux critères de direction de provenance des vagues sont utilisés selon le secteur géographique :

- En Mer du Nord, Manche et Atlantique : la moyenne des directions moyenne de provenance :
 - La moyenne des directions moyenne de provenance est le premier critère testé. Il donne de bons résultats sur la façade de Mer du Nord, Manche et Atlantique. Par contre il ne convient pas à la façade méditerranéenne du fait des états de mer générés par le Mistral et la Tramontane.
- en Méditerranée : la direction moyenne de provenance ayant le nombre maximum d'occurrences :
 - Le deuxième critère permet de pallier le problème lié au Mistral et la Tramontane. Cela pose la question évoquée de la représentation des états de mer à la côte par les points situés au large. La réponse à apporter à cette question fait partie des suites à donner au présent travail (voir §5.2).

Pour le trait de côte discrétisé, selon ce principe de sélection ne sont conservés que :

- 70 points sur les 276 du littoral de Mer du Nord, Manche et Atlantique ;
- 47 points sur les 1375 du littoral méditerranéen.

4.1.2.c - Données simultanées de vagues et de niveau d'eau

Afin d'étudier la dépendance qui lie la hauteur significative des vagues, H_s , et :

- en Manche, Atlantique et Mer du Nord la surcote PM normalisée par bandes de marée, S', (l'utilisation de S' au lieu de S permet de s'affranchir de l'influence du niveau de marée sur la surcote, voir §3.3.1),
- en Méditerranée le niveau d'eau sans l'action des vagues, Z,

il est nécessaire de constituer un jeu de données simultanées de pics indépendants aux ports de référence.

À noter qu'en Méditerranée, contrairement à l'analyse des valeurs extrêmes de niveau d'eau sans l'action des vagues, les ports secondaires ont été sciemment écartés de l'analyse. Les durées d'observations sont considérées comme trop faibles (inférieures à 10 ans, voir tableau 3.2) pour modéliser en ces points la dépendance vagues / niveau d'eau sans l'action des vagues.

Pour constituer ce jeu de données simultanées, deux pics indépendants, respectivement Z^p (ou S^{p}') et H^p_s , sont associés au même événement météorologique s'ils se produisent à moins de 24 heures d'intervalle. Cette durée de référence est fixée après analyse des principales tempêtes ayant touchées la zone d'étude (voir un exemple en figure 2.10). Au sein d'un même événement météorologique les maxima Z^p (ou $S^{p'}$) et H^p_s peuvent donc être décalés dans le temps. Ce décalage est modélisé lors des calculs de niveau d'eau total W (opération détaillée au paragraphe suivant). Si un événement météorologique est caractérisé par un pic sur une seule des deux variables étudiées (aucun pic pour la deuxième variable), il lui est associé la valeur prise par la seconde variable au moment exact du pic (valeur simultanée).

Le tableau ci-après présente le détail des durées d'observations simultanées aux ports de références. Comme expliqué dans la suite du document (voir §4.2.1.a), les ports surlignés en orange sont écartés du fait d'une durée d'observations simultanées jugée insuffisante.

Port de référence			Anemoc			Données simultanées			
Nom	Durée d'obs.	Nb de pics	Nom	Durée d'obs.	Nb de pics	Durée d'obs.	Nb de pics		
	(année)	indépendants		(année)	indépendants	(année)	indépendants par an		
Mer du Nord Manche et Atlantique									
Saint-Jean-de-Luz	40.8	197	Coast 2397	23.7	141	17.2	228		
Bayonne	37.8	192	Coast 2397	23.7	141	20.5	225		
Port-Bloc	25.6	204	Coast 2351	23.7	144	1.8	221		
La Rochelle	29.5	218	Coast 2697	23.7	143	6.4	242		
Sables d'Olonne	23.5	199	Coast 2566	23.7	144	12.7	230		
Pointe-Saint-Gildas	40.4	202	Coast_2601	23.7	144	18.9	224		
Saint-Nazaire	45.0	208	Coast_2601	23.7	144	21.1	227		
Port-Tudy	38.5	197	Coast_2121	23.7	150	22.8	224		
Concameau	14.3	182	Coast_2409	23.7	151	3.2	206		
Brest	151.9	199	Coast_398	23.7	157	23.4	229		
Le Conquet	41.3	194	Coast_398	23.7	157	22.3	224		
Roscoff	38.3	195	Coast_1080	23.7	159	22.8	227		
Saint-Malo	19.6	207	Coast_2646	23.7	159	8.4	236		
Cherbourg	39.6	215	Coast_2791	23.7	162	23.0	237		
Le Havre	43.7	214	Coast_2565	23.7	162	21.0	238		
Dieppe	41.9	222	Coast_2643	23.7	161	11.0	243		
Boulogne-sur-Mer	26.5	224	Coast_1341	23.7	160	12.3	245		
Calais	35.6	234	Coast_2575	23.7	162	12.0	253		
Dunkerque	4 5.0	228	Coast_2569	23.7	162	14.0	248		
Méditerranée									
Port-Vendres	21.2	184	Medit_2536	30.0	160	16.5	227		
Sète	32.5	165	Medit_1748	30.0	156	19.9	209		
Marseille	10.0	185	Medit_2170	30.0	163	6.9	221		
Toulon	19.5	186	Medit_2021	30.0	163	14.8	225		
Nice	16.4	201	Medit_4651	30.0	164	11.7	237		
Monaco	14.3	201	Medit_3779	30.0	163	9.5	234		
Ajaccio	11.5	202	Medit_3992	30.0	158	7.5	235		

<u>Tableau 4.1</u> : Caractéristiques des observations simultanées (Mer du Nord, Manche et Atlantique : surcote PM/vagues ; Méditerranée : niveau/vagues).

4.1.3 - Estimations aux ports de référence

Les principes du calcul des périodes de retour de niveau d'eau avec l'action des vagues W aux ports de référence diffèrent quelque peu pour le littoral méditerranéen, et le littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique.

4.1.3.a - Méditerranée

Le principe de calcul pour le littoral méditerranéen est schématisé sur la figure 4.2. Il se décompose en cinq grandes étapes.



<u>Figure 4.2</u> : Méditerranée : Principe du calcul des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues aux ports de référence.

►<u>Étape 1</u>

Une analyse uni-variée des valeurs extrêmes de niveau d'eau Z et de hauteur de vagues H_s est effectuée à partir des populations de pics Z^p et H_s^p . Les valeurs extrêmes (événements tempête) sont isolées par la méthode des pics au-dessus du seuil (POT, pour une description détaillée voir annexe 2 §3.4.2.b). La loi d'ajustement choisie est une GPD. Le choix des seuils sur Z^p et H_s^p , notés u_Z et u_{Hs} , est effectué par l'appréciation de la qualité de l'ajustement de la GPD paramétrique aux données selon un test du Chi2.

Cela permet donc :

- d'isoler deux populations de pics de tempête, respectivement Z^p et H_s^p avec $Z^p > u_Z$ et $H_s^p > u_{H_s}$.
- de caractériser les lois de probabilité uni-variée des valeurs extrêmes de Z et ${\cal H}_s$.

►<u>Étape 2</u>

Les deux populations de pics de tempête isolés sont utilisées pour :

- Caractériser $f(z^p, h_s^p)$, la fonction de dépendance associant Z^p et H_s^p avec $Z^p > u_Z$ et $H_s^p > u_{Hs}$.
 - Une loi de probabilité bi-variée est ajustée aux seules conjonctions (Z^p, H^p_s) avec: Z^p>u_Z et/ou H^p_s>u_{Hs} (voir la méthode du maximum de vraisemblance censurée au §4.1.5.c).

- Définir $g_Z(.)$ et $g_H(.)$, les variations moyennes en fonction du temps de *Z* et H_s autour des maxima Z^p et H_s^p . Ces variations sont calculées à partir des seuls événements tempête (respectivement $Z^p > u_Z$ et $H_s^p > u_{H_s}$).
 - Les données à plus ou moins 24 heures autour des pics de tempêtes sont sélectionnées, normalisées et moyennées. Le résultat est deux formes de tempête moyenne normalisée respectivement pour Z et Hs
- Modéliser le décalage en temps Δ_t entre les occurrences de pics de niveau d'eau et de hauteur de vagues.
 - La loi de probabilité empirique des Δ_t est déterminée à partir des conjonctions (Z^p, H_s^p) avec : $Z^p > u_Z$ et $H_s^p > u_{Hs}$.

►<u>Étape 3</u>

Une simulation de 10 000 ans de conjonction de pics de tempêtes (Z^p, H_s^p) est effectuée à partir de la loi bi-variée $f(z^p, h_s^p)$. La loi bi-variée n'étant valide que si les deux variables Z^p et H_s^p sont simultanément extrêmes ($Z^p > u_Z$ et $H_s^p > u_{Hs}$, voir l'étape 5), les valeurs en dessous des seuils respectifs u_Z et u_{Hs} sont mises au seuil (approche sécuritaire pour l'estimation haute, voir l'étape 5).

La durée de 10 000 ans est ici fixée pour une estimation des niveaux de retour 100 ans (voire 1 000 ans). Pour des niveaux de retour supérieur il convient d'augmenter cette du-rée de simulation.

►<u>Étape 4</u>

Les 10 000 ans de pics (Z^p, H_s^p) sont convertis en 10 000 ans de tempêtes (Z, H_s) . La méthode utilisée est la suivante, pour chaque tempête :

- les évolutions de Z et H_s sont reproduites sur 48 heures par pondération des formes de tempêtes normalisées $g_Z(.)$ et $g_H(.)$ par la valeur simulée au pic ;
- les deux séries de 48 heures sont décalées dans le temps de Δ_t , avec Δ_t issu d'un tirage aléatoire à partir de la loi de probabilité empirique des observations de Δ_t .

Les 10 000 ans de tempêtes (Z, H_s) sont convertis en 10 000 ans de pics de tempête indépendants de niveau d'eau avec l'action de vague, notés W^p . La méthode utilisée est la suivante, pour chaque tempête :

- les évolutions de W sur 24 à 48 heures (période de recouvrement des tempêtes de Z et H_s) sont calculées.
- la valeur maximale de *W* est isolée.

Comme détaillé au §4.1.6.b, la formule de calcul du niveau d'eau avec l'action de vagues est de la forme : $W = z + \rho h_s$ avec ρ une constante.

►<u>Étape 5</u>

Une analyse directe des 10 000 ans de pics W^p est effectuée pour estimer les niveaux d'eau avec l'action des vagues jusqu'à la période de retour centennale (seuil dépassé 100 fois sur 10 000 ans).

Toutefois le domaine de validité de la loi de probabilité bi-variée $f(z^p, h_s^p)$ ne permet pas de calculer les niveaux d'eau W^p pour l'ensemble des conjonctions simulées (Z^p, H_s^p) . En effet selon la théorie des valeurs extrêmes (voir §4.1.5.c) la loi $f(z^p, h_s^p)$ n'est valide que si les deux variables Z^p et H_s^p sont simultanément au-dessus du seuil ($Z^p > u_Z$ et $H_s^p > u_{H_s}$). Cela se traduit de la manière suivante sur les simulations de 10 000 ans (Z^p, H_s^p) :

- si Z^p et H_s^p sont supérieurs respectivement à u_Z et u_{Hs} , le résultat de la simulation peut être exploité tel quel ;
- si Z^p , respectivement H_s^p , est inférieur à u_Z , respectivement u_{Hs} , la valeur simulée est inférieure au seuil de tempête (valeur exacte inconnue); c'est la raison pour laquelle dans une optique sécuritaire ces valeurs sont mises au seuil lors de l'étape 3.

Une première estimation des périodes de retour de W est effectuée en ne considérant que les seules conjonctions pour lesquelles le modèle de dépendance est valide ($Z^{p} > u_{Z}$ et $H_{s}^{p} > u_{Hs}$). Cette estimation, appelée « basse », tend à minimiser les niveaux, car elle ne prend pas en compte la probabilité qu'un niveau W soit atteint pour une conjonction (Z^{p}, H_{s}^{p}) avec $Z^{p} \leq u_{Z}$ ou $H_{s}^{p} \leq u_{Hs}$.

Pour une estimation plus sécuritaire le calcul est effectué avec l'ensemble des conjonctions simulées (Z^p, H_s^p) , dont celles pour lesquelles les valeurs de Z^p ou H_s^p que l'on sait inférieures ou égales au seuil de tempête, ont été mises au seuil de tempête. La probabilité d'atteindre un niveau W donné est donc surestimée. Cette estimation est appelée «haute ».

4.1.3.b - Mer du Nord, Manche et Atlantique

Le principe de calcul pour le littoral de la Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique est schématisé sur la figure 4.3. Il se décompose en cinq grandes étapes.

La démarche est similaire à celle mise en œuvre pour la Méditerranée. La principale différence repose en la décomposition du niveau d'eau sans l'action des vagues Z en sa composante surcote PM S et niveau de marée PM T.



<u>Figure 4.3</u> : Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique : Principe du calcul des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues aux ports de référence.

▶<u>Étape 1</u>

Les pics indépendants S^{p} sont transformés en $S^{p'}$ par la normalisation par bandes de marée (voir §3.3.1).

Sur le même principe que pour la Méditerranée, des analyses uni-variées des valeurs extrêmes sont effectuées. Deux populations de pics de tempête, $S^{p'}$ et H_{s}^{p} , sont isolées (avec respectivement $S^{p'} > u_{S'}$ et $H_{s}^{p} > u_{Hs}$).

► Étapes 2 et 3

Ces étapes sont identiques aux étapes 2 et 3 mises en œuvre en Méditerranée, à la différence près que la variable S^{p} , remplace la variable Z^{p} .

▶<u>Étape 4</u>

Les 10 000 ans de pics $(S^{p'}, H_s^p)$ sont convertis en 10 000 ans de tempêtes (S', H_s) de manière analogue à celle mise en œuvre pour la Méditerranée.

Les 10 000 ans de tempêtes (S', H_s) sont convertis en 10 000 ans de tempêtes (T, S, H_s) . Pour ce faire pour chaque tempête :

- un tirage aléatoire de 48 heures consécutives de niveaux de marée de pleine mer T est effectué à partir du Saros ;
- S' est converti en S par normalisation inverse.

Les 10 000 ans de tempêtes (T, S, H_s) sont convertis en 10 000 ans de pics de tempête indépendants de niveau d'eau avec l'action de vague, notés W^p , de manière analogue à celle mise en œuvre pour la Méditerranée.

►<u>Étape 5</u>

Cette étape est identique à celle mise en œuvre pour la Méditerranée. Deux estimations du niveau d'eau *W* centennal sont effectuées :

- une estimation basse en ne considérant que les conjonctions simulées (T, S, H_s) avec S' et H_s au-dessus de seuil de tempête,
- et une estimation haute en considérant l'ensemble des conjonctions simulées dont celles où les valeurs de S'^p ou H^p_s ont été augmentés au seuil de tempête lors de l'étape 3.

4.1.4 - Analyse spatiale

L'analyse spatiale est conduite sur les deux estimations du niveau d'eau avec l'action des vagues, l'estimation haute et l'estimation basse (voir §4.1.3). L'ensemble de la méthode exposée ci-après est appliqué indépendamment à l'analyse spatiale de l'estimation haute et à l'analyse spatiale de l'estimation basse.

La méthode exposée au §4.1.3 permet d'estimer les périodes de retour associées au niveau d'eau avec l'action des vagues à partir d'un jeu de données simultanées ((Z, H_s) ou (T, S, H_s) selon la façade maritime). Ces estimations ne sont donc possibles qu'aux ports de référence. En effet, comme vu précédent, nous disposons de nombreuses données de vagues le long du littoral (données ANEMOC) mais des observations de niveau d'eau de durée suffisantes qu'aux ports de référence.

De manière analogue à ce qui est fait pour l'interpolation des niveaux d'eau sans l'action des vagues en Mer du Nord, Manche et Atlantique, il est proposé pour un point du littoral d'effectuer deux estimations à partir de deux ports de référence différents (1^{ère} étape) et de faire une moyenne pondérée de ces deux estimations (2^{ème} étape). Les ports de référence utilisés sont ceux situés de part et d'autre du point étudié.

Les deux étapes sont détaillées ci-après.

▶ <u>Étape 1</u> : Estimations par rapport aux ports de référence

Le principe du calcul est schématisé pour la Méditerranée par la figure 4.4 et pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique par la figure 4.5. Ce calcul est similaire à celui effectué pour les ports de référence (voir figure 4.2 et 4.3).



<u>Figure 4.4</u> : Méditerranée : Principe du calcul des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues en un point du littoral.



<u>Figure 4.5</u> : Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique : Principe du calcul des périodes de retour du niveau d'eau avec l'action des vagues en un point du littoral.

La loi de probabilité bi-variée ($f(z^p, h_s^p)$ ou $f(s^{p'}, h_s^p)$) et la loi de probabilité empirique des Δ_t sont établies à partir des données au port de référence (utilisation du point ANEMOC associé au port de référence). La différence avec l'analyse au port de référence vient de l'utilisation des données de vagues associées au point du trait de côte (et non au port de référence) pour :

- définir la tempête normalisée $g_H(.)$
- et pour simuler les 10 000 ans de pics de tempête ((Z^p, H_s^p) ou $(S^{p'}, H_s^p)$) à partir de la loi bi-variée ($f(z^p, h_s^p)$ ou $f(s^{p'}, h_s^p)$).

Pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique une autre différence vient de l'utilisation des données de marée associées au point du trait de côte (et non au port de référence) pour simuler les 10 000 ans de niveaux de marée. Pour l'opération de normalisation inverse, la simulation de niveau de marée permet de définir la bande équiprobable associée à la surcote normalisée. Les coefficients de normalisation utilisés sont ceux du port de référence.

L'estimation du niveau W repose donc sur :

- pour la Méditerranée :
 - $\circ\,$ les niveaux $Z\,$ et la modélisation de la dépendance $Z\,$ / $\,H_{s}\,$ au port de référence,
 - les hauteurs H_s au point du trait de côte.
- pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique :
 - $\circ\,$ les surcotes S' , la modélisation de la dépendance S' / H_s et les coefficients de normalisation par bandes de marée au port de référence,
 - les hauteurs H_s et les prédictions de marée T au point du trait de côte.
- ► <u>Étape 2</u> : Moyenne pondérée

Soit un point noté 0 du trait de côte encadré des ports de référence notés A et B. L'étape précédente aboutie à deux estimations du niveau d'eau W, respectivement $w_{0/A}$ et $w_{0/B}$ sur la base des ports A et B. Le principe du calcul de l'estimation finale au point 0,

 w_0 , est le même que celui mis en œuvre pour l'interpolation des niveaux d'eau sans l'action des vagues en Mer du Nord, Manche et Atlantique (voir 3.3.5).

Ce calcul est le suivant :

pour une période de retour donnée :

$$w_0 = y_{A0}. w_{0/A} + y_{B0}. w_{0/B}$$
(4.1)

avec
$$\gamma_{A0} = (x_B - x_0)/(x_B - x_A)$$
 et $\gamma_{B0} = (x_A - x_0)/(x_A - x_B)$

et $(x_{0,}x_{A}, x_{B})$, respectivement les abscisses des points (0, A, B) sur le trait de côte lissé.

4.1.5 - Modélisation de la dépendance

4.1.5.a - Modélisation de la dépendance bi-variée

Les principaux modèles de dépendance bi-variée utilisés dans la littérature sont présentés en annexe (voir annexe 2 §5.3.3). Ces modèles se présentent sous la forme d'une fonction de répartition bi-variée ou d'une copule.

Pour rappel la différence entre une fonction de répartition bi-variée et une copule est la suivante :

Pour X_i une variable aléatoire de fonction de répartition marginale F_i et p_i la probabilité associée à $X_i \leq x_i$ définie par : $y_i = F_i(x_i)$ avec i = 1, 2, la loi bivariée $F(x_1, x_2)$ modélise la dépendance entre X_1 et X_1 tandis que la

copule $C(y_1, y_2)$ modélise la dépendance entre Y_1 et Y_2 .

La copule est l'outil permettant d'extraire la structure de dépendance d'une distribution jointe et ainsi de séparer dépendance et comportement marginal.

Symétrie et dépendance de queue

Ces modèles se différencient par leur symétrie et leur dépendance de queue.

Pour un modèle de dépendance asymétrique les variables ne sont pas interchangeables dans la loi de probabilité jointe. Pour un modèle de dépendance symétrique, les variables sont interchangeables.

La dépendance de queue est définie de la manière suivante :

- Indépendance parfaite :

$$Pr(X_1 > x_1, X_2 > x_2) = Pr(X_1 > x_1). Pr(X_2 > x_2)$$
(4.2)

- Indépendance asymptotique :

$$\lim_{(x_1, x_2) \to (+\infty, +\infty)} \Pr(X_1 > x_1, X_2 > x_2) \to 0$$
(4.3)

- Dépendance asymptotique :

$$\lim_{(x_1, x_2) \to (+\infty, +\infty)} \Pr\left(X_1 > x_1, X_2 > x_2, \right) \to C$$
avec $C =]0,1]$
(4.4)

Lois de distribution bi-variée

Il est choisit ici de ne pas multiplier les modèles et de se limiter aux cinq modèles de dépendance bi-variée les plus utilisés décrits ci-après.

Soit le changement de variable de X_i vers X'_i tel que X'_i suit une loi de distribution de Fréchet :

$$Proba \left[X'_{i} \leq x'_{i} \right] = \exp(-1/x'_{i})$$

$$avec \quad X'_{i} = -1/\ln y_{i} \quad \text{et} \quad y_{i} = Proba \left[X_{i} \leq x_{i} \right] \quad \text{pour} \quad i = 1,2 \quad .$$

$$(4.5)$$

Les quatre premiers modèles s'écrivent alors :

Bivariate logistic distribution [Gumbel, 1960]

$$F(x'_{1},x'_{2}) = \exp\left\{-\left[x'_{1}^{-1/r} + x'_{2}^{-1/r}\right]^{r}\right\}$$
(4.6)

$$(x'_{1,}x'_{2}) = \exp\{-[x'_{1}''' + x'_{2}''']\}$$
(4.6)

Équivalent à la copule Gumbel-Hougaard

$$C(y_1, y_2) = \exp \left[\left(-\ln(y_1) \right)^{\theta} + \left(-\ln(y_2) \right)^{\theta} \right]^{1/\theta}$$
(4.7)

Bivariate asymetric logistic distribution [Tawn, 1988]

$$F(x'_{1,}x'_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{(1-t_{1})}{x'_{1}} + \frac{(1-t_{2})}{x'_{2}} + \left[t_{1}x'_{1}^{-1/r} + t_{2}x'_{2}^{-1/r}\right]^{r}\right]\right\}$$
avec 0 < r < 1
$$(4.8)$$

Husler-Reiss distribution [Husler, 1989]

$$F(x'_{1,}x'_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{x'_{1}}\Phi\left[\frac{1}{r} + \frac{r}{2}\ln\left(\frac{x'_{2}}{x'_{1}}\right)\right] + \frac{1}{x'_{2}}\Phi\left[\frac{1}{r} + \frac{r}{2}\ln\left(\frac{x'_{1}}{x'_{2}}\right)\right]\right]\right\}$$
(4.9)

avec Φ fonction de répartition normal standard 0 < r < 1, $0 \le t_1$ et $t_2 \le 1$

Equivalent à la copule Hüsler-Reiss

$$C(y_1, y_2) = \exp\left\{\ln(y_1)\Phi\left[\frac{1}{\theta} + \frac{\theta}{2}\ln\left(\frac{\ln(y_1)}{\ln(y_2)}\right)\right] + \ln(y_2)\Phi\left[\frac{1}{\theta} + \frac{\theta}{2}\ln\left(\frac{\ln(y_2)}{\ln(y_1)}\right)\right]\right\}$$
(4.10)

Bivariate negative logistic distribution [Galambos, 1975]

$$F(x'_{1,}x'_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{x'_{1}} + \frac{1}{x'_{2}} - \left[x'_{1}^{r} + x'_{2}^{r}\right]^{-1/r}\right]\right\}$$
avec $r > 0$

$$(4.11)$$

Équivalent à la copule de Galambos

$$C(y_1, y_2) = y_1 y_2 \exp\left[(-\ln(y_1))^{-\theta} + (-\ln(y_2))^{-\theta}\right]^{-1/\theta}$$
(4.12)

Ces modèles permettent de couvrir les formes de dépendance symétrique et asymétrique ainsi que deux formes de dépendances de queue : l'indépendance parfaite et la dépendance asymptotique. L'indépendance asymptotique n'est pas représentée.

Pour couvrir les cas d'indépendance asymptotique il est proposé d'adopté un cinquième modèle :

► Copule de Gauss

Soit le changement de variable de X_i vers X'_i tel que X'_i suit une loi de probabilité normale :

$$X'_{i} = \Phi^{-1} \{ F_{i}(x_{i}) \}$$
avec $\Phi = N(\mu, \sigma^{2}), \mu = 0$ et $\sigma^{2} = 1$.
(4.13)

124 / 176

$$F(x'_{1,}x'_{2}) = \frac{1}{2\pi\sigma_{x'_{1}}\sigma_{x'_{2}}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp\left(\frac{-1}{2(1-\rho^{2})}\left[\frac{x'_{1}^{2}}{\sigma_{x'_{1}}^{2}} + \frac{x'_{2}^{2}}{\sigma_{x'_{2}}^{2}} - \frac{2\rho x'_{1}x'_{2}}{\sigma_{x'_{1}}\sigma_{x'_{2}}}\right]\right)$$
(4.14)

avec ρ le facteur de corrélation entre x'_1 et x'_2 Σ la matrice de covariance définie par : Σ = $\begin{pmatrix} \sigma_{z_1}^2 & \rho \sigma_{z_1} \sigma_{z_2} \\ \rho \sigma_{z_1} \sigma_{z_2} & \sigma_{z_2}^2 \end{pmatrix}$

4.1.5.b -Caractérisation de la forme de la dépendance de queue

La dépendance de queue présente deux principales caractéristiques :

- sa force, de la complète indépendance à la complète dépendance,
- sa dépendance asymptotique, la force de la dépendance pour des valeurs de variables infinies.

L'analyse de ces caractéristiques sur les données étudiées permet d'orienter dans le choix du modèle de loi bi-variée le plus pertinent. En particulier parmi les modèles proposés, les quatre premiers sont dépendants asymptotiquement et le dernier et indépendant asymptotiquement.

Quatre approches différentes sont utilisées pour caractériser la dépendance de queue. Ces approches sont présentées en détail en annexe (voir annexe 2 §5.3.3). Seules les grandes lignes sont reprises ci-après :

<u>Représentation par un processus ponctuel de Poisson</u> [Coles, 2001].

La signification de la dépendance des extrêmes est simplifiée par la représentation en un processus ponctuel de Poisson.

Soit le changement de variable de X_i vers X'_i tel que X'_i suit une loi de distribution de Fréchet (voir équation 4.5).

Le couple $(X'_1 X'_2)$ de variables aléatoires suivant individuellement une loi de distribution des valeurs extrêmes, peut être représenté par un processus ponctuel de Poisson d'intensité :

$$\lambda(r,w) = 2\frac{dH(w)}{r^2}$$
(4.15)

avec $r = x'_{1} + x'_{2}$ et $w = \frac{x'_{1}}{x'_{1} + x'_{2}}$ H(w) une fonction de distribution définie sur [0,1] telle que :

$$G(x'_{1,}x'_{2}) = \exp\left\{-2\int_{0}^{1} max\left(\frac{w}{x'_{1}}, \frac{1-w}{x'_{2}}\right)dH(w)\right\}$$
(4.16)

r donne une mesure de distance à partir de l'origine et w peut être interprété comme une mesure angulaire comprise entre 0 et 1. La dispersion angulaire des variables

 (X'_1,X'_2) est caractérisée par H(w) indépendamment de la distance radiale r. Si H(w) est différentiable et de densité h(w), h(w) caractérise la répartition angulaire des variables (X'_1,X'_2) pour un r supérieur à une valeur donnée r_0 au-dessus de laquelle le processus ponctuel de Poisson est valide.

L'analyse de la représentation graphique de h(w) ne permet de trancher sur la forme de dépendance asymptotique, mais donne une information sur la force de la dépendance qui lie les deux variables. Pour des variables très proches de l'indépendance totale les valeurs de h(w) seront très élevées pour w=0 et w=1 et très faibles pour 0 < w < 1. À l'inverse en cas de dépendance totale les valeurs de h(w) seront très faibles pour $w \neq 0$ et $w \neq 1$.

• le calcul des coefficients de dépendance de queue [Ledford et Tawn, 1996]

Soit le changement de variable de X_i vers X'_i tel que X'_i suit une loi de distribution de Fréchet (voir équation 4.5).

Pour X'_1 et X'_2 , Ledford et Tawn ont montré que la fonction de survie de T, avec $T = min(X'_1,X'_2)$, suit une GPD de forme suivante :

$$\lim_{x'_0 \to \infty} \Pr\{T > (x'_0 + t) | T > x'_0\} = \left(1 + \xi \frac{t}{\sigma}\right)^{-1/\xi}$$
(4.17)

La visualisation graphique des variations de ξ en fonction de y avec $y = \exp(-1/x'_0)$ permet de caractériser la dépendance de queue :

- si pour y grand, ξ est inférieur à 1 (intervalle de confiance compris), la dépendance asymptotique est rejetée ;
- si pour *y* grand, ξ est tend vers 1 (intervalle de confiance compris), la dépendance asymptotique n'est pas exclue.
 - le test de Falk & Michel [2006]

Soit le changement de variable de X_i vers X'_i tel que X'_i suit une loi de distribution exponentielle :

$$Proba \left[X'_{i} \leq x'_{i} \right] = \exp(x'_{i})$$

$$avec \quad X'_{i} = \ln(y_{i}) \quad \text{et} \quad y_{i} = Proba \left[X_{i} \leq x_{i} \right] \quad \text{pour} \quad i=1,2 \quad .$$

$$(4.18)$$

Falk et Michel ont montré que la loi de probabilité conditionnelle :

$$Proba\left\{\frac{(X'_{1}+X'_{2})}{c} > t | X'_{1}+X'_{2} > c\right\}$$
(4.19)

suit une loi de distribution :

- $F(t)=t^2$ si X'_1 et X'_2 sont asymptotiquement indépendants, - et F(t)=t si X'_1 et X'_2 sont asymptotiquement dépendants. L'adéquation entre la loi de probabilité conditionnelle empirique et une loi de probabilité $F(t)=t^2$ est contrôlée par via le test de Neymann-Pearson.

• le calcul des coefficients de dépendance extrême [Coles et al., 1999]

Il est proposé par Coles *et al*, deux coefficients de dépendance χ et $\overline{\chi}$ pour quantifier la force de la dépendance qui lie les valeurs extrêmes de deux variables respectivement asymptotiquement dépendantes et asymptotiquement indépendantes.

Ces coefficients de dépendance $\chi(u)$ et $\overline{\chi}(u)$ sont calculés avec leur intervalle de confiance à 95% pour *u* compris entre 0 et 1.

La lecture des variations de χ et $\overline{\chi}$ en fonction de u s'interprète de la manière suivante, pour $u \rightarrow 1$:

- si $\overline{\chi}=1$ et $0 < \chi \le 1$, alors les variables sont asymptotiquement dépendantes, χ représente la force de dépendance des valeurs extrêmes ;
- si χ=0 et −1 ≤ x̄ < 1 , alors les variables sont asymptotiquement dépendantes, x̄ représente la force de dépendance des valeurs extrêmes ;
- si $\overline{\chi} < 1$ et $\chi > 0$ le test ne permet pas de trancher entre la dépendance ou l'indépendance asymptotique.

4.1.5.c - Méthode du maximum de vraisemblance censurée

La loi de probabilité bi-variée est ajustée aux observations de vagues H_s et de niveau Z (ou de surcote S') via la méthode du maximum de vraisemblance censurée.

L'application de la méthode du maximum de vraisemblance traditionnelle (non censurée) suppose que la loi de probabilité bi-variée est valide pour l'ensemble des couples de variables. Or entre les valeurs courantes (événements en dessous du seuil de tempête) et les valeurs extrêmes (événements au-dessus du seuil de tempête) la dépendance est gouvernée par des processus physiques différents. Selon la théorie des valeurs extrêmes [Beirlant *et al.*, 2004], les modèles de loi bivariée ne sont valides que si les deux variables étudiées sont au-dessus du seuil de tempête.

La méthode du maximum de vraisemblance censurée, détaillée en annexe (annexe 2 - §5.3.3), permet de prendre en compte cette particularité. Le principe de base est le suivant. L'espace de probabilité est séparé en quatre régions distinctes (voir figure 4.6). La loi bi-variée est calée essentiellement dans la zone où les couples (X_1, X_2) ont des valeurs simultanément au-dessus des seuils de tempête (zone IV). Dans cette zone la participation à la fonction de vraisemblance correspond aux densités de probabilité associées aux couples (X_1, X_2) . Les couples (X_1, X_2) dont les valeurs sont simultanément en dessus des seuils de tempête (zone I) sont écartés. Pour les zones où une seule une variable du couple est au-dessus du seuil de tempête (zone II et III), la fonction de vraisemblance utilise la probabilité que la variable au-dessus du seuil de tempête est une valeur donnée, associée à la probabilité que la deuxième variable soit en dessous du seuil de tempête.



Cela permet d'inférer simultanément les paramètres des lois de probabilité uni-variée (lois paramétriques d'extrapolation des extrêmes de vagues et de surcote ou de niveau d'eau) et le paramètre de dépendance de la loi bi-variée.

Toutefois les durées d'observations simultanées étant bien inférieures aux durées d'observation individuelle (voir tableau 4.1), il est préféré ici :

- dans un premier temps d'ajuster par la méthode classique du maximum de vraisemblance les lois de probabilité uni-variée (indépendamment du choix de la loi bivariée);
- dans un deuxième temps d'ajuster par la méthode du maximum de vraisemblance censurée la loi de probabilité bi-variée.

4.1.6 - Modélisation du wave set-up

4.1.6.a - Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul

Le déferlement des vagues lié à la remontée des fonds peut engendrer une surélévation moyenne du niveau d'eau, appelée le « wave set-up ».

Les bases théoriques du wave set-up ont été établies pour la première fois par Longuet-Higgins (1962). Ces résultats furent confirmés en laboratoire par Bowen *et al* (1968). La validation des résultats théoriques sur des cas réels est compliquée et a posé un certain nombre de questions. Bien que l'existence du wave set-up soit avérée, sa caractérisation par des campagnes d'observations sur site aboutit à une grande dispersion de résultats.

La modélisation du wave set-up peut se faire de trois manières différentes, par le biais :

- de modèles empiriques et analytiques,
- de modèles numériques,
- ou de modèles physiques.

La difficulté d'élaborer un modèle théorique montre l'importance des essais sur site et justifie l'intérêt porté aux approches empiriques ou analytiques. L'utilisation d'un modèle numérique ou physique est une alternative souvent efficace, bien que plus lourde et plus coûteuse de mise en œuvre.

La zone d'étude couvrant l'ensemble du littoral métropolitain, les modèles numériques et physiques sont considérés comme trop lourds pour être mis en œuvre. Il est donc préféré les approches empiriques ou analytiques.

Pour l'heure il n'existe pas de formule universelle de calcul du wave set-up mais un ensemble de formules théoriques et empiriques donnant des résultats assez différents. Dans le cadre de ce travail il a été réalisé une synthèse des principales formules de calcul présentes dans la littérature. Le domaine de validité de chaque formule est estimé et les différences de résultats sont discutées. Il est important de noter que l'essentiel de ces formules a été établi pour des hauteurs de vagues équivalentes au large inférieures à 4 m, alors que l'on s'intéresse ici à des hauteurs souvent bien supérieures (H_s annuels compris entre 2 et 4 m pour la Méditerranée, voir figure 4.19 p.140, et entre 3,1 et 10,8 m pour la Mer du Nord, Manche et Atlantique, voir figure 4.29 p.149).

Cette synthèse, présentée sous forme d'un guide, est en cours de publication par le Cerema. Seule la conclusion est reprise ici. Pour plus de détail le document est fourni dans son intégralité en annexe 3.

4.1.6.b - Conclusion

Il existe un nombre important de formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up. Ces formules peuvent donner des résultats très différents. Elles sont basées sur des expériences en laboratoire (canal à houle) ou sur le terrain. Les conditions de mesure sont toutes différentes, tant sur le protocole que sur l'environnement.

Pour une même campagne de mesure *in situ*, les variations de wave set-up restent très importantes (wave set-up de 2 % à 200 % de la hauteur significative équivalente des vagues au large). Seul un wave set-up moyen peut donc être caractérisé. De manière générale le wave set-up augmente avec la pente et le nombre d'Iribarren et diminue avec la cambrure des vagues. Toutefois l'ensemble des estimations aboutit à des résultats différents entre eux sans qu'il soit possible de dégager une formule universelle.

Ces différences de résultats sont liées à la complexité des phénomènes à l'origine du wave set-up (profil bathymétrique, caractéristiques des états de mer, marnage, ...) ainsi qu'à la difficulté d'établir un protocole de mesure (position et type du capteur, temps d'intégration du niveau moyen, ...).

Pour obtenir un ordre de grandeur du wave set-up, en l'absence d'information sur la période de vagues et la pente au niveau du jet de rive, la formule de Dean et Walton (2009) peut être utilisée :

$$\overline{\eta_s}/H_{os} = 0.191 \pm 0.1$$
 (4.20)

avec $\overline{\eta_s}$ le wave set-up à la côte

et H_{os} la hauteur de vague au large significative « équivalente » (hauteur corrigée des effets de propagation, notamment réfraction).

4.2 - Résultats

4.2.1 - Analyse de la dépendance asymptotique

Les quatre approches détaillées au §4.1.5.b sont appliquées aux observations simultanées de vagues H_s et de niveau d'eau Z ou de surcote météorologique normalisée PM S' (selon la façade maritime) aux ports de référence afin de caractériser la forme de dépendance asymptotique. Pour rappel les critères d'analyse sont présentés au §4.1.5.b.

4.2.1.a - Représentation par un processus de Poisson

Quatre exemples de représentation de la répartition angulaire h(w), pour deux ports par façade maritime, sont présentés ci-après (figures 4.7 et 4.8).

Ces deux ports sont situés aux extrêmes en termes de durée d'observations simultanées :

- pour le littoral de la Méditerranée : Sète et Marseille avec respectivement 19,9 et 6,9 années d'observations simultanées ;
- pour le littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique : Brest et Port-Bloc avec respectivement 23,4 et 1,8 années d'observations simultanées.



<u>Figure 4.7</u> : Méditerranée : Représentation de la répartition angulaire en fréquence relative pour les événements simultanément au-dessus du seuil de tempête.



<u>Figure 4.8</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Représentation de la répartition angulaire en fréquence relative pour les événements simultanément au-dessus du seuil de tempête.

L'analyse des histogrammes est la suivant :

▶ Les histogrammes de Sète et Brest sont assez représentatifs de l'ensemble des résultats sur les deux façades maritimes. Les valeurs de h(w) sont plus élevées pour w proche de 0 (fortes vagues H_s sans fort niveau Z ou surcote S') ou de 1 (forts niveaux Z ou surcotes S' sans forte vague H_s). Cela signifie que les cas de tempête avec seulement une des deux variables (H_s ou Z, S') au-dessus du seuil de tempête sont plus nombreux qu'avec les deux variables simultanément au-dessus du seuil (représentés par les valeurs de w autour de 0,5). La dépendance est donc faible. La fréquence relative de h(w) au centre de l'histogramme étant de l'ordre ou supérieure à 0.5, la complète indépendance semble toutefois à écarter.

À noter une légère dissymétrie sur les histogrammes de Sète et Brest. Il est difficile de généraliser une tendance de ce type au vu des résultats sur les autres sites.

▶ Les histogrammes de Marseille et Port-Bloc sont représentatifs de cinq cas particuliers qui se distinguent de l'ensemble des résultats. Les trois autres ports sont Ajaccio, La Rochelle et de Concarneau. Ces histogrammes sont caractérisés par une certaine variabilité des valeurs consécutives de h(w). Ces ports correspondant aux durées d'observations simultanées les plus faibles, le nombre d'années semble insuffisant pour caractériser une quelconque dépendance entre les vagues

 H_s et les niveaux Z ou les surcote S'. Il est décidé ici de ne conserver que les ports pour lesquels plus de huit années d'observations simultanées sont disponibles. Les cinq ports sont donc écartés (ports surlignés en orange dans le tableau 4.1). Ils ne sont plus pris en compte pour la suite de l'analyse.

La tendance générale est la suivante :

▶ <u>Pour la méditerranée</u>, la dépendance est plus marquée pour le port Sète (valeurs de *w* plus fortes en milieu d'histogramme).

▶ Pour la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique, la dépendance est plus marquée en Baie de Seine et Baie de Somme (valeurs de *w* plus fortes en milieu d'histogramme), moins marquée au Sud du golfe de Gascogne, en baie du Mont-Saint-Michel et dans le Nord-Pas-de-Calais.

4.2.1.b - Coefficients de dépendance de queue

Deux exemples de résultats de calcul du coefficient de dépendance de queue sont présentés ci-après pour les ports de Bayonne et Toulon (voir figure 4.9).



Figure 4.9 : Calcul du coefficient de dépendance de queue pour Bayonne et Toulon.

Les résultats pour Bayonne tendent à montrer la dépendance asymptotique. Il s'agit toutefois d'un cas particulier puisque pour l'ensemble des ports les résultats s'approchent plus de ceux de Toulon. Dans ce dernier cas l'importance de l'incertitude ne permet pas clairement de définir si le coefficient de dépendance tend vers 1 (dépendance asymptotique) ou 0 (indépendance asymptotique) pour une probabilité de seuil proche de 1.

4.2.1.c - Test de Falk & Michel

Deux exemples de résultats de calcul de la p_value au test de Neymann-Pearson sont présentés ci-après pour les ports de Bayonne et Toulon (voir figure 4.10).



<u>Figure 4.10</u> : Test de Falk et Michel appliqué à Bayonne et Toulon (interprétation : test statistique de Neymann-Pearson).

Les résultats tendent à montrer l'indépendance asymptotique pour Bayonne (p_value supérieure à 5 % pour c égal à -0,1) et la dépendance asymptotique pour Toulon (p_value inférieure à 1 % pour c égal à -0,1).

Ce test est difficilement interprétable. Il ne semble pas qu'il y ait de région homogène de type de dépendance. Les résultats peuvent être en contradiction directe avec ceux issus des tendances du calcul du coefficient de dépendance de queue (pour Bayonne par exemple).

4.2.1.d - Coefficients de dépendance extrême

Deux exemples de résultats de calcul du $\chi(u)$ et $\overline{\chi}(u)$ sont présentés ci-après pour les ports de Bayonne et Toulon (voir les figures 4.11 et 4.12).

Pour ces deux ports et de manière générale pour l'ensemble des résultats, il est très difficile de dire :

- si $\overline{\chi}(u)$ tend vers 1 avec $\chi(u)$ qui représente la force de la dépendance asymptotique,
- ou si $\chi(u)$ tend vers 0 avec $\overline{\chi}(u)$ qui représente la force de l'indépendance asymptotique.

Le calcul des coefficients de dépendance extrême ne permet pas de caractériser la forme de dépendance asymptotique sur la façade maritime de Méditerranée, comme celle de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique.



Figure 4.11 : Calcul du coefficient de dépendance extrême Chi pour Bayonne et Toulon.



Figure 4.12 : Calcul du coefficient de dépendance extrême Chi barre pour Bayonne et Toulon.

4.2.1.e - Conclusions

La représentation par un processus de Poisson permet d'établir dans un premier temps le nombre d'années nécessaires pour la modélisation de la dépendance vagues / niveau d'eau ou vagues / surcote météorologique. En effet si ce nombre d'années est trop faible, la représentation par un processus de Poisson montre que le nombre d'événements de tempête est aussi trop faible pour caractériser la forme de la dépendance. Après analyse

des résultats sur l'ensemble du littoral étudié, ce nombre est fixé à huit ans. Les ports ne remplissant pas cette condition (Port-Bloc, La Rochelle, Concarneau, Marseille et Ajaccio) sont donc écartés de la suite de l'analyse. Ajaccio étant le seul de port de Corse, il n'est donc pas produit d'estimation des valeurs extrêmes de niveau d'eau avec l'action des vagues en Corse.

Sur les ports pour lesquels plus de huit années d'observations sont disponibles, la représentation par un processus de Poisson montre de manière générale une dépendance vagues / niveau d'eau ou vagues / surcote météorologique qui peut être faible par endroit, mais jamais négligeable. La complète dépendance et complète indépendance semblent exclues.

Les autres approches et tests mis en œuvre pour caractériser la forme de dépendance asymptotique ne permettent pas de trancher pour la dépendance asymptotique ou pour l'indépendance asymptotique. Les résultats sont de manière générale très difficile à interpréter et peuvent sembler ponctuellement contradictoires.

Il n'est pas possible ici d'établir la dépendance asymptotique ou l'indépendance asymptotique. Pour ce faire il conviendrait de disposer de durée d'observations simultanées très supérieures.

Au vue des résultats présentés, les deux formes de dépendances, et donc les deux familles de loi bi-variée, sont donc envisageables. Toutefois l'hypothèse d'indépendance asymptotique semble peu viable. En effet les événements tempête sont de deux types :

- Premier type, les tempêtes passent très au large et le littoral peut être impacté par de fortes vagues (houle océanique) sans forte surcote météorologique (absence de vent). Il y a donc indépendance asymptotique.
- Deuxième type, les tempêtes se situent sur le littoral et produisent simultanément de fortes surcotes météorologiques (vent important) et de fortes vagues (mer de vent). Il y a donc dépendance asymptotique.

L'expérience montre que le deuxième type de tempête est le plus fréquent sur la zone étudiée. Il paraît peu concevable d'avoir, par exemple, de fortes vagues avec une décote. Dans l'ensemble c'est bien la dépendance asymptotique qui l'emporte.

Il est donc préféré ici de poser l'hypothèse de la dépendance asymptotique.

4.2.2 - Application au littoral de la Méditerranée

4.2.2.a - Modélisation des tempêtes

Pour représenter les tempêtes, sont modélisés les variations du H_s et du Z autour du maximum de tempête et le décalage en temps entre le pic de H_s et le pic de Z.

Variations autour des pics de tempête

Les formes de tempête normalisées, correspondant respectivement aux observations de hauteurs de vagues H_s et aux observations de niveau d'eau Z, sont calculées à partir de l'ensemble des événements au-dessus des seuils de tempête. Un exemple de résultat est présenté pour le port de Sète (figures 4.13 et 4.14).

L'influence de la marée est clairement visible sur les niveaux d'eau (voir la figure 4.13).



Temps (heure) <u>Figure 4.13</u> : Port de Sète : Moyenne des niveaux d'eau observés dans le port lors des tempêtes.

L'exemple présenté figure 4.14 montre que pour certains événements, les hauteurs de vagues en début ou en fin de tempête peuvent être supérieures au pic de tempête de référence. Cela est dû à la présence d'un deuxième pic de tempête distant de plus de 24 heures, interprété ici comme une succession de tempêtes.



Temps (heure) <u>Figure 4.14</u> : Port de Sète : Moyenne des hauteurs significatives observées devant le port lors des tempêtes.

Décalage entre les pics de tempête

Le décalage en temps entre les pics de tempête de niveau d'eau Z et de hauteur de vagues H_s est modélisé par sa loi de distribution empirique (voir un exemple figure 4.15).



<u>Figure 4.15</u> : Port de Sète : Fréquence d'occurrence des décalages en temps des pics de tempête de niveau d'eau et de hauteur de vagues.

4.2.2.b - Dépendance niveau d'eau / vague

Les quatre modèles de loi bi-variée sont ajustés par la méthode du maximum de vraisemblance censurée aux observations simultanées de pics de niveau d'eau Z^p et de hauteur significative de vagues H_s^p . La sélection du modèle est effectuée sur la base du Critère d'Information d'Akaike (AIC) [Akaike, 1973]. Le résultat est présenté sur le tableau 4.2. Les lois retenues sont surlignées en vert.

	Bivariate logistic	Bivariate asymetric logistic	Husler-Reiss	Bivariate negative logistic
Port-Vendres	2121.1	2120.5	2119.7	2120.0
Sète	1353.8	1353.8	1351.3	1352.3
Toulon	1155.1	1155.2	1154.8	1154.9
Nice	1410.8	1409.6	1410.6	1410.6
Monaco	637.5	633.8	639.3	638.5

<u>Tableau 4.2</u> : Méditerranée : Calcul du AIC pour les différentes lois bi-variées testées.

Les lois étant différentes, les paramètres de loi ne peuvent être directement comparés d'un site à l'autre. Pour représenter l'évolution de la dépendance entre le niveau sans l'action de vagues Z^p et les hauteurs de vagues H_s^p , le coefficient de dépendance de Coles *et al.* [1999], noté C_p est représenté sur la figure 4.16. Ce coefficient est égal à :

```
C_D = 2(1 - P_k(1/2)) (4.21)
avec P_k la fonction de dépendance de Pickands (voir l'annexe 3 de
l'annexe 2).
```

La valeur de ce coefficient est comprise entre 0 (complète indépendance) et 1 (complète dépendance). La figure ci-après montre que la dépendance reste peu élevée sur l'ensemble du littoral.



La figure 4.16 montre que la dépendance est minimale pour Toulon et maximale pour Sète. Pour ces deux ports, les occurrences simultanées de niveau d'eau et de hauteur significative sont présentées sur la figure 4.17.



<u>Figure 4.17</u> : Méditerranée : Données simultanées et courbes d'iso-probabilité de niveau d'eau et de hauteur significative des vagues.

La force de la dépendance se lit sur la figure 4.17 en observant la dispersion de valeurs des événements tempête. Lors d'un événement tempête, au moins une des valeurs (niveau d'eau ou H_s) est importante (au-dessus des lignes matérialisées sur la figure). La dispersion des niveaux d'eau associés aux fortes valeurs de H_s est clairement plus importante pour Toulon que pour Sète, caractéristique d'une plus faible dépendance. Cela

est moins nette si l'on observe la dispersion des H_s associés aux fortes valeurs de niveau d'eau.

4.2.2.c - Niveaux d'eau avec l'action des vagues

Les résultats de l'estimation du niveau W centennal sont présentés sur la figure 4.18. Ces estimations ne sont qu'une première approche, elles ne peuvent servir de niveaux de référence pour l'élaboration des plans de prévention des risques littoraux (PPRL) ou d'autres applications sensibles. Pour plus d'information concernant ce point il convient de se référer à la discussion sur l'estimation du wave set-up au §5.2.4.

Deux estimations des niveaux d'eau avec l'action des vagues sont fournies, une estimation haute et une estimation basse (voir §4.1.1). Pour une meilleure lisibilité les estimations haute et basse sont légèrement décalées en abscisse (+/- 0.5 km) sur la figure 4.18. À titre de comparaison, les niveaux d'eau sans l'action des vagues issus de l'analyse sitepar-site (voir §3.2) sont aussi représentés sur la figure 4.18.

Estimations des niveaux

La prise en compte du wave set-up augmente de manière significative les estimations de niveau d'eau (jusqu'à un mètre de plus). Les valeurs absolues de ces augmentations sont bien entendu à relativiser du fait des approximations faites pour la prise en compte des vagues (formule empirique moyenne pour le calcul du wave set-up et non prise en compte du transfert des vagues du large à la côte, voir la discussion au §5.2.4).

Les estimations de niveaux W centennaux sont comprises entre 1,36 m et 2,15 m NGF. Les valeurs les plus élevées ont tendance à être atteintes au centre du profil (autour de Marseille). Cela résultat est logique puisque ce secteur correspond aux estimations de niveau d'eau sans l'action des vagues les plus élevées (voir figure 3.14), mais aussi aux hauteurs de vagues les plus élevées.

Il est intéressant de noter que l'estimation inférieure est très proche de l'estimation supérieure (différence maximale en valeur absolue de 2 cm). Ceci s'explique par le fait qu'il est très difficile d'atteindre le niveau W centennal si le niveau d'eau sans l'action de vagues Z ou la hauteur significative des vagues H_s est en dessous du seuil de tempête. Une analyse plus approfondie sur quelques points à partir de la simulation de 10 000 ans montre le niveau W atteint péniblement sa valeur de période de retour 20 ans si une des deux composantes est en dessous de son seuil de tempête.

Contrairement à l'interpolation des niveaux d'eau sans l'action des vagues (voir §3.2), le résultat montre d'importantes variations des estimations entre deux points voisins. Ceci s'explique par la différence d'exposition aux vagues (voir figure 4.19). Par exemple, deux pics sont présents sur le profil aux points kilométriques 412 et 476. Le report sur une carte des points ANEMOC correspondants montre clairement que ces variations sont liées à la différence d'exposition aux vagues du fait de la forme du trait de côte (voir figure 4.20). Une interpolation entre les points de calcul affichés sur la figure 4.18 est donc particulièrement sujette à caution.



Figure 4.18 : Méditerranée : Niveaux d'eau de période de retour 100 ans avec et sans l'action des vagues.



Figure 4.19 : Méditerranée : Hauteurs significatives au large de périodes de retour 1, 10 et 100 ans



<u>Figure 4.20</u>: Méditerranée : Localisation des points d'estimation de niveau d'eau avec l'action des vagues centennal le long du trait de côte - Zoom entre les Points Kilométriques PK390 et PK497.

Incertitudes

Les incertitudes sont calculées par une méthode de Monte-Carlo. L'intervalle de confiance représenté comprend les incertitudes d'échantillonnage liées à l'ajustement des valeurs extrêmes de niveau d'eau Z et de hauteur de vagues, ainsi que l'incertitude sur la modé-lisation de la dépendance entre le niveau Z et la hauteur de vagues.

L'intervalle à 70 % est compris entre 8 et 80 cm (borne supérieure moins la borne inférieure) selon le point étudié et le type d'estimation (haute ou basse).

D'autres sources d'incertitude détaillées au §3.2.2 ne sont pas prises en compte. À cela s'ajoute aussi les incertitudes sur le calcul du wave set-up et sur la propagation des vagues à la côte.

4.2.2.d - Contrôle : Niveaux d'eau sans l'action des vagues

La méthode mise en œuvre pour l'interpolation des niveaux d'eau avec l'action des vagues W permet aussi d'estimer des niveaux d'eau sans l'action des vagues Z. Pour cela il suffit de mettre la participation des vagues à 0 (constante de Dean et Walton considérée comme nulle, voir §4.1.6.b). Les résultats sont ainsi directement comparables avec ceux du §3.2 (Estimation des niveaux d'eau sans l'action des vagues).

L'approche mise en œuvre au §3.2, référencée ici comme la méthode 1, est toutefois différente de celle du présent paragraphe, référencée comme la méthode 2. Les différences principales portent :

- sur la modélisation des événements tempête (utilisation de l'index extrémal pour la méthode 1 et modélisation d'une forme de tempête moyenne pour la méthode 2);
- sur la zone d'intégration de la loi de probabilité des niveaux d'eau (exacte par un ajustement statistique des valeurs extrêmes pour la méthode 1 et approchée par une simulation de Monte-Carlo pour la méthode 2 avec deux approximations respectivement haute et basse);
- la prise en compte des ports de référence (contrairement à la méthode 1 les ports de Marseille et d'Ajaccio sont écartés dans la méthode 2).

Le port d'Ajaccio n'étant pas pris en compte pour la deuxième méthode, la comparaison entre les deux méthodes ne peut se faire que sur le littoral continental. Les résultats sont présentés sur la figure 4.21.



Figure 4.21 : Méditerranée : Comparaison des estimations du niveau d'eau sans l'action des vagues issues des deux approches étudiées.

Les résultats sont très différents sur la portion du littoral entre les ports de Sète et de Toulon. Cela s'explique par la non prise en compte du port de Marseille par la méthode 2. Cela souligne l'importance de nombre de points d'observation pour le calage de l'interpolation (voir la discussion sur la prise en compte des ports secondaires au §3.2). Sur le reste du linéaire, les résultats issus de la méthode 1 se confondent presque avec ceux de l'estimation haute de la méthode 2 (différence maximale en valeur absolue de 8 mm). Pour la simulation lors de la méthode 2, le fait d'augmenter les niveaux d'eau Z minima à la valeur du seuil, n'influence évidemment pas l'estimation des niveaux au-dessus du seuil de tempête. Il est donc tout à fait normal que les deux estimations convergent. Cela valide en particulier les approches différentes de modélisation des tempêtes.

L'estimation basse de la méthode 2 ne prend en compte que les événements pour lesquels les niveaux d'eau Z et les hauteurs de vagues H_s sont simultanément au-dessus du seuil de tempête ($Z>u_z$ et $H_s>u_H$). Dans le cas présent même si l'action des vagues est considérée comme nulle, la méthode 2 écarte dans sa simulation un certain nombre de conjonctions ($Z>u_z$ et $H_s \le u_H$) participant au calcul de la période de retour de Z. L'approche est donc approximative et non sécuritaire. La comparaison avec la méthode 1 permet de donner un ordre de grandeur de l'erreur (au maximum ici de 5cm).

4.2.3 - Application au littoral de la Mer du Nord, de la Manche et de l'Atlantique

4.2.3.a - Modélisation des tempêtes

Pour représenter les tempêtes, sont modélisés les variations du H_s et du S' autour du maximum de tempête, le décalage en temps entre le pic de H_s et le pic de S'.

Variations autour des pics de tempête

Les formes de tempête normalisées, correspondant respectivement aux observations de hauteurs de vagues H_s et aux observations de surcotes normalisées par bandes de marée S', sont calculées à partir de l'ensemble des événements au-dessus des seuils de tempête. Un exemple de résultat est présenté pour le port de Brest (figures 4.22 et 4.23).


Temps (heure)

<u>Figure 4.22</u> : Port de Brest : Moyenne des surcotes PM normalisées par bandes de marée et observées dans le port lors des tempêtes.

L'exemple présenté figure 4.23 montre que pour certains événements, les hauteurs de vagues en début ou en fin de tempête peuvent être supérieures au pic de tempête de référence. Cela est dû à la présence d'un deuxième pic de tempête distant de plus de 24 heures, interprété ici comme une succession de tempêtes.



Temps (heure) <u>Figure 4.23</u> : Port de Brest : Moyenne des hauteurs significatives observées devant le port lors des tempêtes.

Décalage entre les pics de tempête

Le décalage en temps entre les pics de tempête de surcote S' et de hauteur de vagues H_s est modélisé par sa loi de distribution empirique (voir figure 4.24).



<u>Figure 4.24</u> : Port de Brest : Fréquence d'occurrence des décalages en temps des pics de tempête de surcote PM normalisée par bandes de marée et de hauteur de vagues.

4.2.3.b - Dépendance niveau d'eau / vague

Les quatre modèles de loi bi-variée sont ajustés par la méthode du maximum de vraisemblance censurée aux observations simultanées de pics de surcote S' et de hauteur de vagues H_s . La sélection du modèle est effectuée sur la base du AIC [Akaike, 1973]. Le résultat est présenté sur le tableau 3.1. Les lois retenues sont surlignées en vert.

	Bivariate logistic	Bivariate asymetric logistic	Husler-Reiss	Bivariate negative logistic
Saint-Jean-de-Luz	3257.94	3257.86	3259.01	3258.38
Bayonne	2926.83	2925.37	2921.76	2923.33
Les Sables d'Olonnes	2778.44	2777.53	2777.90	2777.57
Pointe Saint-Gildas	2886.59	2886.91	2886.93	2886.10
Saint-Nazaire	2930.60	2930.71	2931.91	2930.72
Port-Tudy	3367.74	3368.05	3371.09	3369.28
Brest	4030.70	4027.07	4047.07	4034.91
Le Conquet	4159.75	4159.61	4165.45	4160.22
Roscoff	4370.32	4369.20	4373.06	4371.95
Saint-Malo	952.59	950.48	952.97	952.77
Cherbourg	3565.26	3564.73	3569.74	3567.15
Le Havre	4440.27	4447.44	4443.48	4440.48
Dieppe	2241.61	2242.01	2242.19	2240.96
Boulogne sur Mer	2446.81	2446.82	2446.33	2446.52
Calais	2004.32	2004.16	2005.45	2004.86
Dunkerque	2611.88	2610.27	2614.64	2613.43

<u>Tableau 4.3</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Calcul du AIC pour les différentes lois bi-variées testées.

Les lois étant différentes, les paramètres de lois ne peuvent être directement comparés d'un site à l'autre. Pour représenter l'évolution de la dépendance entre la surcote S' et les hauteurs de vagues H_s , le coefficient de dépendance de Coles *et al.* [1999] (voir sa définition au §4.2.2.b) est représenté sur la figure 4.25. La figure montre que la dépendance reste relativement peu élevée, hormis peut-être pour Le Havre où elle est peut être qualifiée de moyenne. La dépendance est plus élevée de Bayonne et Port-Tudy, en baie de Seine et en baie de Somme. La dépendance est plus faible au Sud du golfe de Gascogne, en baie du Mont-Saint-Michel et au niveau du Nord-Pas-de-Calais. Cette analyse rejoint celle issue de la représentation par un processus de Poisson (voir §4.2.1.a).



/ vagues.

La figure 4.25 montre que la dépendance est minimale pour Saint-Malo et maximale pour Le Havre. Pour ces deux ports, les occurrences simultanées de surcote PM normalisée et de hauteur significative sont présentées sur la figure 4.26.



<u>Figure 4.26</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Données simultanées et courbes d'iso-probabilité de surcote PM normalisées par bandes de marée et de hauteur significative des vagues.

La force de la dépendance se lit sur la figure 4.26 en observant la dispersion de valeurs des événements tempête. Lors d'un événement tempête, au moins une des valeurs (surcote ou H_s) est importante (au-dessus des lignes matérialisées sur la figure). La dispersion des surcotes associées aux fortes valeurs de H_s , comme la dispersion des H_s associés aux fortes valeurs de surcote, est clairement plus importante pour Saint-Malo que pour Le Havre. Cela est caractéristique d'une plus faible dépendance.

4.2.3.c - Niveaux d'eau avec l'action des vagues

Les résultats de l'estimation du niveau W centennal sont présentés sur la figure 4.27. Ces estimations ne sont qu'une première approche, elles ne peuvent servir de niveaux de référence pour l'élaboration des plans de prévention des risques littoraux (PPRL) ou d'autres applications sensibles. Pour plus d'information concernant ce point il convient de se référer à la discussion sur l'estimation du wave set-up au §5.2.4.

Les incertitudes associées sont représentées sur la figure 4.28. Comme pour la Méditerranée (voir §4.2.2.c), deux estimations des niveaux d'eau avec l'action des vagues sont fournies, une estimation haute et une estimation basse. Pour une meilleure lisibilité les estimations hautes et basses sont légèrement décalées en abscisse (+/- 7 km) sur la figure 4.27. À titre de comparaison, les niveaux d'eau sans l'action des vagues issus de l'analyse sitepar-site (voir §3.3) sont aussi représentés sur la figure 4.27.

Estimation des niveaux

La prise en compte du wave set-up augmente de manière significative les estimations de niveau d'eau (jusqu'à 2.6 m de plus). Les valeurs absolues de ces augmentations sont bien entendu à relativiser du fait des approximations faites pour la prise en compte des vagues (formule empirique moyenne pour le calcul du wave set-up et non prise en compte du transfert des vagues du large à la côte, voir la discussion au §5.2.4). Pour des ordres de grandeur plus précis en des points spécifiques de la zone d'étude on peut se référer aux travaux de Bertin *et al.* [2012], Bulteau *et al.* [2012], Garcin *et al.* [2012], Mugica *et al.* [2013], Arnaud et Bertin [2014], Pedreros *et al.* [2014].

L'influence des vagues est conditionnée :

- par les hauteurs de vagues au large (voir figure 4.29) : l'influence des vagues tend à être plus faible sur la façade de la Manche que celle de l'Atlantique, et dans les zones abritées (par exemple la baie de Douarnenez au point kilométrique 960) ;
- et par la dépendance vagues surcote PM (voir figure 4.25) : l'influence des vagues tend à être moins importante pour les sites à faible dépendance vagues surcote PM (Roscoff, Saint-Malo, Cherbourg et Calais).

Les estimations de niveau W centennal sont comprises entre 4,31 m et 9,00 m NGF. Ces niveaux d'eau avec l'action des vagues sont très fortement influencés par les niveaux de marée (voir figure 3.40). En effet les estimations les plus élevées se situent en baie du Mont-Saint-Michel et les plus faibles au Sud du golfe de Gascogne.



<u>Figure 4.27</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Niveaux d'eau de période de retour 100 ans avec et sans l'action des vagues de période de retour 100 ans.



<u>Figure 4.28</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Intervalle de confiance à 70 % des niveaux d'eau avec l'action des vagues de période de retour 100 ans.



Distance (km)

<u>Figure 4.29</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Hauteurs significatives au large de périodes de retour 1, 10 et 100 ans.

L'analyse des résultats en Mer du Nord, Manche et Atlantique aboutit à des conclusions assez similaires à celles issues de l'analyse des résultats en Méditerranée.

Comme pour la Méditerranée, l'estimation inférieure est proche de l'estimation supérieure. L'écart est ici inférieur à 5 cm pour 79 % des points de calcul. Ceci s'explique par le fait qu'il est très difficile d'atteindre le niveau W centennal si le niveau d'eau sans l'action de vagues Z ou la hauteur significative des vagues H_s est en dessous du seuil de tempête. Les 21 % restants des points de calcul (différence entre les estimations haute et basse supérieure à 5 cm), sont localisés en baie du Mont-Saint-Michel. Sur cette portion du littoral l'écart culmine à 14 cm. Ce résultat s'explique par la plus faible dépendance entre les vagues et les surcotes PM sur ce secteur géographique (voir figure 4.25).

Comme pour la Méditerranée le profil de niveau d'eau montre d'importantes variations entre deux points voisins du fait de la différence d'exposition aux vagues (voir figure 4.20). Une interpolation entre les points de calcul affichés sur la figure 4.27 est donc particulièrement sujette à caution.

Incertitudes

Les incertitudes sont calculées par une méthode de Monte-Carlo. L'intervalle de confiance représenté comprend l'incertitude sur la référence altimétrique des niveaux de marée PM (voir §3.3.5.c), les incertitudes d'échantillonnage liées à l'ajustement des valeurs extrêmes de surcote météorologique PM et de hauteur de vague, ainsi que l'incertitude sur la modé-lisation de la dépendance entre la surcote météorologique PM et la hauteur de vague.

L'intervalle de confiance à 70 % varie selon le point étudié. Il est compris entre 0,19 et 1,14 m (amplitudes correspondant à la borne supérieure de l'intervalle moins la borne inférieure) selon le point étudié et le type d'estimation (haute ou basse). La part liée à l'incertitude sur la référence altimétrique des niveaux de marée participe pour 20 % à 91 % à l'incertitude totale affichée.

D'autres sources d'incertitude détaillées au §3.3.5.c ne sont pas prises en compte. A cela s'ajoute aussi les incertitudes sur le calcul du wave set-up et sur la propagation des vagues à la côte.

4.2.3.d - Contrôle : Niveaux d'eau sans l'action des vagues

De la même manière que pour la façade méditerranéenne, la méthode mise en œuvre pour les calculs des niveaux d'eau W peut être appliquée aux calculs des niveaux d'eau Z (participation des vagues mise à 0).

L'approche mise en œuvre au §3.3.5, notée ici la méthode de « convolution », est différente de celle du présent paragraphe, notée ici la méthode de « Monte-Carlo ». Les différences principales portent :

- sur la modélisation des événements tempête (utilisation de l'index extrémal pour la méthode de Convolution et modélisation d'une forme de tempête moyenne pour la méthode de Monte-Carlo);
- sur la zone d'intégration de la loi de probabilité des niveaux d'eau (exacte par une convolution surcote/marée pour la méthode de Convolution et approchée par une simulation de Monte-Carlo surcote/marée pour la méthode de Monte-Carlo avec deux approximations respectivement haute et basse);
- la prise en compte des ports de référence (contrairement à la méthode de Convolution, les ports de Port-Bloc, La Rochelle et Concarneau sont écartés dans la méthode de Monte-Carlo faute de durée d'observation simultanée vague / surcote suffisante).

Comme expliqué pour l'analyse des niveaux d'eau en Méditerranée, l'estimation haute de la méthode de Monte-Carlo correspond en théorie aux niveaux obtenus par la méthode de convolution. Le résultat de cette comparaison est présenté sur la figure 4.30.

La différence entre les estimations de niveau d'eau centennaux sans l'action des vagues par les deux méthodes atteint jusqu'à 14 cm entre Bayonne et Les Sables d'Olonne. Cette différence est due à la non prise en compte des ports de Port-Bloc et La Rochelle par la méthode de Monte-Carlo. La méthode de Monte-Carlo a donc tendance sur cette portion du linéaire à sous-estimer les niveaux de retour.

Si l'on exclut le linéaire compris entre Bayonne et Les Sables d'Olonne, cette différence est relativement faible (inférieure à 5 cm).



<u>Figure 4.30</u> : Mer du Nord, Manche et Atlantique : Comparaison des estimations du niveau d'eau sans l'action des vagues issues des deux approches étudiées.

Chapitre 5

Conclusions et perspectives

Ce cinquième chapitre conclut le travail effectué.

Une synthèse des méthodes et des principaux résultats est présentée en première partie. La deuxième partie porte sur les limites associées aux méthodes mises en œuvre. En dernière partie, il est proposé un certain nombre de pistes à creuser pour lever certaines de ces limites et pour l'amélioration des méthodes et des résultats.

5.1 - Principaux résultats

5.1.1 - Les niveaux d'eau sans l'action des vagues

Dans un premier temps les niveaux d'eau marins extrêmes sans l'action des vagues sont étudiés. Le principe de base des méthodes utilisées est une estimation des valeurs extrêmes aux ports de référence et une interpolation de ces valeurs entre les ports. On suppose ici que les valeurs interpolées (les niveaux d'eau pour la Méditerranée et les surcotes de pleine mer pour la Manche, la Mer du Nord et l'Atlantique) n'évoluent pas de manière trop complexe entre les ports de référence.

Deux approches différentes sont appliquées selon les conditions de marnage :

 en Méditerranée, où le marnage est faible, une approche directe des valeurs extrêmes de niveaux d'eau ; en Mer du Nord, Manche et Atlantique, où le marnage est plus important, une approche indirecte avec l'analyse des valeurs extrêmes de surcote météorologique PM et puis une convolution surcote PM / marée PM.

5.1.1.a - Méditerranée

Méthodologie

Plusieurs méthodes d'analyse des extrêmes et d'interpolation sont étudiées en Méditerranée.

Pour l'analyse des extrêmes, les approches site-par-site et RFA sont comparées.

La méthode d'interpolation diffère ensuite selon l'approche :

- Pour l'analyse site-par-site deux types d'interpolation sont testés, une interpolation des niveaux de retour d'une part, et une interpolation des paramètres de la GPD d'autre part.
- Pour la RFA deux paramètres de normalisation sont étudiés, avec la possibilité d'enrichir les observations par la prise en compte de ports secondaires.

Estimations

Les niveaux d'eau sans l'action des vagues centennaux sont compris entre 0,72 m et 1,25 m NGF selon la méthode de calcul et la localisation sur littoral.

Ce travail montre que l'analyse site-par-site et la RFA sont deux approches complémentaires. En effet du fait des nombreuses hypothèses à la base de la RFA, l'analyse site-parsite serait à privilégier au moins pour l'estimation des niveaux de retour jusqu'à 100 ans. Mais du fait des durées d'observation limitées, seule la RFA peut fournir un résultat pour les niveaux de retour supérieurs à 100 ans. Ce résultat est toutefois à considérer avec toutes les précautions (et les intervalles de confiance) qui s'imposent.

Concernant les méthodes d'interpolation, l'analyse site-par-site ne montre pas une grande différence de résultats entre une interpolation du niveau de retour centennal et une interpolation des paramètres de la GPD. Pour l'interpolation de la RFA, la diminution du paramètre de normalisation afin d'intégrer des ports secondaires est une option intéressante. Toutefois se pose la question des limites exactes des régions homogènes afin de savoir si un port secondaire peut être utilisé ou non. Ce problème se pose particulièrement en Corse avec la question d'une hétérogénéité entre les façades Est ou Ouest de l'île.

5.1.1.b - Mer du Nord, Manche et Atlantique

Méthodologie

Seuls les événements de pleine mer sont considérés ici (surcote météorologique PM et niveau d'eau PM).

En Mer du Nord, Manche et Atlantique, le travail porte dans un premier temps sur la modélisation de la dépendance surcote PM / marée PM aux ports de référence, avant de passer à l'analyse des surcotes météorologiques extrêmes et aux calculs des niveaux d'eau extrêmes par une méthode de convolution.

La dépendance surcote PM / marée PM est étudiée sous deux angles différents. Le premier est une dépendance saisonnière due aux différences de calendriers pour les alternances de fortes surcotes météorologiques et de forts niveaux de marée. Le deuxième est une dépendance en amplitude due à l'influence directe de la profondeur d'eau sur l'amplitude de surcote météorologique. Les résultats montrent que la dépendance saisonnière peut être négligée, mais que la dépendance en amplitude est effective sur certains sites (plus particulièrement en baie de Seine et au sud du golfe de Gascogne). Une solution innovante, dérivée des travaux de Dixon et Tawn [1994], est développée pour modéliser cette dépendance.

Puis les approches site-par-site et RFA sont comparées pour l'analyse des valeurs extrêmes de surcote météorologique aux ports de référence. Les valeurs extrêmes de niveau d'eau sans l'action des vagues sont obtenues par une convolution surcote PM / marée PM. Suite aux travaux effectués sur la Méditerranée, l'interpolation des surcotes météorologiques PM est effectuée par une méthode d'interpolation linéaire des niveaux de retours. Pour l'interpolation des niveaux d'eau sans l'action des vagues, une méthode de convolution surcote PM / marée PM originale est développée reposant sur une interpolation linéaire pour la part surcote météorologique PM et l'utilisation des données prédites au point d'interpolation étudié pour la part niveau de marée PM.

Estimations

Les surcotes météorologiques PM centennales sont comprises entre 0,55 et 1,73 m selon la méthode de calcul et la localisation sur littoral. L'examen du profil de surcotes météorologiques PM le long du littoral montre que les surcotes ont tendance à être moins élevées au sud et plus fortes au nord. La RFA est dans l'ensemble plus conservative que l'analyse site-par-site (jusqu'à 38 cm de plus) et à tendance à lisser les estimations sur le linéaire côtier.

Les niveaux d'eau PM sans l'action des vagues centennaux sont compris entre 2,46 m NGF et 8,02 m NGF selon la méthode de calcul et la localisation sur littoral. Les niveaux d'eau sont très largement influencés par les conditions de marée. Les plus fortes valeurs de niveau correspondent aux secteurs où les plus hautes mers astronomiques sont les plus importantes (baie du Mont-Saint-Michel et baie de Somme). Les différences entre la RFA et l'analyse site-par-site restent faibles.

5.1.2 - Les niveaux d'eau avec l'action des vagues

Dans un deuxième temps, la surcote liée au déferlement des vagues (wave set-up) est prise en compte. Le principe de base de la méthode utilisée est similaire à celui mis en œuvre pour l'analyse des niveaux d'eau sans l'action de vagues, à savoir une estimation des valeurs extrêmes aux ports de référence et une interpolation de ces valeurs entre les ports.

Pour estimer le wave set-up il est proposé ici d'utiliser la formule de Dean et Walton [2009], qui permet de relier l'amplitude du wave set-up à la hauteur significative équivalente des vagues au large. Les effets de réfraction et diffraction, modifiant les hauteurs et les directions des vagues, ne sont pris en compte ici. Ce point est discuté dans les suites à donner au présent travail (voir §5.2). Seul les points du littoral directement exposés aux vagues sont pris en compte. Cette approche est considérée comme sécuritaire (surestimation du wave set-up).

La dépendance entre la hauteur significative au large et le niveau d'eau sans l'action des vagues (en Méditerranée) ou la surcote PM (en Mer du Nord, Manche et Atlantique) localisée sur le trait de côte est modélisée via une loi bi-variée des valeurs extrêmes. Les niveaux de retour des niveaux d'eau avec l'action des vagues sont ensuite estimés par une méthode de Monte-Carlo.

5.1.2.a - Méditerranée

L'analyse a porté sur le seul continent. La Corse n'est pas prise en compte du fait du manque de points d'observation de niveaux d'eau afin d'établir la dépendance entre les vagues et les niveaux d'eau.

La dépendance entre les hauteurs significatives des vagues et les niveaux d'eau sans l'action des vagues n'est pas très élevée, avec un coefficient de dépendance de Coles *et al.* [1999] compris entre 0,21 et 0,35 (avec 0 pour l'indépendance et 1 pour la dépendance totale). La dépendance est plus élevée au niveau de Sète et plus faible au niveau de Toulon. La présence de l'île de Porquerolles peut expliquer ce dernier point (atténuation des vagues).

Les deux estimations (haute et basse) sont très proches avec une différence inférieure à 2 cm. Les niveaux de retour centennaux sont compris entre 1,36 m et 2,15 m NGF le long du continent. Les valeurs les plus élevées correspondent plutôt au centre du profil (autour de Marseille) du fait des plus forts niveaux d'eau sans l'action des vagues mais aussi des plus fortes vagues. Le critère d'exposition aux vagues peut engendrer d'importantes variations dans les estimations entre deux ports voisins.

5.1.2.b - Mer du Nord, Manche et Atlantique

Le coefficient de dépendance de Coles *et al.* [1999] est compris entre 0,16 et 0,44 selon le point étudié. Ce coefficient montre que la dépendance entre la hauteur significative des vagues et la surcote PM est plus élevée sur une portion du littoral atlantique (de Bayonne à Port-Tudy), en baie de Seine et en baie de Somme. La dépendance est plus faible au Sud du golfe de Gascogne, en baie du Mont-Saint-Michel et au niveau du Nord-Pas-de-Calais.

Les niveaux de retour centennaux sont compris entre 4,31 m et 9,00 m NGF. Ces niveaux d'eau avec l'action des vagues sont très fortement influencés par les niveaux de marée avec les estimations les plus élevées en baie du Mont-Saint-Michel et les plus faibles au Sud du golfe de Gascogne.

Comme pour la Méditerranée, les deux estimations (haute et basse) sont très proches avec une différence inférieure à 5 cm sur la majorité du linéaire. Des écarts plus importants, jusqu'à 14 cm, sont obtenus en baie du Mont-Saint-Michel et dans une moindre mesure dans le Pas-de-Calais du fait de la faible dépendance vagues / surcotes. Le critère d'exposition aux vagues peut engendrer d'importantes variations dans les estimations entre deux ports voisins.

5.2 - Discussion sur les limites des méthodes utilisées

5.2.1 - Données d'observation

Le résultat de ce type de travail est largement tributaire des caractéristiques des données d'observation utilisées. Cela concerne plus particulièrement leur nature (mesure *in situ* ou modélisation) et les durées d'observation.

Les données d'observation de niveau d'eau utilisées sont issues de la mesure *in situ* (REFMAR). Les observations marégraphiques portuaires sont assimilées par la méthode, aux observations de niveaux d'eau sans l'action des vagues (conjonction de la marée et de la surcote météorologique). Du fait de l'environnement et de la configuration du port, il est possible que d'autres composantes soient présentes dans le signal (wave set-up portuaire, ondes infragravitaires, seiche ou tsunami). Le fait de négliger le wave set-up portuaire est une approche sécuritaire. Par contre, le fait de négliger les autres composantes peut engendrer une surestimation comme une sous-estimation des niveaux d'eau.

Pour pallier le manque d'observations *in situ*, certaines données utilisées, les données d'états de mer et les prévisions de niveau de marée, sont issues de la modélisation numé-rique. Les limites associées aux modèles numériques sont donc à reporter ici.

Les prévisions de niveau de marées ont été fournies par le SHOM aux points étudiés ou a proximité. La précision du modèle n'est pas connue. De plus une erreur est à ajouter quand les niveaux de marée ne correspondent pas exactement au point étudié.

Les données d'états de mer sont issues de la base de données numériques ANEMOC. Ces données sont assez bien représentatives des climatologies moyennes, mais sont plus critiquables pour la reproduction des événements tempête. Cela impacte donc directement les estimations des valeurs extrêmes de niveau d'eau avec l'action des vagues.

Les durées d'observations des données utilisées sont variables selon les sites et le type de données (de 10 à 152 ans). Cela conditionne la crédibilité associée aux niveaux de retour estimés. Il est difficile de définir un seuil exact à partir duquel les niveaux de retour ne sont plus considérés comme fiables. De manière générale, à la vue des durées d'observation utilisées, une certaine crédibilité peut être accordée aux estimations jusqu'au niveau de retour 100 ans (plus, au niveau de Brest). La réalité physique des niveaux de retour supérieurs est plus particulièrement discutable.

5.2.2 - Dépendance surcote / marée

L'analyse de la dépendance entre la surcote météorologique et le niveau de marée a permis d'établir un modèle de dépendance donnant des résultats intéressant en baie de Seine et au sud du golfe de Gascogne. Cette dépendance semble toutefois moins bien caractérisée sur certains ports (Saint-Nazaire, et du Conquet à Cherbourg). D'autres pistes méritent donc d'être explorées pour comprendre la surestimation apparente des niveaux de retour avec les méthodes actuelles.

5.2.3 - Analyse spatiale

Les observations marégraphiques sont issues des observations portuaires (REFMAR). Leur nombre est relativement limité rendant critiquable les interpolations entre les ports. Cela est d'autant plus vrai si la bathymétrie est changeante, le profil de côte découpé ou en présence d'une zone estuarienne.

5.2.4 - Estimation du wave set-up

La méthode présentée dans ce rapport permet de jeter les bases d'une estimation des niveaux d'eau marins extrêmes intégrant l'effet des vagues. Il s'agit là d'une première estimation qui constitue une nouvelle étape dans une action de recherche, mais qui ne peut être directement utilisée pour une application opérationnelle.

Les estimations fournies de niveaux d'eau avec l'action des vagues ne peuvent servir de niveaux de référence pour l'élaboration des plans de prévention des risques littoraux (PPRL) ou d'autres applications sensibles.

Les niveaux d'eau avec l'action des vagues sont ici estimés :

- à partir des niveaux d'eau observés dans les ports (REFMAR), observations assimilées à des niveaux d'eau sans l'action des vagues ;
- auxquels est ajoutée la sur-élévation moyenne liée au déferlement des vagues (wave set-up) :
 - calculée par une formule unique, la formule de Dean et Walton [2009];
 - à partir des hauteurs de vagues situées au large, issues d'une base de données numériques (ANEMOC).

L'apport de la méthode présentée ici repose sur l'établissement de séries temporelles de conjonctions marée, surcote météorologique et vagues le long du littoral. Toutefois, les limitations suivantes sont à formuler sur l'exploitation faite ici de ces séries :

- Les niveaux d'eau observés dans les ports peuvent déjà contenir un wave set-up [Pedreros *et al.*, 2014]. Cela arrive s'il y a déferlement des vagues au large du fait de la bathymétrie. Ce wave set-up « environnant ou régional » [Garcin *et al.*, 2012 ; Bertin *et al.*, 2015] est un wave set-up de large emprise géographique, auquel peut s'ajouter un wave-up local, dû au déferlement des vagues à la côte.
- La formule de Dean et Walton est intéressante pour un premier ordre de grandeur, mais elle ne permet pas de prendre en compte la spécificité des sites (bathymétrie, type de côte, pente de la plage, courant littoraux, …). C'est une formule moyenne dont le résultat est approché, voire très approché, pour certains points.
- L'utilisation des hauteurs de vagues au large en tant que référence pour le calcul de wave set-up tend, de manière générale, à sur-estimer l'influence des vagues, d'autant qu'il est utilisé ici des résultats ici de simulations numériques. Il convient de prendre en compte l'ensemble des processus qui affectent le transfert des vagues du large à la côte (les phénomènes de réfraction, de diffraction et les processus de dissipation de l'énergie).

Une modélisation précise du wave set-up nécessiterait l'utilisation d'un modèle à phase moyennée, sur une grille spatiale de l'ordre du dix à cent mètres, appliqué aux 10 000 ans de conjonctions simulées par la méthode de Monte-Carlo. Cela n'est pas envisageable à grande échelle avec les outils de calcul actuels.

L'alternative proposée ici, et qui doit faire l'objet de travaux complémentaires (voir les perspectives §5.3.4), repose :

- sur la sélection d'une formule empirique de calcul du wave set-up adaptée au point étudié, sélection parmi les formules identifiées dans la littérature (pas de formule unique pour tout le littoral);
- sur l'utilisation des paramètres des états de mer au plus près de la côte afin de prendre en compte l'ensemble des processus affectant le transfert des vagues du large à la côte, puis le calcul des paramètres des états de mer équivalents au large (par exemple par un calcul inverse du shoaling) pour les injecter dans la formule de calcul du wave set-up.

Un autre avantage à utiliser les paramètres de états de mer au plus près de la côte est de ne pas utiliser en données d'entrée les hauteurs de vagues au large ayant déferlé à l'origine du wave set-up régional. Le même wave set-up n'est donc pas ainsi compté deux fois. Par contre il conviendra de s'interroger :

- sur la représentativité des formules empiriques (en particulier en présence d'un wave set-up régional et/ou de hauteurs de vagues supérieures à 4 m, voir §4.1.6.a),
- et, le cas échéant, sur la valeur du wave set-up régional (wave set-up de large emprise dont l'amplitude diffère potentiellement en chaque point du trait de côte).

5.2.5 - Incertitudes

Les incertitudes prises en compte dans les calculs sont les incertitudes d'échantillonnage des méthodes statistiques d'analyse des extrêmes (analyses uni-variées et bi-variées) et les incertitudes liées aux passages des niveaux de marée de la référence altimétrique Zé-ro Hydro au NGF.

L'ensemble des limites recensées conduit à des incertitudes supplémentaires difficiles à quantifier. Ces incertitudes sont résumées ici :

- · l'incertitude sur les modèles numériques (prévision de marée et états de mer) ;
- l'incertitude sur l'assimilation des observations marégraphiques aux niveaux d'eau sans l'action des vagues (avec le problème de filtrage des ondes infragravitaires, des seiches, des tsunamis ainsi que la caractérisation du wave set-up portuaire);
- l'incertitude du choix du modèle statistique, relative aux choix des paramètres et des méthodes statistiques mises en œuvre ;
- l'incertitude sur le calcul de wave set-up, relative à la propagation des vagues du large à la côte et au choix de la formule calcul ;
- l'incertitude d'interpolation, liée au nombre limité de points de calage du résultat.

5.3 - Perspectives

5.3.1 - Données d'observation

Quatre pistes peuvent être explorées.

La première porte plus particulièrement sur les estimations de niveaux de marée sur le littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique. Le modèle de calcul utilisé par le SHOM ne permet pas le calcul des niveaux de marée exactement sur le trait de côte, mais à proximité. Une évolution du modèle dans ce sens pourrait donc permettre une estimation plus fine des niveaux d'eau.

La deuxième piste repose sur la mise à disposition prochaine d'une longue série d'observations de niveau d'eau sur Marseille (plus de 100 ans au lieu des 10 ans utilisés ici). Cette nouvelle série est le produit d'un travail de reconstitution effectué par Wöppelmann *et al.* [2014]. Les méthodes proposées ici, associées à l'utilisation de cette nouvelle série, permettraient une analyse plus fine de l'eustatisme et des niveaux d'eau extrêmes en Méditerranée.

Le travail effectué ici s'est limité aux seules observations de niveau d'eau aux ports français. La troisième piste repose sur l'utilisation des données d'observations de niveau d'eau disponibles dans les pays frontaliers (Espagne, Italie, Belgique, Angleterre). Weiss *et al.* [2014a] ont déjà exploré cette piste pour estimer les surcotes météorologiques extrêmes en Mer du Nord, Manche et Atlantique par la RFA. Ce principe peut être étendu à l'analyse des niveaux d'eau avec et sans l'action des vagues sur l'ensemble du littoral métropolitain. L'augmentation de l'emprise géographique avec l'ajout de ces ports supplémentaires est directement bénéfique aux méthodes type RFA. Mais cela permettrait aussi la mise en œuvre des différentes approches spatiales discutées au §5.3.3.a.

Toutefois un point à ne pas oublier et difficile à traiter porte sur l'homogénéité des jeux de données. En effet le protocole d'observation des niveaux d'eau peut être différent d'un pays à l'autre (échantillonnage, filtrage d'une partie du signal, …).

La dernière piste porte sur l'information historique, à savoir les observations connues du passé, situées en dehors des plages de séries temporelles continues utilisées ici. Ce type d'information est largement étudié dans le domaine fluvial [Payrastre, 2005], mais beaucoup moins dans le domaine maritime [Bulteau *et al.*, 2015 ; Hamdi *et al.*, 2015]. L'objectif ici, serait de collecter l'ensemble des niveaux d'eau historiques observés sur le littoral afin de contraindre les méthodes d'ajustement statistique des extrêmes. La spécificité du maritime sur le fluvial à prendre en compte, est que l'information historique porte sur les niveaux d'eau totaux (marée, surcote météorologique et wave set-up) alors que l'analyse des extrêmes est effectuée sur une variable différente (surcotes météorologiques et hauteurs significatives).

Il serait aussi intéressant d'étendre le traitement de l'information historique à l'information manquante survenant parfois lors des tempêtes à cause des pannes de matériel.

5.3.2 - Dépendance surcote / marée

Pour les ports à problème identifiés au §5.2.2, et afin d'améliorer le modèle de dépendance surcote / marée, il pourrait être intéressant de quantifier l'influence des seiches sur les observations marégraphiques.

Une autre explication possible serait l'influence d'un troisième paramètre sur la surcote météorologique, la direction du vent. Ceci s'expliquerait par l'influence du vent sur les directions de courant de retour participant à l'amplitude de surcote météorologique, avec un phénomène de « piégeage » pour des directions particulières. Il y aurait donc une dépendance à trois paramètres à étudier : surcote/marée/vent.

5.3.3 - Analyse spatiale

5.3.3.a - Méthodes d'analyse

Deux approches d'analyse spatiale des niveaux d'eau sont étudiées ici, la LFI et la RFA. Comme détaillé au §3.2.1 l'état de l'art montre que d'autres approches sont à envisager :

- Ia « Spatial Maximum Likelihood Estimation » (SMLE) [Buishand, 1991; Blanchet et Lehning, 2010],
- le « Multivariate Extreme Max-stable Process » (MEMSP) [Haan, 1984; Schlater, 2002; Kabluchko *et al.*, 2009],
- les copules [Gumbel, 1960; Bortot et Tawn, 1997; Salvadori *et al.*, 2007].

Une piste intéressante à explorer serait donc l'utilisation des approches SMLE, MEMSP et copules. Pour la MEMSP et les copules, il conviendra de définir la loi multi-variée reproduisant au mieux la dépendance spatiale entre les queues de distributions des valeurs extrêmes entre sites voisins. Pour la SMLE, les travaux devront porter sur le choix de la covariable modélisant la dépendance spatiale entre les lois de distribution. Ces travaux devront aussi intégrer une analyse de sensibilité par rapport au nombre de sites d'observation disponible.

Une autre piste intéressante serait d'approfondir la RFA pour une application bi-variée avec la régionalisation de la dépendance surcote météorologique / vague.

5.3.3.b - Calage des estimations entre les ports de référence

Il est possible d'améliorer les résultats d'interpolation des niveaux (avec et sans les vagues) entre les ports d'observation marégraphique, par l'utilisation d'une base de donnée de simulation numérique de surcote météorologique et de niveau d'eau. L'objectif ici est d'introduire un facteur de pondération du résultat d'interpolation, calé sur la simulation numérique.

La base de données de surcotes météorologiques et de niveaux d'eau développée par EDF/LNHE et le Cerema pour les façades de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique pourrait être utilisée dans ce sens. Cette base de données devrait être mise à disposition de la communauté scientifique courant 2015.

5.3.4 - Estimation du wave set-up

La méthode présentée dans ce rapport permet de jeter les bases d'une estimation des niveaux d'eau marins avec l'action des vagues, mais il ne s'agit que d'une première étape. Le résultat important ici est la réalisation d'une base de données de conjonctions marée, surcote météorologique et vagues le long du littoral. Il convient maintenant de s'intéresser de plus près à l'exploitation de ces données.

Dans la continuité du présent travail il est proposé :

- de remplacer l'usage d'une formule unique de calcul du wave set-up de Dean et Walton [2009] par la sélection en chaque point du littoral d'une formule empirique la plus à même à prendre en compte les particularités du site étudié ;
- de modéliser le transfert des vagues du large à la côte afin de calculer et d'utiliser pour les calculs empiriques de wave set-up les paramètres des états de mer équivalents au large, et non les paramètres au large.

L'abandon de la formule de Dean et Walton pour le calcul du wave set-up va poser la question des périodes associées aux hauteurs de vagues extrêmes. La période est en effet un paramètre intervenant dans beaucoup de formules empiriques. Les périodes peuvent être estimées via l'étude des cambrures associées aux hauteurs de vagues extrêmes ou l'étude de lois de probabilité tri-variées au lieu de lois de probabilité bi-variées (étude de la dépendance hauteur significative / période significative / surcote météorologique au lieu de la simple dépendance hauteur significative / surcote météorologique). L'utilisation des copules peut être intéressante pour traiter cette dépendance à trois paramètres.

Une autre suite possible à ce travail serait une estimation des niveaux de franchissement (marée, surcote météorologique et wave run-up) et non plus de débordement (marée, surcote météorologique et wave set-up) (voir définition DGPR 2014).

5.3.5 - Incertitudes

L'ensemble des incertitudes mentionnées dans les limites (§5.2.5) sont à étudier.

Il peut être exploré, en particulier, l'incertitude du choix du modèle statistique avec l'utilisation des « probability boxes » de Williamson and and Downs [1990] permettant d'encadrer les lois de distributions.

5.3.6 - Emprise géographique

Des zones géographiques ne sont pas prises en compte par la présente étude : les zones estuariennes et les DROM-COM. La suite logique de ce travail est donc d'étendre l'analyse sur ces secteurs.

La problématique des zones estuariennes est particulière puisque les niveaux d'eau sont dépendants d'un paramètre supplémentaire, le débit du cours d'eau. Il convient donc d'étudier des modèles de dépendance tri-variée surcote météorologique / vague / débit, et de modéliser la chronologie des événements lors d'une tempête. La réponse du bassin versant est, par exemple, différée dans le temps de celle des paramètres maritimes.

L'analyse des données aux Antilles et à la Réunion devra s'attacher à prendre en compte la spécificité des cyclones.

Références bibliographiques

Akaike H., 1973 « Information theory and an extension of the maximum likelihood principle », Second International Symposium on Information Theory, p.267-281.

Andreewsky M., X. Kergadallan, P. Bernardara, M. Benoit, P. Gaufres et C. Trmal, 2014, « Comparaison de différentes méthodes d'estimation des niveaux extrêmes en site à fort et à faible marnage », La Houille Blanche, n°4, 2014, p.26-36.

Arambourg C.,1952, « Eustatisme et isostasie », Comptes rendus des Séances de l'Académie des Sciences de Paris, 234, 226-227.

Arnaud, G. et X. Bertin, 2014, « Contribution du setup induit par les vagues dans la surcote associée à la tempête Klaus », C.R. XIIIèmes Journées Nationales Génie Côtier– Génie Civil, Dunkerque, 2-4 juillet 2014, DOI:10.5150/jngcgc.2014.095 © Editions Paralia CFL

ASTM, 2010, « Standard Guide for Analysis of Spatial Variation in Geostatistical Site Investigations », D5922-96.

Baillargeon S., 2005, « Le Krigeage : Revue de la théorie et application à l'interpolation spatiale de données de précipitations », Faculté des Sciences et de Génie, Université de Laval, Québec.

Bardet L., C.-M. Duluc, V. Rebour et J. l'Her, 2011, « Regional frequency analysis of extreme storm surges along the French coast », Natural hazards en earth system science, 11, p.1627-1639.

Batstone C., M. Lawless, J. Tawn, K. Horsburgh, D. Blackman, A. McMillan, D. Worth, S. Laeger et T. Hunt, 2013, , « A UK best-practice approach for extreme sea-level analysis along complex topographic coastlines », Original Research Article, Ocean Engineering, 71, p.28-39.

Battjes J.A., 1972, « Set-Up Due to Irregular Waves », Communications on Hydraulics, Delft University of Technology, Department of Civil Engineering, Report No. 72-2.

Battistin D. et P. Canestrelli, 2006, « La serie storica delle maree a Venezia, Istituzione Centro Previsioni e Segnalazioni Maree », Venezia, 207. (en Italien).

Becq F. et M. Benoit, 1996, « Implantation et comparaison de différents modèles de houle dans la zone de déferlement », Rapport EDF R&D LNHE HE42/96/037/A .

Benoit M., 1999, « Extension de l'équation de réfraction diffraction de Berkhoff pour traiter des bathymétries rapidement variables – Développement et validation d'un algorithme applicable aux cas mondimensionnels pour une houle linéaire », Projet CLAROMECOMAC (Fiche CEP M06101.99), Rapport EDF R&D LNHE HE42/99/049/A.

Beirland J., Y. Goegebeur, J. Segers et J. Teugels, 2004, « Statistics of extremes – Theory and applications », Wiley series in probability and statistics.

Bernardara P., M. Andreewsky et M. Benoit, 2011, « Application of regional frequency analysis to the estimation of extreme storm surges », Journal of Geophysical Research, 116, C02008.

Bernardara P., F. Mazas, X. Kergadallan et L. Hamm, 2014, « A two-step framework for overthreshold modelling of environmental extremes », Natural Hazards and Earth System Sciences, 14, p.635-647.

Bertin X., N. Bruneau, J.F. Breilh, A. Fortunato et M. Karpytchev, 2012, « Importance of wave age and resonance in storm surges: the case of Xynthia », Ocean Modelling, 42, p.16-30.

Bertin, X., K. Li, A. Roland, J-F. Breilh et E. Chaumillon, 2012, « Contributions des vagues dans la surcote associée à la tempête Xynthia, février 2010 », XIIèmes Journées Nationales Génie Côtier – Génie Civil, Cherbourg, 12-14 juin 2012, DOI:10.5150/jngcgc.2012.099-B.

Bertin X., K. Li, A. Roland et R. Bidlot, 2015, « The contributions of short-waves in storm surges: two case studies in the Bay of Biscay », Continental Shelf Research 96, p.1-15.

Blanchet J. et M. Lehning, 2010, « Mapping snow depth return levels: smooth spatial modeling versus station interpolation », Hydrology and Earth System Sciences, 14, p.2527-2544.

Booij N.R.C., R.C. Ris et L.H. Holthusijsen, 1999, « A third generation wave model for coastal regions, part i, model description and validation », Journal of Geophysical Research 104 (C4), p.7649-7666.

Bortot P. et A. Tawn, 1997, « Joint probability methods for extreme still water levels and waves », Lancaster University.

Bowley A.L., 1920, « Elements of Statistics », London : King and Son, 4th ed., 454 p.

Bowen A.J., D.L. Inman et V.P. Simmons, 1968, « Wave set-down and set-up », J. Geophys. Res. 73, p.2569-2577.

BRGM, 2009, « Les flux sédimentaires, témoins de l'évolution des reliefs des marges continentales », Revue du BRGM pour une Terre Durable.

Buishand T. A., 1991, « Extreme rainfall estimation by combining data from several sites », Hydrological Sciences Journal, 36(4), p.345-365.

Bulteau, T., E. Delvallée, J. Thiébot et R. Pedreros, 2012, « Retour d'expérience sur l'utilisation des probabilités conjointes pour la caractérisation de niveaux marins à la côte », XIIèmes Journées Nationales Génie Côtier– Génie Civil, Cherbourg, 12-14 juin 2012, DOI:10.5150/jngcgc.2012.001-B

Bulteau T., D. Idier, J. Lambert et M. Garcin, 2015, « How historical information can improve estimation and prediction of extreme coastal water levels : application to the Xynthia event at La Rochelle (France) », NHESS, 15, p.1135-1147.

CETE Méditerranée, 2010a, « Traitement des séries marégraphiques du Golfe du Lion – Partie homogénéisation – Recalage temporel », Étude DREAL Languedoc-Roussillon.

CETE Méditerranée, 2010b, « Traitement des séries marégraphiques du Golfe du Lion – Extraction et étude statistique des événements de référence », Étude DREAL Languedoc-Roussillon.

CIRIA, CUR et CETMEF, 2007, « The Rock Manual - The use of rock in hydraulic enginee - ring », Édition CIRIA, 2nd edition, C683.

Coles S. G , 2001, « An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values *»*, Edition London: Springer-Verlag.

Coles S.G. et J.A.Tawn, 1991, « Modelling extreme multivariate events », J. Roy. Statist. *Soc., B*, 53, p.377–392.

Coles S.G. et J.A.Tawn, 1994, « Statistical methods for multivariate extremes: an application to structural design (with discussion) », Appl. Statist., 43, p.1-48.

Coles S. G., J. Hefferman et J. A.Tawn, 1999, « Dependence measures for extreme value analyses », Extreme 2, p.339-365.

Cook N., 2011, « Comments on "Plotting Positions in Extreme Value Analysis" *»*, Journal of Applied Meteorology and Climatology, vol. 50, p.255-266.

Cunnane C., 1973, « A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction », Journal of Hydrology, 18, p.257-271.

Dalrymple T., 1960, « Flood-frequency analyses », U.S. Geol. Surv. Water, Supply Pap., 1543A.

Davis R.A. et M.O. Hayes, 1984, « What is a wave-dominated coast ? », Marine Geology 60, p.313-329.

Davis G.A. et P. Nielsen, 1988, « Field measurement of wave set-up », ASCE Int. Conf. Coastal Engineering, Malaga, Spain, Chapter 38, p.539-552.

Davison A.C., S.A. Padoan et M. Ribatet., 2012. « Statistical modelling of spatial extremes (with discussion) », Statistical Science, 27(2), p.161-186.

De M., 2000, « A new unbiased plotting position formula for Gumbel distribution) », Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 14, p.1-7.

Dean R.G. et T.L. Walton, 2009, « Wave setup », In Handbook of coastal and OceanEngineering, By Young C, Kim ed., World scientific, p.1-23.

DEFRA, 2003, « Extreme Water levels in Estuaries and Rivers », RetD Technical report FD0206/TR1, Departement For Environnement Food and Rural Affairs.

DEFRA, 2005, « Joint Probability », RetD Technical report FD2308/TR1 à FD2308/TR3, Departement For Environnement Food and Rural Affairs.

Dixon M.J. et J.A. Tawn, 1994, « Extreme sea-levels at the UK a-class sites : site-by-site analyses », Proudman Oceanographic labatory, Internal rapport n°65, Natural Environnement Research Council.

Dixon M.J. et J.A. Tawn, 1997, « Spatial analyses for UK coast », Final Report, Commission FD 0303, Ministry of Agriculture Fisheries and Food (UK).

Dixon M.J. et J.A Tawn, 1999., « The effect of non-stationary on extreme sea-level estimation », Applied Statistics 48 (2), p.135-151.

DGPR, 2014, « Guide méthodologique – Plan de prévention des risques littoraux », Rapport de la Direction Générale de la Prévention des risques, Ministère de l'Écologie et du Développement durable et de l'Énergie.

Dronkers J., 1986, « Tidal asymmetry and estuarine morphology », Netherlands Journal of Sea Research, 20, p.117-131.

Dumas P., C. Bersani, F. Gérard, O. Gondran A. Helias, X. Martin, P. Puech, M. Rouzeau, B. Fleury, M. Greff, R. Bougere et Y. Trepos, 2010, « Tempête Xynthia : retour d'expérience, évaluation et propositions d'action », Paris ; Ministère de l'écologie, de l'énergie, du développement durable et de la mer.

Edf et CETMEF, 2005 « Atlas numérique d'états de mer Océanique et Côtier ANEMOC le long des côtes françaises », <u>http://anemoc.cetmef.developpement-durable.gouv.fr</u>.

Falk M. et R. Michel, 2006, « Testing for tail independence in extreme value models », Annals of the Institue of Statistical Mathematics 58, p.261-290.

Fisher R. et L. Tippet, 1928, « On the estimation of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample », Proceedings of the Cambridge Philosophical Society.

Flather, R.A., 2001, « Storm surges » Encyclopedia of Ocean Sciences, Steele J.-H., S. A. Thorpe, and K. K. Turekian, Editions San Diego: Academic Press, 5, p.2882-2892.

Foucher Q., 2013, « Estimation de l'évolution du niveau moyen de la mer à partir des mesures marégraphiques », Rapport de stage juillet-Août 2013 ENSEEIHT, SHOM.

Fréchet M., 1928, « Sur la lois de probabilité de l'écart maximum », Annales de la société polonaise de mathématique, 6, p.93-122.

Fréchet M., 1934, « Sur l'usage du soi-disant coefficient de corrélation », Rapport pour la 22e session de l'IIS à Londres, Bulletin de l'IIS.

Galambos J., 1975, « Order statistics of samples from multivariate distributions », J. Amer. Statist. Assoc., 70, p.674-680.

Garcin M., A. Nicolae Lerma, R. Pedreros et F. Paris, 2012, « Evaluation de la submersion marine maximale à l'échelle régionale », Rapport final. BRGM/RP-62259-FR.

Gaufrès P., 2006, « Extreme storm surge distributions and practical application at Marseilles (France) », Advanced application of modelling, Vol III, p.1601-1608.

Gaufrès P., G. Woppelmann et F. Sabatier, 2007, « Analyse fréquentielle des niveaux marins pour l'estimation des surcotes extrêmes et des tendances sur le long terme (changement climatique) Marseille Endoume (1885-2003) », Incertitude & Environnement - La fin des certitudes scientifiques, Editions Edisud, Aix en Provence (France).

Goda Y., 2000, « Random Seas and Design of Maritime Structures ». Advanced Series on Ocean Engineering. 15 (2 ed.), Singapore: World Scientific.

Godin G., 1985, « Modification of river tides by the discharge », Journal of Waterway Port Coastal and Ocean Engineering, 111, p.257-274.

Greenwood B. et P.D. Osborne, 1990, Vertical and horizontal structure in cross-shore flows: An example of undertow and wave setup on a barred beach », Coast. Eng. 14, p.543-580.

Guillou N., G. Chapalain et P. Sergent, 2010, « Prise en compte de la marée pour les prédictions de houle aux abords de Port 2000 au Havre », Les 8èmes jST du Cetmef Brest.

Gumbel E.J., 1958, « Statistics of Extremes », New York (US), Columbia University Press.

Gumbel E.J., 1960, « Distribution des valeurs extrêmes en plusieurs dimensions », Inst. Statist. Univ. Paris, 9:p.171-173.

Guza R.T. et E.B. Thornton, 1981, « Wave set-up on a natural beach », J. Geophys. Res., 96(C2), p.4133-4137.

de Haan L., 1984, « Slow variation and characterization of domains of attraction », In Tiago de Oliveira ed., Statistical Extremes and Applications, D. Reidel, Dordrecht, Holland, p.31-48.

Haigh I.D., R. Nicholls et N. Wells, 2010, « A comparison of the main methods for estimating probabilities of extreme still water levels », Coastal Engineering 57, p.838-839.

Hamdi Y., L. Barbet, C-M. Duluc et V. Rebour, 2015, « Use of historical information in extreme surge frequency estimation : the case of marine flooding on the La Rochelle site in France », NHESS, 15, p. 1515-1531

Hamm L., 2011, « Estimation de la surcote et des franchissements induits par la houle sur les plages et les ouvrages côtiers », Note de travail dans le cadre de la révision du guide Méthodologique Plans de Prévention des Risques Littoraux.

Hansen U.A., 1978, « Wave setup and design water level », J. Waterway Port Coast. Ocean, Div. 104(WW2), p.227-240.

Hanslow D.J. et P. Nielsen, 1992, « Wave setup on beaches and in river entrances », 23rd Int. Conf. Coastal Engineering, Venice, Italy, p.240-252.

Hanslow D.J. et P. Nielsen, 1993, « Shoreline set-up on natural beaches », J. Coast. Res. SI15, p.1-10.

Hawkes P.J., 2003, « Extreme Water levels in Estuaries and Rivers », DEFRA edition, R&D Technical report FD0206/TR1.

Hawkes P.J., B.P. Gouldby, J.A. Tawn et M.W. Owen, 2002, « The joint probability of waves and water levels in coastal engineering design », Journal of hydraulic research, Vol.40, N° .3.

Heffernan J.E. et J.A. Tawn, 2004, « A conditional approach for multivariate extreme values », Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol.66 n°3, p.497-546.

Hewitt E. et K. Stromberg, 1965, « Real and Abstract Analysis », Ed. Springer-Verlag.

Higuchi K., J. Huang et A. Shabbar, 1999, « A wavelet characterization of the north atlantic oscillation variations and its relationship to the north atlantic sea surface temperature », International Journal of Climatology, 19, p.1119-1129.

Holman R.A. et A.H. Sallenger, 1985, « Setup and swash on a natural beach », J. Geophys. Res. 90(C1), p.945-953.

Horrevoets A.C., H.H.G. Savenije, J.N. Schuurman et S. Graas, 2004, « The influence of river discharge on tidal damping in alluvial estuaries », Journal of Hydrology, 294(4), p.213-228.

Horsburgh K.J. et C. Wilson, 2007, « Tide-surge interaction and its role in the distribution of surge residuals in the North Sea », Journal of Geophysical Research, 112, C08003.

Hosking J.R.M. et J. R. Wallis, 1993, « Some statistics useful in regional frequency analysis », Water Resour. Res., 29(2), p.271-281.

Husler J. et R.-D. Reiss, 1989, « Maxima of normal random vectors: between independence and complete dependence », Statist. Probab. Letters, 7, p.283–286.

Hsu T.-W., J.R.C. Hsu, W.-K. Weng, S.-K. Wang et S.H. Ou, 2006, « Wave setup and setdown generated by obliquely incident waves », Conf. Coastal Engineering 53, p.865-877.

Idier D., F. Dumas et H. Muller, 2012, « Tide-surge interaction in the English Channel », Natural Hazards and Earth System Sciences, 12, p.3709-3718.

IPCC, 2007, « Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group 1 to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change », Cambridge University Press.

Joe H., 1990, « Families of min-stable multivariate exponential and multivariate extreme value distributions », Statist. Probab. Letters, 9, p.75-81.

Joe H., 1997, « Multivariate Models and Dependence Concepts », London: Chapman & Hall.

Jouzel J., S. Planton, G. Le Cozannet, A. Cazenave, S. Costa, O. Douez, P. Gaufrès, F. Hissel, D. Idier, V. Laborie, V. Petit et P. Sergent, 2015, « Changement climatique et niveaude la mer : de la planète aux côtes françaises », Collection Le climat de la France au XXI^e siècle, Vol. 5, Rapport de la Direction Générale de l'Energie et du Climat.

Kabluchko Z., M. Schlather et L. de Haan, 2009, « Stationary max-stable fields associated

to negative definite functions », Annals of Probability, 37, 5, p.2042-2065.

Kergadallan X., 2010, « Évaluation statistique des extrêmes appliquée aux conjonctions de vague et de niveau d'eau en site à fort marnage », Les 8èmes JST du CETMEF - Brest 8 et 9 décembre 2010.

Kergadallan X., 2013, « Analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes - Environnements maritime et estuariens », Edition CETMEF, Compiègne.

Kergadallan X., M. Andreewsky, P. Bernardara, J. Weiss, M. Benoit, L. Hamm et F. Mazas, 2013, « Incertitude sur les événements extrêmes liée au choix du modèle statistique », Congrès SHF Evènements extrêmes d'inondation 2013, Lyon (France).

Kergadallan X., R. Sanquer, A. Le Berre et G. Amis, 2014, « Fiches synthétiques de mesure des états de mer », Edition Cerema DTecEMF.

King B.A., M.W.L. Blackley, A.P. Carr et P.J. Hardcastle, 1990, « Observations of wave induced setup on a natural beach », J. Geophys. Res. 95(C12), p.22289-22297.

Kirby J.T., G. Wei, Q. Chen, A.B. Kennedy et R.A. Dalrymple, 1998, « FUNWAVE 1.0. Fully nonlinear Boussinesq wave model. Documentation and user's manual », Rapport de recherche CACRC9806, Center for Applied Coastal Reseach, department of Civil and Environmental Engineering, University o Delaware.

Laborde J.-P., 1982, « Cartographie automatique des caractéristiques pluviométriques: Prise en compte des relations pluviométrie-morphométrie », La Houille Blanche, 4, p.331-338.

Laborde J.P., 2000, « Méthodes d'interpolation et géostatistiques pour la cartographie automatique », Université de Nice - Sophia Antipolis (France).

Lang M. et J. Lavavre, 2007, « Estimation de la crue centennale pour les plans de prévention des risques d'inondations », Ed. Quae.

Laugel A, 2014, « Climatologie des etats de mer en Atlantique nord-est : analyse du climat actuelet des evolutions futures sous scenarios de changement climatique par descente d'echelle dynamique et statistique », Thèse de doctorat de l'université Paris-Est

Le Roy R. et Simon B., 2003, « Réalisation et validation d'un modèle de marée en Manche et dans le Golfe de Gascogne - Application à la réalisation d'un nouveau programme de réduction des sondages bathymétriques », Rapport SHOM.

Le Provost C., Fornerino M. et Villaret C, 1986, « Sur l'hydrodynamique de la baie de Seine. Résultats d'observation et de modélisations La baie de Seine (Gréco-Manche) », Edition Ifremer, Actes de Colloques, 4, p.43-48.

Leadbetter, M. R, 1983, « Extremes and local dependence in stationary sequences », Z. Wahrscheinlichkeitstheorie Verw. Geb., 65, p.291-306.

Ledford A. W. et J. A. Tawn, 1996, « Statistics for near independence in multivariate extreme values », Biometrika 83, 1, p.169-187.

Ledford A.W. et J.A. Tawn, 1997, « Modelling dependence within joint tail regions », Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol.59 n°2, p.475-499.

Léonard J.-L., 2010, « Rapport d'information sur les raisons des dégâts provoqués par la tempête Xynthia », Enregistré à la Présidence de l'Assemblée nationale le 1er juillet 2010.

Leung Y., 2010, « Knowledge Discovery in Spatial Data », Heidelberg, Ed. Springer.

Longuet-Higgins M.S., 1962, « Radiation stress and mass transport in gravity waves with application to surf beats », J. Fluid Mech. 13(4), p.481-504.

Longuet-Higgins M.S. et R.W. Stewart, 1964, « Radiation stresses in water waves ; a physical discussion, with applications », Deep-Sea Res. 11, p.529-562.

Longuet-Higgins M.S., 1970, « Longshore currents Generated by obliquely incident sea wave », Journal of Geophysical Research, Vol.7 5, No. 33.

Luceño A, 2006, « Fitting the generalized Pareto distribution to data using maximum goodness-of-fit estimators », Journal Computational Statistics & Data Analysis archive, 51 Issue 2, p.904-917.

Makkonen L., 2006, « Notes and correspondance : Plotting Positions in Extreme Value Analysis », Journal of Applied Meteorology and Climatology, vol. 45, p.334-340.

Masson J.M., 1991, « Un problème parmi d'autres dans l'analyse des distributions des variables hydrologiques: Les horsains (outliers) », Statistiques Appliquées, Seminfor 5, éd. ORSTOM.

Mazas F. et L. Hamm, 2008, « Réconcilier théorie et pratique dans la détermination des houles extrêmes », X^{èmes} Journées Nationales Génie Côtier – Génie Civil, 14-16 octobre 2008, Sophia Antipolis.

Mazas F., X. Kergadallan, P. Garat et L. Hamm, 2014, « Applying POT methods to the Revised Joint Probability Method for determining extreme sea levels », Original Research Article, Coastal Engineering, 91, .p.140-150.

McMillan A., C. Batstone, D. Worth, J. Tawn, K. Horsburgh et M. Lawless, 2011, « Coastal flood boundary conditions for UK mainland and islands », Environment Agency (UK), Project: SC060064/TR2.

Miche M., 1944, « Movements ondulatoires de la mer », Annales des Ponts et Chaussees, vol. 114, p.25-406.

Ministère de l'Ecologie, de l'Energie, du Développement durable et de la Mer, 2010, « La gestion du trait de côte », Ed. Quae.

Mojena R., 1977, « Hierarchical grouping methods and stopping rules: An evaluation », Comput. J., 20, p.359-363.

Monbet V. et L. Tual-Micheli, Mars 2006, « Traitement probabiliste des conjonctions d'aléas marins houle-marée-surcote », EDF-LNHE Rapport N° 06.09.1.

Morellato D., 2009, « Dynamique des plages sableuses soumises à l'action des vagues, de la marée et des rechargements artificiels », Thèse de doctorat, Spécialité Océanographie Physique.

Mugica J., T. Bulteau, F. Paris, R. Pedreros et E. Delvallee, 2013, « Caractérisation de l'aléa submersion marine dans le cadre des PPRL du Bassin d'Arcachon (Gironde). Détermination de l'évènement naturel de référence », Rapport intermédiaire BRGM/RP-61408-FR.

Munk W.H., 1949, « The solitary wave theory and its application to surf problems », Annalsof the New York Academy of Sciences, p.378-424.

ONERC, 2010, « Prise en compte de l'élévation du niveau de la mer en vue de l'estimation des impacts du changement climatique et des mesures d'adaptation possibles », Synthèse n°2 de février 2010, Rapport de IDirection Générale de l'Énergie et du Climat.

ONERC, 2015, « Changement climatique et niveau de la mer : de la planète aux côtes françaises », Le Climat en France au XXI^e siècle, Vol.5, Rapport de la Direction Générale de l'Énergie et du Climat.

O. Payrastre, 2005, « Faisabilité et utilité du recueil de données historiques pour l'étude des crues extrêmes de petits cours d'eau - Etude du cas de quatre bassins versants affluents de l'Aude », Thèse de doctorat de l'École Nationale des Ponts et Chaussées.

Pawlowicz R., B. Beardsley, S. Lentz, 2002, « Classical tidal harmonic analysis including error estimates in MATLAB using T_TIDE », Computers and Geoscience. 28, p.929-937

Pedreros R., A. Nicolae Lerma, S. Lecacheux et F. Paris, 2014, « Projet SETUP-PORT : Développement d'une méthode d'estimation de la surcote liée aux vagues enregistrée par les marégraphes », Rapport final BRGM/RP- 64924-FR.

Perherin C., X. Kergadallan et C. Trmal, 2013, « Analyse des surcotes extrêmes le long des côtes métropolitaines », Edition CETMEF, C 13.02.

Pickands J.; 1975; « Statistical Inference Using Extreme Order Statistics », The Annals of Statistics, 3(1), p.119-131.

Pickands J., 1981, « Multivariate extreme value distributions », Bulletin of the International Statistical Institute, Proceedings of the 43rd Session, Buenos Aires, p.859-878.

Pirazzoli P.A., A. Tomasin A. et A. Ullmann, 2007, « Extreme sea levels in two northern Mediterranean areas », Méditerranée, 108, p.59-68.

Pons F., P. Sergent et A. Lambert, 2008, « Calcul des seiches à partir du logiciel Refonde », Xèmes Journées Nationales Génie Côtier – Génie Civil, 14-16 octobre 2008, Sophia Antipolis (France).

Pouvreau N., 2008, « Trois cents ans de mesures marégraphiques en France : outils, méthodes et tendances des composantes du niveau de la mer au port de Brest », Thèse de doctorat de l'université de La Rochelle. Pouveau N., 2013. « Le SHOM :Référent national pour l'observation du niveau de la mer », Journée Refmar du 17 au 21 juin 2013 à Saint-Mandé (France).

Pugh, D.T., 1987, « Tides, Surges and Mean Sea-Level: A Handbook For Engineers And Scientists », John Wiley, N. J. Hoboken.

Pugh D.T. et J.M. Vassie, 1979, « Extreme sea levels from tide and surge probability », Proceeding of the 16th Coastal Engineering Conference, 1978, Hamburg (Germany), ASCE, 1, p.911-930.

Pugh D.T. et J.M. Vassie, 1980, « Applications of the joint probability method for extreme sea - level computations », Proceedings of the Institution of Civil Engineers Part2, p.959-979.

Pullen T., N.W.H. Allsop, T. Bruce, A. Kortenhaus, H. Schüttrumpf, et J.W. Van der Meer, 2007, « EurOtop – Wave Overtopping of Sea Defences and Related Structures: Assessment Manual », Die Küste, 73.

Reiss R.-D. et M. Thomas, 2001, « Statistical Analysis of Extreme Values », Birkhauser, Boston.

RFS. 1984, « Règle Fondamentale de Sûreté des Installations Nucléaires, Règles fondamentales de Sûreté », Série REP, Règle N°I.2.e.

Ris R.C., L.H. Holthuijsen et N. Booij, 1999, « A third generation wave model for coastal regions. 2. verifications » Journal of Geophysical Research, 104 (C4), p.7667-7681.

Rosbjerg D., 1985, « Estimation in partial duration series with independent and dependent peak values », Journal of Hydrology 76: p.183-195.

Rossiter, J. R., 1964, « Interaction between tide and surge in the Thames », Geophys. J. R. Astron. Soc., 6, p.29-53.

Salvatori G., C. De Michele, N.T. Kottegoda, R. Rosso., 2007, « Extremes in natures. An approach using copulas », Ed. Springer.

Schlather M., 2002, « Models for stationary max-stable random fields », Extremes, 5, 1, p.33-44.

Senechal N., 2003, « Etude de la propagation des vagues au-dessus d'une bathymétrie complexe en zone de surf », Thèse de doctorat, Université Bordeaux I, Spécialité Océanographie Paléo océanographie.

SHOM, 2009, « SHOMAR – Tidal prediction software », Edn 2010-2011. Edition SHOM.

SHOM. 2012, « Annuaire des marées 2012 – Ports de France, Métropole », Tome 1. Édition SHOM.

SHOM, 2013 « Ouvrage de marée - Références Altimétriques Maritimes - Ports de France métropolitaine et d'outre-mer - Cotes du zéro hydrographique et niveaux - caractéristiques de la marée », Édition SHOM.

SHOM, 2014 « Annuaire des marées 2014 – Ports de France, Métropole, Tome 1 », Édition SHOM.

SHOM et CETMEF, 2008, « Statistiques des niveaux marins extrêmes de pleine mer Manche et Atlantique », Edition CETMEF, Réf. : C 08.05.

SHOM et CETMEF, 2012 « Statistiques des niveaux marins extrêmes des côtes de France (Manche et Atlantique) », Édition SHOM.

Simon B., 1994, « Statistique des niveaux marins extrêmes le long des côtes de France », Rapport d'étude SHOM n°001/94.

Simon B., 1996, « Détermination des hauteurs d'eau extrêmes pour la délimitation du domaine public maritime », Annales Hydrographiques, 20, 167, p.17-43.

Simon B., 2007, « La marée océanique côtière », Institut Océanographique, Paris (France), 433p.

Smith R.L., 1990, « Extreme value theory », In Handbook of Applicable Mathematics, ed. W. Ledermann, vol. 7. Chichester: John Wiley, p.437–471.

Stedinger, J.R., R.M. Vogel et E. Foufula-Georgiou., 1992. Frequency analysis of extreme events. In: Maidment, R. (Ed.), Handbook of Hydrology. McGraw-Hill, New York (Chapter 18).

Stockdon H.F., R.A. Holman, P.A. Howd et A. H. Salenger Jr, 2006, « Empirical parameterization of set-up, swash, and runup », Coastal Engineering 53, p.573-588.

Stive M. J.F. et H.G. Wind, 1982, « A Study of Radiation Stress and Set-Up in the Nearshore Zone », Publication No. 267, Waterlopkundig Laboratorium, Delft Hydraulics Laboratory.

Sveinsson O.G.B., D.C. Boes et J.D. Salas; 2001, « Population index flood method for regional frequency analysis », Water Resources Research, Vol. 37, n°11, pp 2733–2748. Symonds G., D.A. Huntley et A.J. Bowen, 1982, « Two dimensional surf beat: long wave generation by a time varying break point »,. Journal of Geophysical Research, 87(C1), pp 492-498.

Symonds G. et A.J. Bowen, 1984, « Interaction of nearchore bars with incoming wave groups », Journal of Geophysical Research, 89(C2), p.1953-1959.

Tanguy Y.M., G. Jan et Y. Pastol, 2014, « Les références verticales maritimes en France : méthodologie de création des surfaces BATYELLI », Revue XYZ, N°140

Tawn J. A., 1988, « Bivariate extreme value theory: models and estimation », Biometrika, 75, 397-415.

Tawn J.A. et J.M. Vassie, 1989, « Extreme sea levels: the joint probabilities method revisited and revised », Proc. Instn Civ. Engrs, Part 2, 87, p.429-442.

Thompson D.M. et R.M. Shuttler, 1975, « Riprap design for wind wave attack; a laboratory study in random waves », Report EX 707, Hydraulics Research Wallingford, UK.

Tiberi A.-L., 2015, « ANEMOC-2 : Construction d'une base de données d'états de mer en Méditerranée sur la période 1979-2010 - Méthodologie », Edition Cerema/DTecEMF.

Tucker M.J. et E.G. Pitt, 2007, « Waves in ocean engineering », Elsevier ocean engineering book series, Vol.5, Series editors R. Bhattachariiy & M.E. McCormick.

Van der Meer J.W. et C.J.M Stam, 1992, « Wave run-up on smooth and rock slopes of coastal structures », ASCE, Journal of WPC&OE, Vol.118, No.5, p.534-550.

Vondráck J., 1969, « A contribution to the problem of smoothing observational data », Publishing House of the Czechoslovak Academy of Sciences, Vol.20 N°6.

Ward J., 1963, « Hierarchical grouping to optimize an objective function », J. Am. Stat. Assoc., 58, 236-244.

Weiss J., P Bernardara, M. Benoit, M. Andreewsky et X. Kergadallan, 2012, « Assessment Of The Regional Frequency Analysis To The Estimation Of Extreme Storm Surges », International Conference on Coastal Engeneering 2012, Santander.

Weiss J., P. Bernardara et M. Benoit, 2014a, « Formation of homogeneous regions for regional frequency analysis of extreme significant wave heights », J. Geophys. Res. Oceans, 119, p.2906-2922.

Weiss J., P. Bernardara et M. Benoit. 2014b, « Modeling intersite dependence for regional frequency analysis of extreme marine events », Water Resour. Res., 50, p.5926-5940.

Williamson R.C. et T. Downs, 1990, « Probabilistic arithmetic I: numerical methods for calculating convolutions and dependency bounds », International Journal of Approximate Reasoning 4, p.89–158.

Winterstein S.R., T.C. Ude, C.A. Cornell, P. Bjerager et S. Haver, 1993, « Environmental parameters for extrem response : Inverse FORM with omission factors », Proceedings, ICOSSAR-93, Innsbruck, Austria.

Wöppelmann G., M. Marcos, A. Coulomb, B. Martin Miguez, P. Bonnetain, C. Boucher, M. Gravelle, B. Simon et P. Tiphaneau, 2014, « Rescue of the historical sea level record of Marseille (France) from 1885 to 1988 and its extension back to 1849-1851 », Journal of Geodesy, 88, p.869-885.

Yanagishima S. et K. Katoh, 1990, « Field observation on wave setup near the shoreline », Proc. 22nd Int. Conf. Coastal Engineering, Vol. 1, ASCE, New York, N.Y., Chapter 7, p.95–108.

Zhang, W.-Z., F. Shi, H.-S. Hong, S.-P. Shang et J.T. Kirby, 2010, « Tide-surge Interaction Intensified by the Taiwan Strait », Journal of Geophysical. Research, 115, C06012.

ANNEXES

<u>Annexe 1</u>

Annexe 1 : Outils de calcul et données utilisés

1. Outils de calcul utilisés

L'ensemble des calculs réalisés a été effectué sous les environnements Scilab et R :

- Scilab version 5.4.1 : Copyright (C) 2011-2013 (Scilab Enterprises), 1989-2012 (Inria), 1989-2007 (ENPC)
- R version 3.0.2 : "Frisbee Sailing" Copyright (C) 2013 The R Foundation for Statistical Computing

Les bibliothèques suivantes proposées sous R ont été utilisées pour les analyses des extrêmes (lois univariées et bivariées) :

- « evd » : Version 2.3-0, Title Functions for extreme value distributions, Author Alec Stephenson, Function fbvpot by Chris Ferro.
- « ismev » : Version 1.40, Title An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values, Author Original S functions written by Janet E. Heffernan with R port and R documentation provided by Alec G. Stephenson.
- « POT » : Version 1.1-1, Title Generalized Pareto Distribution and Peaks Over Threshold, Author Mathieu Ribatet <mathieu.ribatet@math.univ-montp2.fr>.
- « devEMF » : Version 2.0, Title EMF Graphics Output Device, Author Philip Johnson

2. Origine des données utilisées

2.1 Les prédictions de niveau de marée

L'ensemble des prédictions de marée utilisé a été calculé et fourni par le SHOM.

2.2 Les observations de niveaux d'eau

Les observations des marégraphes utilisées dans le cadre de la présente étude sont issues des Réseaux de référence des observations marégraphiques (<u>data.shom.fr</u>). Elles sont la propriété pour :

- Dunkerque : SHOM / GPM Dunkerque ;
- Calais : SHOM / Région Nord pas de Calais / Port de Calais ;
- Boulogne-sur-mer : SHOM / Région Nord pas de Calais / Port de Boulogne-sur-Mer ;
- Dieppe : SHOM / Port de Dieppe ;
- Le Havre : SHOM / GPM du Havre ;
- Cherbourg : SHOM / Marine nationale / Port de cherbourg ;
- Saint-Malo : SHOM / CCI pays de Saint-Malo / DDTM Ille-et-Vilaine ;
- Roscoff : SHOM / CCI de Morlaix ;
- Le Conquet : SHOM ;
- Brest : SHOM ;
- Concarneau : SHOM / CG du Finistère ;
- Port-Tudy : SHOM / CG du Morbihan / Mairie de Groix ;
- Saint-Nazaire : SHOM / Grand Port Maritime de Nantes-Saint-Nazaire ;
- Pointe Saint-Gildas : Grand Port Maritime de Nantes-Saint-Nazaire ;
- Les Sables-d'Olonne : SHOM / CCI de Vendée ;
- La Rochelle-La Pallice : SHOM / GPM La Rochelle-La Pallice ;

<u>Annexe 1</u>

- Port-Bloc : SHOM / GPM de Bordeaux ;
- Arcachon : SHOM / DDTM de Gironde ;
- Bayonne : SHOM / CR Aquitaine ;
- Socoa-Saint-Jean-de-Luz : SHOM / CG Pyrénées Atlantiques ;
- Port-Vendres : SHOM / DREAL-LR / CG Pyrénées Orientales ;
- Sète : SHOM / Région Languedoc-Roussillon ;
- Port-Camargue : DREAL Languedoc-Roussillon MEDDE ;
- Marseille : SHOM / IGN ;
- Toulon : SHOM / Marine nationale ;
- Port-Ferreol : SHOM / Commune de Roquebrune-Sur-Argens ;
- La Figueirette : SHOM / Commune de Théoule-sur-Mer ;
- Nice : SHOM / CCI de Nice côte d'Azur / CG des Alpes Maritimes ;
- Monaco : SHOM / Principauté de Monaco ;
- Ajaccio : SHOM / OCA / Marine nationale ;
- Centuri : SHOM / Mairie de Centuri ;
- Solenzara : SHOM / Mairie de Sari-Solenzara ;
- Macinaggio : SHOM / Mairie de Macinaggio.

Les données utilisées sont les données horaires validées. Un travail complémentaire a été effectué par le SHOM afin d'écarter les plages d'observation sujettes à caution.

Pour le golfe du Lion (Port-Vendres et Sète) les observations ont été complétées avec les données contrôlées et corrigées par le Cerema pour le compte de DREAL Languedoc-Roussillon [CETE Méditerranée, 2010a et 2010b].

2.3 Les observations d'états de mer

Les observations d'états de mer sont issues de la modélisation numérique. La base de données utilisée est la base ANEMOC-1 (Atlas Numérique d'États de Mer Océaniques et Côtiers, <u>http://anemoc.cetmef.developpement-durable.gouv.fr</u>) développée pour la façade Atlantique, Manche, Mer du Nord au Laboratoire d'Hydraulique Saint-Venant (laboratoire commun entre EDF R&D, l'ENPC et le Cerema) et pour la façade Méditerranée au Cerema. Cette base de données a été construite à partir de simulations rétrospectives (hindcast) sur une période de 23 ans et 8 mois, du 01/01/1979 au 31/08/2002, pour la façade Atlantique, Manche, Mer du Nord et de 30 ans, du 01/01/1979 au 31/12/2008, pour la façade Méditerranée.

Les simulations ont été effectuées avec le logiciel de modélisation des états de mer TOMAWAC, développé par EDF - LNHE avec le soutien du Cerema. TOMAWAC est un modèle dit de "troisième génération" qui résout l'équation d'évolution en espace et en temps de la densité spectro-angulaire d'action d'onde.
État ^{de} l'art

CETMEF

<u>Annexe 2</u> Analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes Environnements maritime et estuarien

Partager les savoirs





cetme

Ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie

www.cetmef.developpement-durable.gouv.fr

Auteurs

Xavier KERGADALLAN - CETMEF

Remerciements

L'auteur remercie, pour leurs critiques et leurs conseils à différentes étapes d'avancement du présent document, l'ensemble des personnes citées ci-après :

- O. Piet, A. Souquière, F. Bouttes, C. Perherin, A. Roche. et P. Gaufrès du CETMEF,
- P. Bernardara, J. Weiss et Michel Benoit d'EDF/LNHE,
- J.C. Le Gac, C. Daubord, G. Jan et N. Pouvreau du SHOM,
- ✓ F. Mazas d'ARTELIA,
- ✓ B. Guérinel de la DREAL Languedoc-Roussillon,
- C. Trmal du CETE Méditerranée.

Préface

Les travaux et recommandations émanant des différentes instances de réflexion (Grenelle de la mer, mission post-Xynthia...) convergent sur le renforcement de la prise en compte des risques littoraux, notamment dans un contexte de changement climatique.

Le plan gouvernemental de prévention des submersions marines et crues rapides a ainsi rappelé l'importance d'une meilleure connaissance du fonctionnement du milieu marin à l'origine de la submersion.

Caractériser les niveaux d'eau extrêmes, à la côte ou dans les estuaires, pose des questions très difficiles. Il apparaît donc nécessaire de disposer d'éléments méthodologiques pour les définir à partir de l'analyse des facteurs physiques qui en sont à l'origine.

À la demande de la direction générale de la prévention des risques (DGPR), le CETMEF – dans le cadre d'un contrat de recherche associant EDF, le SHOM, la DGPR et le CETMEF – a produit ce rapport dans cet objectif.

Nous espérons qu'il apporte des éléments d'analyse et des solutions pratiques aux services de l'État et aux ingénieries en charge des estimations de niveaux extrêmes en environnement maritime et estuarien.

« Il est impossible que l'improbable n'arrive jamais » Emil Gumbel

Le Directeur du CETMEF,

Jean-Yves LE VEN

SOMMAIRE

CETMEF

1 - INTRODUCTION	9
2 - LES COMPOSANTES DU NIVEAU D'EAU MARIN	11
2.1 - Nature des composantes	11
2.1.1 -Fluctuations du niveau d'eau marin	11
2.1.2 -L'isostasie	13
2.1.3 -L'eustatisme	
2.1.3.a - Effets stériques	13
2.1.3.b - Circulation d'eau entre les réservoirs naturels	14
2.1.4 -Les processus météo-océaniques	14
2.1.5 -La marée	14
2.1.5.a - Origine	14
2.1.5.b - Principales caractéristiques	
2.1.6 -La surcote météorologique	16
2.1.6.a - Origine	16
2.1.6.b - Surcote liée à la pression atmosphérique	16
2.1.6.c - Surcote générée par le vent	16
2.1.6.d - Influence du littoral	17
2.1.7 -Effet des vagues	17
2.1.7.a - Wave set-up	17
2.1.7.b - Ondes infragravitaires	19
2.1.7.c - Wave run-up	20
2.1.7.d - Conditions de formation du wave set-up et du wave run-up	20
2.1.7.e - Influence de la morphologie des plages	21
2.1.8 -Tsunami	22
2.1.9 -Seiches	22
2.2 - Estimation des composantes à partir des observations	23
2.2.1 -Les niveaux d'eau en l'absence de vagues	23
2.2.1.a - Nature des observations utilisées	23
2.2.1.b - Assimilation aux niveaux d'eau en l'absence de vagues	24
2.2.2 -Surcote météorologique	25
2.2.2.a - Nature des observations utilisées	25
2.2.2.b - Surcote météorologique instantanée	25
2.2.2.c - Surcote météorologique de pleine mer	

2.2.3 -Le wave set-up et le wave run-up	28
2.2.3.a - Nature des observations utilisées	28
2.2.3.b - Les différentes méthodes d'estimation	
2.2.3.c - Formules empiriques	29
2.2.3.d - Modélisation numérique	31
2.2.3.e - Modélisation physique	32
2.2.3.f - Recommandations sur la méthode d'estimation	
2.3 - Les différentes appellations du niveau d'eau marin	34
2.3.1 -Le niveau d'eau au repos	
2.3.2 -Le niveau d'eau statique	
2.3.3 -Le niveau d'eau dynamique	35
2.3.4 -Convention	35
3 - COMPOSANTES EXTRÊMES DU NIVEAU D'EAU MARIN	36
3.1 - Principe	36
3.2 - Espace de probabilité	37
3.2.1 -Définition	
3.2.2 -Variables aléatoires	
3.2.3 -Présentation dans le domaine des périodes de retour	
3.3 - Approche empirique ou paramétrique ?	41
3.3.1 -Approche empirique	41
3.3.1.a - Description intuitive	41
3.3.1.b - Calcul de la fonction de répartition empirique	42
3.3.2 -Approche paramétrique	43
3.3.3 -Avantage de l'approche paramétrique sur l'approche empirique	45
3.4 - Approche paramétrique : population d'analyse	45
3.4.1 -Objectif	45
3.4.2 -Méthodes de définition de la population	48
3.4.2.a - Problématique	48
3.4.2.b - La méthode des pics au-dessus d'un seuil	48
3.4.2.c - La méthode des maxima annuels	
3.5 - Approche paramétrique : ajustement d'une loi d'extrapolation	50
3.5.1 -Mise en œuvre des méthodes POT et des maxima annuels	
3.5.1.a - Les différentes lois	
3.5.1.b - Sélection des paramètres d'ajustement	
3.5.1.c - Recommandations	

3.5.2 -Méthodes POT ou des maxima annuels ?	56
3.5.2.a - Limites de la méthode des maxima annuels	56
3.5.2.b - Limites de la méthode POT	56
3.5.2.c - Recommandations	56
3.5.3 -Incertitudes	57
3.5.3.a - Incertitude liée à la mesure ou aux données initiales	57
3.5.3.b - Incertitude de représentativité	57
3.5.3.c - Incertitude du choix du modèle statistique	57
3.5.3.d - Incertitude d'échantillonnage	58
3.5.3.e - Recommandations	58

4 - NIVEAUX D'EAU MARINS EXTRÊMES EN L'ABSENCE DE

VAGUES	59
4.1 - Approches directe et indirecte	59
4.1.1 -Approche directe	
4.1.2 -Approche indirecte	59
4.1.3 -Recommandations	60
4.2 - Prise en compte des variations annuelles et pluri-annuelles	61
4.2.1 -Principe	61
4.2.2 -Avant le traitement statistique : une correction	62
4.2.3 -Après le traitement statistique : un report	65
4.3 - Approche directe	66
4.3.1 -Domaine d'application	66
4.3.2 -Analyse statistique des valeurs extrêmes	67
4.3.2.a - Population d'analyse	67
4.3.2.b - Ajustement d'une loi d'extrapolation	67
4.4 - Approche indirecte : Méthode par convolution	68
4.4.1 -Domaine d'application	68
4.4.2 -Dépendance surcote météorologique/marée	68
4.4.2.a - Dépendance en amplitude	69
4.4.2.b - Dépendance dans le temps	69
4.4.3 -Méthode de définition de la population	70
4.4.3.a - Principe	70
4.4.3.b - Limites	71
4.4.4 -Convolution surcote météorologique/marée	72
4.4.4.a - Principe	72
4.4.4.b - Domaine de validité	74

4.5 - Méthode indirecte : méthodes RFS ou similaire	76
4.5.1 -Domaine d'application	76
4.5.2 -Dépendance surcote météorologique/marée	76
4.5.2.a - Dépendance en amplitude	76
4.5.2.b - Dépendance dans le temps	76
4.5.3 -Méthode RFS	76
4.5.4 -Méthode similaire RFS	77
4.6 - Analyse spatiale	78
4.6.1 -Principe	
4.6.2 -Traitement des effets de l'eustatisme	79
4.6.3 -Régression sur les valeurs d'ajustement	80
4.6.3.a - Principe	80
4.6.3.b - Identification des régions homogènes	81
4.6.3.c - Limite de la méthode	81
4.6.3.d - Enrichissement des données	82
4.6.4 -Régionalisation des surcotes météorologiques	83
4.6.4.a - Principe	83
4.6.4.b - Identification des régions homogènes	84
4.6.4.c - Limite de la méthode	84
5 - NIVEAUX D'EAU MARINS EXTREMES AVEC L'ACTION DES VAGUES	86
5.1 - Analyse directe ou indirecte	
5.1.1 -Analyse directe	
5.1.2 -Analyse indirecte	87
5.1.3 -Recommandations	
5.2 - Approche directe	88
5.2.1 -Principe	
5.2.2 -Création d'une base de données de niveau d'eau statique	
5.2.3 -Analyse statistique des valeurs extrêmes	90
5.3 - Approche indirecte : méthode par simulation de Monte-Carlo	90
5.3.1 -Principe	
5.3.2 -Lois de probabilité individuelles	91
5.3.2.a - Sélection des données	91
5.3.2.b - Ré-échantillonnage des données	

5.3.3.b - Domaine de validité de la fonction de dépendance	
5.3.3.c - Modèle conditionnel de surcote météorologique connaissant les vagues	
5.3.3.d - Copule Gaussienne bi-variée	
5.3.3.e - Copule de Gumbel-Hougaard	104
5.3.3.f - Méthode du maximum de vraisemblance censurée	104
5.3.4 -Calcul des probabilités de niveau d'eau statique	
5.3.4.a - Simulation de Monte-Carlo	
5.3.4.b - Détermination des paramètres d'états de mer	110
5.3.5 -Limites et recommandations	111
5.3.5.a - Limites de la méthode	111
5.3.5.b - Recommandations	112
5.4 - Approche indirecte : méthode similaire RFS	113
5.4.1 -Principe	113
5.4.2 -Valeurs extrêmes uni-variées	
5.4.3 -Calcul des probabilités de niveau d'eau statique	114
5.4.4 -Limites et recommandations	114
5.4.4.a - Limites de la méthode	114
5.4.4.b - Recommandations	114
5.5 - Approche indirecte : méthode simplifiée	115
5.5.1 -Principe	115
5.5.2 -Facteur de dépendance	119
5.5.2.a - Détermination	119
5.5.2.b - Recommandation pour le littoral de la Mer du Nord, de la Manche et d'Atlantique	120
5.5.2.c - Recommandation pour le littoral Méditerranéen	121
5.5.3 -Application pratique	
5.5.4 -Limites et recommandations	123
5.5.4.a - Limites de la méthode	123
5.5.4.b - Recommandations	124
5.6 - Aléa submersion marine	125
	100
6 - LES NIVEAUX D'EAU ESTUARIENS EXTREMES	
6.1 - Presentation	120
6.1.1 -Domaine d'application	126
6.1.2 - Particularités	
6.2 - Approche indirecte : methode par simulation de Monte-Carlo	
6.2.1 -Principales étapes	
6.2.2 -Caractérisation de l'influence fluvio-maritime	129
6.2.3 -Définition des variables primaires et secondaires	129

	400
6.2.3.a - Formes de dependance.	129
6.2.4. Estimation de la densité de probabilité jointe	130
6.2.4 - Estimation de la densite de probabilite jointe	132
6.2.4 h. Densité de probabilité isinte	132
6.2.4.b - Densite de probabilite jointe	133
6.2.5 - Estimation des hiveaux d'eau estuariens	100
6.2.5.a - Principe	133
6.2.5.0 - Simulation de Monte-Cano.	134
6.2.5.c - Application aux conjonctions de niveau d eau au repos et de debit	130 127
	137
6.3.1 -Principe	137
6.3.2 -Application aux conjonctions de marée, surcote météorologique et débit	138
6.3.3 -Application aux conjonctions de niveau d'eau au repos et de débit	139
6.4 - Recommandations	139
7 - LES OUTILS	140
7.1 - Bibliographie	140
7.2 - Bases de données	
7 2 1 -Observations marégraphiques	140
7.2.2 -Prédiction des niveaux de marée	141
7 2 3 -Vaques	141
7 2 4 -Débits journaliers	142
7.2.5 -Vent	142
7.3 - Logiciels	142
8 - DÉFINITIONS	144
ο σέτέστηστο	4 4 7
9 - REFERENCES	147
ANNEXES	153
Annexe 1 : Principaux modèles de dépendance bi-variée	153
Annexe 2 : Modèle de dépendance conditionnelle bi-variée	158
Annexe 3 : Détermination de la forme de dépendance asymptotique	165
Annexe 4 : Méthode Inverse-FORM	170
Annexe 5 : Estimation du facteur de dépendance du littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique	172
Annexe 6 : Méthode simplifiée appliquée aux niveaux d'eau marins - Couples de périodes de retour de dépassements simultanés	174
Annexe 7 : Méthode simplifiée appliquée aux niveaux d'eau estuariens – Triplets de périodes de retour de dépassements simultanés	; 177

1 - Introduction

Il existe « trois modes de submersion marine » : le débordement, lorsque le niveau d'eau marin dépasse la cote du terrain naturel ou la crête d'un ouvrage ; les franchissements par paquets de mer ; le dysfonctionnement d'un système de défense de côte (rupture d'un ouvrage par exemple ou l'érosion d'un cordon naturel).

La connaissance du niveau d'eau marin à la côte est donc essentielle pour la caractérisation du risque de submersion marine.

On s'intéresse plus particulièrement aux événements rares, autrement dit les niveaux d'eau qui ont une faible probabilité d'être dépassés, car ce sont eux qui ont les conséquences les plus graves. Bien que la probabilité soit faible, ces événements peuvent se produire aujourd'hui comme demain, voire aujourd'hui <u>et</u> demain. Pour pouvoir les caractériser, ou savoir que le phénomène de submersion dévastateur qui s'est produit hier appartient à cette famille d'événements rares, il serait nécessaire de disposer d'une longue durée d'observation. Cette durée n'étant pas disponible, les niveaux d'eau extrêmes sont étudiés au travers de modèles probabilistes. Pour ces modèles, on caractérise les niveaux d'eau extrêmes par des valeurs de niveau que l'on estime dépassées en moyenne 1 fois tous les x années (par exemple tous les 10, 100 voire 1 000 ans). Comme on le verra, plus cette durée de référence est importante, plus ces estimations sont sujettes à caution.

Les causes d'un niveau d'eau extrême sont complexes et difficiles à identifier. Pour un lieu donné, le niveau d'eau est la matérialisation de plusieurs phénomènes physiques. À la plus grande échelle de temps, nous avons les mouvements tectoniques et le changement climatique qui impriment des tendances sur plusieurs centaines d'années. Les variations sur plusieurs dizaines d'années peuvent avoir pour origine le changement climatique, mais aussi les variations des courants océaniques, de la température et de la salinité de l'eau.

A l'échelle de la journée, nous avons la marée, le passage des dépressions atmosphériques et les effets d'ondes océaniques de type tsunami. C'est sur cette échelle de temps que s'inscrivent principalement les variations de niveaux d'eau extrêmes.

L'estimation des niveaux d'eau extrêmes est complexe. Les dépressions atmosphériques peuvent influencer les niveaux d'eau de différentes manières selon leur trajectoire, leur creusement barométrique, le vent associé et la présence ou non de fortes vagues. En zone estuarienne la pluviométrie et la capacité de rétention/absorption du bassin versant jouent aussi un rôle important par l'intermédiaire des débits de cours d'eau.

Enfin, même si cela n'est pas traité dans le document, les aménagements humains peuvent jouer un rôle.

L'objectif de ce document est de présenter les méthodes et méthodologies usuelles pour estimer les niveaux d'eau extrêmes. À ce titre il ne présente pas un état de l'art complet. Certaines approches moins courantes utilisées en ingénierie et recherche ne sont pas présentées.

Le document porte sur le littoral métropolitain (Mer du Nord, Manche, Atlantique et Méditerranée) en environnement maritime et estuarien. Les niveaux d'eau marin et estuarien étudiés ici sont les niveaux d'eau respectivement à la côte et à la rive. Le document porte exclusivement sur l'exploitation des données régulières (toutes les données observées depuis la mise en œuvre d'une station de mesure) et non sur l'intégration des données historiques (données disponibles sur les événements marquants du passé) qui nécessite une prise en compte particulière. Les méthodes présentées ne permettent pas de prendre en compte les ondes océaniques de type tsunami.

De plus elles ne sont pas applicables directement pour l'outre-mer car elles ne traitent pas de la problématique particulière des cyclones.

Les méthodes et méthodologies présentées sont probabilistes et basées sur les pratiques répandues dans les services techniques ou sont issues du domaine de la recherche. Il existe d'autres méthodes de type déterministe, semi-probabiliste ou autres qui ne seront pas abordées ici.

Le document présente deux niveaux de lecture. Le premier niveau est à destination des services de l'État ou autre ayant en charge le suivi d'études sur le sujet. Il récapitule les connaissances de base nécessaires à la compréhension des études sur l'estimation des niveaux d'eau extrêmes et décrit les limites d'applications des différentes méthodes d'analyse usuelles.

Le deuxième niveau est à destination des bureaux d'ingénierie ou autre spécialisés dans le domaine maritime et effectuant les études sur le sujet. Il décrit le déroulement des méthodes et les paramètres importants à prendre en compte.

L'estimation des niveaux d'eau extrêmes relève toujours du domaine de la recherche. L'ensemble des techniques aujourd'hui plus ou moins admises et plus ou moins abouties sont donc sujettes à évolution dans le futur.

Le présent document se décompose de la manière suivante :

- la physique du niveau d'eau ;
- les méthodes d'analyse des valeurs extrêmes des composantes du niveau d'eau ;
- les méthodes d'estimation des niveaux d'eau extrêmes <u>en l'absence de</u> vagues;
- les méthodes d'estimation des niveaux d'eau extrêmes <u>en présence</u> de vagues ;
- les méthodes d'estimation des niveaux d'eau extrêmes en zone estuarienne;
- une bibliographie, les bases de données et les logiciels utiles ;
- les définitions.

Les mots relevant d'une définition en dernière partie sont présentés en bleu dans le texte.

2 - Les composantes du niveau d'eau marin

En environnement maritime le niveau d'eau marin fluctue sous l'influence de plusieurs phénomènes d'échelles de temps et d'espace différentes. Il existe plusieurs notions de niveaux d'eau selon les phénomènes pris en compte. Ce chapitre a pour objet de caractériser les différentes composantes liées à ces phénomènes (nature et estimation à partir des observations) et de clarifier les notions de niveaux d'eau utilisées dans la suite du document.

2.1 - Nature des composantes

2.1.1 - Fluctuations du niveau d'eau marin

Le niveau d'eau marin est la résultante d'un ensemble de phénomènes se déclinant sur des échelles de temps différentes.

A l'échelle de la dizaine d'années ou plus, le niveau d'eau est principalement sous l'influence :

- des phénomènes tectoniques et de la subsidence/émersion des continents (isostasie),
- de la dilatation thermique des mers et des échanges entre la mer et les autres réservoirs naturels d'eau (eustatisme).

A l'échelle du mois, de l'année et de la dizaine d'année, le niveau d'eau dépend :

• des moyennes de courant, de pression atmosphérique, de température et de salinité (processus météo-océaniques).

A l'échelle de la journée, le niveau d'eau est la résultante de (voir figure 1):

- Ondes longues :
 - la marée,
 - la surcote météorologique,
 - le wave set-up (lié à l'effet des vagues),
 - les tsunamis,
 - certains effets de seiches.



L'élévation du niveau d'eau à l'interface terre/mer due à l'action des ondes infragravitaires et des ondes de gravité est appelée le wave run-up.

Comme on le verra au §2.1.8, parmi l'ensemble des composantes citées seuls les tsunamis ne sont pas du tout pris en compte dans ce document.



Figure 1 : Distribution de l'énergie des ondes à la surface des océans en fonction de la période

2.1.2 - L'isostasie

L'espace naturel disponible pour contenir les mers et les océans varie au fil des siècles. Cela est principalement dû :

- aux mouvements tectoniques des plaques qui vont modifier la forme et la profondeur des cuvettes,
- à l'apport des sédiments qui modifie la profondeur des cuvettes.

À cela s'ajoute la subsidence ou l'émersion des continents sous le poids des glaciers ou des mers.

Ces manifestations sont regroupées sous le terme d'isostasie.

Des mouvements de terrain non liés à l'isostasie peuvent générer une variation apparente du niveau d'eau (tendances pluri-annuelles). Cela se produit lorsque l'ouvrage supportant le marégraphe s'enfonce lentement dans le sol.

2.1.3 - L'eustatisme

L'eustatisme est la variation générale du niveau moyen de la mer par rapport aux continents qui sont supposés stables. Cela comprend les variations dues à la dilatation des mers, appelées effets stériques, et à la circulation d'eau entre les réservoirs naturels (dont le réservoir que forment les mers et océans).

C'est l'origine principale des variations du niveau moyen des mers sur les deux derniers siècles (seuls siècles où l'on dispose de mesures continues en France).

2.1.3.a - Effets stériques

Les effets stériques sont liés aux variations de température et du taux de salinité de l'eau de mer.

Les variations de température et de taux de salinité de la mer modifient sa densité. Elles sont donc à l'origine d'une fluctuation des niveaux d'eau. Une augmentation des températures ou une diminution du taux de salinité de l'eau de mer conduit à une élévation du niveau d'eau, et inversement. À cela s'ajoute la naissance de courants cherchant à rétablir l'équilibre entre les zones de températures et de taux de salinité différents.

La tendance au niveau mondial veut que les températures des océans soient en augmentation tandis le taux de salinité soit en baisse (apport d'eau douce) (IPCC, 2007). Les effets stériques sur le niveau d'eau moyen se traduisent par des variations inter-annuelles et une tendance à la hausse visible si l'on considère plusieurs dizaines d'années.

2.1.3.b - Circulation d'eau entre les réservoirs naturels

L'eau est stockée dans un ensemble de réservoirs naturels : les océans, les eaux continentales (glaciers, eaux souterraines, mers intérieurs, lac, rivières, humidité du sol), dans l'atmosphère (humidité de l'air) et la biosphère (cellules vivantes). L'eau circule entre ces différents réservoirs.

La tendance au niveau mondial de ces dernières centaines d'années veut que les océans soient en expansion principalement du fait de la fonte des glaces (IPCC, 2007). Cette tendance devrait s'accélérer dans les années avenir dans le contexte de changement climatique actuel à cause de la libération de gaz à effet de serre.

2.1.4 - Les processus météo-océaniques

Les grandes tendances de variations de circulation océanique, de pression atmosphérique, des régimes des vents et des régimes des précipitations influent aussi sur les variations inter-annuelles du niveau d'eau moyen au travers des effets stériques (voir §2.1.3.a), de la surcote météorologique (voir §2.1.6) et des vagues (voir §2.1.7).

En particulier on notera pour la France métropolitaine l'influence de l'indice d'oscillation Nord-Atlantique (indice ONA) avec une incidence directe sur l'ensemble de ces facteurs. L'analyse de l'indice ONA a mis en évidence une modulation de ces facteurs sur des échelles de temps de l'ordre d'un an à une soixantaine d'années (Higuchi et al, 1999).

2.1.5 - La marée

Ce paragraphe offre un rapide aperçu des processus physiques à l'origine de la marée. Il présente les principales caractéristiques de la marée, utiles à la suite du document. Pour une présentation plus complète, il convient de se référer à l'ouvrage de référence écrit par Simon (Simon, 2007).

2.1.5.a - Origine

La marée astronomique est la variation du niveau d'eau de la mer due principalement à l'action gravitationnelle de la Lune et du Soleil. La marée astronomique est gouvernée par le mouvement des astres et peut être prédite sur les centaines, voire les milliers d'années à venir.

À cela s'ajoute une autre composante non aléatoire, la marée dite « radiationnelle ». Cette composante est liée à l'action thermique du rayonnement solaire sur l'atmosphère et l'océan. En effet les eaux de surface des océans se dilatent à cause des alternances cycliques jour/nuit qui réchauffent ou refroidissent l'eau.

La marée radiationnelle est difficile à distinguer de la marée gravitationnelle, car elle est masquée par cette dernière.

Pour donner un ordre de grandeur des variations de niveau d'eau liées à la marée, on fait souvent référence au marnage de vive-eau moyen. Le marnage désigne l'amplitude d'oscillation de la marée entre une pleine mer et une basse mer consécutive. Il est plus important lors des alignements Terre, Lune, Soleil. On parle alors de marnage de vive-eau.

La marée radiationnelle est très faible devant la marée astronomique, mais pas négligeable. À titre d'exemple, l'amplitude de cette onde (composante annuelle de la marée radiationnelle) est de 8,5 cm à Calais (Andreewsky, 2012) pour un marnage de vive-eau moyen de 6,4 m. (SHOM, 2012).

2.1.5.b - Principales caractéristiques

► <u>Prédiction</u>

À partir des observations de niveaux d'eau sur un site considéré, il est possible d'extraire les constantes harmoniques pour prédire la marée astronomique et la marée radiationnelle.

Le terme de marée désigne la partie des variations de niveau d'eau pouvant être prédite. Elle inclut la marée astronomique et la marée radiationnelle.

► <u>Périodicité</u>

La marée est soumise à un ensemble de périodicités selon les positions relatives du Soleil, de la Terre et de la Lune. Cela va d'une périodicité de 12h25mn14s liée à la rotation de la Terre, à une périodicité de 104,7 siècles liée au mouvement du périgée solaire.

La marée n'est pas un phénomène périodique au sens strict. Il n'existe pas de période au bout de laquelle la marée se reproduit à l'identique. Par contre on peut définir une période au bout de laquelle la marée se reproduit presque à l'identique. Cette période est appelée le Saros (ou période « chaldéenne »).

Plusieurs définitions de Saros existent, avec des durées comprises entre 6 574,3596 jours (18 années moyennes de 365,2422 jours) et 6 585,5374 jours (239 passages de la Lune à son périgée). La durée la plus répandue est celle de 6 585,3211 jours, correspondant à 223 lunaisons.

► <u>Types et marnages</u>

Selon le site étudié, la marée peut être de type et d'amplitude différents.

Pour la France métropolitaine :

en Mer du Nord, Manche et Atlantique :

 la marée est de type semi-diurne : on observe chaque jour deux pleines mers et deux basses mers de hauteurs proches ; l'intervalle de temps séparant deux pleines mers (ou deux basses mers) étant légèrement supérieur à 12h (12h25mn14s), il arrive que la quatrième pleine ou basse mer se produise le jour d'après ;

- selon l'annuaire des marées des ports de France (SHOM, 2012), le marnage de vive-eau moyen est compris entre 3,5m (Boucau-Bayonne) et 10,7m (Saint-Malo);
- en Méditerranée :
 - la marée est de type semi-diurne à inégalités diurnes : on est dans le cas d'une marée de type semi-diurne avec des différences importantes entre les hauteurs de pleine mer (et de basse mer) se produisant la même journée ;
 - le marnage est au maximum d'une trentaine de centimètres (vrai seulement pour le littoral français, jusqu'à 1,5m à Gabès en Tunisie).

2.1.6 - La surcote météorologique

2.1.6.a - Origine

La surcote météorologique est une élévation du niveau d'eau (niveau d'eau supérieur aux prévisions de marée) généralement observée lors du passage d'une dépression météorologique. Lors du passage d'un anticyclone, on observe généralement une diminution du niveau d'eau, appelée décote météorologique. Dans la pratique on regroupe souvent ces deux termes sous la dénomination de surcote météorologique en considérant que cette dernière peut être positive (élévation du niveau d'eau) ou négative (diminution du niveau d'eau).

La surcote météorologique est composée principalement pour une part d'une surcote liée à la pression atmosphérique et pour une autre part d'une surcote générée par le vent.

D'autres éléments difficiles à appréhender tels que les précipitations et le débit des fleuves peuvent avoir un effet significatif sur les surcotes météorologiques.

2.1.6.b - Surcote liée à la pression atmosphérique

Les basses pressions entraînent une élévation du niveau d'eau, tandis que les hautes pressions entraînent une baisse du niveau d'eau. On appelle cela l'effet du baromètre inversé. Pour donner un ordre de grandeur à la surcote liée à la pression atmosphérique, dans le cas d'un plan d'eau ouvert et en eau profonde, une diminution de pression de 10 hPa entraîne une élévation du niveau d'eau de 10 cm.

2.1.6.c - Surcote générée par le vent

La contrainte de cisaillement exercée par le vent sur la surface de l'eau induit une inclinaison de la surface de l'eau, ce qui entraîne l'apparition d'un abaissement et d'une surélévation, respectivement au début et à la fin de zone d'action du vent.

2.1.6.d - Influence du littoral

► <u>Phénomène de levage</u>

Le passage d'une dépression, avec le déplacement de la surcote météorologique, engendre la formation à la surface des mers et des océans d'une onde longue (longueur d'onde de 150 à 800 km). A l'approche des côtes, avec la diminution de la profondeur, on observe une augmentation de la hauteur de cette onde du fait des lois de conservation de l'énergie. C'est le même phénomène qui est à l'origine de l'augmentation des hauteurs de vagues et des niveaux de marée à l'approche des côtes (phénomène de levage, « shoaling » en anglais).

Courant induit

Les forces exercées par le vent induisent aussi un déplacement horizontal des couches d'eau superficielles des mers et des océans. Ce courant est dévié par les forces de Coriolis. En eau profonde (plus d'une centaine de mètres de profondeur) la résultante est un courant formant un angle à 90° avec la direction du vent (vers la droite dans l'hémisphère nord et vers la gauche dans l'hémisphère sud). Cet angle diminue avec la profondeur d'eau.

Ce courant est sans incidence au large, mais il peut être à l'origine d'une augmentation de la surcote météorologique s'il se retrouve « piégé » à la côte. Cela se produit principalement si le courant induit est normal à la côte en présence d'une bathymétrie qui monte doucement jusqu'à la côte. Dans le cas contraire, courant non normal à la côte et bathymétrie plongeante, un courant de retour s'installe permettant d'évacuer le surplus d'eau.

2.1.7 - Effet des vagues

2.1.7.a - Wave set-up

Du fait l'augmentation des hauteurs de vagues se propageant à la côte (phénomène de levage) il y a augmentation de la quantité de mouvement des vagues (variation de la contrainte de radiation) compensée par une diminution du niveau d'eau (principe de conservation de la quantité de mouvement). Le niveau d'eau diminue jusqu'au point de déferlement des vagues (wave set-down). Après le déferlement, il y a diminution de la quantité de mouvement des vagues compensée par une augmentation du niveau d'eau. Le niveau d'eau peut alors passer au-dessus de son niveau de départ (wave set-up).

Les différentes étapes de ce phénomène sont détaillées ci-après :

<u>Phénomène de levage</u> : En l'absence des phénomènes de réfraction à l'origine d'une dispersion de l'énergie, l'amplitude des vagues se propageant à la côte augmente au fur et à mesure que la profondeur d'eau diminue. C'est le phénomène de levage expliqué à partir des équations de conservation de l'énergie. Ce phénomène s'accompagne d'une diminution de la longueur d'onde des vagues, et donc une

CETMEF

augmentation de leur cambrure. Lorsque la cambrure devient trop importante, par petits fonds, il y a déferlement des vagues.

<u>Variation de la contrainte de radiation</u> : La contrainte de radiation, définie par Longuet-Higgins et Stewart (Longuet-Higgins et Stewart, 1964), est l'apport de flux de quantité de mouvement lié à la présence de vagues. Sa variation est fonction des vitesses de déplacement des particules d'eau sous l'action des vagues. Donc plus la hauteur de vague est importante, plus la contrainte de radiation l'est aussi.

<u>Principe de conservation de la quantité de mouvement</u> : Ce principe mécanique impose que les variations de contrainte de radiation soient équilibrées par la pression hydrostatique de la colonne d'eau. Une augmentation de la contrainte de radiation engendre donc une diminution de la hauteur du plan d'eau et inversement.

<u>Wave set-down</u> : La phase de levage des vagues s'accompagne donc d'une diminution du niveau d'eau, c'est le wave set-down (voir figure 2). Le wave set-down croit avec la hauteur des vagues. Il atteint donc son maximum en même temps que les hauteurs de vagues, c'est-à-dire au point de déferlement des vagues.

<u>Wave set-up</u>: Après le déferlement des vagues il y a une diminution progressive de la contrainte de radiation, et donc une augmentation du niveau d'eau. Lorsque celle-ci engendre un niveau d'eau supérieur à ce qu'il serait en l'absence de vagues, il y a surélévation du niveau d'eau. Cette surélévation est appelée le wave set-up. Le wave set-up est maximum à l'interface terre/mer.



Figure 2 : Variations du wave set-up et du wave run-up en fonction de la distance à la côte

Du fait de la présence de trains de vagues irréguliers, le wave set-up se décompose en deux parts distinctes :

- une part statique (wave set-up statique) :
 - La part statique correspond à la surélévation moyenne pour un régime de vagues particulier. Les régimes de vagues sont étudiés traditionnellement par l'analyse statistique des vagues sur un intervalle de temps de 20 à 30 minutes (état de mer). Le wave set-up statique est donc la surélévation moyenne, traditionnellement calculée sur une ou plusieurs dizaines de minutes, du niveau d'eau du fait de la présence des vagues.
- une part dynamique (wave set-up dynamique) :
 - La part dynamique est liée à la formation d'ondes infragravitaires détaillée au §2.1.7.b. Dans le cadre des estimations des niveaux d'eau marins extrêmes, elle n'est que très rarement étudiée en tant que telle. On préféra plutôt regarder le wave run-up présenté au §2.1.7.c.

Dans la pratique, on associe souvent le terme de wave set-up au wave set-up statique. De plus, pour l'étude des risques de submersion par débordement, on s'intéresse plus particulièrement au wave set-up à l'interface terre/mer.

Pour la suite du document et hors précision contraire, on associera donc le terme de « wave set-up » au « wave set-up statique observé à l'interface terre/mer ».

2.1.7.b - Ondes infragravitaires

La propagation des vagues à la côte s'accompagne d'une déformation des trains de vagues et de la formation d'ondes plutôt basses fréquences (période comprise entre 20s et 3mn). On appelle ces ondes les ondes infragravitaires.

Cette déformation des trains de vagues est liée aux interactions non-linéaires des vagues. Cela se produit en faible profondeur et plus particulièrement en présence d'obstacle immergé (système de barres sous-marines par exemple ; Senechal, 2003). Les creux des vagues s'aplatissent alors que les crêtes se rétrécissent. Il y a un transfert d'énergie vers les hautes fréquences et les basses fréquences (harmoniques de la fréquence de pic des vagues). Le transfert d'énergie vers les basses fréquences est à l'origine de la formation d'ondes infragravitaires.

Mais les ondes infragravitaires ont aussi d'autres origines :

 Les battements engendrés par les variations spatiales du point de déferlement, la variation spatiale est liée aux différences de hauteur des vagues incidentes (Symonds et Bowen, 1984);

- Les variations temporelles du gradient de contrainte de radiation en présence d'un champ de vagues irrégulières, cela se traduit par une variation du wave set-up en fonction des hauteurs des vagues incidentes (Symonds et al, 1982);
- Les variations des contraintes de radiation en phase avec les groupements de vagues. Selon le principe d'équilibre entre les variations de contrainte de radiation et la pression hydrostatique de la colonne d'eau, le niveau d'eau sera moins élevé sous les groupements de vagues qu'entre deux groupements de vagues. Cela forme une onde basse fréquence liée aux groupements de vagues. Cette onde est libérée après le déferlement des vagues.

Les ondes infragravitaires « libérées » se réfléchissent à la côte et peuvent être à l'origine des « ondes de bord » ou des « ondes de coin » (Senechal, 2003).

A l'interface terre/mer, l'influence des ondes infragravitaires sur le niveau d'eau est prise en compte à travers l'estimation du wave run-up.

2.1.7.c - Wave run-up

La surélévation du niveau d'eau à l'interface terre/mer liée aux vagues se décompose en une part statique (wave set-up statique) et une part dynamique.

La part dynamique comprend le wave set-up dynamique, les ondes infragravitaires (dont une partie seulement est incluse dans le wave set-up dynamique) et les vagues incidentes qui arrivent à la côte sans déferler.

Le wave set-up permet de calculer un niveau d'eau moyen. Ce niveau est particulièrement utile pour étudier le risque de submersion par débordement par exemple. Par contre, pour certaines applications telles que l'étude du risque de submersion par franchissements, il est plus intéressant d'estimer la hauteur de niveau d'eau dépassée X % du temps à l'interface terre/mer.

La surélévation dynamique à l'interface terre/mer, liée à la présence des vagues, est appelée le wave run-up X % (voir figure 2 p.18). Elle est regroupe la composante statique (le wave set-up) et la composante dynamique permettant d'atteindre les X %. Dans la pratique, la valeur de X % est généralement fixée à 2 %.

2.1.7.d - Conditions de formation du wave set-up et du wave run-up

Les trois grandes conditions de formation du wave set-up et du wave run-up sont présentées par Luc Hamm (note de travail dans le cadre de la révision du guide Méthodologique Plans de Prévention des Risques Littoraux, 2011) et reprises ici :

• <u>Condition dissipative :</u> la pente est faible et les vagues déferlent sur toute une zone (zone de surf) avant d'atteindre la côte. Les fréquences de vagues (inférieure à 30s) sont progressivement filtrées du fait du

déferlement. Le niveau d'eau à la côte est modulé principalement par les ondes infragravitaires qui se réfléchissent sur le rivage.

- <u>Condition réflexive</u>: pour des fortes pentes et en présence de vagues de faible cambrure il n'y a plus, ou quasiment plus, de déferlement lié à la profondeur. Les vagues atteignent le rivage sur lequel il y a réflexion et formation d'un clapotis.
- <u>Condition mixte</u>: nous sommes entre la condition dissipative et la condition réflexive. Il y a déferlement dû à la profondeur d'une partie des vagues, et réflexion partielle de l'autre partie sur le rivage. La remise en suspension des sédiments est plus importante qu'en condition dissipative et irrégulière dans le temps. Ces situations recouvrent différentes configurations morphodynamiques (présence de barres et autres formes sédimentaires).

À noter qu'en condition réflexive Miche (Miche, 1944) a mis en évidence une surélévation du niveau d'eau moyen liée à la formation du clapotis (approximation au 2^e ordre).

Le niveau d'eau dynamique oscillera sous l'influence de deux fréquences principales (voir figure 5 p.34) :

- en condition réflexive : la fréquence liée aux vagues (période inférieure à 20s) ;
- en condition dissipative : la fréquence liée à la présence d'ondes infragravitaires (période supérieure à 20s) ;
- en condition mixte : présence des deux fréquences (vagues et ondes infragravitaires).

2.1.7.e - Influence de la morphologie des plages

La morphologie des plages relève d'un équilibre complexe entre des processus hydrodynamiques et hydrosédimentaires. Elle dépend des vagues et de la marée. De ce fait, les plages subissent de nombreuses évolutions dans le temps qui les font osciller entre conditions dissipative et réflexive.

Le déferlement des vagues et les ondes infragravitaires sont à l'origine de la formation de barres sableuses. Ces barres sont mobiles sous l'action des vagues. Elles vont migrer vers le large lors des tempêtes (condition plutôt réflexive) ou vers la côte pour des climats de vagues calmes à modérés (condition plutôt dissipative).

À cela s'ajoute l'influence de la marée. Les variations de hauteurs d'eau influent directement sur les conditions de déferlement des vagues. Si le marnage est important, on peut donc passer au sein d'une même journée d'une condition dissipative (marée basse) à réflexive (marée haute). De plus la marée va elle

aussi jouer sur le transport sédimentaire avec une tendance à accentuer le caractère dissipatif d'une plage si le marnage est important par érosion des barres sableuses et création d'une pente douce.

Sur l'influence des vagues et de la marée sur la morphologie des plages on peut se référer aux travaux de Davis et Hayes (Davis et Hayes, 1984).

2.1.8 - Tsunami

Un tsunami est une onde océanique ou marine généralement due à un séisme, une éruption volcanique sous-marine ou bien à un glissement de terrain sousmarin de grande ampleur. Le tsunami n'a pas d'origine météorologique.

Les tsunamis répondent à des processus physiques bien particuliers. Il est donc nécessaire de les étudier séparément. Les observations sont trop peu fréquentes pour mettre en œuvre les méthodes d'analyse présentées dans ce document. Les tsunamis ne sont donc pas pris en compte ici.

Pour plus d'information sur les fréquences et les intensités de tsunamis observées en France on peut se référer à la base de données gérée par le BRGM (<u>http://www.tsunamis.fr</u>).

2.1.9 - Seiches

Les seiches sont des oscillations stationnaires causées par la mise en résonance d'une onde incidente. Ces ondes peuvent avoir pour origine :

- des phénomènes météorologiques (les grains, les coups de vent et les rafales);
- des tsunamis ;
- des ondes liées aux variations spatiales de surcotes météorologiques ;
- · des vagues et des ondes infragravitaires ;
- et même des remous induits par le courant.

La mise en résonance est induite par la forme générale et la bathymétrie du plan d'eau (port, bassin, lac, …). Pour plus d'informations on peut se référer au Guide Enrochement (CIRIA et al, 2009).

Les périodes d'oscillation des seiches sont généralement comprises entre 2 et 40 minutes. L'amplitude des seiches peut atteindre en France métropolitaine jusqu'à 1,8m (Port-Tudy).

Les ports concernés par les problématiques de seiches sont connus (Dunkerque, Cherbourg, Port-Tudy, Bayonne, Sète, Dieppe et Marseille ; voir Pons, 2008).

2.2 - Estimation des composantes à partir des observations

Comme on l'a vu, le niveau d'eau marin est la somme du niveau de marée, de la surcote météorologique, du wave set-up (ou du wave run-up, selon si l'on s'intéresse au niveau d'eau statique ou dynamique), et le cas échéant de la seiche. On ne tient pas compte ici des tsunamis (voir §2.1.8).

Il n'existe pas (ou si rarement qu'on n'en tient pas compte ici) de base unifiée de données d'observations de niveau d'eau marin. On doit récupérer l'information relative aux différentes composantes en plusieurs endroits, pour recomposer le tout.

On va voir dans ce paragraphe

- comment à partir des observations marégraphiques dans les ports, on obtient le niveau d'eau en l'absence de vagues,
- comment à partir niveau d'eau en l'absence de vagues, on calcule la surcote météorologique ;
- comment à partir des observations de vagues et des caractéristiques bathymétriques des sites, on calcule la composante liée à l'action des vagues (wave set-up et wave run-up).

2.2.1 - Les niveaux d'eau en l'absence de vagues

2.2.1.a - Nature des observations utilisées

Les niveaux d'eau en environnement maritime sont enregistrés par un marégraphe. Les données enregistrées dans les ports sont mises à disposition par le SHOM (voir §7.2.1).

Les caractéristiques morphologiques d'un port lui sont propres et très différentes de ce que l'on trouve à l'extérieur du port. Une partie des vagues incidentes et des ondes infragravitaires est réfléchie vers le large par les digues de protection.

Les profondeurs d'eau étant entretenues pour le passage des navires, le déferlement des vagues est moindre (wave set-up propre au port, inférieur ou égal au wave set-up à l'extérieur du port). Les ouvrages maritimes à l'intérieur du port sont de nature très réflexive (condition quasi-réflexive avec une sur-élévation du niveau moyen liée au clapotis, voir §2.1.7.d). La géométrie des bassins peut aussi être à l'origine de seiches portuaires.

De ce fait, les niveaux d'eau marins à l'intérieur d'un port sont souvent très différents des niveaux d'eau marins à l'extérieur du port.

Autre point méritant notre attention, l'échantillonnage de la mesure marégraphique est très grand au vu des périodes d'oscillation présentes. Il est donc difficile, voire impossible, de mettre en évidence toutes les composantes présentes dans le signal. Les séries de mesures les plus longues mises à disposition par le SHOM

sont échantillonnées à une heure. Il est possible pour des mesures récentes de disposer de données échantillonnées à 10 minutes. Toutefois, la durée cumulée d'une série de mesure étant un critère de première importance pour les méthodes statistiques d'estimation des événements extrêmes, on préfère l'utilisation des données horaires.

Enfin, les variations rapides de niveau d'eau dues aux vagues (vagues incidentes et ondes infragravitaires, voir 2.1.7.b) sont plus ou moins filtrées par :

- le dispositif de mesure :
 - par exemple, la présence du puits de tranquillisation filtre efficacement les périodes d'oscillation associées aux vagues, mais l'ajout d'un conduit de communication avec la mer sur certains marégraphes peut diminuer ses performances (Simon, 2007);
- le traitement de la mesure :
 - par exemple, dans le cadre de réseau RONIM géré par le SHOM, les observations de niveaux d'eau sont archivées toutes les 10 minutes, chaque valeur produite est issue de l'intégration sur 2 minutes des hauteurs d'eau échantillonnées à 1 Hz; les observations archivées au pas horaire correspondent aux calculs par interpolation par spline cubique des données à 10 minutes.

2.2.1.b - Assimilation aux niveaux d'eau en l'absence de vagues

Les observations marégraphiques fournies par le SHOM sont généralement influencées par la marée, la surcote météorologique, un wave set-up propre au port, le clapotis, les seiches le cas échéant et une partie des ondes infragravitaires (selon la nature du dispositif et le temps d'intégration de mesure).

De par la fréquence d'échantillonnage du signal (pas horaire ou à 10 minutes dans la plupart des cas), il est impossible d'isoler les différentes composantes présentes dans le signal marégraphique. Au mieux on peut mettre en évidence des périodes d'oscillation supérieures à 2 heures (pas horaire) ou à 20 minutes (pas de 10 minutes).

Dans la pratique il est généralement admis que :

- l'on assimile les niveaux d'eau horaires archivés aux niveaux d'eau en l'absence de vagues (niveau que l'on aurait obtenu s'il n'y avait pas eu de vagues),
- ces niveaux d'eau sont représentatifs des niveaux d'eau en l'absence de vagues à l'extérieur et aux environs du port.

On considère donc que le wave set-up (propre au port) et les ondes infragravitaires (propres au port) ont été filtrés par le marégraphe. Ils sont donc calculés séparément pour la zone d'étude et ajoutés aux observations marégraphiques pour obtenir le niveau d'eau marin.

Cette approche est considérée comme plus sécuritaire, puisque au pire le wave set-up et les ondes infragravitaires sont comptés deux fois (présents dans les mesures et ajoutés aux estimations).

La pratique veut aussi que l'on occulte la présence de seiche dans le signal marégraphique. La portée de cette hypothèse sur l'estimation du niveau d'eau en l'absence de vagues est difficile à quantifier. Les observations de niveau d'eau peuvent en effet être augmentées comme diminuées par la présence d'une seiche.

2.2.2 - Surcote météorologique

2.2.2.a - Nature des observations utilisées

La surcote météorologique est définie comme étant la différence entre le niveau d'eau en l'absence de vagues observé et le niveau de marée prédit.

Dans les ports le niveau d'eau en l'absence de vagues est assimilé aux observations marégraphiques (voir §2.2.1.b). Le niveau de marée prédit au point d'observation peut être calculé ou fourni par le SHOM (voir §7.2.2).

2.2.2.b - Surcote météorologique instantanée

La surcote météorologique instantanée est définie comme étant la différence à un instant donné entre le niveau d'eau observé par le marégraphe et le niveau de marée prédit.

Les données de niveau d'eau au pas d'1 heure sont mises à dispositions par le SHOM. Ces données sont obtenues :

- pour les plus anciennes, par la numérisation de marégrammes papiers (on peut considérer que l'influence des seiches et des ondes infragravitaires est filtrée);
- pour les plus récentes, par interpolation par une spline cubique des données échantillonnées à 10 mn (le filtrage des seiches et des ondes infragravitaires n'est que partiel).

Dans l'impossibilité de faire mieux, les données de niveaux d'eau au pas d'1 heure sont assimilées au niveau d'eau en l'absence de vagues (voir §2.2.1.b). La surcote météorologique instantanée, au pas d'1 heure, est donc obtenue en y soustrayant directement la prédiction des niveaux de marée.

Une surcote météorologique instantanée peut aussi être calculée à partir des données échantillonnées à 10 minutes mises à disposition par le SHOM.

CETMEF

Par contre les données à 10 minutes ne peuvent être assimilées au niveau d'eau en l'absence de vagues (présence d'ondes infragravitaires) ou au niveau d'eau en présence de vagues (filtre d'une partie des vagues et des ondes infragravitaires). On ne sait donc pas très bien à quoi correspond cette surcote météorologique instantanée au pas de 10 minutes. Son usage n'est donc pas conseillé pour les estimations de niveau d'eau extrêmes.

2.2.2.c - Surcote météorologique de pleine mer

Les observations issues des marégraphes peuvent être perturbées par une dérive temporelle du signal mesuré (notamment pour les données issues de marégraphes à flotteur, voir figure 3).

De plus, une incertitude est associée aux prédictions de niveau de marée du fait de la difficulté de caractérisation de la marée.

En effet certaines composantes harmoniques d'amplitudes faibles ou relativement hautes fréquences peuvent être difficiles à déterminer à partir de l'analyse des observations.

Pour s'affranchir des éventuels problèmes de déphasage entre les hauteurs prédites et les hauteurs observées, on introduit la notion de surcote météorologique de pleine mer. Elle correspond à la différence entre le niveau d'eau maximum observé au voisinage de la pleine mer et le niveau de pleine mer prédit (voir figure 4).

Elle n'est donc pas sensible au déphasage entre les hauteurs prédites et les hauteurs observées.

Lorsque l'on travaille avec les surcotes météorologiques de pleine mer, on étudie le comportement des surcotes météorologiques aux seuls moments de pleine mer. Nous n'avons pas d'information sur les surcotes météorologiques se produisant en dehors des moments de pleine mer. Le phénomène de submersion étudié sera donc seulement pris en compte aux moments de pleine mer. On ne regarde donc pas ce qui se passe <u>entre</u> les pleines mers.

Cette approche n'est viable que si le phénomène étudié n'est seulement présent qu'à la pleine mer. L'utilisation de la surcote météorologique de pleine mer n'a donc de sens que pour les sites à fort marnage (Mer du Nord, Manche et Atlantique).

A noter que les plus longues séries d'observations de niveau d'eau sont fournies avec un pas de temps d'une heure (voir §7.2.1). Les prédictions de marée sont aussi fournies par le SHOM généralement au pas de temps d'une heure (voir §7.2.1). Pour une meilleure estimation des surcotes météorologiques, il est donc conseillé de réduire cet échantillonnage à dix minutes au moins par interpolation (utilisation d'une spline cubique par exemple) des observations et des prédictions de niveau d'eau.



Figure 3 : Influence de la dérive temporelle des observations marégraphiques sur les surcotes météorologiques instantanées (Source : C.Trmal, Cete Med)



Figure 4 : surcote météorologique instantanée et surcote météorologique de pleine mer.

CETMEF

Analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes - Environnements maritime et estuarien - 27

2.2.3 - Le wave set-up et le wave run-up

2.2.3.a - Nature des observations utilisées

Il existe plusieurs méthodes, décrites dans le paragraphe suivant, pour estimer le wave set-up ou le wave run-up. Elles s'appuient toutes sur des observations de vagues. Il est donc important de préciser la nature de ces observations de vagues.

Les vagues sont mesurées en un point à l'aide d'un appareil de mesure de houle (houlographe, perche à houle, « Acoustic Doppler Current Profiler », …). L'appareil de mesure enregistre en continu l'élévation de la surface de l'eau sur une durée généralement de 20 ou 30 minutes. Le signal est alors traité pour l'analyse vague par vague (analyse statistique des vagues définies par le passage au niveau moyen calculé sur l'ensemble du signal étudié) et/ou par l'analyse spectrale (transformée de Fourrier) permettant de calculer des paramètres caractéristiques de l'agitation. On parle de paramètres d'états de mer.

La mesure des vagues peut aussi se faire à partir de techniques RADAR ou satellitaires. Toutefois les données générées sont peu utilisées pour l'analyse statistique des niveaux marins extrêmes. Dans le cas du RADAR, la précision sur les mesures est souvent insuffisante, dans le cas du satellite on ne dispose pas d'une mesure continue en un point.

Les données de paramètres d'états de mer se présentent sous la forme d'un jeu de paramètres (plus d'une trentaine pour les données CANDHIS gérées par le CETMEF ; Kergadallan, 2012) représentatif des 20 ou 30 minutes de mesure, et archivé tous les 30 minutes à 3 heures. Il est possible de passer d'un échantillonnage de 3 heures à 30 minutes par une méthode d'interpolation (par une spline cubique par exemple).

Le paramètre le plus utilisé est la hauteur significative H_s ($H_{1/3}$ s'il est calculé par l'analyse vague par vague et H_{m0} s'il est calculé par l'analyse spectrale). C'est lui que l'on retrouve majoritairement dans les formules empiriques permettant de calculer la surélévation du niveau d'eau à la côte liée au déferlement des vagues à partir des données de paramètres d'état de mer au large (voir §2.2.3.c).

Ce paramètre est directement calculé et mis à disposition par les fournisseurs de données d'état de mer (voir §7.2.3).

2.2.3.b - Les différentes méthodes d'estimation

Le wave set-up et le wave run-up peuvent être estimés de trois manières différentes. Au moyen :

- de formules empiriques : utilisation d'une formule de calcul simple, établie sur des cas réels (modélisation physique ou observations sur site) à partir des données de vagues (hauteurs, périodes, ...) et des caractéristiques du site étudié (pente du terrain naturel, présence ou non d'ouvrage de défense, ...);
- de la modélisation numérique : reproduction des conditions de propagation des vagues et d'interaction avec la côte par simulation informatique ;
- de la modélisation physique : reproduction physique des conditions de propagation des vagues et d'interaction avec la côte à échelle et temps réduits.

2.2.3.c - Formules empiriques

Il existe de nombreuses formules empiriques et analytiques permettant d'estimer le wave set-up et le wave run-up. Ces formules ont été établies à partir de l'étude de sites tests ou par la reproduction des conditions hydrodynamiques en canal à houle. Les résultats sont différents selon si l'on s'intéresse à une plage de pente et de rugosité données ou à des ouvrages hydrauliques classés selon la rugosité et la perméabilité de leur talus.

Pour le calcul du wave set-up il existe des formules relativement simples basées sur la seule hauteur significative des vagues et d'autres plus complexes qui utilisent plusieurs paramètres de vague : la hauteur significative, la période et la longueur d'onde. Pour un panorama relativement complet des formules existantes on peut se référer à Dean (Dean et Walton, 2009).

Pour les formules basées sur les paramètres d'état de mer au large (généralement la hauteur significative et la longueur d'onde), il convient d'utiliser les valeurs « équivalentes » des paramètres. Ce sont les valeurs corrigées des effets de propagation, notamment de la réfraction.

Pour le calcul du wave run-up, il existe aussi plusieurs formules adaptées selon l'ouvrage hydraulique étudié (talus lisse ou rugueux,...). Pour plus d'information sur ce sujet on peut se référer au Guide Enrochement (CIRIA et al., 2009) et au Guide EurOtop (Pullen et al., 2007).

En présence d'ouvrages hydrauliques, les formules nécessitent la caractérisation des vagues au pied de l'ouvrage. Il est donc nécessaire de recourir à un modèle de propagation des états de mer jusqu'au pied de l'ouvrage (voir §2.2.3.d).

Il faut toujours garder à l'esprit que les formules ont été établies :

- pour des cas simples (mer ouverte, incidence des vagues normale à la côte, pente faible et constante, ...) ou particuliers (présence d'un banc de sable de telles caractéristiques, ...),
- à partir de sites tests ou d'essais en canal à houle.

Les conditions hydrodynamiques et géomorphologiques du site auquel on s'intéresse peuvent être très différentes (forme de baie, superposition de trains de vagues, incidence de groupements de vagues, présence de seiche, ...).

Les formules empiriques et analytiques ne peuvent donc fournir qu'un ordre de grandeur du wave set-up et du wave run-up. Plusieurs résultats sont possibles pour une même estimation selon les formules considérées. Par exemple, une estimation du wave set-up, n'est pas meilleur par les formules de Stockdon (Stockdon et al. 2006) ou celles de Hanslow et Nielsen (Hanslow et Nielsen, 1992). L'emploi de la formule de Stockdon est illustré par l'exemple ci-après, celui de la formule de Hanslow et Nielsen par l'exemple 16 p.121.

Exemple 1 : Calcul empirique du wave set-up et du wave run-up 2 %.

On souhaite calculer le wave set-up et le wave run-up pour les deux configurations suivantes : une pente de 1% et 10% avec une hauteur significative au large de 5 m et une cambrure de vague de 0,05. Pour cela on utilise les formules de Stockdon (Stockdon et al. 2006).

Formule de Stockdon :

Soient :

- β la pente avant la plage entre le trait de côte (point atteint par le niveau d'eau) et la ligne de déferlement (dépendant du type déferlement et la profondeur d'eau);
- H_s la hauteur significative des vagues ; c'est la valeur équivalente au large qui est généralement prise, donc corrigée des effets de propagation (en particulier la réfraction) ;
- On déduit L_s la longueur d'onde significative des vagues : $L_s = H_s/\gamma$; avec γ la cambrure de vague (valeur par défaut au large : $\gamma = 0.05$);
- ξ_s nombre d'Irribarren, paramètre de similarité du déferlement, définissant le type de déferlement, les conditions de dissipation et de réflexion des vagues et donc, le cas échéant, des modifications des formes des fonds meubles (abaissement du profil de plage en tempête, apparition de barre(s) de déferlement, ...) :

$$\xi_s = \tan{(\beta)} / \sqrt{H_s / L_s}$$

Alors :

1) Pour $\xi_s > 0.3$, soit une condition mixte à réflexive : \rightarrow wave run-up 2 % : $R_{u2\%} = 1, 1 \left(0.35\beta \sqrt{H_s L_s} + \frac{\sqrt{H_s L_s 0.563\beta^2 + 0.004}}{2} \right)$ \rightarrow wave set-up : $\overline{\eta_s} = 0.35\beta \sqrt{H_s L_s}$ 2) Pour $\xi_s < 0.3$, soit une condition dissipative : \rightarrow wave run-up 2 % : $R_{u2\%} = 0.043 \sqrt{H_s L_s}$ \rightarrow wave set-up : $\overline{\eta_s} = 0.016 \sqrt{H_s L_s}$ Application : Soient pour un site fictif : $H_s = 5m$ et $\gamma = 0.05$, Si $\beta = 10$ %, nous sommes en condition mixte à réflexive ($\xi_s = 0.44$) $=> R_{u2\%} = 1.78 m$ et $\overline{\eta_s} = 0.78 m$; Si $\beta = 1$ %, nous sommes en condition dissipative ($\xi_s = 0.045$) $=> R_{u2\%} = 0.96 m$ et $\overline{\eta_s} = 0.36 m$.

Dans l'estimation empirique ou analytique du wave set-up et du wave run-up, il convient de prendre en compte les incertitudes de transfert des informations d'un site à un autre. Par transfert des informations, on entend l'utilisation d'informations relatives à un site voisin pour caractériser le site d'étude. Une mauvaise appréciation des paramètres d'états de mer ou des caractéristiques du site d'étude peut modifier de manière importante les résultats. Pour finir, d'après l'analyse récente de Dean (Dean et Walton, 2009), les valeurs de wave set-up peuvent doubler en cas d'effet de résonance du site.

2.2.3.d - Modélisation numérique

La modélisation numérique, en prenant mieux en compte la configuration du site et par le transfert des informations hydrodynamiques du large à la côte, permet une estimation plus fine des différentes composantes présentes dans le niveau d'eau, en particulier le wave set-up et le wave run-up locaux.

L'utilisation de la modélisation numérique est limitée pour les raisons suivantes :

- elle ne convient qu'à la reproduction simplifiée des phénomènes physiques ; la compréhension des processus physique en jeu, et donc sa mise en forme en équation mathématique, est encore partielle ;
- les coûts de traitement informatique augmentent rapidement avec la complexité du modèle.

La qualité du résultat est tributaire :

- du modèle utilisé (prise en compte des effets non linéaires, grilles, méthode d'itération, ...),
- des conditions limites imposées au modèle, notamment les données de bathymétrie (attention aux évolutions lors des tempêtes) et de topographie,
- ainsi que la qualité des forçages météorologiques (pour les données de vent attention aux côtes entourées de reliefs) et marégraphiques.

Les calculs par la modélisation numérique doivent prendre en compte l'interaction des vagues avec les courants de marée quand ces derniers sont importants (Guillou, 2010).

Pour plus d'information sur la modélisation numérique en présence d'ouvrages hydrauliques on peut se référer au Guide Enrochement (CIRIA et al., 2009).

2.2.3.e - Modélisation physique

La modélisation numérique peut s'avérer insuffisante pour la reproduction de processus physiques plus complexes. La modélisation physique est alors une alternative intéressante pour ces situations.

La modélisation physique, comparée à la modélisation numérique, permet :

- de mieux prendre en compte une bathymétrie compliquée ;
- de prendre compte des interactions spécifiques avec un ouvrage (wave run-up, franchissement, phénomène d'affouillement au pied de l'ouvrage ou mouvements de blocs d'enrochement);
- de mieux reproduire les phénomènes de diffraction des vagues.

L'utilisation de la modélisation physique est limitée pour les raisons suivantes :

- le coût des études de modélisation en limite l'échelle spatiale ;
- il faut utiliser un modèle avec une échelle temporelle qui permette de réaliser les essais dans le temps imparti à l'ensemble de l'étude ;
- la réduction à l'échelle introduit des effets d'échelle.

Pour plus d'information sur la modélisation physique en présence d'ouvrages hydrauliques on peut se référer au guide sur les enrochements (CIRIA et al., 2009).

2.2.3.f - Recommandations sur la méthode d'estimation

Les formules empiriques peuvent être utilisées en première approche. Si la composante wave set-up ou wave run-up s'avère importante (même ordre de grandeur que la surcote météorologique ou absence d'observation de surcote météorologique), il est fortement conseillé de mettre en œuvre des méthodes plus fines de calcul basées sur la modélisation numérique (voir §2.2.3.d) ou la modélisation physique en laboratoire (modèle réduit, voir §2.2.3.e) après caractérisation du site (observations géomorphologiques et hydrodynamiques).

En cas d'utilisation de formules empiriques, il est conseillé de tester plusieurs formules pour quantifier la dispersion des résultats possibles de wave set-up et de wave run-up. Par exemple :

- pour le wave set-up, on peut utiliser les formules de Stockdon (Stockdon et al. 2006) ou celles de Hanslow et Nielsen (Hanslow et Nielsen, 1992) ;
- pour le wave run-up, on peut se référer au Guide Enrochement (CIRIA et al., 2009) avec différentes géométries et caractéristiques d'ouvrage, ou les formules de Stockdon en l'absence d'ouvrage (Stockdon et al. 2006).

Le choix entre la modélisation numérique et la modélisation physique dépend :

- de la précision souhaitée et de la complexité du site étudié (la modélisation physique est jugée plus adaptée aux sites complexes, par exemple en présence d'une forme ou de matériaux particuliers d'un ouvrage d'art);
- des coûts financiers engagés (la modélisation physique est généralement plus coûteuse que la modélisation numérique).

2.3 - Les différentes appellations du niveau d'eau marin

Selon les processus physiques étudiés, on parle du niveau d'eau au repos, du niveau d'eau statique ou du niveau d'eau dynamique (voir la figure 5). Ces notions étant essentielles à la compréhension de la suite du document, on a choisi de les approfondir ici en plus d'être traitées au chapitre 8 dédié aux définitions.

2.3.1 - Le niveau d'eau au repos

Le niveau d'eau au repos est le niveau qu'aurait la surface de l'eau en l'absence de vagues. La notion de « repos » peut être trompeuse puisque le niveau reste sous influence de la marée et des surcotes météorologiques. En présence de vagues, au niveau d'eau au repos s'ajoutent une composante statique, le wave set-up, et une composante dynamique (formant le jet de rive à la côte).



Figure 5 : Variation au cours du temps des niveaux d'eau au repos, statique et dynamique, du wave set-up et du wave run-up.

2.3.2 - Le niveau d'eau statique

Le niveau d'eau statique est défini comme la moyenne du niveau d'eau (niveau d'eau au repos + wave set-up + composante dynamique) sur un intervalle de temps suffisant pour supprimer la composante dynamique. Le niveau d'eau statique est donc la somme du niveau d'eau au repos et du wave set-up.
2.3.3 - Le niveau d'eau dynamique

Le niveau d'eau dynamique est égal à la somme du niveau d'eau au repos, de la composante statique (le wave set-up) et de la composante dynamique. A l'interface terre/mer, la composante statique et la composante dynamique sont regroupées sous le terme de wave run-up (voir §2.1.7.c). Le niveau d'eau dynamique, à l'interface terre/mer, correspond donc à la somme du niveau d'eau au repos et du wave run-up.

2.3.4 - Convention

Le terme « niveau d'eau marin » utilisé dans la suite du document fera référence au niveau d'eau statique comme au niveau d'eau dynamique.

Il y aura submersion par débordement et/ou franchissements si les niveaux d'eau estimés sont supérieurs à la cote de crête des ouvrages de défense ou du terrain naturel. En cas de submersion il y a déplacement de l'interface terre/mer et modification des niveaux d'eau marins.

Quand on s'intéresse aux risques de submersion, on va chercher à caractériser un niveau d'eau à la côte en l'absence de submersion afin de le comparer à la cote de crête des ouvrages de défense ou du terrain naturel. Donc hors précision contraire, les niveaux d'eau au repos, statique, dynamique et marins dont il est question dans la suite du document sont les niveaux d'eau à la côte en l'absence de débordement et de franchissement des ouvrages de défense ou du terrain naturel.

3 - Composantes extrêmes du niveau d'eau marin

3.1 - Principe

Les niveaux d'eau marins sont estimés par le calcul de leurs principales composantes : la marée, la surcote météorologique et le wave set-up (ou le wave run-up, selon si on s'intéresse au niveau d'eau statique ou dynamique). Le wave set-up (et le wave run-up) est lui-même établi à partir des hauteurs significatives des vagues.

La marée est la seule composante dont les valeurs sont considérées connues dans le temps (voir §2.1.5). Toutefois nous ne disposons pas d'information sur le séquencement temporel futur (prédiction) des autres composantes (surcote météorologique, wave set-up et wave run-up) auxquelles la marée va être combinée pour estimer les niveaux d'eau marins. On ignore donc volontairement le caractère prédictif de la marée en ne conservant que les seules informations sur les fréquences d'occurrence des niveaux de marée. Les niveaux de marée sont considérés comme des processus aléatoires issus d'une même fonction de distribution connue.

On souhaiterait aussi savoir quelles valeurs, et plus particulièrement quelles fortes valeurs, peuvent prendre la surcote météorologique, le wave set-up et le wave run-up. La probabilité d'atteindre une forte valeur (valeur extrême) étant très faible, les durées de mesure sont insuffisantes pour se contenter des seules valeurs observées. L'étude des valeurs extrêmes de surcotes météorologiques et hauteurs significatives des vagues (pour les wave set-up et wave run-up) passe donc par l'estimation des lois de probabilité respectives.

Tout d'abord nous définirons l'espace de probabilité sur lequel on travaille (§3.2). On verra en particulier la nature des variables aléatoires étudiées et que les probabilités sont souvent représentées sous forme de périodes de retour.

Puis nous décrirons la méthode d'analyse des données qui semble la plus simple, l'approche empirique (§3.3.1). L'approche empirique présente le défaut majeur de ne pas fournir d'information sur les valeurs non observées dont la probabilité de dépassement n'est pas nulle. Il est donc nécessaire d'avoir recours à des outils mathématiques permettant d'extrapoler le résultat à ces valeurs non observées. Cela nous permet d'introduire (§3.3.2) et justifier (§3.3.3) l'utilisation d'une autre approche, l'approche paramétrique.

L'approche paramétrique est enfin détaillée. Elle a été élaborée dans le cadre des méthodes d'ajustement statistique des extrêmes. Pour une présentation complète de la théorie on peut se référer à Coles (Coles, 2001). Elle repose sur la sélection d'une population de valeurs extrêmes (§3.4), et l'ajustement d'une loi de probabilité paramétrique sur cette population (§3.5). Cette loi de probabilité permet l'extrapolation des résultats aux valeurs non observées.

3.2 - Espace de probabilité

3.2.1 - Définition

La théorie des statistiques est la théorie qui a pour but de définir une fréquence d'occurrence aux résultats d'expériences soumises à une part d'incertitude et d'aléatoire. L'origine de cette part d'incertitude et d'aléatoire n'est pas importante, elle peut provenir d'une incapacité à calculer avec une précision suffisante un comportement déterministe, comme être « intrinsèquement aléatoire ».

Dans le présent document, on va s'intéresser à la probabilité associée à une hauteur donnée de niveau d'eau marin. La valeur du niveau marin est calculée à partir de ses principales composantes : la marée, la surcote météorologique, le wave set-up (ou le wave run-up). La valeur de wave set-up (ou le wave run-up) est elle-même établie à partir des hauteurs de vagues.

Pour modéliser une expérience aléatoire, on introduit l'espace de probabilité $(\Omega, A, Proba)$. Cet espace est composé de trois éléments :

• Un ensemble Ω :

Pour une expérience donnée, on considère un ensemble Ω (fini ou infini), appelé « univers », qui représente l'ensemble de tous les résultats possibles de l'expérience. Les éléments de l'univers sont appelés les éléments élémentaires.

• Une tribu A :

On appelle tribu A sur Ω toute famille A de parties de Ω vérifiant :

ii)
$$A \in A \Rightarrow A \in A$$
 ;

iii) $(\forall n \in \mathbb{N} \ A_n \in A) \Rightarrow \bigcup_n A_n \in A$.

Une tribu *A* sur l'ensemble Ω est un ensemble dont les éléments sont des parties de Ω . Les éléments d'une tribu sont appelés les événements.

• Une probabilité Proba :

Une probabilité *Proba* sur (Ω, A) est une application de *A* dans [0,1] telle que :

i) $Proba(\Omega)=1$,

ii) si les $(A_i)_{i \in \mathbb{N}}$ sont des éléments de *A* deux à deux disjoints,

alors

 $Proba\left(\bigcup_{i\in\mathbb{N}}A_{i}\right) = \sum_{i\in\mathbb{N}}Proba\left(A_{i}\right)$

Dans le cadre de ce document ces trois éléments sont définis de la manière suivante :

• L'ensemble Ω :

L'univers des possibles Ω est ici constitué de l'ensemble des conditions observables à l'origine des niveaux d'eau (conditions climatiques, conjonctions des astres, variations isostatiques et eustatiques, ...). Il est difficile et pas forcément très utile de définir les éléments élémentaires de cet ensemble.

• La tribu A :

On ne va pas s'intéresser à l'ensemble des éléments élémentaires de l'ensemble Ω mais aux événements (parties de Ω) permettant aux grandeurs physiques étudiées (marée, surcote météorologique, vague) d'atteindre, de dépasser ou de ne pas dépasser une valeur donnée. Ces événements regroupent un ensemble de conditions observables, sans avoir besoin de caractériser précisément ces dernières. Par exemple, on va considérer les événements permettant d'atteindre des valeurs de niveau d'eau marin différentes. L'ensemble de ces événements constitue la tribu.

• La probabilité Proba :

La probabilité *Proba* appliquée à un événement permet d'associer à un état de grandeurs physiques étudiées (valeurs atteintes, dépassées ou non de marée, surcote météorologique ou vague) à un instant t ou sur un intervalle de Δt (valeur à une heure précise ou ensemble des valeurs observables sur 1 an ou autre) un poids compris entre 0 et 1 : plus le poids est proche de 0 moins l'événement risque de se réaliser, plus le poids est proche de 1 plus l'événement se réalisera souvent.

Les grandeurs physiques étudiées (marée, surcote météorologique, vague, ...) sont représentées par des variables aléatoires. Une variable aléatoire est une application mesurable réelle définie sur l'ensemble Ω . Par exemple, une variable aléatoire de surcote météorologique S appliquée à une partie A_i de Ω est une mesure (observation) de surcote météorologique s_i telle que $S(A_i)=s_i$. Par convention les variables aléatoires s'écrivent en majuscule et leurs mesures en minuscule.

Il ne reste plus qu'à définir les variables aléatoires que l'on va étudier.

3.2.2 - Variables aléatoires

La notion de « variable aléatoire » représente toute grandeur, le plus souvent numérique, que l'on peut être amené à évaluer sur le résultat d'une expérience aléatoire. C'est donc naturellement une fonction définie sur l'ensemble de l'univers Ω et à valeur réelle.

Annexe 2

Les grandeurs physiques auxquelles on va s'intéresser :

- sont continues, c'est-à-dire qu'elles peuvent prendre en théorie un nombre infini de valeurs, si l'on met de côté bien entendu la résolution des instruments de mesure ;
- évoluent en fonction du temps (ex : une série temporelle de surcotes météorologiques).

De ce fait, chaque grandeur physique étudiée n'est pas représentée par une variable aléatoire unique (ex : une surcote météorologique à un instant donné), mais par une famille $\{X_t\}_{t\in T}$ de variables aléatoires continues indexées par le temps t (ex : les surcotes météorologiques en fonction du temps). On parle de processus stochastique. À chaque variable aléatoire X au temps t (ex : la surcote météorologique au temps t), pour un événement $A_i \in \Omega$ est associé un nombre $X_t(A_i)$ (ex : la valeur prise par la surcote météorologique au temps t).

Pour l'étude des niveaux d'eau marins, les familles de variables aléatoires étudiées sont la marée, la surcote météorologique (surcote instantanée ou surcote de pleine mer), la hauteur significative des vagues.

Comme le verra, on va travailler avec un nombre limité de valeurs par an. Soit parce que les données de mesure in situ sont échantillonnées dans le temps, soit parce que l'on ne va s'intéresser qu'aux pics de tempête. On parle de processus stochastique à temps discret.

La loi de probabilité d'une variable aléatoire est caractérisée par sa fonction de répartition ou sa densité de probabilité.

3.2.3 - Présentation dans le domaine des périodes de retour

L'application d'une méthode d'ajustement statistique des extrêmes vise à estimer la probabilité d'occurrence de valeurs rares d'une variable aléatoire. Ces occurrences rares sont souvent désignées sous le nom d'« événements extrêmes ».

Une probabilité peut être visualisée dans le domaine des probabilités ou dans le domaine des périodes de retour. Il est important de s'arrêter quelques instants sur la notion de période de retour, car elle peut véhiculer de fausses idées en termes de périodicités des événements rares.

La notion période de retour est destinée à traduire la notion de probabilité. Elle a été introduite par les statisticiens afin de rendre plus compréhensible pour les responsables et le grand public les résultats des études d'analyse statistique.

Soit un processus stochastique à temps discret (voir §3.2.2, par exemple une série temporelle de surcotes météorologiques de pleine mer), avec la variable aléatoire X de valeur x au temps t (valeur de la surcote météorologique obtenue pour une pleine mer donnée).

Les valeurs *x* associées aux événements extrêmes sont caractérisées par une probabilité de non dépassement très proche de 1 (probabilité de dépassement très faible). L'interprétation de cette probabilité n'est pas immédiate, d'où l'introduction de la période de retour, une notion plus compréhensible pour le grand public ou les décideurs.

La période de retour de x est définie à partir de la probabilité annuelle de dépassement p_a : $T(x)=1/p_a(x)$

avec $p_a(x)$ la probabilité $Proba\{Max(x_1, ..., x_n) > x\}$ rapportée à 1 an, pour *n* le nombre d'observations de *X* par an

 p_a est exprimé en *années*⁻¹ (probabilité par an) donc *T* est exprimé en *années*.

Si les valeurs $(x_1, ..., x_n)$ sont indépendantes, on peut écrire : $Proba \{ Max(x_1, ..., x_n) \le x \} = Proba \{ X \le x \}^n$.

Alors $T(x) = \frac{1}{1 - Proba \{X \leq x\}^n}$

qui se simplifie pour les événements extrêmes par (Rosbjerg, 1985) :

$$T(x) \approx \frac{1}{n. \operatorname{Proba}(X > x)} \qquad (1)$$

La période de retour, malgré son nom, ne fait pas référence à la périodicité d'un phénomène dans le temps. Il est usuel pour les risques de submersion de travailler avec des niveaux d'eau de période de retour 100 ans (voire 1000 ans ou plus, avec toutes les interrogations sur la validité de l'estimation, voir §3.5.3.d). Cela ne traduit pas ce qui s'est passé il y a 100 ans, ni ce qui se passera dans 100 ans. Un niveau d'eau centennal (de période de retour 100 ans), en considérant que les environnements météorologique et géomorphologique restent inchangés (régime stationnaire), peut ne jamais être atteint sur 1000 ans d'observation, comme se produire deux fois de suite à quelques jours d'intervalle.

Le risque d'erreur est donc important si on estime les périodes de retour directement à partir des observations (période de retour empirique, voir §3.3.1). De plus on est limité à une période de retour au maximum égale à la durée d'observation. Pour prendre en compte ces deux points, on a recours à un modèle paramétrique (période de retour issue d'une loi paramétrique, voir §3.3.2).

En première approche, un événement de période de retour centennale (ou autre) est souvent défini comme un événement se produisant <u>en moyenne</u> une fois tous les cent ans, ou encore qui a une chance sur cent d'être dépassé chaque année.

La probabilité d'occurrence d'un événement extrême, et donc la période de retour, représentent une estimation de la possibilité de survenue de l'événement considéré à l'instant de l'étude. Pour les régimes non stationnaires (dans un contexte de changement climatique par exemple), cette probabilité évolue dans le temps. La période de retour centennale d'aujourd'hui sera différente de celle de demain.

Annexe 2

3.3 - Approche empirique ou paramétrique ?

3.3.1 - Approche empirique

3.3.1.a - Description intuitive

Les « périodes de retour issues d'une loi de probabilité empirique » sont appelées les « périodes de retour empiriques ».

En première approche, les périodes de retour empiriques sont déterminées directement à partir des observations. Cela se fait de la manière suivante (voir exemple ci-après) :

- la valeur maximale observée est atteinte ou dépassée 1 fois sur la durée d'enregistrement, sa période de retour est définie comme étant la durée des observations ;
- la 2^e plus forte valeur observée est atteinte ou dépassée 2 fois sur la durée d'enregistrement, sa période de retour est définie comme étant la durée des observations divisée par deux ;
- sur le même principe, la 3^e plus forte valeur observée a pour période de retour la durée des observations divisée par trois ;
- ainsi de suite sur l'ensemble des valeurs observées.

Il convient d'indiquer tout de suite que les résultats associés aux plus fortes valeurs sont très discutables (voir §3.3.2).

Exemple 2 : <u>Calcul des périodes de retour empiriques (description</u> intuitive).

On dispose de 5 ans de données horaires de hauteurs significatives des vagues (H_s) comprises entre 0,1m et 10m.

L'ensemble des H_s est classé par ordre <u>décroissant</u> : 10m ; 5m ; 4,8m ; ... ; 0,1m.

Les périodes de retour empiriques sont les suivantes :

- valeur maximale (10m) : période de retour de 5/1 = 5 ans ;
- 2^{e} plus forte valeur (5 m) : période de retour de 5/2 = 2,5 ans ;
- 3^e plus forte valeur (4,8 m) : période de retour de 5/3 = 1,67 ans ;

-

Annexe 2

3.3.1.b - Calcul de la fonction de répartition empirique

La fonction de répartition empirique est le point de départ pour présenter les observations dans le domaine des périodes de retour (voir exemple ci-après).

Soit un processus stochastique à temps discret (voir §3.2.2, par exemple une série temporelle de surcotes météorologiques de pleine mer), avec la variable aléatoire X de valeur x au temps t (valeur de la surcote météorologique obtenue pour une pleine mer donnée).

On dispose de N observations sur la durée de mesure, soient N valeurs x. On classe les N valeurs x par ordre <u>croissant</u>. On note x_i la valeur de position i (valeur minimale x_1 et valeur maximale x_N).

Une manière simple d'estimer la fonction de répartition empirique est de considérer que la probabilité que X ait une valeur inférieure ou égale à x_i est fixée par la formule suivante :

$$Proba(X \leq x_i) = \frac{i}{N}$$

Mais cela revient à considérer que la probabilité que X soit supérieure à x_N est nulle ($Proba(X | x_N)=1$). Ce qui pose problème pour nos applications, la durée de mesure est juste insuffisante pour observer une valeur supérieure à x_N .

Pour pallier cette difficulté on estime les probabilités d'occurrence par la formule générique suivante :

$$Proba(X \le x_i) = \frac{i-a}{N+1+b}$$

avec *a* et *b* des constantes

La forme la plus courante (« Weibull plotting position ») s'écrit avec a=0 et b=0 :

$$Proba(X \leq x_i) = \frac{i}{N+1}$$

Cette formule est largement utilisée dans le cadre de l'extrapolation statistique des valeurs extrêmes (par exemple Coles, 2001 et Beirlant, 2004). Toutefois ce sujet reste ouvert à la discussion. Pour plus d'informations on peut se référer à (Makkonen, 2006 et Cook, 2011) qui défendent des points de vues (et des formules) contraires.

Exemple 3 : <u>Calcul des périodes de retour empiriques (« Weibull</u> plotting position »).

On dispose de 5 ans de données horaires de hauteurs significatives des vagues (H_s), soient 43 830 valeurs (5 fois 8 766), comprises entre 0,1m et 10m.

La probabilité empirique que H_s soit inférieure ou égale à 10m est :

$$Proba(H_s \le 10m) = \frac{43830}{43830 + 1}$$

Comme souhaité, la probabilité que H_s soit supérieure à 10m <u>n'est pas</u> <u>nulle</u>, même si elle est très faible :

$$Proba(H_s > 10m) = 1 - \frac{43830}{43830 + 1}$$

Tout en restant cohérent avec la description intuitive (voir §3.3.1.a) :

la période de retour *T* associée à $H_s > 10m$ est estimée de la manière suivante :

$$Proba(H_s > 10m) = \frac{1}{T.n}$$

avec n le nombre de valeurs par an (8766).

 $\Rightarrow T = 5 \text{ ans}$ (5.0001 plus exactement, à comparer aux 5 ans de l'exemple 2).

3.3.2 - Approche paramétrique

L'ajustement d'une loi de probabilité paramétrique aux périodes de retour empiriques permet de pallier les défauts de l'approche empirique (estimation peu fiable pour la queue de distribution et limitée par la durée des observations). Les périodes de retour supérieures à la durée des observations, sont estimées par l'extrapolation de la loi de probabilité (voir exemple ci-après).

Exemple 4 : Illustration de la méthode d'ajustement paramétrique.

L'exemple présenté ici n'a pas de réalité physique et n'est fourni qu'à titre d'illustration.

On dispose de 5 ans de données de hauteurs de vagues (H_s) comprises entre 0,1m et 5,6m.



Figure 6 : Principe de l'ajustement paramétrique.

Une loi de probabilité paramétrique est ajustée aux données. Son extrapolation permet d'estimer les hauteurs associées aux périodes de retour supérieures à 5 ans. La hauteur centennale obtenue par extrapolation est égale à 5,6m.

La dernière valeur empirique, associée à une période de retour T, est significativement distante de la valeur donnée par la distribution de probabilités paramétrique pour cette même période de retour. Elle est appelée « horsain » (terme introduit par Masson et issu du vieux français, il servait à désigner celui qui était étranger à la communauté ; Masson, 1991).

Trois explications sont possibles à la présence d'un horsain dans la série d'observations :

► ou, l'ajustement paramétrique est mauvais, il convient donc d'essayer une loi d'ajustement différente et/ou de compléter l'échantillon de mesures afin d'avoir une idée de la validité de cette hypothèse ;

► ou, cet événement appartient à une population différente (tsunami, cyclone, ...) et doit être étudié séparément ;

▶ ou il s'agit d'une erreur de mesure (dysfonctionnement de l'appareil de mesure, …).

La méthode d'extrapolation statistique est utilisée essentiellement pour l'analyse des phénomènes non déterministes, ou pour lesquels on est dans l'incapacité de calculer avec une précision suffisante le comportement déterministe. Cela concerne la surcote météorologique et les hauteurs significatives des vagues. Par contre la méthode d'extrapolation statistique ne convient pas à l'étude de la marée que l'on considère comme entièrement décrite par une prédiction sur le Saros (voir §2.1.5.b).

3.3.3 - Avantage de l'approche paramétrique sur l'approche empirique

La période de retour représente le temps moyen séparant deux dépassements successifs de la variable étudiée. Si l'on n'observe qu'un nombre très limité de dépassements (voir qu'un seul pour la valeur maximale atteinte), il semble difficile de donner du crédit aux temps moyens calculés. Le problème est illustré par l'exemple ci-après.

Exemple 5 : <u>Sensibilité du calcul des périodes de retour empiriques à</u> la durée des observations.

On dispose de 100 ans de données de hauteurs significatives des vagues (H_s) comprises entre 0,1m et 10m. Un H_s de 10m a donc une période de retour empirique de 100 ans.

La valeur de 10m a été observée la 2^e année d'observation lors d'une tempête exceptionnelle. Donc si l'on ne disposait que des 5 premières années de mesure, on affecterait à un H_s de 10m une période de retour empirique de 5 ans au lieu de 100 ans.

L'estimation des périodes de retour empiriques présente deux défauts majeurs :

- les estimations sont peu fiables pour les valeurs les plus extrêmes (valeurs les plus élevées de la distribution);
- on ne peut pas estimer les périodes de retour supérieures à la durée des observations.

Les estimations empiriques des valeurs extrêmes sont considérées d'autant plus fiables que ces valeurs ont été observées souvent (un minimum de 10 fois voire 100 fois pour une estimation à peu près fiable d'après Bortot et Tawn, 1997). Pour la détermination d'un événement de période de retour centennale, il conviendrait donc de disposer de 1 000, voire 10 000 ans d'observations. Cela étant impossible, on a recourt à une méthode d'estimation des périodes de retour issues d'une loi de probabilité paramétrique.

3.4 - Approche paramétrique : population d'analyse

3.4.1 - Objectif

Il est toujours possible d'ajuster une loi extrapolation quelconque à des valeurs. On peut ainsi associer une probabilité aux valeurs extrêmes non observées. Toutefois, quel crédit peut-on accorder à ces estimations, qui, par essence, ne peuvent être confortées par les observations (on est ici dans l'extrapolation).

Le cadre théorique de la modélisation statistique des valeurs extrêmes d'une variable aléatoire, connu sous le nom de « théorie des valeurs extrêmes », a permis de définir les différentes hypothèses et règles à respecter (Fisher et Tippet, 1928 ; Fréchet, 1928 ; Gumbel, 1958 ; Pickands, 1975).

L'utilisation d'une distribution limite des valeurs extrêmes est justifiée par la « théorie des valeurs extrêmes » si les trois hypothèses suivantes sont respectées (Coles, 2001) :

► <u>Hypothèse 1 : Les variables ne représentent que des valeurs extrêmes</u> :

On considère que les observations (par exemple : surcote météorologique ou hauteur significative des vagues) ont un comportement différent si elles sont générées, ou non, par une tempête. Les méthodes d'ajustement statistique ne peuvent que reproduire les comportements en présence de tempêtes. On isole donc les valeurs associées aux tempêtes (valeurs extrêmes) pour constituer la population de départ.

► Hypothèse 2 : Les variables sont indépendantes :

Les données (par exemple : surcote météorologique ou hauteur significative des vagues) sont considérées comme indépendantes si ce qui se passe au moment « t », est complètement dé-corrélé de ce qui se passe au moment « t+1 ». Or une tempête s'étale sur plusieurs heures voire plusieurs jours. Deux observations successives seront donc du même ordre de grandeur ; les données ne sont pas indépendantes. Il est donc nécessaire d'imposer un critère de sélection pour ne retenir qu'une valeur par tempête, le maximum. La population de maxima est alors bien composée de variables indépendantes : une tempête, une fois passée, peut être considérée comme oubliée et sans incidence sur la suivante.

▶ Hypothèse 3 : Les variables sont associées à un processus stationnaire :

Les données ne doivent pas être influencées par des phénomènes cycliques et ni des tendances pluri-annuelles. Comme on le verra cette hypothèse n'est pas appliquée au sens strict. On autorise une certaine instationnarité (faible marnage voir §4.3.1, in-stationnarité saisonnière voir §4.2.1) et on interdit le traitement direct des niveaux d'eau seulement si la composante marée est l'origine de l'essentiel des variations (voir §4.3.1).

L'ensemble de ces hypothèses revient à dire que l'on a affaire à une suite de variables, indexées dans le temps, aléatoires, indépendantes et identiquement distribuées.

À noter que l'objectif final de l'exercice est d'estimer les périodes de retour associées à des très fortes valeurs atteintes très rarement. L'hypothèse d'indépendance est bien cohérente avec l'objectif fixé (voir exemple ci-après).

Exemple 6 : <u>Importance de l'hypothèse d'indépendance pour</u> <u>l'estimation des périodes de retour des valeurs observées lors des</u> <u>tempêtes.</u>

Soit une année de mesures marquée par la présence de 2 tempêtes :

- la première s'étale sur 2 jours avec 2 pics de tempêtes respectivement de 1m et 1,5m ;
- la deuxième s'étale sur une journée avec 1 seul pic de tempête de 1,25m.

Si l'on prend en compte (voir figure 7) :

- cas 1 : tous les pics de tempête, la valeur de 0,99m sera dépassée 3 fois sur l'année (période de retour empirique de 4 mois);
- cas 2 : seulement les maxima des tempêtes, la valeur de 0,99m sera dépassée 2 fois sur l'année (période de retour empirique de 6 mois).



Figure 7 : Sélection des pics de tempêtes.

Dans le cas 1, la période de retour dépend donc du nombre de tempêtes, mais aussi du nombre de pics au sein de chaque tempête. Dans le cas 2, en appliquant une méthode de sélection des événements indépendants (maxima des tempêtes), la période de retour ne dépend plus du nombre de pics au sein de chaque tempête.

Ce qui nous intéresse est de savoir qu'en moyenne tous les 6 mois nous risquons d'avoir une tempête qui dépasse la valeur de 0,99m. C'est bien le deuxième cas, celui qui respecte l'hypothèse d'indépendance, qui doit être pris en compte.

3.4.2 - Méthodes de définition de la population

3.4.2.a - Problématique

Pour disposer d'une population d'événements extrêmes indépendants (voir §3.4.1), il est nécessaire d'isoler les événements tempête et de ne conserver qu'une seule valeur par tempête, la valeur maximale. Pour ce faire, la solution la plus naturelle serait d'effectuer une analyse croisée entre les observations de surcote météorologique (ou hauteur significative des vagues) et les paramètres météorologiques enregistrés (ou recalculés) sur la zone d'étude et au large. Ce travail est très long et fastidieux à mettre en œuvre. Comme alternatives techniques réalistes acceptables on a recours à deux méthodes différentes, détaillées ci-après, de sélection automatique des pics de tempête.

3.4.2.b - La méthode des pics au-dessus d'un seuil

La méthode des pics au-dessus d'un seuil, appelée la méthode <u>POT</u>: Peak Over Threshold (voir exemple ci-après) :

- on ne prend en compte que les observations supérieures ou égales à un seuil prédéfini de tempête ;
- les tempêtes sont délimitées dans le temps par un critère de redescente et/ou une durée minimale de séparation ;
- pour chaque tempête on ne retient que la valeur maximale ;
- la population étudiée est intimement liée au seuil prédéfini ; parce qu'il y a une incertitude sur ce seuil, plusieurs valeurs sont testées en considérant qu'on ne doit pas avoir plus de 1,65 (Cunnane, 1973) à 8 tempêtes par an pour isoler une population composée uniquement d'extrêmes.

Exemple 7 : <u>Sélection de la population d'extrêmes par la méthode</u> <u>POT.</u>

Soit l'enregistrement de hauteurs significatives des vagues présenté sur la figure 8. Le seuil de tempête est fixé arbitrairement à 2m.

Plusieurs pics de hauteurs de vagues se situent au-dessus de 2m. Pour savoir s'ils appartiennent à des tempêtes différentes, on utilise les critères de différenciation suivants :

 critère de redescente : entre deux pics successifs, si les hauteurs de vagues passent en dessous de 0,5 fois le seuil de tempête, 1m, les deux pics n'appartiennent pas à la même tempête ;

- critère de durée minimale de séparation : si deux pics se produisent à moins de 24h d'intervalle, ils appartiennent à la même tempête.

Ces critères sont à affiner par l'analyse des observations.

Au vu de ces deux critères, l'enregistrement de hauteurs de vagues ciaprès ne comporte qu'une seule tempête dont la valeur maximale est de 3,2m. Cette valeur est sélectionnée pour l'ajustement statistique des extrêmes.



3.4.2.c - La méthode des maxima annuels

La méthode des maxima annuels :

- découpage de l'échantillon de mesures en années maritimes (du 1^{er} août au 31 juillet);
- suppression des années pour lesquelles on ne dispose pas d'assez de données (critère à définir du type : plus de 20 % de données manquantes à l'année et/ou plus de 10 % de données manquantes en hiver), sauf si on est sûr d'avoir enregistré la valeur maximale de l'année;
- sélection des valeurs annuelles maximales.

Annexe 2

3.5 - Approche paramétrique : ajustement d'une loi d'extrapolation

3.5.1 - Mise en œuvre des méthodes POT et des maxima annuels

3.5.1.a - Les différentes lois

Pour la méthode POT comme celle des maxima annuels, une loi de probabilité paramétrique est ajustée (généralement par une méthode du maximum de vraisemblance, ou encore des moments pondérés) aux valeurs extrêmes sélectionnées.

Les types de loi spécifiés par la « théorie des valeurs extrêmes » sont les suivants :

- · la loi « Generalized Pareto Distribution » (GPD) pour la méthode POT ;
- la loi « Generalized Extreme Value » (GEV) pour la méthode des maxima annuels.

Toutefois la théorie précise que :

- pour la méthode POT, le seuil de sélection des événements tempête doit être « suffisamment » élevé, sans définir exactement ce qu'on entend par « suffisamment » ;
- pour la méthode des maxima annuels, c'est la valeur maximale d'une durée d'observation infinie qui suit une loi GEV (et non les maxima annuels).

La conséquence directe est que :

- pour la méthode POT, bien qu'il respecte la règle des 1,65 à 8 événements par an (voir §3.4.2.b) le seuil de sélection des événements tempête peut ne pas être « suffisamment » élevé ;
- pour la méthode des maxima annuels, la taille des blocs sur lesquelles sont calculés les maxima (typiquement un an pour les maxima annuels) est trop faible.

On considère alors que l'on n'atteint pas le domaine asymptotique fixé par la théorie (Mazas, 2008). Il est donc fortement conseillé de tester d'autres lois (exponentielle, Weibull, log-normale, log-Pearson de type III, Gamma, Chi2, ...). Par contre ces lois doivent appartenir au domaine asymptotique des lois GEV ou GPD, c'est-à-dire qu'elles doivent se comporter comme une loi GEV ou GPD pour, respectivement, une taille de bloc infinie (méthode des maxima) ou un seuil

« suffisamment » élevé (méthode POT). Le choix des lois n'est pas figé, le plus important étant de pouvoir reproduire des comportements différents (plus ou moins sécuritaires, plus ou moins sensibles aux valeurs les plus extrêmes, …). Le choix définitif d'une loi plutôt qu'une autre se fait par analyse de la qualité de l'ajustement (voir §3.5.1.b).

Du fait de la durée limitée de l'échantillon d'observations, l'estimation des paramètres de la loi de probabilité limite des valeurs extrêmes est associée à une incertitude. En effet, l'estimation dépend des observations. Or il est possible d'obtenir à partir d'une loi de probabilité unique, plusieurs séries différentes d'observations de même durée. Chacune d'entre elles conduirait à une estimation différente. L'estimation de la valeur d'une variable pour une période de retour donnée n'est donc pas représentée par une valeur unique, mais par un ensemble de valeurs possibles (avec des degrés de vraisemblance différents). Il est alors possible de définir un intervalle de confiance pour l'estimation. C'est l'intervalle de confiance d'échantillonnage. Il est généralement fixé à 70 % ou 90 % (voir exemple ci-après). Seule l'incertitude d'échantillonnage est prise en compte (voir §3.5.3.d).

L'intervalle de confiance doit être interprété de la manière suivante : la méthode d'extrapolation des valeurs extrêmes devrait aboutir à une estimation unique, on ne sait pas exactement quelle est-elle du fait de l'incertitude d'échantillonnage, on a trois chances sur dix de se tromper quand on dit que l'estimation que l'on cherche à déterminer est comprise dans l'intervalle de confiance à 70 %.

Exemple 8 : Lecture de l'intervalle de confiance d'échantillonnage.

Le graphique ci-après représente un ajustement statistique des extrêmes par la méthode POT appliquée à l'analyse des données de hauteur significative des vagues (H_{m0}).



Le meilleur ajustement (voir les critères présentés au §3.5.1.b) a été obtenu pour un seuil de 6,5m (seules les observations de pic de tempête supérieures à 6,5m sont retenues) soit une moyenne de 3,3 tempêtes par an.

La hauteur significative des vagues (H_{m0}) centennale est estimée entre 14,9m et 17,2m pour un intervalle de confiance à 70 %. On estime donc à 7 chances sur 10 que la valeur centennale soit comprise dans cet intervalle. La valeur la plus probable est de 16m. On a 1 chance sur 2 que la hauteur significative soit supérieure à 16m en moyenne une fois tous les 100 ans.

3.5.1.b - Sélection des paramètres d'ajustement

Le choix de la loi (pour POT comme maxima annuels) et du seuil (POT) se fait par l'analyse des résultats de l'ajustement statistique. En plus de la qualité de l'ajustement visuel (similitude entre les courbes empirique et analytique, nombre de valeurs empiriques en dehors de l'intervalle de confiance), il convient d'utiliser un ensemble de tests statistiques complémentaires (test de Chi2, critère AIC, analyse des variances, auto corrélation ou autres) afin de fournir des éléments de choix définitif (voir exemple ci-après). Il est important de noter que cette analyse a une part de subjectivité.

Exemple 9 : Tests et méthodologie d'ajustement des extrêmes.

Est présenté ici, à titre d'exemple, l'ensemble des tests calculés par le logiciel Astex d'EDF/LNHE pour la méthode POT. La méthodologie du choix du seuil et des paramètres d'ajustement est celle mise en œuvre pour l'étude des niveaux d'eau par Andreewsky (Andreewsky et al, 2012) et à grande échelle dans le catalogue des fiches synthétiques d'états de mer (Kergadallan et al, 2012).

<u>Tests</u>

Test de stationnarité

On suppose que le comportement des variables aléatoires décrits par des mesures faites dans le passé restera valide dans le futur, i.e. que les distributions de probabilité des valeurs étudiés sont invariantes dans le temps, ou stationnaires. Cette hypothèse de stationnarité exclut toute variation cyclique de grande période et toute modification systématique du phénomène au cours du temps.

Le test de stationnarité programmé est un test d'égalité des moyennes et des variances. L'échantillon de données est découpé en deux souséchantillons de même taille (mais couvrant des plages de mesure distinctes) et les moyennes et variances associées à ces deux souséchantillons sont calculées. Un test de Student permet ensuite de dire si

l'écart observé entre ces moyennes et variances est acceptable ou non, avec un risque d'erreur de 10 ou 20 %.

Test de répartition uniforme

Ce test vise à vérifier la répartition uniforme des occurrences de la variable aléatoire X. Ce test est utilisé uniquement pour les échantillons de POT et vient conforter l'hypothèse de stationnarité sur les dépassements de seuil.

Ce test vérifie que les dates des pics échantillonnés se répartissent sur la période d'observation selon une loi uniforme, autrement dit le nombre cumulé de pics sélectionnés depuis la date du début d'observation suit une relation linéaire avec le temps écoulé. Ce test analyse donc la date d'occurrence de tous les pics sup-seuil et compare la moyenne (respectivement l'écart-type) théorique de la date d'occurrence avec la moyenne observée (respectivement l'écart-type), en considérant que la date d'occurrence suit une loi uniforme. L'examen de la variable d'écart permet de déterminer si les dates des pics sup-seuil suivent une loi uniforme ou non, avec un risque d'erreur de 5 % ou 30 %.

Test d'indépendance

L'hypothèse d'indépendance des maxima sup-seuil est cruciale dans la méthode POT : les maxima doivent être indépendants. Il faut donc rejeter un maximum qui ne serait qu'une partie du pic principal.

Pour tester l'indépendance des K pics sup-seuil successifs on vérifie qu'ils ne sont pas auto-corrélés. Pour cela on calcule les coefficients d'auto-corrélation entre les événements sélectionnés, puis les variables de Student associées. On vérifie alors que ces variables suivent une distribution de Student à N-2 degrés de liberté, avec un risque d'erreur α associé.

Test sur l'occurrence des pics : loi de Poisson/loi binomiale négative

On suppose que les occurrences annuelles de tempête suivent un processus ponctuel de Poisson. Autrement dit, si le seuil de sélection des événements tempête est bien ajusté, le nombre d'événements tempête par an suit une loi de Poisson ou une loi binomiale négative.

Pour vérifier ce point, on réalise un test sur l'occurrence des pics, qui a pour but de comparer la répartition empirique des occurrences des maxima sup-seuil aux répartitions théoriques correspondant à une loi de Poisson et à une loi binomiale négative.

Un test du Chi2 est ensuite effectué pour comparer la probabilité observée de dépasser k fois le seuil en une période de référence Pobs(n), et cette même probabilité calculée selon la loi de Poisson Ppoisson(n) et selon la loi binomiale négative Pbinomiale(n). L'expérience acquise a montré la

bonne adéquation, dans la plupart des cas, et si le seuil est bien choisi, du processus de Poisson pour représenter cette occurrence.

Ce test permet donc de vérifier si le seuil a été bien choisi et propose également une comparaison avec la représentation de l'occurrence proposée par la loi binomiale négative. Si l'ajustement du modèle de Poisson n'est pas satisfaisant, il est conseillé de trouver un seuil plus pertinent et de renouveler l'étude.

Test du Chi2

Plusieurs lois d'ajustements sont utilisées, dont la loi GPD justifiée par la théorie des extrêmes pour la méthode POT. Cette méthode nécessite de faire la recherche du seuil le plus adéquat à utiliser. Nous utilisons pour cela, entre autres, le test du Chi2. Le test du Chi2 mesure le bon calage de la loi de probabilité. Plus la valeur du test est petite et mieux la loi est ajustée. L'intérêt de la méthode du Chi2 est l'utilisation d'un critère objectif pour choisir un seuil. Ce test est utilisé en complément de l'analyse visuelle de l'ajustement.

Choix du seuil et paramètres d'ajustement

À partir des résultats de l'ensemble des tests statistiques et de la représentation graphique des courbes d'ajustement aux données empiriques il convient d'écarter ou de sélectionner certaines solutions plutôt que d'autres.

L'expérience montre qu'il est impossible de définir une règle pré-définie. L'analyse et donc l'expérience de l'opérateur ont une grande importance. Toutefois, il est possible de définir une méthodologie générale permettant d'influer vers le rejet d'une solution d'ajustement statistique (critère d'exclusion), ou à défaut fournissant des éléments d'appréciation qualitative (critère d'appréciation). Cette méthodologie, présentée ciaprès, est celle adoptée par Andreewsky (Andreewsky et al, 2012) et Kergadallan (Kergadallan, 2012). Elle est fournie à titre indicatif.

Critères d'exclusion :

► Maxima annuels et POT :

 plus le nombre de valeurs extrêmes est faible, moins on considère que le calage d'une loi sur ces valeurs n'a de sens. Le nombre de valeurs extrêmes doit être supérieur ou égal à 20 ;

le Chi2 pour mesurer le bon calage de la loi de probabilité est calculé sur 10 classes équiprobables ; la valeur maximale que l'on admet pour le Chi2 est 14,7, soit, selon la table des fractiles du Chi2, au maximum 1 chance sur 10 de se tromper si l'on rejette l'hypothèse que la loi d'ajustement testée et les données suivent la même distribution ;

 le résultat est rejeté si le test de stationnarité n'est pas accepté avec un risque d'erreur de 20 % ;

 le résultat est rejeté si la représentation graphique de la loi ajustement montre une queue de distribution empirique (4 dernières

valeurs ou plus) en dehors de l'intervalle de confiance à 70 % et pointant vers une direction radicalement différente de celle de la loi d'ajustement.

► POT seulement :

le nombre moyen d'événements extrêmes par an doit être ni trop faible (sinon la méthode des maxima annuels est considérée comme plus légitime) ni trop grand (afin d'éviter d'inclure des événements non liés à une tempête). Ce nombre doit être compris entre 2 et 8, voire 1 et 20.

Critères d'appréciation (classés par ordre d'intérêt décroissant) :

► POT seulement :

le test de stationnarité est accepté avec un risque d'erreur de 10 % ;

recherche de la valeur minimale au test du Chi2 sur l'ajustement de loi ;

 le test d'indépendance des pics est accepté avec un risque d'erreur de 10 % ou 20 % ;

 le test de répartition uniforme des dates d'occurrence de pics est accepté avec un risque d'erreur de 5 % ou 30 % (valable en l'absence d'interruption des mesures);

 le test vérifiant si les occurrences des pics suivent un processus de Poisson est accepté avec un risque d'erreur de 10 % ;

 si les courbes représentant la valeur millénale ou les paramètres des lois d'ajustement, tracées en fonction du seuil, sont stables, on privilégie la valeur du seuil la plus faible ;

 la représentation graphique de la loi d'ajustement montre un nombre plus important d'observations à l'intérieur de l'intervalle de confiance à 70 % (en particulier pour la fin de queue de distribution).

3.5.1.c - Recommandations

Parce que les observations n'ont pas forcément atteint le domaine asymptotique, il est recommandé de ne pas se limiter aux seules lois d'ajustement fixées par la théorie (GPD pour la méthode POT et GEV pour la méthode des maxima annuels). Une ou deux autres lois devraient être considérées (par exemple pour la méthode POT : les lois exponentielle, Weibull, log-normale, log-Pearson de type III, Gumbel, Gamma, Chi2, ou ...).

Le choix de la méthode d'échantillonnage (POT ou maxima annuels), des lois d'ajustements et, pour la méthode POT, du seuil de sélection des événements tempêtes, conduit à une certaine subjectivité du résultat. Il est fortement recommandé d'utiliser un ensemble de tests statistiques complémentaires et un protocole de contrôles visuels (voir exemple 9 p.52) afin d'étayer au mieux le choix définitif.

3.5.2 - Méthodes POT ou des maxima annuels ?

3.5.2.a - Limites de la méthode des maxima annuels

La méthode des maxima annuels ne retient qu'une seule valeur de pic de tempête par an. Sachant que plusieurs tempêtes peuvent se produire sur une année, une grande partie de l'information relative aux événements tempête n'est pas exploitée. De plus, avec une valeur par an, on peut raisonnablement penser qu'il convient d'avoir un minimum de 15 à 20 années de mesure pour que le calage d'une loi paramétrique ait du sens. En dessous, le nombre de points de calage semble un peu faible.

Il existe une variante de la méthode des maxima annuels pour remédier à la perte d'information (« r-largest method » ; Coles, 2001). On conserve non pas 1 seul pic de tempête par an, mais un nombre compris entre 2 et 10 (le même chaque année). Mais on court alors le risque de prendre en compte des valeurs trop faibles les années où le nombre de tempêtes est peu important. Cette variante est peu utilisée dans le domaine maritime à l'heure actuelle.

3.5.2.b - Limites de la méthode POT

La méthode POT, par définition de son critère de sélection de la population d'événements extrêmes, présente l'avantage d'exploiter l'ensemble des informations disponibles, en minimisant le risque d'inclure des valeurs non liées à l'activité d'une tempête.

La qualité du résultat issu de la méthode POT repose sur la définition du seuil de sélection de tempête. Bien qu'il existe un certain nombre de tests statistiques afin de guider le choix du seuil (voir exemple 9 p.52), cela reste souvent une décision subjective. L'ajustement d'une loi par la méthode des maxima annuels présente l'avantage d'être automatique et de ne pas laisser de place à la subjectivité.

3.5.2.c - Recommandations

Les méthodes des maxima annuels et POT sont complémentaires.

La méthode POT est définie pour un nombre d'événements par an minimum (voir §3.4.2.b). Si les tests d'analyse du résultat conduisent au choix d'un seuil supérieur d'événements tempêtes (moins de 1,65 événements tempête par an ;Cunnane, 1973), cela voudrait dire que la méthode des maxima annuels serait plus adaptée.

De manière générale il est conseillé de favoriser la méthode POT pour les faibles durées de mesure (inférieures 20 ans) et la méthode des maxima annuels pour les longues durées de mesure (supérieures à 100 ans). Pour les durées intermédiaires (entre 20 et 100 ans) il peut être utile de conduire les 2 méthodes en parallèle.

Quelle que soit la méthode choisie, il est important de toujours prendre en compte les incertitudes (voir §3.5.3).

3.5.3 - Incertitudes

3.5.3.a - Incertitude liée à la mesure ou aux données initiales

Une incertitude est associée aux appareils de mesure (fournie par le constructeur).

À cela s'ajoute une incertitude liée aux conditions de mesure. Si l'on utilise des données issues de la mesure in situ, il convient de garder à l'esprit que ces mesures sont réalisées en environnement hostile. Des problèmes techniques (transmission, autonomie, pannes, ...) peuvent engendrer une interruption des mesures. Ces événements se produisant préférentiellement lors des tempêtes, cela peut entraîner une sous-estimation des valeurs extrêmes des vagues (Kergadallan, 2012) et de niveau d'eau au repos (Simon, 2007).

Pour les calculs de surcotes météorologiques, instantanées comme de pleine mer (voir §2.2.2), il convient aussi de tenir compte de l'incertitude des prédictions de marée. Ces prédictions sont établies par le SHOM à partir du calcul des constantes harmoniques de marée. Ces dernières sont obtenues par l'analyse des observations de hauteur d'eau (observations marégraphiques) et sont régulièrement mises à jour.

3.5.3.b - Incertitude de représentativité

Cette incertitude porte sur la représentativité de l'échantillon de données étudiées. Il est possible, notamment dans le contexte du changement climatique, que le comportement des tempêtes ou les interactions entre la marée, la surcote météorologique et les vagues se modifient (IPCC, 2007). De ce fait les estimations issues des méthodes d'ajustement statistique décrites ici ne sont pas valides pour des projections dans le futur (régime non stationnaire). Le cas échéant, il est nécessaire de mettre en œuvre une méthodologie d'ajustement spécifique aux données de régime non stationnaire (non traitée dans le présent document).

3.5.3.c - Incertitude du choix du modèle statistique

Il existe plusieurs méthodes pour la définition de la population de tempêtes étudiée (maxima annuels ou de la méthode POT). De plus il est fortement conseillé de tester plusieurs lois d'ajustement statistique (voir §3.5.1.a). Les différents choix effectués peuvent conduire à des résultats différents, plus ou moins « crédibles » au vu de leur analyse (voir exemple 9 p.52). La méthode POT nécessite aussi la sélection du seuil de tempête. L'ensemble des résultats possibles forme l'incertitude du choix du modèle statistique.

Cette incertitude est difficilement quantifiable. On considère généralement que le travail de l'expert permet de choisir au mieux le modèle statistique sans qu'il y ait besoin de prendre en compte cette incertitude dans la suite de l'étude.

3.5.3.d - Incertitude d'échantillonnage

La qualité des extrapolations est tributaire de la durée des mesures. Il est en effet logique de penser que si on ne dispose que de 10 ans de mesure, une estimation centennale ou millénale est sujette à caution. Cette incertitude est appelée « incertitude d'échantillonnage ». Elle est entièrement décrite par le calcul des intervalles de confiance lors de l'ajustement statistique des extrêmes.

3.5.3.e - Recommandations

Concernant l'ajustement statistique des extrêmes, en première approche on considère (sans imposer) que les mesures ne permettent pas une estimation des valeurs extrêmes de période de retour au-delà de 2 à 5 fois la durée d'enregistrement cumulée. Pour 10 ans de mesure par exemple, il est conseillé de se limiter aux estimations de périodes de retour de 20 à 50 ans. L'incertitude d'échantillonnage doit être prise en compte pour cette estimation. Pour les périodes de retour plus importantes, le résultat est sujet à caution et doit être considéré avec un maximum de précautions. Il est ici plus que nécessaire de confronter les résultats issus de la méthode statistique à une analyse des événements historiques.

Pour le reste, il n'existe pas de méthode établie afin de prendre en compte l'incertitude globale. Plusieurs solutions utilisées dans la pratique peuvent être mises en œuvre :

<u>L'ajout d'une marge de sécurité à l'estimation finale</u> : Sa quantification reste subjective. Elle est définie à partir du degré de confiance que l'on a dans les données étudiées et dans les résultats du modèle probabiliste (voir les critères présentés au §3.5.1.b), ainsi qu'à partir de la sensibilité de l'objet d'étude à une augmentation des vagues ou du niveau d'eau.

La considération non pas d'une estimation finale mais de deux estimations <u>différentes</u> : Deux estimations statistiques issues de deux lois différentes d'ajustement sont prises en compte. Si les données le permettent, on sélectionne alors généralement deux solutions complémentaires, par exemple un ajustement plutôt sécuritaire et l'autre collant au plus près aux données.

La prise en compte de la dispersion des résultats : On ne considère non pas une ou deux estimations finales, mais un ensemble de solutions possibles. On prend en compte la dispersion des résultats (estimations et intervalles de confiance) pour un ensemble de méthodes d'échantillonnage et de lois qui paraissent crédibles (en entend par crédible le fait qu'on manque d'éléments pour rejeter ces solutions). L'intervalle de confiance.

A noter aussi que certaines méthodes de calcul des niveaux d'eau extrêmes se placent volontairement dans une optique sécuritaire afin de répondre en partie aux interrogations que l'on se pose sur les incertitudes (voir 4.5).

4 - Niveaux d'eau marins extrêmes en l'absence de vagues

Le niveau d'eau marin en l'absence de vagues est appelé le niveau d'eau au repos (voir §2.3.1).

4.1 - Approches directe et indirecte

Le niveau d'eau au repos peut être étudié :

- directement, à partir d'une base de données de niveaux d'eau au repos,
- indirectement, au travers de ses composantes surcote météorologique et marée.

4.1.1 - Approche directe

Si l'on travaille directement à partir des données de niveau d'eau au repos, on est dans l'approche directe.

L'approche directe n'est possible que si l'on peut considérer avec une erreur acceptable que le niveau d'eau au repos suit un processus stationnaire. Pour ce cela il faut pouvoir négliger ou s'affranchir de l'influence de la marée, des variations de niveau d'eau saisonnières, annuelles et pluri-annuelles. Comme on va le voir, cela n'est possible que pour les sites à faible marnage.

Après prise en compte de ces tendances, une méthode d'extrapolation statistique des extrêmes est appliquée aux données de niveau d'eau au repos.

4.1.2 - Approche indirecte

Si on étudie séparément la marée et la surcote météorologique pour combiner le résultat, on est dans l'approche indirecte.

La surcote météorologique est obtenue par soustraction de la composante marée au niveau d'eau au repos (voir §2.2.2). La composante marée étant calée sur le niveau moyen annuel, il convient de corriger les niveaux d'eau au repos observés des variations annuelles et pluri-annuelles.

La méthode d'extrapolation statistique des extrêmes est appliquée aux surcotes météorologiques. Le comportement de la marée est ensuite étudié séparément. Le niveau de marée est considéré comme suivant un processus aléatoire (voir §3.1).

L'approche indirecte est applicable aux sites à faible marnage comme à fort marnage. C'est la seule solution possible présentée ici pour traiter les sites à fort marnage.

Toutefois, du fait des risques d'erreur liée à l'utilisation des surcotes météorologiques instantanées, on est souvent amené à travailler avec les surcotes météorologiques de pleine mer (voir §2.2.2). Cela n'est envisageable que pour les sites à fort marnage.

Trois méthodes d'analyse indirecte sont présentées :

- la méthode par convolution : méthode exploitant au mieux les données ;
- la méthode RFS : méthode très conservative, simple et rapide de mise en œuvre ;
- la méthode similaire RFS : méthode généralement plutôt conservative, simple et rapide de mise en œuvre.

4.1.3 - Recommandations

Le domaine d'application des approches directe et indirecte est présenté dans le tableau 1.

	Approche	Approche indirecte		
	directe	Convolution	RFS	Similaire RFS
Faible marnage	Х		Х	Х
Fort marnage		X	Х	Х

Tableau 1 : Domaine d'appli	ication des approche	s directe et indirecte
-----------------------------	----------------------	------------------------

L'analyse directe et les différentes méthodes d'analyse indirecte présentent des avantages et des inconvénients qui leur sont propres. Il peut être intéressant de mettre en œuvre en parallèle différentes analyses ou méthodes afin de comparer les résultats.

Il est recommandé :

Pour les sites à faible marnage (Méditerranée) :

- d'effectuer une analyse directe pour une estimation au plus près du résultat (avec les incertitudes de la méthode) ;
- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode RFS pour une approche fortement conservative ;
- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode similaire RFS pour une approche intermédiaire d'un point de vue conservatif entre l'analyse directe et la méthode RFS.

Pour les sites à fort marnage (Mer du Nord, Manche et Atlantique) :

- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode par convolution marée/surcote météorologique pour une estimation au plus près du résultat (avec les incertitudes de la méthode);
- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode RFS pour une approche fortement conservative ;
- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode similaire RFS pour une approche intermédiaire d'un point de vue conservatif entre la méthode par convolution et la méthode RFS.

4.2 - Prise en compte des variations annuelles et pluri-annuelles

4.2.1 - Principe

Les variations du niveau d'eau au repos suivent des tendances saisonnières, annuelles et pluri-annuelles. Ces variations sont liées à l'eustatisme (voir §2.1.3) et aux processus météo-océaniques (voir §2.1.4).

La correction des niveaux d'eau au repos de ces tendances est normalement nécessaire pour les deux approches présentées :

- dans le cas de l'approche directe, pour l'analyse statistique des extrêmes de niveau d'eau au repos : parce que la méthode impose de travailler sur une population suivant un processus stationnaire (voir §3.4.1);
- dans le cas de l'approche indirecte, pour le calcul des surcotes météorologiques : parce que les prédictions de marée fournies par le SHOM ne prennent pas en compte ces variations ; le niveau d'eau moyen pris en référence par le SHOM est le niveau moyen actuel ; les variations de niveau moyen, si elles ne sont pas corrigées, entraînent un biais dans l'estimation des surcotes météorologiques.

Pour corriger les niveaux d'eau au repos, il convient de caractériser ces tendances. Cela revient à dire que l'on est capable d'identifier avec précision l'influence de ces tendances sur les niveaux d'eau au repos et de les soustraire à ces derniers. L'approche est différente si les tendances sont liées aux processus météo-océaniques ou à l'eustatisme :

- processus météo-océaniques
 - variations saisonnières :

S'intéressant aux événements se produisant lors des tempêtes, on considère que les variations saisonnières peuvent être négligées.

Les méthodes présentées de sélection des événements extrêmes (voir §3.4), par construction, ne s'intéressent qu'aux périodes où les tempêtes se produisent (plutôt autour de l'hiver). On considère que la population suit un processus stationnaire sur ces périodes.

• variations annuelles et pluri-annuelles :

Les méthodes actuelles ne permettent pas de caractériser ces tendances. En conséquence, et parce que ces effets sur les niveaux restent faibles (+/- 5 cm si l'on se réfère aux figures 10 et 11 p.64), on considère que ces effets ne nuisent pas à la stationnarité du processus suivi par les données et ni au calcul des surcotes météorologiques. Elles peuvent être occultées pour les projections dans le futur.

• eustatisme

Pour caractériser l'eustatisme, il convient normalement de disposer de plus de 30 à 50 ans de mesure. Plus la durée de mesure est importante, meilleure est la caractérisation. Deux méthodes de caractérisation sont présentées ci-après selon la durée de mesure disponible :

- pour des durées de mesure supérieures à 30 voire 50 ans : une méthode de caractérisation par régression ;
- pour des durées de mesure inférieures : une méthode de pseudo-caractérisation par suppression des variations annuelles. Il s'agit d'une solution développée pour les séries de mesure de courte durée, qui assimile l'ensemble des variations annuelles à l'effet de l'eustatisme et pour laquelle l'amélioration apportée à la qualité du traitement statistique n'est pas toujours avérée.

Les niveaux d'eau au repos doivent être corrigés des effets de l'eustatisme (ou ce que l'on assimile comme tel) avant le traitement statistique des extrêmes. C'est l'objet du §4.2.2.

Après le traitement statistique et pour des projections dans le futur, les effets de l'eustatisme doivent être réintégrées au résultat. C'est l'objet du §4.2.3.

4.2.2 - Avant le traitement statistique : une correction

Deux méthodes différentes sont possibles afin de corriger les variations annuelles de niveau d'eau au repos moyen (voir exemple 10) :

• <u>méthode 1 : par régression</u> (figure 10 p.64) :

Cette méthode est applicable si l'on dispose de plus de 30 ans, voire 50 ans de données. Une régression quadratique ou une ou plusieurs

régressions linéaires sont calées sur les moyennes annuelles du niveau d'eau au repos (Pouvreau, 2008) (par une méthode des moindres carrés par exemple).

• <u>méthode 2 : en supprimant les variations annuelles</u> (figure 11 p.65) :

Si l'on dispose de moins de 30 ans, voire 50 ans de données, il est difficile de caractériser l'eustatisme. Dans l'impossibilité d'isoler les effets de l'eustatisme des autres sources de variations, on supprime toutes les variations du niveau d'eau au repos moyen annuel. La méthode proposée consiste à appliquer une correction des niveaux horaires égale à la différence entre le niveau d'eau au repos moyen annuel observé (calculé par interpolation linéaire du 01/07 au 30/06 pour éviter les sauts de niveau d'eau entre le 31/12 et le 01/01) et le niveau d'eau au repos moyen actuel à date de calcul (niveau de référence fourni par le SHOM). Elle permet ainsi de s'affranchir de l'ensemble des phénomènes influant sur le niveau d'eau au repos moyen annuel.

La plus-value de cette méthode n'est pas toujours évidente. Son objectif est d'améliorer la stationnarité de la population de départ, et donc d'aboutir à une meilleure estimation des niveaux extrêmes. Toutefois, en plus des variations dues à l'eustatisme, ce traitement supprime les variations pluri-annuelles dues aux courants océaniques ainsi qu'aux variations de température et de salinité. Cela a pour conséquence d'ajouter une incertitude sur l'estimation finale des niveaux extrêmes de l'ordre de quelques centimètres. Il est donc conseillé d'étudier l'apport de ce traitement par rapport à une non prise en compte de l'eustatisme. Le choix entre ces deux options se fait au vu des résultats de l'ensemble des tests permettant de qualifier la qualité de l'ajustement des extrêmes (voir §3.5.1.b) et en répondant à cette question : « le traitement de l'eustatisme amélioret-il de façon sensible la qualité d'ajustement ? ».

Les calculs de niveau d'eau au repos moyen doivent mettre en œuvre un algorithme particulier (voir les règles du PSMSL, le service international du niveau moyen de la mer, <u>http://www.psmsl.org/data/supplying/</u>) afin de limiter l'influence des trous de la mesure et des différentes composantes de marée.

Exemple 10 : <u>Traitement des variations du niveau d'eau au repos</u> moyen annuel.

Les deux méthodes de traitement des niveaux d'eau au repos sont illustrées par l'étude EDF/CETMEF sur les niveaux d'eau (Andreewsky et al, 2012).

La figure 10 présente les niveaux d'eau au repos moyens annuels pour le port de Brest (référence altimétrique : Zéro Hydrographique) avec une

estimation du niveau moyen corrigé des effets de l'eustatisme par plusieurs types de régression linéaire. Les niveaux d'eau corrigés sont obtenus par soustraction des valeurs de la régression linéaire, et addition du niveau d'eau au repos moyen actuel (environ 4,15m en 2010).



Figure 10: Traitement des effets de l'eustatisme par régressions linéaires : observations (x), 3 régressions linéaires (—, — et - · -) (Source : Andreewsky et al, 2012)

La figure 11 présente les niveaux d'eau au repos moyens annuels pour le port de Sète (référence altimétrique : IGN69) et leur interpolation linéaire du 01/07 au 30/06. Les niveaux d'eau corrigés des effets de l'eustatisme sont obtenus par soustraction de niveaux moyens interpolés, et addition du niveau d'eau au repos moyen actuel (18 cm en 2010). Les niveaux d'eau au repos moyens annuels corrigés des effets de assimilés à l'eustatisme sont présentés sur la figure 11.



Figure 11: Traitement des effets de l'eustatisme par suppression des variations annuelles : observations (◊), niveaux interpolés (—) et niveaux corrigés (—). (Réf. alt. : IGN69), (Source : Andreewsky et al, 2012)

Les variations des niveaux d'eau au repos moyens corrigés autour des 18cm s'expliquent par l'utilisation de l'interpolation linéaire (et non un simple redressement des niveaux moyens annuels année par année).

4.2.3 - Après le traitement statistique : un report

L'estimation des niveaux extrêmes est basée sur un niveau moyen annuel de référence. C'est le niveau moyen actuel à date de calcul (niveau de référence fourni par le SHOM). Pour une projection à 10 ans, 50 ans ou autre, il convient de prendre en compte l'augmentation du niveau moyen annuel liée au changement climatique.

Si la durée de mesure est suffisante (supérieure à 30 voire 50 ans), les effets de l'eustatisme sont corrigés par une méthode de régression (voir figure 10 p.64). Pour une régression linéaire, il est possible d'extrapoler les variations de niveaux d'eau moyens annuels dues à l'eustatisme à l'année souhaitée et reporter l'augmentation sur l'estimation des niveaux d'eau extrêmes. À noter que l'extrapolation d'une régression quadratique n'est pas recommandée, car son comportement n'est pas valide en dehors de la plage d'observations.

Une autre alternative consiste à se référer à des documents de référence (par exemple ONERC, 2010), pour déterminer l'augmentation du niveau moyen annuel avec le temps.

Annexe 2

Si la durée de mesure est insuffisante (aucune tendance ne se dégage des variations des niveaux moyens annuels), il n'est pas alors possible d'extrapoler une augmentation du niveau d'eau dans le temps. Il convient donc de se référer à des documents de référence (par exemple ONERC 2010) pour déterminer cette augmentation et corriger les estimations de niveaux extrêmes en conséquence.

À noter que la seule prise en compte de l'augmentation du niveau moyen annuel liée au changement climatique peut être insuffisante. Il semble raisonnable de penser que le changement climatique affecte aussi le comportement des tempêtes, et donc des valeurs extrêmes (voir §3.5.3.b).

4.3 - Approche directe

4.3.1 - Domaine d'application

L'approche directe est possible pour l'étude des niveaux au repos sur le littoral méditerranéen français, mais n'est pas adaptée sur le littoral de Mer du Nord, Manche et Atlantique.

La théorie exposée au §3 indique qu'une des conditions nécessaires pour que l'on puisse appliquer une méthode d'extrapolation statistique des extrêmes est que les données suivent un processus stationnaire (voir §3.4.1). Pour ce faire on applique aux observations de niveaux d'eau au repos une correction des variations annuelles et pluri-annuelles (voir §4.2).

Mais l'hypothèse de stationnarité n'est toujours pas vérifiée du fait de l'influence de la marée (littoral méditerranéen compris).

Dans les faits, l'extrapolation statistique des extrêmes appliquées aux données de niveau d'eau (approche directe) est utilisée pour les sites où le marnage n'est pas trop important comparé aux amplitudes de surcotes météorologiques. La non stationnarité est faible, l'erreur commise est considérée comme acceptable.

Haigh (Haigh, 2010) a étudié la convergence des estimations issues des approches directe et indirecte en fonction du rapport marnage/surcote météorologique (quantile 98% des hauteurs de marée prédites sur quantile 98% des surcotes météorologiques observées). Haigh a montré que les estimations convergeaient pour un rapport marnage/surcote météorologique inférieur à 1,5. Le marnage sur les côtes méditerranéennes est faible. Il est de l'ordre d'une quarantaine de centimètres. Les surcotes météorologiques étudiées doivent donc être supérieures à 26 cm, soit un niveau compris entre 6 cm (surcote météorologique plus le demi marnage) au-dessus du niveau moyen. L'expérience montre que cette condition est respectée.

Par contre les études ont aussi montré que l'approche directe a tendance à surestimer les périodes de retour supérieures à 20 ans (non sécuritaire) pour les sites où les amplitudes de variation de surcote météorologique sont faibles comparées à celles de la marée (Dixon et Tawn, 1999). Il convient alors d'adopter une approche indirecte.

4.3.2 - Analyse statistique des valeurs extrêmes

Une méthode d'extrapolation statistique des extrêmes est appliquée directement aux données de niveau d'eau au repos après correction des variations annuelles et pluri-annuelles (voir §4.2).

La méthode d'extrapolation statistique suit les deux sous-étapes étapes décrites au §3 : détermination de la population d'analyse et ajustement d'une loi d'extrapolation.

4.3.2.a - Population d'analyse

Les deux méthodes d'échantillonnage décrites au §3.4 sont à envisager (éléments de décision au §3.5.2) :

- la méthode des pics au-dessus du seuil (POT) ;
- ou la méthode des maxima annuels.

Concernant la méthode POT, l'indépendance des événements de la population étudiée (voir l'hypothèse 1 du §3.4.1) est obtenue en sélectionnant les tempêtes par un critère de redescente et/ou une durée minimale de séparation.

Du fait de la présence d'une composante déterministe (marée) dans la donnée traitée, il est conseillé de tester des critères de redescente élevés (par exemple 0,5 à 0,7 fois le seuil de sélection des événements tempête).

Toutefois les définitions du critère de redescente et/ou de la durée minimale de séparation devront être validées par une analyse des dates de tempête sélectionnées (tests de stationnarité, de répartition uniforme et d'indépendance de l'exemple 9 p.52 ; ou encore par l'analyse des conditions météorologiques avec la vérification que les « supposées tempêtes » ne sont pas proches dans le temps).

4.3.2.b - Ajustement d'une loi d'extrapolation

En tout point identique à la méthode décrite au §3.5.

Annexe 2

4.4 - Approche indirecte : Méthode par convolution

4.4.1 - Domaine d'application

Par construction, la méthode par convolution est applicable aux sites à fort (littoral de Mer du Nord, Manche et Atlantique) comme à faible marnages (littoral méditerranéen français).

Pour les sites à fort marnage, l'approche indirecte repose sur l'utilisation des surcotes météorologiques de pleine mer.

Pour les sites à faible marnage, l'analyse des surcotes météorologiques de pleine mer n'a pas de sens. On doit donc utiliser les surcotes météorologiques instantanées avec les risques de décalage temporel (voir §2.2.2). Même si l'incidence d'un décalage temporel est moindre en cas de faible marnage, il y a toujours l'incertitude sur les prédictions de marée. Par voie de conséquence, un doute existe sur l'estimation des surcotes météorologiques instantanées, donc sur le résultat de l'approche indirecte pour les sites à faible marnage.

De ce fait on limite généralement l'utilisation de la méthode par convolution aux sites à fort marnage. Pour les sites à faible marnage on préférera l'approche directe (voir §4.3) ou l'approche indirecte par les méthodes RFS ou similaire (voir §4.5).

La méthode par convolution n'est donc appliquée ici que pour les sites à fort marnage. Les surcotes météorologiques utilisées sont les surcotes météorologiques de pleine mer (voir §2.2.2.c). Ne prenant en compte que les moments de pleine mer, les niveaux de marée considérés sont les niveaux de marée de pleine mer.

4.4.2 - Dépendance surcote météorologique/marée

À noter que la méthode par convolution présentée ici ne permet pas de reproduire la dépendance surcote météorologique/marée. La marée et les surcotes météorologiques sont considérées comme indépendantes, ce qui dans la réalité n'est pas tout à fait vrai.

La dépendance surcote météorologique/marée est de deux sortes :

- une dépendance en amplitude (Dixon et Tawn, 1997) ;
- une dépendance dans le temps (Pirazzoli et al., 2007).

Une approche indirecte basée sur la recombinaison des surcotes météorologiques avec la marée devrait donc prendre en compte ces deux aspects de dépendance surcote météorologique/marée. On va voir ce qui nous permet de les négliger.

4.4.2.a - Dépendance en amplitude

L'amplitude de surcote météorologique est influencée par la hauteur d'eau si la profondeur est faible. En zone côtière, pour les marnages importants (fortes variations de hauteurs d'eau) nous pouvons donc avoir, à condition météorologique constante, des variations d'amplitude de surcote météorologique.

Les études montrent qu'en site à fort marnage la dépendance en amplitude :

- doit effectivement être prise en compte si l'on travaille avec les surcotes météorologiques instantanées (Dixon et Tawn, 1997) car selon le niveau d'eau disponible l'amplitude de surcote météorologique va être plus ou moins amplifiée,
- peut-être négligée si l'on travaille avec les surcotes météorologiques de pleine mer (Simon, 2007) car les variations de niveaux d'eau sont faibles si l'on ne considère que les niveaux de pleine mer et donc l'influence du niveau d'eau disponible sur l'amplitude de surcote météorologique peut être considérée comme étant toujours la même.

La dépendance surcote météorologique/marée en amplitude peut donc ici être négligée puisque la méthode par convolution appliquée aux sites à fort marnage repose sur l'utilisation des surcotes météorologiques de pleine mer.

4.4.2.b - Dépendance dans le temps

Les surcotes météorologiques sont liées aux tempêtes et la marée est principalement liée aux astres. Sur les façades Mer du Nord, Manche et Atlantique de la métropole, les niveaux de marée les plus élevés se produisent préférentiellement au voisinage des équinoxes, tandis que les tempêtes se produisent le plus souvent en hiver (voir figure 12). On parle de dépendance surcote météorologique/marée dans le temps. Cette dépendance est négative, c'est à dire qu'elle tend à diminuer le risque d'occurrence simultanée de fort niveau de marée et de forte surcote météorologique.





La dépendance surcote météorologique/marée dans le temps est peu étudiée. Sa modélisation est complexe, sans garantie de succès ni de plus-value notable sur le résultat (cette dépendance reste faible).

Or nous savons que le fait de négliger la dépendance surcote météorologique/marée dans le temps est une hypothèse allant dans le sens de la sécurité. En effet les observations montrent que les occurrences simultanées de fort niveau de marée et de forte surcote météorologique sont généralement plus rares qu'en cas d'indépendance surcote météorologique/marée.

Dans un souci de simplification des calculs et parce que cette approche est légèrement plus sécuritaire, on néglige la dépendance surcote météorologique/marée dans le temps dans la méthode par convolution.

4.4.3 - Méthode de définition de la population

4.4.3.a - Principe

À partir d'un jeu de données de pleine mer simultanées de niveau de marée prédit et de surcote météorologique, on définit une densité de probabilité jointe marée/surcote météorologique et donc une densité de probabilité de niveau d'eau au repos.
La première étape consiste à définir la fonction de distribution des valeurs extrêmes de surcote météorologique. Comme on l'a vu, cette fonction de distribution est généralement établie à partir de la population de surcotes météorologiques ré-échantillonnées par une méthode du type POT ou celle des maxima annuels (§3.4.1).

Pour la constitution de notre population ré-échantillonnée deux façons différentes de prendre en compte les surcotes météorologiques sont utilisées en pratique :

 soit on ne s'intéresse qu'aux seules surcotes météorologiques de pleine mer associées aux pics de tempêtes,

donc si la tempête s'étale sur plusieurs cycles de marée on ne retient qu'une seule valeur, la surcote météorologique de pleine mer maximale ;

cette façon de faire suit les techniques de définition de la population d'analyse présentées au §3.4 ;

c'est la méthode généralement mise en œuvre si l'on s'intéresse aux niveaux d'eau marins en <u>l'absence</u> des vagues.

 soit on prend en compte toutes les surcotes météorologiques de pleine mer,

donc si la tempête s'étale sur plusieurs cycles de marée on retient toutes les surcotes météorologiques de pleine mer impactées ;

on pose donc une hypothèse forte : les surcotes météorologiques de pleine mer consécutives sont considérées indépendantes ; deux surcotes météorologiques de pleine mer qui se suivent appartiendraient donc forcément à deux tempêtes différentes ; la méthode d'échantillonnage POT du §3.4 est donc appliquée sans critère de redescente ;

c'est la méthode généralement mise en œuvre si l'on s'intéresse aux niveaux d'eau marins en <u>présence</u> des vagues et que l'étude des niveaux d'eau en l'absence des vagues n'est qu'une étape de calcul.

4.4.3.b - Limites

Si l'on ne prend en compte que les seules surcotes météorologiques de pleine mer associées aux pics de tempêtes :

De ce fait la densité de probabilité de niveau d'eau au repos calculée ne portera que sur les niveaux d'eau dont la composante surcote météorologique correspond aux valeurs maximales de surcote météorologique lors des tempêtes.

Or, lors d'une tempête, du fait de la modulation des surcotes météorologiques par les niveaux de marée et parce que les surcotes météorologiques restent souvent élevées sur plusieurs cycles de marée, la valeur maximale de niveau d'eau observée peut ne pas correspondre au moment où la surcote météorologique est maximale. On peut donc imaginer que certaines occurrences simultanées de pleine mer marée/surcote météorologique, permettant d'atteindre des niveaux d'eau élevés mais ne faisant pas intervenir le pic de surcote météorologique (mais la valeur juste avant ou après par exemple), devraient être prises en compte.

A la connaissance de l'auteur, aucune étude n'a été faite sur le sujet. Il semble logique de penser que l'erreur commise, si elle est avérée, est d'autant plus faible que les niveaux étudiés sont élevés. En l'absence d'information complémentaire on peut considérer cette source d'erreur comme négligeable au vu de l'ensemble des incertitudes (voir §3.5.3).

A noter que cette façon de prendre en compte les surcotes météorologiques permet de ne caractériser que les seules probabilités d'occurrences des surcotes météorologiques de pleine mer se produisant lors des tempêtes (valeurs audessus du seuil de sélection des tempêtes, voir la méthode POT §3.4). La fonction de répartition des surcotes météorologiques de pleine mer n'est définie que dans le domaine paramétrique. Comme on va le voir (§4.4.4.b), cela a pour incidence de réduire le domaine de validité du résultat issu de la méthode par convolution.

Si l'on prend en compte toutes les surcotes météorologiques de pleine mer :

Cela revient à poser l'hypothèse d'indépendance des surcotes météorologiques de pleine mer consécutives. Il convient donc de s'interroger sur la validité de cette hypothèse.

Pour que celle-ci soit vraie les tempêtes ne doivent pas durer plus de 12h25mn (périodicité semi-diurne de la marée). Or l'analyse des enregistrements de surcote météorologique montre que les tempêtes durent généralement entre 6 et 72 h (Bortot et Tawn, 1997).

L'erreur commise est considérée comme acceptable au vu des incertitudes (Bortot et Tawn, 1997).

4.4.4 - Convolution surcote météorologique/marée

Pour une description plus complète de la méthode on considère ici que deux surcotes météorologiques de pleine mer consécutives sont indépendantes. La méthode est toutefois directement transposable à une constitution de la population d'analyse des surcotes météorologiques par une méthode POT avec critère de redescente (voir §4.4.3).

4.4.4.a - Principe

Le ré-échantillonnage aux moments de pleine mer permet de calculer, à partir des observations, une population des surcotes météorologiques de pleine mer.

La fonction de répartition des surcotes météorologiques de pleine mer est décrite par une analyse empirique pour le gros de la distribution (voir §3.3.1) et par extrapolation statistique pour les extrêmes (voir §3.5) en considérant les données comme indépendantes (pas de critère de redescente ni de séparation en temps pour la méthode POT).

La marée est principalement générée par le mouvement des astres (déterministe). Les niveaux de marée sont considérés comme des processus aléatoires issus d'une même fonction de distribution connue (voir §3.1). Les conditions de marée se reproduisant quasiment à l'identique tous les 18 ans, une analyse empirique sur 18 ans (Saros, voir §2.1.5.b) permet de décrire entièrement le phénomène sans avoir recours à une méthode d'extrapolation.

La probabilité de dépasser un niveau d'eau donné est égale à la somme des probabilités de dépasser ce même niveau d'eau avec des couples différents de niveaux de marée de pleine mer et surcotes météorologiques de pleine mer. Un niveau d'eau de 10 m peut être atteint par une marée de 9 m et une surcote météorologique de 1 m, mais aussi une marée de 9,5 m et une surcote météorologique de 0,5 m.

On utilise une méthode dite de « convolution » à partir de la fonction de répartition des surcotes météorologiques de pleine mer et de la densité de probabilité des niveaux de marée de pleine mer pour effectuer ce calcul :

$$Proba\left(Z_{c} > z_{c}\right) = \int_{PBMA}^{PHMA} p\left(m\right) \left(1 - F_{s}(z_{c} - m)\right) dm \qquad (2)$$

avec

- \rightarrow *Proba*($Z_c > z_c$) la probabilité de dépasser le niveau d'eau z_c ;
- → p(m) la densité de probabilité d'avoir un niveau de marée de pleine mer égal à m;
- $\rightarrow \bar{F_s}(s)$ la fonction de répartition des surcotes météorologiques de pleine mer.

L'intégration s'effectue sur l'ensemble des niveaux de marée de pleine mer (de la plus basse à la plus haute mer astronomique).

La période de retour associée à z_c s'écrit (voir équation 1 p.40) :

$$T(z_c) \approx \frac{1}{706 \times Proba(Z_c > z_c)}$$
 années

Le « 706 » provient du fait que les échantillons de niveau de marée et de surcote météorologique, après ré-échantillonnage, sont constitués de 706 valeurs sur une année (705,8 pleines mers par an en prenant en compte les années bissextiles, nombre arrondi généralement à 706 dans la littérature).

La qualité du résultat est liée à l'incertitude d'échantillonnage (voir §3.5.3.d). Cette incertitude d'échantillonnage est prise en compte par le calcul des intervalles de confiance. Il est donc important de renseigner les intervalles de confiance associés à un niveau donné.

4.4.4.b - Domaine de validité

Comme indiqué plus haut, la fonction de répartition des surcotes météorologiques de pleine mer possède une partie empirique (pour le gros de la distribution) et une autre paramétrique (pour la queue de distribution des valeurs extrêmement hautes).

Mais il ne faut pas oublier que les surcotes météorologiques peuvent être négatives (décotes) avec des valeurs extrêmement basses. Ces valeurs nécessiteraient, au même titre que pour l'extrapolation statistique de valeurs extrêmement hautes, une estimation par ajustement d'une loi paramétrique. Ne s'intéressant ici qu'aux niveaux d'eau extrêmement hauts, il n'est pas utile de chercher à caractériser ces valeurs. Toutefois cela a une répercussion sur le domaine de validité des estimations de niveaux d'eau.

La méthode de convolution de la marée avec la surcote météorologique telle que présentée ne prend pas en compte les valeurs extrêmement basses de surcote météorologique. Les estimations ne sont donc valides que pour les niveaux d'eau au repos ne pouvant pas être obtenues par une conjonction marée/surcote météorologique extrêmement basse (décotes en dehors du domaine empirique).

De ce fait,

- l'opération de convolution de la marée avec la surcote météorologique s'effectue telle que définie par l'équation 2 p.73,
- mais l'interprétation du résultat ne se fait que pour les niveaux d'eau au repos supérieures à z^{seuil}_{cl} avec :

$$z_{cl}^{seuil} = m^{PHMA} + s^{min} ;$$

 m^{PHMA} : le niveau de plus haute mer astronomique ;

s^{min} : la plus petite surcote météorologique de pleine mer du domaine empirique (plus petite surcote météorologique observée).

De même il est possible de ne travailler qu'avec la partie paramétrique (extrêmement haut), sans prendre en compte la partie empirique (seules les surcotes météorologiques au-dessus du seuil de sélection des événements tempête sont utilisées). De ce fait, seules les estimations de niveaux d'eau au repos supérieures à z_{c2}^{seuil} sont à prendre en compte avec :

$$z_{c2}^{seuil} = m^{PHMA} + s^{seuil} ;$$

 m^{PHMA} : le niveau de plus haute mer astronomique ;

 s^{seuil} : la plus petite surcote météorologique de pleine mer du domaine paramétrique (seuil de sélection des événements tempête).

Ce dernier cas est illustré par l'exemple ci-après.

Exemple 11 : Domaine de validité d'une estimation de niveau d'eau au repos à partir de la densité de probabilité de niveau de marée et de la loi de probabilité paramétrique de surcote météorologique extrême.

On décide de ne travailler qu'avec la loi de probabilité paramétrique de surcote météorologique sans se soucier de la partie empirique (surcotes météorologiques en dessous du seuil de sélection des événements tempête).

Soient, pour un site fictif (référence altimétrique Zéro Hydro par exemple) :

 $m^{PBMA} = 0$ m : le niveau de plus basse mer astronomique ; $m^{PHMA} = 10$ m : le niveau de plus haute mer astronomique ; $s^{seuil} = 0.7$ m : le seuil de sélection des événements tempête

de surcote météorologique ;

La convolution marée/surcote météorologique a pour résultat $Proba(Z_c > z_c)$, la probabilité de dépassement du niveau z_c , pour $z_c \ge (m^{PBMA} + s^{seuil})$ soit $z_c \ge 0.7 \,\mathrm{m}$. Comme on va le voir cette estimation est fausse pour la partie basse des valeurs de Z_c .

On remarque que $z_c = 5m$ est atteint :

– par des couples marée/surcote météorologique avec une surcote météorologique au-dessus de s^{seuil} (par exemple $m=4m \ et \ s=1m$), ce sont les événements pris en compte dans le calcul de $Proba(Z_c > z_c)$ par la convolution ;

– par des couples marée/surcote météorologique avec une surcote météorologique en dessous de s^{seuil} (par exemple $m=5m \ et \ s=0m$), événements oubliés par la convolution.

L'estimation de $Proba(Z_c > z_c)$ n'est correcte que si le calcul de convolution marée/surcote météorologique couvre l'ensemble des conjonctions marée/surcote météorologique permettant de dépasser z_c (ce qui n'est pas le cas de $z_c = 5m$). Cela n'est vérifié que pour $Z_c > z_{c2}^{seuil}$ avec $z_{c2}^{seuil} = m^{PHMA} + s^{seuil} = 10,7 \,\mathrm{m}$.

Annexe 2

4.5 - Méthode indirecte : méthodes RFS ou similaire

4.5.1 - Domaine d'application

Par construction, les méthodes RFS ou similaire sont applicables aux sites à fort (littoral de Mer du Nord, Manche et Atlantique) comme à faible marnages (littoral méditerranéen français).

Les méthodes RFS ou similaire étant jugées généralement conservatives (tendance à surestimer les niveaux d'eau, voir §4.5), la pratique veut que l'erreur faite sur l'estimation des surcotes météorologiques instantanées ait peu d'importance (voir §4.4.1). Il convient toutefois de garder en tête les limites énoncées ici pour pouvoir faire une analyse critique des résultats.

4.5.2 - Dépendance surcote météorologique/marée

Comme vu précédemment (voir §4.4.2), la dépendance surcote météorologique/marée est de deux sortes : une dépendance en amplitude et une dépendance dans le temps.

4.5.2.a - Dépendance en amplitude

Si l'on utilise les surcotes météorologiques de pleine mer, la dépendance en amplitude peut être négligée (voir §4.4.2.a).

Si l'on utilise les surcotes météorologiques instantanées, les études ont montré que la dépendance en amplitude doit être prise en compte pour les sites à fort marnage (Dixon et Tawn, 1997) et peut être négligée pour les sites à faible marnage (Andreewsky, 2012).

La modélisation de la dépendance en amplitude n'est pas traitée ici. Un exemple de modélisation peut être trouvé chez Dixon (Dixon et Tawn, 1997).

4.5.2.b - Dépendance dans le temps

De part la logique de construction des méthodes RFS ou similaire, la dépendance dans le temps n'a pas à être prise en compte.

4.5.3 - Méthode RFS

La règle fondamentale de sûreté des installations nucléaires (RFS) a pour objet de définir « une méthode acceptable pour déterminer les niveaux d'eau à prendre en compte pour la conception de l'installation vis-à-vis du risque d'inondation » (RFS n°I.2.e, 1984).

Le niveau d'eau au repos, déterminé selon la règle fondamentale de sûreté (RFS), est égal à la somme de la borne supérieure de l'intervalle de confiance à 70 % de

la surcote météorologique d'une période de retour particulière (1000 ans dans le cas des centrales nucléaires) et de la plus haute mer astronomique (voir l'exemple ci-après).

Exemple 12 : Estimation par la méthode RFS

Soient pour un site fictif (référence altimétrique Zéro Hydro par exemple) : - une surcote météorologique millénale de 1,5m, associée à un intervalle de confiance à 70% compris entre 1 et 2m,

- un niveau de plus haute mer astronomique de 10m

Alors

- le niveau d'eau au repos millénale selon la méthode RFS est estimé à : 2+10=12m .

Il s'agit donc d'une approche indirecte (étude dissociée de la marée et de la surcote météorologique, puis recombinaison des deux variables) fortement conservative.

La méthode RFS est applicable aux sites à fort marnage (Mer du Nord, Manche et Atlantique) comme aux sites à faible marnage (Méditerranée).

Pour les sites à fort marnage il est conseillé de travailler avec les surcotes météorologiques de pleine mer pour éviter les problèmes afférents à l'utilisation des surcotes météorologiques instantanées (voir §2.2.2.c).

4.5.4 - Méthode similaire RFS

Une méthode relativement proche de la méthode RFS dans sa façon de combiner la marée et la surcote météorologique (mais souvent éloignée quant au résultat de l'estimation) est communément utilisée en ingénierie maritime pour le dimensionnement des digues portuaires par exemple.

Cette méthode consiste à prendre comme niveau d'eau au repos de référence la somme de la surcote météorologique d'une période de retour donnée avec un niveau de marée de référence (généralement le niveau moyen atteint par les pleines mers des vives eaux d'équinoxes, ou encore la plus haute mer astronomique ou autre ...) (voir l'exemple ci-après).

Exemple 13 : Estimation par la méthode similaire RFS

Soient pour un site fictif (référence altimétrique Zéro Hydro par exemple) :

- une surcote météorologique millénale de 1,5m, associée à un intervalle de confiance à 70% compris entre 1 et 2m ;
- un niveau de plus haute mer astronomique de 10m;
- un niveau moyen atteint par les pleines mers des vives eaux d'équinoxes de 9,5m.

Alors la méthode similaire RFS permet plusieurs estimations différentes selon le niveau de marée choisi en référence :

- Si la référence est le niveau de plus haute mer astronomique, le niveau d'eau au repos millénale selon la méthode similaire RFS est estimé à : 1,5+10=11,5 m ;
- Si la référence est le niveau moyen atteint par les pleines mers de vive eau d'équinoxe, le niveau d'eau au repos millénale selon la méthode similaire RFS est estimé à : 1,5+9,5=11m ;
- 3) Si un autre choix de référence est fait, l'estimation diffère.

Cette méthode est moins conservative que la méthode RFS. Comparée aux méthodes directe et indirecte par convolution (voir §4.4), et selon le niveau de marée pris en référence, cette méthode peut tendre à sur-estimer, comme sousestimer, le niveau d'eau au repos pour une période de retour donnée. C'est donc plus une méthode de dimensionnement qu'une méthode d'estimation de période de retour de référence.

4.6 - Analyse spatiale

4.6.1 - Principe

La détermination site par site des périodes de retour des événements extrêmes sur un linéaire côtier va fournir un ensemble d'informations de qualité inégale :

- pour les sites disposant d'une durée d'observation importante, le degré de confiance dans l'estimation sera important ;
- pour les sites disposant une faible durée d'observation, l'estimation des variations eustatiques comme des niveaux d'eau extrêmes avec les seules données disponibles est considérée comme pauvre ;
- pour les sites ne disposant pas d'observation : en l'absence de données, l'analyse site par site ne permet pas de fournir un résultat.

Afin de réduire l'incertitude des estimations pour les sites à peu de données, voire de fournir une estimation là où on n'en a pas, on va s'appuyer sur les résultats obtenus sur les sites voisins. On parle alors d'analyse spatiale.

Les méthodes d'analyse spatiale sont encore du domaine de la recherche. Elles ont été beaucoup étudiées dans le cadre des risques de crue et peu dans le domaine maritime.

Deux approches différentes et appliquées dans la littérature au traitement des niveaux d'eau extrêmes sont présentées ici :

- une analyse par régression sur les valeurs d'ajustement (voir §4.6.3) ;
- une approche par régionalisation des surcotes météorologiques (voir §4.6.4).

Il n'est possible d'opter pour une méthode d'analyse spatiale que s'il y a une cohérence spatiale entre les différents phénomènes physiques touchant les sites d'études, on parle de champ spatial homogène. Cela comprend les régimes de tempête, mais aussi leur manifestation locale liée à la bathymétrie, à la marée, à la morphologie de la côte.

Le manque de cohérence spatiale en un lieu donné peut être dû à des effets locaux (zone estuarienne avec dragage et apport de sédiment, influence de la bathymétrie, exposition aux tempêtes, morphologie côtière avec formation de régimes de vents complexes, ...) ou du manque de données (faibles durées d'observation associées engendrant de forte incertitudes d'échantillonnage, voir §3.5.3).

4.6.2 - Traitement des effets de l'eustatisme

Dans le cadre de l'analyse site par site, les variations de niveau d'eau dues à l'eustatisme sont déterminées en chaque point d'observation indépendamment des sites voisins. L'incertitude des estimations est directement liée à la durée d'observation disponible. L'eustatisme étant un phénomène régional, il est donc recommandé d'adopter une approche spatiale pour déterminer ses variations.

Les méthodes de prise en compte de l'eustatisme à une échelle régionale relèvent encore de la recherche. On peut toutefois mentionner deux pistes possibles :

- Pour la première, on considère que l'eustatisme varie peu entre deux sites voisins. Les niveaux moyens annuels sont calculés site par site. Une fonction continue de variation de l'eustatisme sur le linéaire côtier est calée sur les niveaux d'eau moyens annuels (Dixon, 1997).
- Pour la deuxième, on considère que les vitesses de variation du niveau d'eau dues à l'eustatisme sont identiques à une échelle régionale. Les vitesses de variations sont alors déterminées sur le port possédant la plus longue durée d'observation à l'échelle de la région. Il convient toutefois de vérifier par des tests statistiques (intervalle de confiance sur les droites de régression, calcul des coefficients de corrélation linéaire) que les autres points de mesure peuvent être rattachés à ce port de référence.

À noter qu'une analyse spatiale des effets de l'eustatisme n'est possible que si on peut corriger, le cas échéant, les observations dans les ports des variations locales liées aux mouvements du support du matériel (voir §2.1.2).

4.6.3 - Régression sur les valeurs d'ajustement

4.6.3.a - Principe

La méthode de régression sur les valeurs d'ajustement est une méthode d'interpolation par une fonction de lissage des valeurs obtenues le long d'un linéaire côtier. La régression peut s'opérer :

- sur les niveaux d'eau ou les surcotes météorologiques d'une période de retour donnée ;
- ou sur les paramètres d'ajustement de loi statistique d'extrapolation des extrêmes (1 régression par paramètre).

Elle permet d'obtenir une fonction continue de valeurs d'ajustement sur un profil de côte.

Cette méthode doit tenir compte des différentes qualités d'information :

- pour les sites disposant d'une durée d'observation importante, la fonction continue de valeurs d'ajustement doit être parfaitement calée sur les résultats de l'analyse site par site ;
- pour les sites disposant d'une faible durée d'observation, la fonction continue de valeurs d'ajustement peut s'écarter des estimations obtenues par l'analyse site par site ;
- pour les sites ne disposant pas d'observation, il n'y a aucune contrainte sur la fonction continue de valeurs d'ajustement.

Dans sa version de base les estimations site par site sont simplement interpolées linéairement entre les sites. Mais cette méthode ne tient pas compte des différentes qualités d'information (incertitude d'échantillonnage) et de la dépendance entre sites éloignés. C'est pourquoi il est plus plutôt recommandé d'utiliser une méthode de « régression pondérée géographiquement » (Dixon, 1997).

La régression pondérée géographiquement repose sur le même modèle qu'en régression classique, mais permet de diminuer l'impact sur l'interpolation en un point s0 des observations éloignées de ce point. De ce fait, plus une valeur régionalisée a été mesurée loin du point à estimer, moins celle-ci a d'influence, jusqu'à une certaine distance où elle n'aura plus d'impact du tout. Cet ajustement est réalisé par une technique locale d'estimation, comme la méthode du maximum de vraisemblance pondérée ou celle des moindres carrés pondérés. Pour plus de détail sur la régression pondérée géographiquement on peut se référer aux travaux de Leung (Leung, 2010).

La régression peut s'opérer sur les niveaux d'eau au repos, les surcotes météorologiques ou les paramètres d'ajustement de loi statistique d'extrapolation des extrêmes.

Les observations et les prédictions fournies par le SHOM ont pour référence altimétrique le Zéro Hydrographique. Le Zéro Hydrographique correspond en théorie au niveau des plus basses mers astronomiques. Il a été défini anciennement à partir des observations dans les ports (hormis pour Brest et Saint-Nazaire où il a été corrigé en 1996), indépendamment les uns des autres et avec la précision des moyens techniques de l'époque. Il résulte que l'écart entre le Zéro Hydrographique et le niveau des plus basses mers astronomiques peut varier entre deux ports. Il convient donc de changer de référentiel altimétrique. Les niveaux d'eau devront être rapportés à l'IGN69 avant l'interpolation. On peut se rapprocher du SHOM pour les conversions altimétriques IGN69 / Zéro Hydrographique.

4.6.3.b - Identification des régions homogènes

On considère que la cohérence spatiale doit se matérialiser par une variation lente et régulière des conditions de marée et de surcote météorologique le long du linéaire côtier. Cela implique que les lois de probabilités des niveaux extrêmes varient, elles aussi, lentement entre deux ports voisins.

La cohérence spatiale peut être établie en étudiant la dispersion spatiale de grandeurs caractéristiques. Pour exemple, Dixon (Dixon et Tawn, 1997) met en évidence une différence de comportement entre les façades Est et Ouest de Grande-Bretagne à partir du comportement des interactions surcote météorologique/marée, des périodes de retour de surcote météorologique, des tendances de variations eustatiques.

4.6.3.c - Limite de la méthode

L'interpolation entre deux sites voisins ne permet pas de représenter les phénomènes physiques locaux agissant sur les surcotes météorologiques et les niveaux d'eau au repos. Ces effets locaux peuvent être dus au changement des conditions de marée (mise en résonance de différentes harmoniques), aux bathymétries complexes, à un régime de vent compliqué du fait de la morphologie de la côte ou encore à la présence d'une zone estuarienne avec un apport de sédiment important et variable dans le temps.

De même, l'intégration d'un site sous influence locale dans une région homogène, ce qu'il faut éviter évidemment, engendrera une anomalie dans les fonctions continues de valeurs d'ajustement. Les effets locaux se feront alors sentir bien audelà de leur périmètre d'influence.

4.6.3.d - Enrichissement des données

Le SHOM a développé une méthode d'enrichissement des données pour la régression des valeurs d'ajustement (Simon, 1996).

Le principe repose sur l'utilisation de données de niveaux d'eau secondaires pour augmenter le nombre de points d'information sur les extrêmes, et pouvoir utiliser ainsi une méthode d'interpolation à deux dimensions.

Les niveaux d'eau et les surcotes météorologiques extrêmes sont déterminés dans les ports de référence. Un port de référence est un port pour lequel la durée de mesure disponible est jugée suffisante pour effectuer une extrapolation statistique des extrêmes (supérieure à 10 ans pour une estimation du niveau d'eau centennal d'après Simon, 1996). Dans certains cas on dispose de données de niveau d'eau pour des points secondaires. Un point secondaire est un point pour lequel la durée de mesure disponible est jugée insuffisante pour effectuer une extrapolation statistique des extrêmes.

Les points secondaires intégrés par le SHOM sont des mesures de courtes durées à la côte comme au large des côtes. Ces mesures correspondent à des marégraphes portuaires qui n'ont pas atteint les 10 ans d'observations, ou des marégraphes qui sont mouillés pendant des campagnes de levés hydrographiques. Ces derniers sont installés dans l'objectif de réduire les sondages, c'est-à-dire de rapporter la hauteur d'eau mesurée par les bateaux au Zéro Hydrographique, en la corrigeant de la marée et des surcotes météorologiques. Ces marégraphes sont généralement mouillés pour une période suffisamment longue pour permettre une analyse par concordances par espèces (Simon, 2007) de manière à extraire les constantes harmoniques. Cette durée est généralement de l'ordre d'un mois.

Les surcotes météorologiques extrêmes sont obtenues aux points secondaires par corrélation avec un port de référence. Les niveaux d'eau extrêmes sont estimés par convolution avec la marée (voir §4.4). Il est important toutefois de disposer au minimum d'un mois de mesures simultanées avec le port de référence (Simon, 1996). Une méthode d'interpolation à 2 dimensions permet alors d'obtenir une cartographie des niveaux extrêmes à partir des données de niveaux d'eau au repos disponibles aux ports de référence et aux points secondaires.

Cette méthode repose sur l'hypothèse que les surcotes météorologiques enregistrées par les points secondaires (à la côte comme au large des côtes) sont corrélées linéairement avec les surcotes météorologiques enregistrées dans les ports. Cette hypothèse est à considérer avec précaution du fait de l'influence de la profondeur sur les surcotes météorologiques (Dixon et Tawn, 1997) ou des différences d'exposition aux vents.

Il convient aussi d'être particulièrement critiques quant aux résultats fournis par cette méthode dans les zones estuariennes ou en pure extrapolation (en dehors de la grille de ports principaux et des points secondaires, voir sur le site Internet du CETMEF la note accompagnant la diffusion du produit SHOM/CETMEF 2012 sur les niveaux marins extrêmes).

4.6.4 - Régionalisation des surcotes météorologiques

4.6.4.a - Principe

L'analyse statistique régionale a été introduite par Darlymple (Darlymple, 1960) pour traiter les risques d'inondation dans le domaine fluvial. Elle est ici appliquée à la régionalisation des surcotes météorologiques.

À noter qu'à la connaissance de l'auteur la question de la régionalisation des niveaux d'eau au repos n'a jamais été soulevée. Elle n'est donc pas discutée ici. L'étude de faisabilité de la régionalisation des niveaux d'eau au repos pourrait être un axe de recherche intéressant pour les sites où l'approche directe des niveaux d'eau extrêmes est justifiée (Méditerranée).

Cette méthode repose sur l'hypothèse de base que l'on peut définir une région homogène avec en tout point échantillonné de cette région, une distribution de surcote météorologique identique à un facteur d'échelle près. Ce facteur d'échelle permet de corriger les surcotes météorologiques de l'influence des effets locaux (bathymétrie, côte, ...).

Pour chaque site d'observation, la population de surcotes météorologiques indépendantes est isolée. On utilise pour ce faire une méthode d'échantillonnage de type POT afin de prendre en compte tous les événements tempêtes importants (voir §3.4). Les plus fortes surcotes météorologiques sont alors isolées et normalisées pour chaque site sur la base de critères communs, par exemple :

- la sélection des surcotes météorologiques de période de retour supérieure ou égale à 1 an et la normalisation par leur valeur moyenne (Bernardara et al., 2011);
- la sélection des surcotes météorologiques de période de retour supérieure ou égale à 1 an et la normalisation par la valeur de période de retour annuelle (Bardet et al., 2011).

Le choix dans les exemples d'un seul événement par an pour une méthode d'échantillonnage POT (période de retour supérieure ou égale à 1) peut sembler trop restrictif (voir §3.4.2.b). Mais la fusion des données sur l'ensemble de la région homogène permet d'éviter les problèmes liés au traitement des échantillons d'événements tempête trop petits et ainsi permettre l'utilisation de la méthode d'échantillonnage à seuil.

Les populations de surcotes météorologiques extrêmes à l'intérieur d'une région homogène sont fusionnées. La durée d'observation associée est une durée effective qui est égale à la somme des durées d'observation individuelles.

Par contre, il convient de vérifier que l'on peut faire l'hypothèse d'indépendance des événements de cette population constituée. Il est important qu'une tempête ne soit pas comptée deux fois si elle a impacté deux sites voisins. Pour ce faire, on

peut choisir un critère de séparation dans le temps défini à partir de l'analyse des données (72 heures par exemple).

Une loi d'extrapolation statique des extrêmes de type GPD est alors ajustée aux données régionalisées. La prise en compte des surcotes météorologiques à une échelle régionale permet de travailler avec un échantillon de mesures de durée importante et ainsi diminuer considérablement l'incertitude d'échantillonnage. En principe cette méthode permet d'estimer les quantiles régionaux extrêmes de manière plus fiable que par une analyse locale. Les valeurs considérées par l'analyse site par site comme étant des horsains (voir §3.3.2) se retrouvent proches du modèle statistique régional obtenu (Bernardara et al., 2010 ; Bardet et al., 2011).

4.6.4.b - Identification des régions homogènes

On considère qu'une région est une région homogène si les surcotes météorologiques observées sur l'ensemble des sites appartenant à la région suivent, à un facteur d'échelle, la même loi de distribution.

Les zones homogènes sont alors définies à partir de tests statistiques sur les populations individuelles de surcote météorologique. Pour exemple, Hosking (Hosking, 1997) propose deux tests, un test d'hétérogénéité et un test de discordance locale à partir des L-moments.

4.6.4.c - Limite de la méthode

Le principe de régionalisation des surcotes météorologiques pose un certain nombre de problèmes qui sont encore loin d'être résolus.

Le critère de définition des zones homogènes reste encore sujet à caution. Les tests actuels de définition des régions homogènes ne rejettent pas les zones estuariennes par exemple, alors que le niveau d'eau est influencé localement par les apports fluviaux (eau et sédiments avec des actions de dragages au voisinage du point d'observation marégraphique).

La méthode repose sur le principe d'indépendance de la population fusionnée pour une région homogène. Autrement dit, une même tempête ne doit être comptée qu'une seule fois. Typiquement, on utilise un critère de séparation dans le temps. Mais la définition de ce critère est loin d'être évidente. Elle doit être basée sur une analyse approfondie des conditions hydro-météorologiques de propagation des dépressions atmosphériques. De plus le critère doit pouvoir tenir compte des distances de séparation des points de mesure.

À cela s'ajoute la difficulté de définir la durée d'observation effective associée à la population régionalisée avec deux situations limites :

 si l'on considère que les tempêtes à l'origine des fortes surcotes météorologiques en chaque site d'observation sont toutes différentes, la durée d'observation effective sera égale à la somme des durées d'observation individuelles sur la région homogène considérée.

 ou si l'on considère que la présence d'une tempête impacte systématiquement tous les sites d'observation, la durée d'observation effective sera égale à la somme des durées d'observation individuelles non simultanées sur la région homogène considérée.

Or une même tempête se déplace sur des kilomètres et ses répercutions se font sentir sur plusieurs sites de mesure à quelques heures de différence. Les surcotes météorologiques entre sites voisins sont forcément dépendantes. Par contre cette dépendance n'est pas totale, car les cheminements de tempête sont multiples et variés. Les deux situations limites présentées sont donc des vues de l'esprit. La situation réelle est quelque part entre ces deux extrêmes.

Pourtant une estimation fine de la durée d'observation effective est nécessaire pour caler les périodes de retour des observations.

D'autres méthodes de régionalisation des surcotes météorologiques sont à l'étude. On citera par exemple les travaux de Weiss (Weiss et al, 2012) qui ne présentent pas le problème de définition de la durée d'observation effective. Weiss s'appuie sur l'« Index Flood Method » (Sveinsonn, 2001) pour l'analyse des surcotes météorologiques en Manche et Atlantique. Dans cette méthode, plutôt que de fusionner les populations de surcotes météorologiques extrêmes à l'intérieur d'une région homogène (voir §4.6.4.a), on ajuste en parallèle une loi GPD sur les surcotes météorologiques normalisées en chacun des sites de mesures de la région homogène, avec l'hypothèse que le paramètre de forme de la loi GPD est identique sur l'ensemble de la région (une loi par site, des facteurs de localisation et d'échelle propres à chaque site, de facteur de forme commun à tous les sites).

5 - Niveaux d'eau marins extrêmes avec l'action des vagues

Le niveau d'eau marin avec l'action des vagues est appelé le niveau d'eau statique ou le niveau d'eau dynamique selon ce qu'il représente. Le niveau d'eau statique est la somme du niveau d'eau au repos et du wave set-up. Le niveau d'eau dynamique est la somme du niveau d'eau au repos et du wave run-up (voir §2.3).

Afin d'améliorer la lisibilité du document, le chapitre 5 ne traite que du niveau d'eau statique. Les résultats sont transposables au niveau d'eau dynamique en remplaçant le wave set-up par le wave run-up.

5.1 - Analyse directe ou indirecte

Le niveau d'eau statique peut être étudié :

- directement, à partir d'une base de données de niveaux d'eau statiques ;
- indirectement, au travers de ses composantes de niveau d'eau au repos et de wave set-up.

5.1.1 - Analyse directe

Il est peu fréquent de disposer d'une base de données de niveau d'eau statique. Par contre cette dernière peut être constituée à partir de deux jeux de données simultanées respectivement de niveaux d'eau au repos et de vagues (voir §2.2.3).

L'approche directe n'est possible que si :

- la durée d'observations simultanées de niveau d'eau au repos et de vagues est suffisante (voir §5.1.3);
- les niveaux d'eau statiques peuvent être considérés comme suivant un processus stationnaire avec une erreur acceptable.

Le dernier point limite l'utilisation de l'approche directe aux sites à faible marnage (voir §4.3.1).

Les observations en dehors de la plage de données simultanées ne sont pas exploitées. Il y a donc une perte d'information.

5.1.2 - Analyse indirecte

Contrairement à l'approche directe, l'approche indirecte peut être appliquée aux sites à faible comme à fort marnage. De plus elle présente l'avantage d'exploiter l'information disponible en dehors de la plage d'observations simultanées (le caractère prédictif de la marée par exemple).

L'approche indirecte est donc la seule solution possible pour traiter les sites à fort marnage.

Comme l'approche directe, l'approche indirecte n'est possible que <u>si</u> la durée d'observations simultanées de niveau d'eau au repos et de vagues est suffisante (voir §5.1.3).

Trois méthodes d'analyse indirecte sont présentées :

- la méthode par simulation de Monte-Carlo : méthode exploitant au mieux les données, plutôt compliquée et longue de mise en œuvre ;
- la méthode similaire RFS : méthode plutôt conservative, très simple et rapide de mise en œuvre ;
- la méthode simplifiée : méthode approximative, simple et rapide de mise en œuvre.

Dans l'état actuel des connaissances, la seule approche indirecte adaptée à analyse des sites à faible marnage est la méthode similaire RFS (voir §5.4).

5.1.3 - Recommandations

Le domaine d'application des approches directe et indirecte est présenté dans le tableau 2.

	Approche	Approche indirecte		
	directe	Monte-Carlo	Similaire RFS	Simplifiée
Faible marnage	Х		Х	
Fort marnage		Х	Х	Х

Tableau 2 :Domaine d'application des approches directe et indirecte

L'analyse directe et les différentes méthodes d'analyse indirecte présentent des avantages et des inconvénients qui leur sont propres. Il peut être intéressant de mettre en œuvre en parallèle différentes analyses ou méthodes afin de comparer les résultats.

Annexe 2

Il est recommandé :

 de disposer de plusieurs années (3 ans au minimum selon DEFRA 2003) de données simultanées de vagues et de niveaux d'eau au repos pour étudier les niveaux d'eau statiques extrêmes ;

Pour les sites à faible marnage (Méditerranée) :

- d'effectuer une analyse directe pour une estimation au plus près du résultat (avec les incertitudes de la méthode) ;
- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode similaire RFS pour une approche plus conservative ;

Pour les sites à fort marnage (Mer du Nord, Manche et Atlantique) :

- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode par simulation de Monte-Carlo pour une estimation au plus près du résultat (avec les incertitudes de la méthode);
- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode similaire RFS pour une approche plus conservative ;
- d'effectuer une analyse indirecte par la méthode simplifiée pour avoir un ordre de grandeur rapide du résultat.

5.2 - Approche directe

5.2.1 - Principe

Dans l'approche directe une méthode d'extrapolation statistique des extrêmes est appliquée directement aux données de niveau d'eau statique. L'opération se déroule en deux étapes :

 \rightarrow 1^{ère} étape : la création d'une base de données de niveau d'eau statique ;

 \rightarrow 2^e étape : l'analyse statistique des valeurs extrêmes.

En toute rigueur la « théorie des valeurs extrêmes » (voir §3.4.1) interdit le travail directement à partir des données de niveau d'eau statique. En effet une des conditions nécessaires pour que l'on puisse appliquer une méthode d'extrapolation statistique des extrêmes est que les données suivent un processus stationnaire. Elles ne doivent normalement pas être sous l'influence de la marée.

Sur le même principe que l'étude des niveaux d'eau au repos par la méthode directe (voir §4.3.1), l'extrapolation statistique des extrêmes appliquée aux données de niveau d'eau statique (l'approche directe) peut être utilisée pour les sites où le marnage n'est pas trop important comparé aux amplitudes de surcotes météorologiques et de wave set-up. La non stationnarité est faible, l'erreur commise est considérée comme acceptable.

A la connaissance de l'auteur il n'existe pas d'étude qui fixe les conditions de marnage maximales admissibles pour une approche directe appliquées aux niveaux d'eau statiques. Par défaut on peut prendre en référence les travaux de Haigh (Haigh, 2010) qui a montré que pour un rapport marnage/surcote météorologique inférieur à 1,5 (voir §4.3.1), l'approche directe des niveaux d'eau au repos donnait de bons résultats. On peut donc considérer que l'approche directe des niveaux d'eau statiques est envisageable pour les rapports marnage/ (surcote météorologique+wave set-up) inférieurs à 1,5. Pour la France métropolitaine, cela concerne exclusivement la Méditerranée.

5.2.2 - Création d'une base de données de niveau d'eau statique

Le niveau d'eau statique est calculé à partir du niveau d'eau au repos et du wave set-up au droit du site d'étude.

Si l'on dispose d'une mesure marégraphique dans un port au voisinage du site d'étude, on peut considérer que les niveaux d'eau au repos au droit du site d'étude sont assimilables à ceux enregistrés par le marégraphe (voir §2.2.1).

Dans le cas contraire, il convient de s'appuyer sur les mesures marégraphiques dans les ports les plus proches afin de définir les niveaux d'eau au repos au droit du site d'étude. Pour ce faire il n'existe pas de méthodologie établie. La méthode est à développer en fonction des données disponibles sur le site.

On pourra par exemple avoir recours à la modélisation numérique pour établir la corrélation entre les données marégraphiques observées dans un port et les niveaux d'eau au repos estimés au droit du site d'étude.

Par contre, contrairement au niveau d'eau au repos, on ne dispose que très exceptionnellement de données de wave set-up au droit ou au voisinage du site d'étude. Il convient donc d'avoir recours à une méthode de calcul du wave set-up à partir des observations de vagues par le biais de formules paramétriques ou d'un modèle de propagation de vagues à la côte. Dans les deux cas, on s'appuie sur des observations de vagues au large (voir §2.2.3).

Les données de niveau d'eau statique sont obtenues à partir des données simultanées de niveau d'eau au repos et de vagues (hauteurs significatives, périodes moyennes, directions, ...).

5.2.3 - Analyse statistique des valeurs extrêmes

L'analyse statistique des valeurs extrêmes se déroule en deux temps :

- la définition de la population de valeurs extrêmes par une méthode POT ou des maxima annuels (voir §3.4) ;
- l'ajustement sur cette population d'une loi de probabilité paramétrique appartenant au domaine asymptotique des lois GPD ou GEV suivant la nature de la population (voir §3.5.1).

Les valeurs extrêmes sont celles de niveau d'eau statique. Le résultat obtenu permet de représenter les niveaux d'eau statiques dans le domaine des périodes de retour. L'analyse statistique est finie.

5.3 - Approche indirecte : méthode par simulation de Monte-Carlo

5.3.1 - Principe

L'approche indirecte par la méthode par simulation de Monte-Carlo nécessite de modéliser la dépendance qui lie les composantes du niveau d'eau statique.

Le niveau d'eau statique peut être étudié au travers de ses composantes :

- vagues (wave set-up), surcote météorologique et marée ;
- ou vagues (wave set-up), niveau d'eau au repos.

L'étude au travers des composantes vagues, surcote météorologique et marée permet de mieux représenter les interactions respectives. On se limite dans la suite du présent paragraphe à ce cas de figure.

Néanmoins l'étude au travers des composantes vagues et niveau d'eau au repos reste possible. Pour ce faire, la démarche est analogue à celle présentée. Il suffit de remplacer la surcote météorologique par le niveau d'eau au repos et en supprimer l'influence de la marée. À la connaissance de l'auteur il n'existe pas d'étude sur la méthode par simulation de Monte-Carlo et comparant l'utilisation de la composante niveau d'eau au repos en lieu et place des composantes surcote météorologique et marée.

L'application d'une approche indirecte à l'estimation des valeurs extrêmes de niveau d'eau statique se déroule en trois grandes étapes :

• 1^{ère} étape : Estimation des lois de probabilité individuelles :

Avant d'étudier la relation qui lie les composantes du niveau d'eau statique il est nécessaire de caractériser individuellement les lois de

probabilités respectivement de vague, de surcote météorologique et de marée.

Cela passe par une sélection et un ré-échantillonnage des données d'étude.

 2^e étape : Caractérisation de la loi de probabilité jointe de vagues/surcote météorologique/marée :

La caractérisation de la loi de probabilité jointe nécessite la modélisation de la dépendance des composantes vagues et surcote météorologique. Dans le cadre de nos applications la marée est considérée comme indépendante.

Lors d'une tempête, il y a bien souvent création d'une surcote météorologique en même temps que de fortes vagues. Toutefois, si les vagues sont issues d'une tempête qui passe très au large de la côte, elles peuvent atteindre le littoral sans qu'il y ait augmentation des surcotes météorologiques. A l'inverse, certaines caractéristiques de tempête (trajectoire, fetch, ...) peuvent générer de fortes surcotes météorologiques sans fortes vagues.

La modélisation de la dépendance vagues/surcote météorologique s'appuie sur des modèles existants.

• 3éme étape : Calcul des probabilités associées aux valeurs de niveau d'eau statique :

La probabilité de dépassement d'un niveau d'eau statique donné (et donc la période de retour) est obtenue par l'intégration de la densité de probabilité tri-variée de vague/surcote météorologique/marée sur l'ensemble des conjonctions permettant de dépasser le niveau d'eau statique considéré.

5.3.2 - Lois de probabilité individuelles

5.3.2.a - Sélection des données

CFTMFF

L'approche indirecte nécessite de connaître au droit du site d'étude les observations de wave set-up, de surcote météorologique et de marée.

Si l'on dispose d'une mesure marégraphique au voisinage du site d'étude, on peut considérer que les surcotes météorologiques et les niveaux de marée au droit du site d'étude sont assimilables à ceux obtenus à partir des observations du marégraphe.

Dans le cas contraire :

 Il convient de s'appuyer sur les mesures marégraphiques dans les ports les plus proches afin de définir les surcotes météorologiques au droit du site d'étude. Pour ce faire il n'existe pas de méthodologie établie. La méthode est à développer en fonction des données disponibles sur le site.

On pourra par exemple avoir recours à la modélisation numérique pour établir la corrélation entre les surcotes météorologiques calculées à partir des données marégraphiques observés dans un port et les surcotes météorologiques estimées au droit du site d'étude.

 Les niveaux de marée peuvent être obtenus via un modèle numérique de marée. Les modèles ainsi que leurs limites d'application ne sont pas développés ici. Pour plus d'information ou pourra se tourner vers le SHOM.

Par contre, contrairement aux surcotes météorologiques, on ne dispose que très exceptionnellement de données de wave set-up au droit ou au voisinage du site d'étude. Il convient donc d'avoir recours à une méthode de calcul du wave set-up à partir des observations de vagues par le biais de formules paramétriques ou d'un modèle de propagation de vagues à la côte. Dans les deux cas, on s'appuie sur des observations de vagues au large (voir §2.2.3).

La méthode par simulation de Monte-Carlo est décrite ici pour une estimation du wave set-up par une formule paramétrique. Les modifications de la méthode dans le cadre d'une estimation du wave set-up par le biais d'un modèle de propagation de vagues sont illustrées dans le cadre de l'estimation des niveaux d'eau estuariens (voir §6.2.5.b).

5.3.2.b - Ré-échantillonnage des données

L'objet de l'étude est le niveau d'eau statique. Il suit un processus stochastique à temps discret (voir §3.2.2). Autrement dit le niveau d'eau statique est une variable aléatoire indexée dans le temps. On va chercher à déterminer une probabilité associée à un état particulier du niveau d'eau statique au travers de ses composantes (marée, surcote météorologique, wave set-up). Les variables d'étude associées à ces composantes ont donc la même indexation dans le temps. La difficulté repose dans la définition de l'indexation (fréquence d'échantillonnage).

Afin de prendre en compte toutes les formes de combinaison de vagues, marée et surcote météorologique dans le calcul du niveau d'eau statique, il convient de définir une méthode de ré-échantillonnage commune aux données de vagues, marée et surcote météorologique qui donne des niveaux d'eau statiques extrêmes indépendants.

Pour que le résultat final soit une estimation des niveaux d'eau statiques atteint lors des tempêtes (pic de tempête), la fréquence d'échantillonnage doit correspondre à la durée caractéristique des tempêtes définies à partir des valeurs de niveau d'eau statique. Les composantes du niveau d'eau sont alors rééchantillonnées à cette fréquence.

Deux durées de ré-échantillonnage sont largement répandues dans la littérature pour l'analyse des niveaux d'eau statiques :

- un ré-échantillonnage aux moments de pleine mer (Bortot et Tawn, 1997);
- un ré-échantillonnage à la journée (Monbet, 2006).

▶ Ré-échantillonnage aux moments de pleine mer

La sélection des moments de pleine mer n'a de sens que pour les sites à fort marnage.

En cohérence avec le traitement des niveaux d'eau au repos par les méthodes indirectes (voir §4.4 et §4.5), on utilise généralement les données de pleine mer. Cela correspond :

- pour les données de surcote météorologique : à la sélection des seules surcotes météorologiques de pleine mer ;
- pour les données de vague : à la sélection de la seule hauteur significative H_s qui attendra le point d'observation de surcote météorologique au moment de pleine mer (il faut prendre en compte le temps de propagation des vagues).

La sélection du H_s est loin d'être évidente. Normalement il ne faudrait pas considérer un point d'observation unique, mais un ensemble de points avec la sélection du H_s selon la direction de provenance des vagues. En première approche on peut considérer qu'un point d'observation unique au large est représentatif de l'ensemble des conditions d'état de mer, mais il conviendra de prendre en compte cette approximation dans les incertitudes de temps de propagation à la côte.

De plus, si l'on s'appuie sur des données de vagues issues de la modélisation numérique, on peut s'attendre à ce qu'un événement particulier ne soit pas parfaitement calé dans le temps.

Pour ces deux raisons (directions de provenance des vagues variables et erreur de calage en temps de la modélisation), on ne sait pas exactement à quel moment le H_s observé au large est représentatif des vagues au point d'observation de niveau d'eau au moment de la pleine mer. Par contre on peut définir une plage de temps contenant la valeur de H_s recherchée. On prendra par défaut la valeur maximale de H_s dans cette plage. Par exemple, pour des données de vague horaires modélisées à partir d'un

champ de vent échantillonné à 6h, pour un point d'observation de vagues se situant à proximité immédiate du marégraphe, on peut retenir la valeur maximale de H_s à +/- 3 heures du moment de pleine mer.

À noter que cette sélection des données ne permet qu'une caractérisation des niveaux d'eau aux moments de pleine mer. Cette méthode est justifiée par le fait que les phénomènes étudiés relatifs aux extrêmes (submersion, franchissement ou autre) pour les sites à fort marnage ne sont importants qu'aux moments de pleine mer. On peut donc négliger ce qui se passe en dehors.

Le risque de submersion, franchissement ou autre, en dehors des moments de pleine mer n'est pas pris en compte.

▶ <u>Ré-échantillonnage à la journée</u>

On ne retient que les valeurs maximales journalières de vague, de surcote météorologique et de marée. Les valeurs journalières sont considérées comme indépendantes.

Pour les sites à fort marnage cette méthode peut être relativement conservative (voire trop). Il est préféré dans ce cas le ré-échantillonnage aux moments de pleine mer.

Pour les sites à faible marnage (Méditerranée), la justification d'une durée de référence de 1 jour pour prendre en compte la corrélation entre les composantes du niveau d'eau statique est loin d'être évidente. C'est la raison principale pour laquelle cette méthode n'est pas recommandée pour les sites à faible marnage (voir §5.1.3) en l'absence d'études complémentaires.

À noter aussi, selon la théorie des valeurs extrêmes, qu'une sélection de maxima ne peut être traitée que par une méthode des maxima par blocs (typiquement annuel, voir §3.4.2.c). Cette remarque s'attaquant au fondement de la méthode d'échantillonnage (sélection d'un maximum) reste ouverte au débat.

5.3.2.c - Calcul des lois de probabilités

Les conditions de marée se reproduisant quasiment à l'identique tous les 18 ans, une analyse empirique sur 18 ans (Saros, voir §2.1.5.b) permet de décrire entièrement la loi de probabilité des niveaux de marée de pleine mer.

Les lois de probabilité de vagues et de surcote météorologique sont déterminées via une méthode d'analyse des extrêmes. Cela se fait en deux étapes :

 La définition (par une méthode POT ou des maxima annuels, voir §3.4.2) de la population de valeurs extrêmes ;

Pour rappel, la méthode de ré-échantillonnage des hauteurs significatives des vagues et de surcote météorologique impose que les données ré-échantillonnées soient indépendantes. L'utilisation

d'une méthode POT, si elle a lieu, doit être effectuée sans application d'un critère de redescente ni de séparation dans le temps.

- L'ajustement d'une loi de probabilité paramétrique sur cette population (voir §3.5).
- ► <u>Cas particulier des hauteurs significatives des vagues</u>

L'extrapolation statistique des extrêmes de hauteur significative des vagues n'est pas toujours possible si la profondeur d'eau est faible. Dans ce cas, un point d'observation plus au large doit être recherché.

L'explication du phénomène est la suivante. Les hauteurs de vagues sont limitées par le moutonnement (moutonnement : déferlement au large des vagues de cambrure importante) et la profondeur (déferlement bathymétrique).

Il convient donc toujours de vérifier que nous ne sommes pas en condition de déferlement (moutonnement et bathymétrie). Pour cela on peut regarder le rapport p/L_{0z} (profondeur/longueur d'onde).

De manière générale (Tucker, 2001),

soit $L_{0z} = g T_z^2 / 2 \pi$, une longueur d'onde caractéristique de vagues, avec T_z la période moyenne de vagues, g la constante d'accélération de la pesanteur, et p la profondeur,

on considère que si :

- $p/L_{0z} > 0.25$: on est en approximation de grande profondeur (pas de déferlement) ;

- $0.1 < p/L_{0z} < 0.25$: la hauteur significative des vagues est limitée par le moutonnement ;

- $p/L_{0z} < 0.1$: les plus grandes vagues individuelles sont limitées par le déferiement bathymétrique.

L'ordre de grandeur de T_z est obtenu par une analyse statistique des états de mer (histogrammes, corrélogrammes, quantile 99 %, ...).

Si, l'extrapolation statistique n'est pas viable, un point plus au large doit être recherché.

5.3.3 - Loi de probabilité jointe de vagues/surcote météorologique/marée

5.3.3.a - Principe

Pour les sites à fort marnage, les densités de probabilité associées aux conjonctions vagues/surcote météorologique/marée sont décrites par une loi de probabilité tri-variée.

Annexe 2

Or les données utilisées sont représentatives des moments de pleine mer (voir §2.2.2.c). Dans ces conditions la marée est considérée comme indépendante des vagues et des surcotes météorologiques (voir §4.4.2). La loi de probabilité trivariée $f(H_s, S, M)$ est obtenue en faisant le produit de la loi de probabilité des niveaux de marée p(M) par la loi de probabilité bi-variée de vagues et de surcote météorologique $f(H_s, S)$:

 $f(H_s, S, M) = f(H_s, S) \times p(M)$.

La loi de probabilité $f(H_s, S)$ modélise la relation de dépendance qui lie les vagues et la surcote météorologique. Pour la caractériser on va donc s'appuyer sur des modèles de fonction de dépendance bi-variée.

La dépendance entre les vagues et la surcote météorologique est plus ou moins forte selon les sites (voir l'exemple ci-après) :

- dépendance totale : si les fortes surcotes météorologiques sont toujours accompagnées de fortes vagues et inversement, les données sont considérées comme étant totalement dépendantes ;
- indépendance : si les fortes surcotes météorologiques et fortes vagues se produisent de manière complètement aléatoire, sans influence des vagues sur les surcotes météorologiques et inversement, les données sont considérées comme étant indépendantes ;
- dépendance partielle : dans la réalité on se situe entre ces deux extrêmes, la dépendance est partielle.

Exemple 14 : <u>Influence de la dépendance vagues/surcote</u> <u>météorologique sur le calcul d'une probabilité jointe vagues/surcote</u> <u>météorologique.</u>

Considérons que l'on dispose de 2 jeux de données d'une année de valeurs de pleine mer, soit :

- 706 valeurs de H_s ;
 - 706 valeurs de surcote météorologique.

On considère ici que les valeurs observées sont les seules valeurs possibles.

La probabilité d'obtenir une surcote météorologique ou un H_s particulier est :

$$Proba^{individuelle} = \frac{n_i}{706}$$

avec n_i le nombre de fois que la surcote météorologique ou le H_s a été observé sur l'année.

CETMEF

La probabilité de tirer un couple particulier surcote météorologique/vagues si les variables H_s et surcote météorologique sont indépendantes est :

$$Proba^{indépendante} = \frac{n_i}{706} \times \frac{n_j}{706}$$

avec n_i et n_j respectivement le nombre de fois que la surcote météorologique et le H_s ont été observés sur l'année.

Si les variables vague et surcote météorologique sont totalement dépendantes, le fait de tirer une surcote météorologique conditionne le tirage de H_s . Du coup seuls certains couples vagues/surcote météorologique sont possibles et la probabilité de tirer un couple particulier est égale à la probabilité individuelle :

$$Proba^{dépendante} = \frac{n_i}{706}$$

La probabilité de tirer un couple particulier pour une dépendance partielle, *Proba^{partielle}*, se situe entre ces deux extrêmes :

$$Proba^{dépendante} > Proba^{partielle} > Proba^{indépendante}$$

Il existe dans la littérature de nombreux modèles de dépendance liant les vagues à la surcote météorologique (voir annexe 1). Leur domaine de validité, détaillé au §5.3.3.b, est limité. Les critères de sélection d'un modèle par rapport à un autre sont présentés en annexe 3.

L'expérience montre que l'on doit disposer au minimum de 3 ans de données simultanées pour établir un modèle de dépendance bi-variée (Bortot et Tawn, 1997).

Trois modèles complémentaires et de référence sont présentés ici (§5.3.3.c à 5.3.3.e) :

- Modèle conditionnel de surcote météorologique connaissant les vagues (Monbet et al, 2006) ;
- Copule Gaussienne bi-variée (Bortot et Tawn, 1997);
- Copule de Gumbel-Hougaard (Gumbel, 1960).

Ces modèles sont ajustés aux observations via la méthode du maximum de vraisemblance censurée (voir §5.3.3.f).

CETMEF

5.3.3.b - Domaine de validité de la fonction de dépendance

On dispose de quatre populations distinctes :

- une population de valeurs extrêmes de H_s , les valeurs sont supérieures à u_h et décrites par une loi d'ajustement paramétrique des extrêmes ;
- une population de valeurs extrêmes de surcotes météorologiques, les valeurs sont supérieures à u_s et décrites par une loi d'ajustement paramétrique des extrêmes ;
- une population de valeurs non extrêmes de H_s , les valeurs sont inférieures ou égales à u_h et décrites par une loi de probabilité empirique;
- une population de valeurs non extrêmes de surcotes météorologiques, les valeurs sont inférieures ou égales à u_s et décrites par une loi de probabilité empirique.

À noter que dans la réalité la transition extrême/non-extrême n'est pas si triviale.

Les populations de valeurs extrêmes représentent les événements tempête. Les populations de valeurs non extrêmes représentent les valeurs en l'absence de tempête. Il s'agit donc bien de populations gouvernées par des processus physiques différents et qui répondent à des mécanismes différents.

L'espace hauteur significative/surcote météorologique (H_s, S) est composé de quatre zones distinctes (voir figure 13).



Figure 13: Les différentes populations dans l'espace (H_s, S) .

 Zone I : conjonction de valeurs non extrêmes de H_s et de surcote météorologique ;

 \rightarrow en l'absence de tempête les surcotes météorologiques ne relèvent pas de la forme de dépendance particulière qui lie les valeurs extrêmes.

• Zone II : conjonction des valeurs extrêmes de H_s et de valeurs non extrêmes de surcote météorologique ;

 \rightarrow si une tempête affecte les vagues sans influencer les surcotes météorologiques, ces variables ne relèvent pas de la forme de dépendance particulière qui lie les valeurs extrêmes.

 Zone III : conjonction des valeurs non extrêmes de H_s et de valeurs extrêmes de surcote météorologique ;

 \rightarrow si une tempête affecte les surcotes météorologiques sans influencer les vagues, ces variables ne relèvent pas de la forme de dépendance particulière qui lie les valeurs extrêmes.

 Zone IV : conjonction des valeurs extrêmes de H_s et de surcote météorologique.

 \rightarrow si une tempête est l'origine de fortes vagues et de fortes surcotes météorologiques, ces variables relèvent d'une forme de dépendance particulière qui lie les valeurs extrêmes.

Annexe 2

Selon les valeurs (h_s, s) concernées (élevées ou fortes selon si elles sont observées lors du passage d'une tempête), la relation de dépendance vagues/surcote météorologique peut être très différente. En effet, en présence de tempête, la relation de dépendance est fonction des caractéristiques de la tempête (puissance, direction, ...) et de considérations locales (bathymétrie, orientation du trait de côte par rapport à la direction de la tempête, ...). On est dans le domaine des valeurs extrêmes. En dehors des moments de tempêtes, la relation de dépendance repose sur des phénomènes physiques différents.

La modélisation de la dépendance couvrant les zones II à IV (voir figure 13) est encore relativement peu étudiée dans le cadre de la recherche (Beirlant, 2004). Cela concerne les valeurs simultanément extrêmes, mais intégrant aussi les cas où une seule variable est extrême tandis que l'autre ne l'est pas. Un exemple de modèle est fourni en annexe 2.

Seules les fonctions de dépendance représentant la zone IV (voir figure 13) ont été largement étudiées et appliquées à l'estimation des niveaux d'eau (voir l'annexe 1). Cela concerne les valeurs simultanément extrêmes. Ce seront les seules fonctions de dépendance considérées ici. Les conséquences sur le résultat sont présentés au §5.3.5.a.

5.3.3.c - Modèle conditionnel de surcote météorologique connaissant les vagues

On considère que la probabilité de dépassement d'une hauteur de vagues conditionne la probabilité de dépassement d'une surcote météorologique donnée. On représente donc la loi de probabilité jointe (H_s, S) par le modèle conditionnel suivant :

 $Proba(H_s \leq h_s, S \leq s) = Proba(S \leq s | H_s \leq h_s). Proba(H_s \leq h_s)$

donc $F_{H_s, S}(h_s, s) = F_{S|H_s \le h_s}(s) F_{H_s}(h_s)$

avec $\rightarrow F_{H_s,S}$ la fonction de répartition jointe hauteur de vagues/surcote météorologique,

- → $F_{S|H_s \leq h_s}$ la fonction de répartition conditionnelle de surcote météorologique connaissant la hauteur significative des vagues,
- $\rightarrow F_{H_s}$ la fonction de répartition de hauteur significative des vagues.

CETMEF

De manière pratique, on cherche à ajuster une loi paramétrique de distribution conditionnelle de surcote météorologique par classes de hauteur significative des vagues. Plusieurs lois classiques sont testées par une méthode POT (voir §3.2.2).

Un seul type de loi d'ajustement statistique des extrêmes avec un seuil de sélection des événements tempête unique pour toutes les classes est sélectionné pour l'ensemble des surcotes météorologiques.

On ajuste les paramètres de lois pour chaque classe de vagues avec la loi et le seuil sélectionnés. On relie alors les paramètres de loi aux hauteurs de vagues par régression linéaire ou autre (voir l'exemple ci-après).

Exemple 15 : <u>Variation des paramètres de la loi d'ajustement</u> <u>statistique des extrêmes de surcote météorologique en fonction des</u> <u>hauteurs significatives des vagues.</u>

L'illustration ci-après est issue d'une étude EDF (Monbet et al, 2006).

Les hauteurs de vagues sont décomposées en 10 classes. Il est choisi une loi de Weibull pour décrire la probabilité conditionnelle de surcote météorologique connaissant les vagues :

$$F_{S|(H_s=h_s \ et \ S>s_0)}(s) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{s-s_0}{a(h_s)}\right)^{b(h_s)}\right)$$

Avec *s*₀ le seuil de sélection de événements tempête ;

 $a(h_s)$ le paramètre d'échelle de la loi de Weibull ;

 $b(h_s)$ le paramètre de forme de la loi de Weibull.

La figure 14 montre que les paramètres d'échelle et de forme ont une relation respectivement exponentielle ($a = \exp(a_0 + a_1 \cdot h_s)$) et linéaire ($b = b_0 + b_1 \cdot h_s$) avec les hauteurs significatives des vagues h_s .

Donc pour $s > s_0$

$$F_{S|H_s \leq h_s}(s) = \int_0^{h_s} \left(1 - (1 - F_{S < s0|H_s = h}(s)) \cdot (1 - F_{S|(H_s = h \text{ et } S > s_0)}(s)) \right) dh$$

avec

CFTMFF

$$F_{S|(H_s=h_s \ et \ S>s_0)}(s) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{s-s_0}{\exp(a_0+a_1,h_s)}\right)^{(b_0+b_1,h_s)}\right)$$



Figure 14: Variation des paramètres de la loi d'ajustement de surcote météorologique connaissant les hauteurs significatives des vagues (source : Monbet et al, 2006)

Dans cet exemple, l'auteur travaille sur les extrêmes de surcote météorologique (valeurs supérieures à s_0) et l'ensemble des hauteurs de vagues. L'hypothèse implicite est que la dépendance liée aux vagues est la même en présence qu'en absence de tempête. Cette hypothèse doit d'être justifiée. Par défaut le modèle doit être limité aux valeurs extrêmes de surcote météorologique <u>et</u> des vagues avec un seuil de tempête à définir pour ces dernières.

L'extrapolation des paramètres à des classes de hauteurs de vagues élevées permet de définir la fonction de répartition conditionnelle de surcote météorologique pour n'importe quelle valeur de hauteur de vagues. On considère que la marée et respectivement les vagues et la surcote météorologique sont indépendantes. On considère aussi que la loi de probabilité des niveaux de marée est entièrement décrite par une analyse des niveaux prédits sur la période de Saros. Sur la base de ces deux considérations, on est en mesure ainsi de calculer la densité de probabilité jointe du triplet marée/surcote météorologique/vagues.

5.3.3.d - Copule Gaussienne bi-variée

La dépendance vagues/surcote météorologique est modélisée par une copule gaussienne bi-variée de la façon suivante :

$$C(p_1, p_2; \mathbf{\rho}) = \Phi_{\mathbf{\rho}}[\Phi^{-1}(p_1), \Phi^{-1}(p_2)]$$

- avec $\rightarrow \Phi_{\rho}$ une fonction de répartition normale bi-variée standard de matrice de corrélation fonction de ρ , $\rightarrow \Phi^{-1}$ une fonction inverse de répartition normale univariée centrée
 - réduite,
 - \rightarrow (p_1, p_2) les probabilités de non-dépassement de (H_s, S) .

On considère ici que la fonction de répartition jointe vagues/surcote météorologique,

• après changement de variables (H_s, S) en (Y_1, Y_2) tel que (Y_1, Y_2) suivent une fonction de répartition normale centrée réduite :

• suivent une fonction de répartition normale bi-variée (voir annexe 1) de paramètre ρ (facteur de corrélation).

Dans la pratique le paramètre ρ est déterminé par une méthode du maximum de vraisemblance censurée à partir des couples (Y_1, Y_2) , eux-mêmes calculés à partir des observations dont une composante au moins est au-dessus des seuils u_{Y_1} et/ou u_{Y_2} avec $u_{Y_1} = \Phi(F_{H_s}(u_h))$ et $u_{Y_2} = \Phi^{-1}(F_s(u_s))$ (voir §5.3.3.f).

5.3.3.e - Copule de Gumbel-Hougaard

La dépendance vagues/surcote météorologique est modélisée par une copule de Gumbel-Hougaard de la façon suivante :

$$C(p_{1}, p_{2}) = \exp \left[(-\ln(p_{1}))^{\theta} + (-\ln(p_{2}))^{\theta} \right]^{1/\theta}$$

avec $\rightarrow \theta \ge 1$ le paramètre de dépendance, $\rightarrow (p_1, p_2)$ les probabilités de non-dépassement de (H_s, S) .

On considère ici que la fonction de répartition jointe vagues/surcote météorologique,

• après changement de variables (H_s, S) en (Y_1, Y_2) tel que (Y_1, Y_2) suivent une loi de probabilité de Fréchet :

 $Y_1 = -1/\ln p_1$ et $Y_2 = -1/\ln p_2$ avec $p_1 = F_{H_s}(H_s)$ et $p_2 = F_S(S)$,

 F_{H_s} et F_S les fonctions de répartition respectivement de H_s et S

donc Y_i suit une loi de probabilité de Fréchet : $Pr[Y_i \leq y_i] = \exp(-1/y_i)$;

• suivent une fonction de répartition logistique bi-variée (voir annexe 1) de paramètre $r = 1/\theta$ (inverse du paramètre de dépendance).

Dans la pratique le paramètre r est déterminé par une méthode du maximum de vraisemblance censurée à partir des couples (Y_1, Y_2) , eux-mêmes calculés à partir des observations dont une composante au moins est au-dessus des seuils

 u_{Y_1} et/ou u_{Y_2} avec $u_{Y_1} = -1/\ln(F_{H_s}(u_h))$ et $u_{Y_2} = -1/\ln(F_s(u_s))$ (voir §5.3.3.f).

5.3.3.f - Méthode du maximum de vraisemblance censurée

Le modèle de dépendance vagues/surcote météorologique est ajusté aux observations via la méthode du maximum de vraisemblance censurée. La méthode du maximum de vraisemblance, détaillée ci-après, est une méthode largement répandue. Le terme ajouté de « censurée » signifie qu'une partie de la vraisemblance ne va pas être prise en compte.

On cherche ici à ajuster une loi de probabilité bi-variée aux observations de vagues et de surcote météorologique.

Une méthode couramment utilisée pour inférer les paramètres de la distribution de probabilité d'un échantillon donné est la méthode du maximum de vraisemblance.

Dans le cas de l'étude d'une loi de probabilité bi-variée, le principe de la méthode du maximum de vraisemblance est le suivant :

Soit $(Y_{1,}Y_{2})$ un couple de variables aléatoires réelles, de loi de probabilité continue bi-variée $f(Y_{1,}Y_{2};\theta)$ dont on veut estimer un paramètre θ . On appelle \mathscr{L} la vraisemblance de θ au vu des observations $(y_{11,}y_{21}), \dots, (y_{1N}, y_{2N})$:

$$\mathscr{L}[(y_{11}, y_{21}), \dots, (y_{1N}, y_{2N}); \theta] = f(y_{11}, y_{21}; \theta) \times f(y_{12}, y_{22}; \theta) \times \dots \times f(y_{1N}, y_{2N}; \theta) = \prod_{i=1}^{N} f(y_{1i}, y_{2i}; \theta)$$

On cherche à trouver le maximum de cette vraisemblance pour que les probabilités des réalisations observées soient aussi maximales. En chaque point (y_{1i}, y_{2i}) d'observation la contribution à la vraisemblance est $f(y_{1i}, y_{2i}; \theta)$.

L'application de la méthode du maximum de vraisemblance suppose qu'il y ait la même loi de probabilité bi-variée quelles que soient les valeurs considérées. La loi de probabilité permet de modéliser la fonction de dépendance entre les vagues et la surcote météorologique. Or entre les valeurs courantes ($H_s \le u_h$ et $S \le u_s$) et les extrêmes ($H_s > u_h$ et $S > u_s$) la dépendance est gouvernée par des processus physiques différents (voir §5.3.3.b).

Ces considérations sont prises en compte par l'application de la méthode du maximum de vraisemblance censurée :

► Si $H_s \leq u_h$ et $S \leq u_s$, la probabilité associée au couple (H_s, S) est empirique (figure 15, zone I). La contribution à la vraisemblance est :

$$\int_{0}^{u_{h}}\int_{-\infty}^{u_{s}}f(h_{s},s;\boldsymbol{\theta})dhds$$

▶ Si $H_s > u_h$ et $S \le u_s$, la probabilité associée à *S* est inconnue, la probabilité associée à H_s est connue (figure 15, zone II). La contribution à la vraisemblance est :

$$\int_{-\infty}^{u_s} f(H_s, s; \boldsymbol{\theta}) ds$$

▶ Si $H_s \leq u_h$ et $S > u_s$, la probabilité associée à S est connue, la probabilité associée à H_s est inconnue (figure 15, zone III). La contribution à la vraisemblance est :

$$\int_0^{u_h} f(h_s, S; \boldsymbol{\Theta}) dh$$

► Si $H_s > u_h$ et $S > u_s$, la probabilité associée au couple (H_s, S) est connue (figure 15, zone IV). La contribution à la vraisemblance est : $f(H_s, S; \theta)$

Annexe 2



Figure 15: Zones de définition de la vraisemblance pour la méthode du maximum de vraisemblance censurée

Cela permet d'inférer simultanément les paramètres des lois de probabilités univariées (lois paramétriques d'extrapolation des extrêmes de vagues et de surcote) et le paramètre de dépendance de la loi bi-variée. La loi de probabilité est donc calée au mieux sur les données.

Si l'on dispose de longues séries de données de vagues et de surcote météorologique avec seulement une courte plage de recouvrement entre les deux séries, il est pénalisant de limiter l'estimation des paramètres des lois de probabilités uni-variées à partir des seules données simultanées (perte d'informations). Il est alors conseillé de procéder en deux étapes :

- dans un premier temps, on estime les seuls paramètres des lois de probabilités uni-variées à partir des séries complètes de données (une estimation pour les hauteurs de vagues puis une estimation pour les surcotes météorologiques);
- dans un deuxième temps, les paramètres des lois de probabilités univariées sont figés et on applique la méthode de maximum de vraisemblance pour la seule estimation du paramètre de dépendance de la loi de probabilité bi-variée ; l'application de la méthode de maximum de vraisemblance censurée est limitée à la zone IV (voir figure 15), les zones II et III ne participant qu'aux estimations des paramètres des lois de probabilité uni-variées.
5.3.4 - Calcul des probabilités de niveau d'eau statique

5.3.4.a - Simulation de Monte-Carlo

Les surfaces d'iso-valeur z_w de niveau d'eau statique Z_w sont définies dans un espace à 3 dimensions (H_s,S,M) de hauteur significative de vagues H_s , de surcote S et de marée M.

Pour une valeur de niveau d'eau statique donnée z_0 , l'espace (H_s, S, M) est alors décomposé en deux zones distinctes (voir figure 16) :

- zone A : en dessous de la surface d'iso-valeur de z_0 , les conjonctions de vagues, de surcote météorologique et de marée engendrent un niveau d'eau statique inférieur à z_0 ;
- zone B : au-dessus de la surface d'iso-valeur de z_0 , les conjonctions de vagues, de surcote météorologique et de marée engendrent un niveau d'eau statique supérieur à z_0 .



Figure 16: Surface d'iso-valeur z_{0} de niveau d'eau statique Z_{w} dans l'espace $\left(H_{s},S,M\right)$.

CETMEE

La probabilité de dépassement, et donc la période de retour, associée à un niveau d'eau statique z_0 est égale à l'intégration de la densité de probabilité de vagues, surcote météorologique et marée sur la zone B.

Une méthode couramment utilisée pour effectuer ce calcul repose sur une simulation de Monte-Carlo. Une simulation par tirage aléatoire, sur la base de la densité de probabilité tri-variée, permet de générer un échantillon de données simultanées sur une durée très grande. Pour chaque triplet de valeurs généré le niveau d'eau statique est calculé. Les probabilités de dépassement associées (et donc la période de retour) sont ensuite calculées de façon empirique (voir §3.3.1). La durée de simulation doit être au minimum de 10 fois la période de retour recherchée (DEFRA, 2005). On conseille, si le temps le permet, de prendre 100 fois la période de retour recherchée (par exemple, 10 000 ans de simulation pour déterminer le niveau d'eau statique centennal).

Dans les cas où la modélisation de la dépendance impose un changement de variables, (cas des copules gaussienne bi-variée et de Gumbel-Hougaard), la simulation est effectuée dans le nouvel espace après changement de variables (espace de modélisation). Les niveaux d'eau statiques résultants sont calculés après un changement de variables inverse de la simulation (voir l'exemple ciaprès). Du fait du domaine de validité limité de la fonction de dépendance (voir §5.3.5.a), les valeurs tombant en dessous des seuils de sélection des événements tempête ne sont pas à prendre en considération. La seule chose dont on est sûr, est qu'elles sont inférieures aux seuils de sélection des événements tempête. Il convient alors de s'assurer que ce défaut d'information ne fausse pas l'estimation finale (voir figure 18 p.112).

À noter que l'espace de modélisation n'a pas de réalité physique. Sa raison d'être repose sur la seule modélisation de la dépendance. Les données doivent impérativement être réintégrées dans l'espace réel afin d'être exploitables.

Pour les simulations de triplets vagues/surcote météorologique/marée, les niveaux de marée peuvent être obtenus de deux manières différentes :

- une prédiction sur la durée étudiée ;
- ou, si on l'on dispose des seuls niveaux de marée sur la période de Saros (voir §2.1.5.b), par un tirage aléatoire de niveau de marée sur la durée étudiée ;

Exemple 16 : <u>Détermination du niveau d'eau statique par simulation</u> <u>de Monte-Carlo de triplet vague/surcote météorologique/marée.</u>

L'exemple présenté est issu d'une étude du CETMEF (Kergadallan, 2010).

La dépendance vagues/surcote météorologique est modélisée par une copule gaussienne bi-variée (voir §5.3.3.d).



Figure 17: Passage d'un échantillon limité de données simultanées (a) à une simulation de 1000 ans (d) via la modélisation de la dépendance surcote météorologique/ H_s dans un espace normalisé (b et c).

L'analyse des observations permet d'isoler des couples d'observations simultanées de hauteur de vagues et de surcote météorologique (figure 17a).

La détermination des fonctions de répartition de hauteur de vagues et de surcote météorologique (parties empirique et paramétrique) permet de transformer les observations en variables de fonction de répartition normale centrée réduite (figure 17b).

Le coefficient de corrélation est établi à partir des résultats présentés sur la figure 17b.

Un tirage pseudo-aléatoire de 1000 fois 706 couples (1000 ans de pleine mer) est effectué à l'aide générateur de nombres pseudo-aléatoires pour fonction normale bi-variée (ici le générateur Mersenne-Twister de M.Matsumoto and T. Nishimura, figure 17c).

Les fonctions de répartition de hauteur de vagues et de surcote météorologique sont de nouveau utilisées mais cette fois pour un changement de variable inverse afin d'obtenir 1000 ans de données simulées de hauteur de vagues et de surcote météorologique simultanées (figure 17, passage de (c) à (d)).

À partir d'une simulation de 1000 ans de hauteurs de pleine mer (H_s , surcote météorologique et marée), on obtient donc un échantillon simulé de 1000 ans de niveau d'eau statique (combinaison des variables marée, surcote météorologique et hauteur de vagues). Le niveau d'eau statique de période de retour 100 ans est la valeur dépassée 10 fois sur les 1000 ans de simulation.

5.3.4.b - Détermination des paramètres d'états de mer

La modélisation de la dépendance vagues/surcote météorologique permet de définir la densité de probabilité jointe du triplet vagues/surcote météorologique/marée. Les vagues sont décrites par la hauteur significative (H_s). Or selon la formule utilisée pour le calcul du niveau d'eau statique, il peut être nécessaire de connaître aussi la période moyenne et/ou la longueur d'onde des vagues. Il est aussi intéressant de prendre en compte la direction de provenance des vagues si le site d'étude est exposé à une provenance particulière.

► <u>Période moyenne</u>

La période moyenne T_z , associée à une hauteur significative H_s donnée, se déduit directement de H_s et de la cambrure significative des vagues γ_s définie par :

 $\gamma_s = \frac{2 \pi H_s}{g T_z^2}$ avec $g = 9,81 \text{ m/s}^2$ la constante d'accélération de la pesanteur.

Une approche fréquente pour déterminer la cambrure associée aux hauteurs de vagues extrêmes est de considérer que cette dernière est constante. On calcule donc la cambrure moyenne \bar{y}_s correspondant aux 1 % valeurs de H_s les plus fortes. Dans le cas d'une méthode d'ajustement des extrêmes POT (voir §3.4.2.b) la cambrure moyenne \bar{y}_s est calculée à partir de l'ensemble des épisodes tempête sélectionnés.

La cambrure moyenne pour les sites exposés aux houles océaniques est généralement comprise entre 1/20 et 1/16 (Tucker, 2001). En l'absence d'information sur la cambrure des vagues et dans une optique plus sécuritaire il est conseillé d'utiliser une cambrure de 1/20.

En grande profondeur ($p/L_{0z} > 0.25$ avec *p* la profondeur et $L_{0z} = gT_z^2/2\pi$ d'après Tucker, 2001), la période moyenne des hauteurs de vagues extrêmes pour un H_s donné se déduit donc de la formule suivante :

$$T_{z} = \left(\frac{2\pi Hs}{g \bar{\gamma}_{s}}\right)^{1/2}$$

À noter que d'autres approches existent autorisant une dispersion des périodes de houle pour une hauteur significative donnée (par exemple l'approche conditionnelle de Winterstein et al, 1993).

► <u>Direction de provenance des vagues</u>

La prise en compte de la direction de provenance des vagues permet de définir des résultats propres à un secteur géographique en particulier.

L'analyse directionnelle revient à limiter les données d'entrée pour l'analyse statistique au seul jeu de données caractérisé par une direction de provenance des vagues déterminée. Pour ne pas fausser les estimations de période de retour, les vagues de provenance autres que celle du secteur étudié doivent être mises à 0 avant l'opération de ré-échantillonnage par les méthodes POT ou des maxima annuels (voir §3.4.2).

Les secteurs géographiques déterminés doivent répondre aux critères suivants :

- le plus grand possible afin que le nombre de données soit suffisant (au minimum supérieur à 30°);
- regrouper les événements répondant aux mêmes processus physiques (détermination des régimes de tempêtes par une analyse climatologique et hydrographique du site).

5.3.5 - Limites et recommandations

CFTMFF

5.3.5.a - Limites de la méthode

On souhaite modéliser une relation de dépendance qui n'existe que pour les valeurs de vagues et de surcote météorologique supérieures respectivement à u_h et u_s . Afin de prendre en compte ce domaine de validité limité, la loi de probabilité jointe de valeurs extrêmes de H_s et de surcote météorologique est ajustée aux données selon le principe de la méthode du maximum de vraisemblance censurée (voir §5.3.3.f).

Le résultat est une loi de probabilité bi-variée de H_s et de surcote météorologique. Les estimations qui en résultent ne sont valides que pour les valeurs de H_s et de surcote météorologique supérieures respectivement à u_h et u_s .

Il convient de vérifier que la loi de probabilité jointe, définie pour les valeurs extrêmes (zone IV de la figure 13 p.99), est valide pour l'ensemble de la zone d'intégration (zone B de la figure 16 p.107).

La figure 18 illustre un exemple où la loi de probabilité jointe n'est pas valide sur l'ensemble de la zone nécessaire au calcul de la probabilité du niveau d'eau statique z_0 . Il n'existe pas à l'heure actuelle de méthode éprouvée pour quantifier l'erreur commise. C'est la principale limite de l'approche indirecte présentée ici.



Figure 18: Zone d'intégration nécessaire au calcul de la probabilité de dépassement du niveau d'eau statique z_0 .

5.3.5.b - Recommandations

Il est important de prendre en compte les limites de la méthode dans l'interprétation du résultat.

En cas d'interrogation sur la validité du résultat et en complément, il peut être intéressant de tester une approche indirecte similaire RFS.

5.4 - Approche indirecte : méthode similaire RFS

5.4.1 - Principe

L'application d'une approche indirecte similaire RFS à l'estimation des valeurs extrêmes de niveau d'eau statique se déroule en deux grandes étapes :

• 1^{ère} étape : Estimation uni-variée des valeurs extrêmes :

- 1^{ère} méthode : valeurs de vagues, de surcote météorologique et de marée (site à fort marnage) ;

- ou 2^e méthode : valeurs de vagues et de niveau d'eau au repos (site à fort ou à faible marnage) ;

• 2^{éme} étape : Calcul des probabilités de niveau d'eau statique.

Deux méthodes sont donc possibles pour l'étude en site à fort marnage. La 1^{ère} est plus conservative que la 2^e.

Contrairement à l'approche indirecte par simulation de Monte-Carlo, il n'est pas nécessaire de déterminer une loi de probabilité jointe vagues/surcote météorologique/marée ou vagues/niveau d'eau au repos.

5.4.2 - Valeurs extrêmes uni-variées

L'approche indirecte nécessite de connaître au droit du site d'étude les observations de wave set-up et de surcote météorologique ou de wave set-up et de niveau d'eau au repos. La sélection des données suit la même logique que celle présentée au §5.3.2.a.

L'analyse des valeurs extrêmes se fait :

- pour les vagues et la surcote météorologique via les méthodes décrites au §3 ;
- pour le niveau d'eau au repos via les méthodes décrites au §4.

Contrairement à l'approche indirecte par simulation de Monte-Carlo, il n'y a pas de ré-échantillonnage des données (voir §5.3.2.b).

5.4.3 - Calcul des probabilités de niveau d'eau statique

Sur le même principe que la méthode similaire RFS pour les calculs de niveau d'eau au repos (voir §4.5.4), il est possible de calculer un niveau d'eau statique.

Pour une période de retour donnée :

- en site à fort ou à faible marnage : le niveau d'eau statique est égal à la somme du niveau d'eau au repos de la période de retour donnée et du wave set-up de la période de retour donnée ;
- en site à fort marnage : le niveau d'eau statique est égal à la somme de la surcote météorologique de la période de retour donnée, du wave setup de la période de retour donnée et d'un niveau de marée de référence (généralement le niveau moyen atteint par les pleines mers des vives eaux d'équinoxes, ou encore la plus haute mer astronomique ou autre ...).

Selon les besoins de la méthode de calcul choisie pour l'estimation du wave setup, les paramètres d'états de mer sont obtenus de la même manière que pour l'approche indirecte par simulation de Monte-Carlo (voir §5.3.4.b).

5.4.4 - Limites et recommandations

5.4.4.a - Limites de la méthode

Cette approche est jugée très conservative (particulièrement pour les sites à fort marnage avec un découpage du niveau : surcote météorologique, marée et wave set-up). Elle repose sur l'hypothèse d'une dépendance totale entre le wave set-up et respectivement la surcote météorologique ou le niveau d'eau au repos.

5.4.4.b - Recommandations

Pour l'étude des sites en Mer du Nord, Manche et Atlantique,

du fait :

• du caractère conservatif de la méthode (voire trop),

=> il peut être conseillé de mettre en œuvre en parallèle une approche indirecte par simulation de Monte-Carlo (voir §5.3).

Pour l'étude des sites en Méditerranée,

du fait :

 de l'absence de validation de la méthode indirecte par simulation de Monte-Carlo pour les sites à faible marnage, notamment concernant la durée de référence pour étudier les corrélations entre le wave set-up et le niveau d'eau au repos,

• et parce qu'à cause de l'absence de houle océanique la dépendance est forte entre les niveaux d'eau au repos et le wave set-up,

=> la méthode similaire RFS pour l'estimation des niveaux d'eau statiques extrêmes est plus particulièrement recommandée.

5.5 - Approche indirecte : méthode simplifiée

5.5.1 - Principe

La méthode dite « méthode simplifiée » est une méthode proposée par le DEFRA (DEFRA, 2005).

Cette méthode a été développée pour les côtes britanniques. Elle n'est applicable que pour les sites à fort marnage (littoral Mer du Nord, Manche et Atlantique). Elle utilise le ré-échantillonnage des données aux moments de pleine mer (voir §5.3.2.b).

A noter que la méthode simplifiée repose sur l'utilisation de la probabilité annuelle p_a (voir §3.2.3) appliquée aux dépassements simultanés de deux variables ou plus. Jusqu'à présent on ne s'est pas intéressé aux probabilités de dépassements simultanés. Pour rappel une probabilité annuelle $p_a = 1/\Delta$ an⁻¹ est associée à une période de retour de Δ années.

La fonction de dépendance vagues/niveau d'eau au repos est modélisée par un facteur de dépendance pondérant le produit des probabilités de dépassement indépendantes de vagues et de niveaux d'eau au repos.

La détermination du niveau d'eau statique de période de retour T s'effectue en 5 étapes :

- estimation uni-variée des valeurs extrêmes de vagues h_s et de niveau d'eau au repos z_c ;
- détermination du facteur de dépendance liant les vagues et le niveau d'eau au repos ;
- sélection des couples (h_s , z_c) de probabilité annuelle de dépassements simultanés 1/T ;
- calcul des niveaux d'eau statiques associés à chacun des couples (h_s , z_c) sélectionnés ;
- sélection du niveau d'eau statique maximum.

Le principe de la méthode repose sur :

- une modélisation « grossière » de la dépendance vagues/niveau d'eau au repos ;
- · l'assimilation :
 - d'une probabilité annuelle de dépassements simultanés $p_a(H_s > h_s, Z_c > z_c)$,

- à une probabilité annuelle de dépassement $p_a\bigl((\Pi_s+Z_c)>z_w\bigr)$ de niveau d'eau statique $z_w=\Pi_s+z_c$ avec Π_s le wave set-up fonction de H_s ,

=> conduit à une sous-estimation du niveau d'eau statique pour la période de retour étudiée.

Le principe de la méthode est illustré par l'exemple ci-après. La modélisation de la dépendance vague/niveau d'eau est détaillé au §5.5.2.

Exemple 17 : <u>Estimation d'un niveau d'eau statique par la méthode</u> simplifiée.

Les hauteurs de vagues et les niveaux d'eau au repos sont représentés dans l'espace (H_s, Z_c) décrit par la figure 19. En chaque point de cet espace, on peut associer une densité de probabilité jointe $f(h_s, z_c)$ et une valeur de niveau d'eau statique z_w .



CETMEF



Figure 20: Lignes d'iso-probabilité de dépassements simultanés dans l'espace (H_s, Z_s).

Sur la figure 20, en moyenne une fois tous les 100 ans, un couple vagues/niveau d'eau au repos (H_{si}, Z_{ci}) aura des valeurs de vague et de niveau d'eau au repos simultanées comprises dans la zone A_i . Il existe autant de zone A_i que de points sur la ligne d'iso-probabilité de dépassements simultanés $Proba(H_s > h_s, Z_c > z_c)$, soit un nombre infini. On sélectionne 5 couples de vagues/niveau d'eau au repos de probabilité annuelle de dépassements simultanés $p_a = 1/100$ par an et indexés C1 à C5 (voir figure 21).

À ces cinq couples C1 à C5 correspondent un niveau d'eau statique z_{w1} à z_{w5} . On retient la valeur maximale (par exemple z_{w3} , si $z_{w3} = \max\{z_{w1}, z_{w2}, z_{w4} \text{ et } z_{w5}\}$). z_{w3} est associé à une probabilité annuelle de dépassements simultanés de vagues et de niveau d'eau au repos $p_a(H_s > h_s, Z_c > z_c) = 1/100$ par an. On émet l'approximation suivante : z_{w3} est associé à une probabilité annuelle de dépassement $p_a(Z_w > z_{w3}) \approx 1/100$ par an.



Figure 21: Estimation du niveau d'eau statique centennal par la méthode simplifiée.

Mais la méthode n'est qu'approximative. La conjonction C3 a une période de retour de dépassements simultanés de 100 ans. Cela veut dire qu'en moyenne une fois tous les 100 ans, un couple vagues/niveau d'eau au repos aura des valeurs de vagues et de niveau d'eau au repos simultanément supérieures à celles qui composent C3 (figure 20 : zone).

Toutefois le niveau d'eau z_{w3} est obtenu par un ensemble de couples vagues/niveau d'eau au repos (figure 21 : zone)) plus important que ceux de la zone retenue (figure 21 : zone).

Parce que la zone est plus grande que la zone , le niveau z_{w3} se produira en moyenne à une périodicité plus courte qu'une fois tous les 100 ans. Sa période de retour est en fait inférieure à 100 ans. La méthode sous-estime donc la valeur du niveau d'eau statique centennal.

5.5.2 - Facteur de dépendance

5.5.2.a - Détermination

Le facteur de dépendance peut être estimé d'après les connaissances que l'on a du site, ou à partir de l'utilisation d'une copule gaussienne bi-variée appliquée préalablement (voir §5.3.3.d).

Le facteur de dépendance est défini comme étant le ratio entre deux probabilités de dépassement : les probabilités de dépassements simultanés $Proba(H_s > h_s, Z_c > z_c)$:

- observées ;
- et théoriques calculées pour une situation de complète indépendance entre les variables (produit des probabilités marginales).

La relation est la suivante :

$$\frac{1}{706 \times T_{ZH}} = FD \frac{1}{706 \times T_{Z_c}} \times \frac{1}{706 \times T_{H_s}}$$

avec

- *FD :* le facteur de dépendance
- T_{Z_c} et T_{H_s} : les périodes de retour associées aux probabilités de dépassement respectivement de niveau d'eau au repos et de hauteur significative des vagues H_s ,
- \circ $T_{\rm ZH}$: la période de retour de dépassements simultanés de niveau d'eau au repos et de hauteur significative des vagues H_s ,
- 706 : le nombre de pleines mers par an.

La valeur du facteur *FD* est fonction de la période de retour de dépassements simultanés étudiée et de la durée de ré-échantillonnage. À titre d'exemple, les valeurs fournies par le DEFRA (DEFRA, 2005) pour une durée de ré-échantillonnage de 706 valeurs par an et cinq niveaux de dépendance (quasi-nulle à très forte) sont présentées en annexe 6. Pour d'autres durées de ré-échantillonnage il convient de se référer au document de référence.

En l'absence d'information précise, le facteur de dépendance peut être déterminé de façon intuitive à partir des éléments de l'expérience générale, la forme et la dimension de la zone maritime environnant le point d'étude. Toutefois il est préférable de s'appuyer sur des approches plus rigoureuses. Le DEFRA (DEFRA, 2005) s'appuie sur les valeurs des coefficients de corrélation établies par une copule gaussienne bi-variée appliquée en amont (voir §5.3.3.d).

La table de correspondance « coefficient de corrélation (ρ)/facteur de dépendance (FD) » pour un ré-échantillonnage à 706 valeurs par an et une période de retour de dépassements simultanés de 100 ans est la suivante :

- $\rho \leq 0,11 \equiv FD \leq 2,5$ => le DEFRA conseille : FD = 2 ;
- $0,12 \le \rho \le 0,36 \equiv 2,5 \le FD < 25 \implies$ => le DEFRA conseille : FD = 20 ;
- $0,37 \le \rho \le 0,53 \equiv 25 \le FD < 125$ => le DEFRA conseille : FD = 100 ;
- $0,54 \le \rho \le 0,70 \equiv 125 \le FD < 600 \implies$ le DEFRA conseille : FD = 500 ;
- $\rho > 0,70 \equiv FD \ge 600$ => le DEFRA conseille : FD = 1500.

5.5.2.b - Recommandation pour le littoral de la Mer du Nord, de la Manche et d'Atlantique

Le coefficient de corrélation étant estimé entre 0,13 et 0,31 sur le littoral Mer du Nord, Manche et Atlantique (voir annexe 5), et dans le souci d'adopter une démarche plus sécuritaire étant données les limites de la méthode (voir exemple 15 p.116), il est conseillé :

- pour le littoral Mer du Nord, Manche et Atlantique,
- avec un ré-échantillonnage aux moments de pleine mer (706 événements par an),
- pour l'étude des niveaux d'eau marins de période de retour de 100 ans ;
- => d'utiliser un facteur de dépendance minimum de 25.

Ce facteur de dépendance de 25 est associé à une faible dépendance entre les vagues et les niveaux d'eau au repos. Cela s'explique par la prépondérance de la composante marée dans le niveau d'eau au repos (part déterministe dé-corrélée des vagues).

Les couples de périodes de retour de vagues et de niveau d'eau au repos à prendre en compte par la méthode simplifiée pour une estimation de niveau d'eau marin à partir de données issues du littoral Mer du Nord, Manche et Atlantique et pour l'étude d'une période de retour de 100 ans sont présentées dans le tableau 3.

T _{ZH} = 100 ans - Facteur de dépendance : 25 (706 valeurs par an)														
T_{Z_c}	100	50	20	10	5	3,5	2	1,8	1	0,7	0,4	0,2	0,07	0,04
T_{H_s}	0,04	0,07	0,2	0,4	0,7	1	1,8	2	3,5	5	10	20	50	100

Tableau 3 : Couples de périodes de retour de niveau d'eau au repos T_{z_c} et de vagues T_{H_s} de période de retour de dépassements simultanés de 100 ansà prendre en compte par la méthode simplifiée.

Un exemple de calcul est fourni ci-après.

Exemple 18 : <u>Calcul du niveau d'eau statique centennal par la</u> <u>méthode simplifiée pour le littoral Mer du Nord, Manche et</u> <u>Atlantique.</u>

L'ensemble des couples de niveau d'eau au repos et de vague (T_{Z_c}, T_{H_s}) de période de retour de dépassements simultanés centennale est présenté dans le tableau 3.

Pour chaque couple de périodes de retour (T_{Z_c}, T_{H_s}) on détermine le niveau d'eau au repos et la hauteur significative des vagues associés, ainsi que le niveau d'eau statique en résultant.

L'exercice est illustré pour <u>un site fictif</u> (référence altimétrique Zéro Hydro par exemple) par le tableau 4 avec l'utilisation la 1^{ère} formule de Hanslow et Nielsen (Hanslow et Nielsen, 1992) pour le calcul du <u>wave set-up</u>. Concernant le choix de la formule empirique on peut se référer au §2.2.3.c.

Formules de Hanslow et Nielsen (1992) :

wave set-up : $\Pi_s = 0.38 H_{rms}$

avec H_{rms} la hauteur quadratique moyenne,

approximation grande profondeur : $H_{rms} = 0,706 H_s$

Niveau d'eau	T _{zc} (an)	100	50	20	10	5	2	1	0,5	0,2	0,07	0,04
	valeur (m)	3,67	3,6	3,51	3,44	3,37	3,27	3,2	3,13	3	2,95	2,9
Vagues (Hs)	Т _{нs} (an)	0,04	0,07	0,2	0,4	0,7	1,8	3,5	7	20	50	100
	valeur (m)	3,5	4,3	5,8	7	7,67	8,97	9,68	10,28	10,97	11,42	11,69
Niveau marin	valeur (m)	4,61	4,75	5,07	5,32	5,43	5,68	5,8	5,89	5,94	6,01	6,04

Tableau 4 : Estimation du niveau d'eau statique pour les couples de la méthodesimplifiée (données fictives)

La valeur maximale de niveau d'eau statique pour une période de retour de dépassements simultanés de 100 ans est égale à 6,04m.

On considère donc qu'un niveau d'eau statique de 6,04m a une période de retour centennale.

5.5.2.c - Recommandation pour le littoral Méditerranéen

Les calculs des coefficients de corrélation établis par la copule gaussienne bivariée appliquée (voir §5.3.3.d) à des données ré-échantillonnées à 706 événements par an conduisent à une dépendance entre les vagues et les niveaux d'eau au repos très forte (facteur de dépendance de l'ordre 600).

Cela s'explique par la configuration spécifique de la Méditerranée par rapport au littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique :

- fetchs courts et absence de houle océanique ;
- composante marée très faible.

Toutefois une analyse rapide du CETE Méditerranée sur le port de Sète (document de travail dans le cadre de la révision du guide des Plans de Prévention des Risques Littoraux) avec les 4 dernières tempêtes les plus importantes (années 1997, 1999, 2003 et 2009) a montré que la méthode simplifiée, en configuration de très forte dépendance, sous estimait le niveau d'eau statique centennal.

De ce fait, il est recommandé de ne pas utiliser la méthode simplifiée mais l'approche similaire RFS qui repose sur la dépendance totale entre les vagues et les surcotes météorologiques (voir §5.4). Cela revient à dire que pour l'estimation d'un niveau d'eau statique ou dynamique centennal, il convient d'utiliser le niveau d'eau au repos centennal associé à une hauteur significative des vagues centennale.

5.5.3 - Application pratique

Les combinaisons de vagues/niveau d'eau au repos sélectionnées pour la méthode simplifiée nécessitent de connaître les valeurs associées à des périodes de retour très faibles (jusqu'à 0,04 an dans le tableau 3 p.120). Si l'ajustement aux valeurs extrêmes de la loi paramétrique (voir §3.3.2) ne permet pas d'atteindre ces valeurs, les périodes de retours peuvent être calculées directement à partir des observations (périodes de retour empiriques, voir §3.3.1). En dernier ressort, une approche plus sécuritaire veut que l'on que l'on prenne la valeur disponible juste supérieure (par exemple si on a besoin de la valeur de période de retour 0,04 an et que l'on ne connaît que les valeurs de période de retour comprises entre 0,2 an et 100 ans, on affectera la valeur de 0,2 an à la période de retour de 0,04 an).

Le ré-échantillonnage des données à 706 événements par an nécessite de refaire un ajustement statistique des extrêmes sur cette nouvelle population en considérant les événements comme indépendants (voir §5.3.2.c).

Les ajustements statistiques des extrêmes de niveau d'eau au repos de pleine mer (données ré-échantillonnées à 706 événements par an) sont disponibles dans l'étude SHOM/CETMEF (SHOM/CETMEF, 2012).

Par contre, il n'existe pas de base de données d'ajustement des extrêmes de hauteur de vagues ré-échantillonnées. Il est donc conseillé de mettre en œuvre une méthode d'analyse statistique des extrêmes après ré-échantillonnage (voir §5.3.2.c).

5.5.4 - Limites et recommandations

5.5.4.a - Limites de la méthode

Il est particulièrement difficile de quantifier le degré de confiance à accorder à cette méthode.

Son point faible principal est l'une des hypothèses sur laquelle elle repose, à savoir :

le niveau d'eau statique centennal (ou autre selon la période de retour recherchée) serait équivalent au niveau d'eau statique maximum dont les composantes vagues et niveau d'eau au repos ont une période de retour de dépassements simultanés centennale.

Cette hypothèse n'est pas vérifiée (voir l'exemple ci-après). Cette approche est donc approximative et non sécuritaire (sous-estimation du niveau centennal ou autre). Selon le DEFRA, l'erreur commise serait d'autant plus faible que la période de retour étudiée est élevée (10 ans voire 100 ans).

Exemple 19 : Limite de la méthode simplifiée.

On souhaite connaître le niveau d'eau statique centennal. Dans l'exemple 16 p.121, la méthode simplifiée nous indique que la valeur maximale associée à un dépassement joint centennal est de 6,04 m (conjonction d'un niveau d'eau au repos de 2,9m et d'un H_s de 11,7m).

Dans les faits, on obtient bien en moyenne une fois tous les 100 ans un niveau d'eau statique supérieur à 6,04m associé à un couple de niveau d'eau au repos <u>et</u> de H_s respectivement supérieurs à 2,9m et 11,7m.

Par contre la méthode simplifiée ne prend pas en compte les combinaisons avec une valeur de niveau d'eau au repos <u>ou</u> de H_s inférieure respectivement à 2,9m et 11,7m, mais qui permettent d'atteindre ou de dépasser le niveau d'eau statique de 6,04m (par exemple un niveau d'eau au repos de 4,5 m et un H_s de 8m donne un niveau d'eau statique de 6,64m avec un wave set-up calculé par la 1^{ère} formule Hanslow et Nielsen).

Les 6,04m seront dépassés par :

- des niveaux d'eau au repos ≤ 2,9m associés aux hauteurs de vagues très supérieures à 11,7m ;
- et des niveaux d'eau au repos très supérieurs à 2,9m associés aux hauteurs de vagues ≤ 11,7m.

Au total les 6,04m seront donc dépassés en moyenne plus souvent qu'une fois tous les 100 ans (période de retour inférieure à 100 ans).

À cela il faut ajouter les entorses faites à la méthode à cause du manque d'informations sur les faibles périodes de retour (voir §5.5.3), et encore l'utilisation d'un facteur de dépendance légèrement majoré (voir §5.5.2.b).

La méthode simplifiée permet de donner une première estimation du niveau d'eau statique centennal ou autre. Si la dépendance vagues/niveau d'eau au repos est parfaitement modélisée (ce qui reste à prouver), cette estimation est plutôt basse. Si la dépendance vagues/niveau d'eau au repos est sur-évaluée, cette estimation peut-être plutôt basse comme plutôt haute.

Un autre inconvénient majeur à mettre au crédit de cette méthode, est qu'elle ne fournit pas d'intervalle de confiance à l'estimation.

À noter qu'une autre méthode basée sur la prise en compte d'un nombre limité de conjonctions est largement utilisée pour l'étude de la résistance des structures offshore aux sollicitations extérieures. L'application de cette méthode à l'estimation des niveaux d'eau extrêmes pourrait être une alternative plus sécuritaire à la méthode simplifiée. Cette méthode est présentée en annexe 4.

5.5.4.b - Recommandations

La méthode simplifiée proposée par le DEFRA est intéressante pour donner rapidement un ordre de grandeur du niveau d'eau statique pour une période de retour donnée.

Elle peut être utilisée pour une pré-analyse d'un site, mais n'est pas recommandée en dehors de ce cadre.

Les méthodes présentées au §5.3 et §5.4 sont plus rigoureuses que la méthode simplifiée et de ce fait, doivent être préférées pour les sites à fort marnage.

Dans le cadre de la pré-analyse, afin d'espérer ne pas trop sous-estimer les estimations de niveau d'eau statique (non sécuritaire), il est préférable de se positionner délibérément dans une optique plus sécuritaire en adoptant une des solutions suivantes :

- ajouter une marge de sécurité au résultat final (20, 50 voire 100 cm, à définir);
- et/ou prendre comme valeurs de surcote météorologique et hauteur significative des vagues associées, pour une période de retour étudiée, la borne haute de l'intervalle de confiance à 70 % (voire 90 %);
- et/ou sur-estimer volontairement la dépendance vague/surcote météorologique (dépendance faible au lieu de quasi-nulle, moyenne au lieu de faible, forte au lieu de moyenne, très forte au lieu de forte et totale au lieu de très forte).

De plus il est recommandé de faire une étude de sensibilité sur le choix du facteur de dépendance vague/surcote météorologique.

5.6 - Aléa submersion marine

Certaines applications (l'élaboration d'un Plan de Prévention des Risques Littoraux par exemple) nécessitent de caractériser l' « aléa submersion marine ». On entend par aléa une conséquence physique résultant d'un enchaînement de phénomènes naturels potentiellement dommageables.

La conséquence « submersion » résulte d'une occurrence ou d'une concomitance d'un ou des phénomènes suivants :

- le débordement, lorsque le niveau d'eau statique est supérieur à la cote de crête des ouvrages ou du terrain naturel,
- les franchissements de paquets de mer liés aux vagues, lorsque après déferlement de la houle, les paquets de mer (niveau d'eau dynamique) dépassent la cote de crête des ouvrages ou du terrain naturel,
- la rupture du système de protection (défaillance d'un ouvrage de protection ou formation de brèche dans un cordon naturel), lorsque les terrains situés en arrière sont en dessous du niveau marin.

Les méthodes d'analyse probabiliste présentées ici ne permettent pas de caractériser directement l' « aléa submersion marine ». On ne sait pas donner la période de retour d'une submersion marine. Par contre il est possible d'estimer les périodes de retour associées respectivement aux submersions marine par débordement, franchissements et rupture du système de protection.

Les variables aléatoires étudiées, selon le type de submersion, seront :

- submersion par débordement : les niveaux d'eau statiques ;
- submersion par franchissements : les débits de franchissements ;
- submersion par rupture du système de protection : la charge s'exerçant sur l'ouvrage.

Pour plus d'informations sur ces variables on peut se référer, entre autres, au Guide Enrochement (CIRIA et al, 2009).

6 - Les niveaux d'eau estuariens extrêmes

6.1 - Présentation

6.1.1 - Domaine d'application

Les zones estuariennes peuvent être sous influence :

- maritime : le niveau d'eau est conditionné par la bathymétrie, la marée, les surcotes météorologiques, les vagues ;
- fluviale : le niveau du plan d'eau est conditionné par la bathymétrie et les débits de crue des fleuves ;
- mixte : influence maritime et fluviale.

Dans les zones à influence exclusivement maritime, les méthodes sont décrites au §5. Dans les zones à influence exclusivement fluviale, il convient d'adopter d'autres méthodes propres aux traitements des événements extrêmes en milieu fluvial. Ce dernier point dépasse le cadre de ce document. On peut se référer aux travaux de Lang (Lang et Lavabre, 2007).

La difficulté et l'objet du présent paragraphe portent sur les zones à double influence : maritime et fluviale.

L'étude des niveaux d'eau estuariens relève du domaine de la recherche. Il n'existe pas encore de méthode faisant l'unanimité. Chaque problématique nécessite le développement d'une méthode qui lui est propre, selon la matérialisation de l'influence fluvio-maritime, la forme du bassin versant, les régimes de tempête présents et leur impact sur le niveau d'eau marin et les débits des cours d'eau, le type de données disponibles, etc.

Les méthodes présentées ici reposent principalement sur l'application des recommandations du DEFRA (DEFRA, 2003).

Deux méthodes sont présentées :

- La première, la méthode par simulation de Monte-Carlo, est la plus complète. À partir d'une exploitation au mieux de l'information disponible, elle peut servir de base de travail à l'élaboration de la méthode la mieux adaptée au site.
- La deuxième, la méthode simplifiée, est intéressante pour fournir rapidement un ordre de grandeur du niveau d'eau estuarien pour une période de retour donnée. Mais elle n'est qu'approximative. La méthode

simplifiée peut être utilisée pour une pré-analyse d'un site, mais n'est pas recommandée en dehors de ce cadre.

Ces deux méthodes relèvent de l'approche indirecte (décomposition du niveau d'eau en ses principales composantes).

6.1.2 - Particularités

Le traitement des niveaux d'eau estuariens repose sur des méthodes similaires au traitement des niveaux d'eau marins (§5), mais présente les particularités suivantes :

• Le nombre de variables à prendre en compte est plus important :

Les niveaux d'eau estuariens sont sensibles à un ensemble de facteurs physiques maritimes <u>et</u> fluviaux dont il est nécessaire de dresser une liste complète. La modélisation de dépendance est multivariée (plusieurs variables).

À noter en particulier l'arrivée d'une nouvelle composante du niveau d'eau, le débit de crue, sur laquelle va être appliquée une méthode d'ajustement et d'extrapolation des extrêmes (voir §3).

Les débits de pointe instantanés, journaliers, mensuels, sont obtenus à partir des valeurs de hauteur d'eau mesurées dans les cours d'eau et des courbes de tarage (relations entre les hauteurs et les débits). Ce paramètre est directement calculé et mis à disposition par les fournisseurs de données (voir §7.2.4).

• Le calcul d'un niveau d'eau estuarien se fait via un modèle numérique :

Une estimation du niveau d'eau marin peut être établie facilement à partir du niveau d'eau au repos et des vagues (§2.1.7). Cela rend possibles des simulations sur plus de 1 000 ans (voir §5.3.4). Un simple calcul de niveau d'eau estuarien prend du temps. On va donc chercher à limiter le nombre d'études de cas associées à des conjonctions particulières.

• On ne travaille plus en un point donné, mais sur tout un linéaire :

Du fait de l'avancée limitée des techniques, les niveaux d'eau marins sont le plus souvent étudiés dans les ports, au point de mesure marégraphique. En particulier il manque cruellement d'exemples d'application d'analyse spatiale (§4.6) appliqués aux niveaux d'eau statiques. Généralement, à partir de la connaissance du site (marge de sécurité, prise en compte de l'intervalle de confiance, ...), on extrapole le résultat en dehors du port.

L'étude des niveaux d'eau estuariens impose généralement une estimation sur un linéaire plus ou moins important d'un cours d'eau, rarement en un point unique. Du fait des variations de bathymétrie et de la présence de dispositifs naturels ou artificiels de rétention des crues, pour une conjonction donnée, les résultats peuvent être très différents d'un point à un autre de la zone d'étude (niveau d'eau élevé à un endroit et pas ailleurs, ou réciproquement).

On ne doit donc plus travailler sur un endroit spécifique (pour essayer ensuite d'interpoler ou d'extrapoler le résultat si besoin), mais mener une étude en parallèle sur un ensemble de points dispatchés sur tout le linéaire de la zone d'intérêt.

6.2 - Approche indirecte : méthode par simulation de Monte-Carlo

6.2.1 - Principales étapes

L'étude des niveaux d'eau estuariens repose sur 4 étapes :

- la caractérisation de l'influence fluvio-maritime : une analyse des données disponibles et la sélection des variables nécessaires au calcul des niveaux d'eau estuariens ;
- la définition des variables primaires et secondaires : on cherche à simplifier la modélisation statistique de la dépendance en réduisant le nombre de variables sélectionnées à l'étape précédente ;
- l'estimation de la densité de probabilité jointe : la définition de la durée de référence des événements étudiés et le calcul de la densité de probabilité jointe des ensembles possibles de variables primaires et secondaires ;
- l'estimation des niveaux d'eau estuariens : l'exploitation de la densité de probabilité jointe pour déterminer un niveau d'eau estuarien centennal ou autre.

Ces 4 étapes sont détaillées ci-après.

6.2.2 - Caractérisation de l'influence fluvio-maritime

La première étape consiste à vérifier que l'on est bien sous influence fluviomaritime, et si oui, quels sont les facteurs physiques à prendre en compte.

Pour cela on doit lister l'ensemble des données potentiellement importantes pour l'étude et disponibles sur la zone d'intérêt, et vérifier quelles sont celles qui influent sur les niveaux d'eau estuariens.

Les niveaux d'eau estuariens sont calculés via un modèle numérique. Le modèle couvre la zone d'étude avec une façade maritime et une façade fluviale. Le modèle numérique devra pendre en compte les évolutions bathymétriques sur la zone d'étude liée au transport sédimentaire.

Les données à prendre en compte sont les données à mettre en entrée du modèle numérique. Il s'agit généralement :

- du vent sur l'estuaire (direction, force et durée) ;
- pour la façade maritime : des vagues, des surcotes météorologiques et de la marée ;
- pour la façade fluviale : des débits de crue (force et durée).

L'influence de ces données peut être simplement mise en évidence en étudiant la relation qui lie le niveau observé dans la zone d'étude à chacune des autres données (relation linéaire, exponentielle, ...). Cette analyse permet de quantifier la capacité des différents paramètres observés à interagir sur les niveaux de la zone d'étude.

6.2.3 - Définition des variables primaires et secondaires

Pour la deuxième étape, on va chercher à isoler les variables primaires (variables principales qui nous serviront pour modélisation statistique de la dépendance) et les variables secondaires (variables qui découlent d'une des deux variables primaires).

Ces variables sont les données d'entrée du modèle numérique permettant de calculant le niveau d'eau estuarien (façade maritime et façade fluviale).

6.2.3.a - Formes de dépendance

On peut chercher une relation entre les variables suivantes :

· Le débit de crue du cours principal et celui de ses affluents :

Hors présence d'un dispositif naturel ou artificiel de rétention d'eau, il y a une forte dépendance entre tous les débits de crue s'ils ont pour origine les mêmes perturbations météorologiques.

• La surcote météorologique et la vitesse de vent en aval (extrémité maritime de la zone d'étude) :

La surcote météorologique possède une composante directement liée au vent. L'autre composante de la surcote météorologique est liée aux dépressions atmosphériques (effet barométrique inverse et vitesse de déplacement). Cette composante et la vitesse de vent peuvent donc aussi être dépendantes l'une de l'autre, car elles ont la même origine, le passage d'une dépression météorologique.

 La surcote météorologique en aval (extrémité maritime de la zone d'étude) et le débit de pointe en amont (extrémité fluviale de la zone d'étude) :

Une relation forte signifie que les tempêtes à l'origine de la surcote météorologique engendrent de fortes pluies à l'origine des débits de crue importants. Si la dépendance existe mais est décalée dans le temps (pointe de débit de crue se produisant 2 jours ou plus après la surcote météorologique maximale du fait du temps de réponse du bassin versant) les variables peuvent être considérées en première approximation comme indépendantes.

· La surcote météorologique et les vagues :

La dépendance entre ces deux variables est d'autant plus forte que les fetchs sont importants dans la direction de provenance des tempêtes et que l'extrémité maritime du site d'étude est peu exposée aux houles océaniques (ayant pour origine des tempêtes passant très au large).

 la hauteur significative, la longueur d'onde et périodes moyennes de vagues :

Ces paramètres sont liés par le climat de houle (voir §5.3.4.b).

A bathymétrie constante dans le temps, la marée est un phénomène complètement déterministe. Elle peut être considérée comme indépendante des autres variables. Toutefois il faut faire attention qu'il n'y ait pas de dépendance surcote météorologique/marée (voir §4.4.2) et à prendre en compte les évolutions bathymétriques liées au transport sédimentaire (ajout d'une incertitude sur les niveaux de marée prédits par exemple).

6.2.3.b - Sélection des variables

► <u>Variables primaires</u>

L'expérience montre que l'on doit disposer de plusieurs années (3 ans au minimum selon DEFRA 2003) de données simultanées de variables primaires pour établir un modèle de dépendance multi-variée (voir §5.3.3).

En variables primaires on trouvera généralement :

- la marée ;
- la surcote météorologique ;
- le débit de crue du cours d'eau principal.

Pour les sites à faible marnage il peut être plus simple et plus fiable (voir §4.3.1) de travailler directement avec les niveaux d'eau au repos plutôt qu'avec ses composantes surcote météorologique et marée. On réduit ainsi le nombre de variables primaires à deux. Il convient toutefois de vérifier que l'utilisation du niveau d'eau au repos au lieu de la surcote météorologique n'augmente pas l'incertitude sur la détermination des variables secondaires (vagues et vent).

Dans certains cas, il peut être plus intéressant de travailler avec pour variable primaire :

- · les vitesses de vent au lieu des surcotes météorologiques ;
- le niveau d'eau observé dans la rivière en amont de la zone d'étude, au lieu du débit de crue.

Ce choix se justifie par le type de données disponibles et la pertinence d'utiliser des paramètres les plus propres à reproduire les conditions hydrodynamiques du site.

La forme des hydrogrammes de crues nécessaires à la modélisation numérique (voir §6.1.2) peut être déduite de la connaissance du débit maximum du cours principal et de ses affluents.

► <u>Variables secondaires</u>

En variables secondaires on trouvera généralement :

- la vitesse du vent,
- · les hauteurs significatives des vagues,
- · les périodes moyennes de vague,
- · les débits de crue des affluents.

De manière générale la relation entre les variables primaires et les variables secondaires est d'autant plus forte que l'on travaille sur les valeurs extrêmes. Il est donc conseillé, si le nombre de données disponibles est suffisant, de modéliser la relation de dépendance pour les fortes valeurs de variable primaire (par exemple au-dessus du quantile 90 %).

Le modèle de dépendance doit être défini afin de coller au mieux aux données. On peut chercher, en autres, une relation linéaire ou exponentielle. Si le jeu de données simultanées de variables primaires et variables secondaires est suffisant (supérieur à 3 ans), il est conseillé de mettre en œuvre des modèles de dépendance à 2 variables tels que décrits aux §5.3.3.

La relation variable primaire/variable secondaire n'est jamais parfaite. C'est une limite de la méthode. Il convient donc de définir et prendre en compte les intervalles de confiance lorsque l'on calcule une variable secondaire à partir d'une variable primaire.

6.2.4 - Estimation de la densité de probabilité jointe

Pour la suite du présent document et hors précision contraire, on se placera dans la configuration des sites à fort marnage (conjonction marée + surcote météorologique + débit de crue). Les résultats sont transposables aux sites à faible marnage en remplaçant la variable surcote météorologique par le niveau d'eau au repos et en ne prenant pas en compte la marée.

6.2.4.a - Ré-échantillonnage des données

Sur le même principe que pour les niveaux d'eau statiques (voir §5.3.2.b) et afin de prendre en compte la combinaison de marée, surcote météorologique et débit de crue, il convient de définir une méthode de ré-échantillonnage commune à toutes les variables.

Pour que le résultat final soit une estimation des niveaux d'eau estuariens atteints lors des tempête (pic de tempête), la fréquence d'échantillonnage doit correspondre à la durée caractéristique des tempêtes. Cette durée est établie à partir des observations de niveau d'eau estuarien et de la connaissance que l'on a des phénomènes météorologiques à l'origine des tempêtes. Les composantes du niveau d'eau sont alors échantillonnées à cette fréquence.

Il est conseillé d'analyser dans le détail l'origine des niveaux d'eau estuariens extrêmes observés. Si les niveaux sont dominés par un paramètre en particulier, c'est sur ce paramètre que l'on doit s'appuyer pour déterminer la méthode de rééchantillonnage.

Par exemple :

- pour les sites à forte influence de la marée, on peut prendre les valeurs au voisinage des moments de pleine mer ;
- pour les sites à forte influence du débit de crue, la durée caractéristique de ré-échantillonnage doit correspondre à la durée moyenne de tempête identifiée sur les débits.

En cas d'hésitation il est conseillé d'adopter une approche plus sécuritaire en s'orientant vers une durée de ré-échantillonnage élevée et de retenir pour les variables étudiées la valeur maximale par blocs de durée de ré-échantillonnage.

6.2.4.b - Densité de probabilité jointe

La distribution des densités de probabilité des niveaux de marée est entièrement décrite par les niveaux d'eau prédits sur un Saros (voir §2.1.5.b).

La densité de probabilité jointe surcote météorologique/débit est établie par un modèle de dépendance de type (§5.3.3) :

- Modèle conditionnel de surcote météorologique connaissant le débit de crue (ou inversement);
- Copule de Gaussienne bi-variée ;
- Copule de Gumbel-Hougaard.

Dans l'hypothèse où la marée est indépendante des surcotes météorologiques de pleine mer (voir §4.4.2) et des débits de crue (donnée d'entrée sous influence exclusivement fluviale), la densité de probabilité jointe marée/surcote météorologique/débit est égale au produit de la densité de probabilité de niveau de marée par la densité de probabilité jointe surcote météorologique/débit.

Pour des variables primaires niveau d'eau au repos/débit (site à faible marnage) le calcul se simplifie, car la marée est déjà prise en compte dans les niveaux d'eau au repos.

Les variables secondaires associées se déduisent des variables primaires.

6.2.5 - Estimation des niveaux d'eau estuariens

6.2.5.a - Principe

La dernière étape repose sur le calcul des probabilités de dépassement du niveau d'eau estuarien en plusieurs lieux dispatchés sur la zone d'intérêt.

Les surcotes météorologiques, débits de crue et niveaux de marée sont représentés dans l'espace à 3 dimensions surcote météorologique / débit de crue / marée (S, D, M) décrit par la figure 22.



Figure 22: Espace de représentation des surcotes météorologiques, débits de crue et hauteurs marée.

À noter que :

- la surcote météorologique n'a pas de limite haute ni de limite basse (décote) ;
- le débit n'a pas de limite haute et est bornée par 0 en limite basse ;
- la marée est bornée en bas par la plus basse mer astronomique et en haut par la plus haute mer astronomique.

En chaque point du linéaire étudié du milieu estuarien, on peut isoler deux zones dans l'espace marée/surcote météorologique/débit, (voir la figure 22b) :

- zone A : une zone regroupant les conjonctions associées à un niveau d'eau estuarien inférieur ou égal à z₀;
- zone B : une zone regroupant les conjonctions associées à un niveau d'eau estuarien supérieur à z₀.

En théorie la probabilité de dépassement du niveau z_0 est obtenue par intégration de la densité de probabilité f(S, D, M) sur l'ensemble de la zone B. Dans la pratique on utilisera une simulation de Monte-Carlo.

6.2.5.b - Simulation de Monte-Carlo

Le résultat de l'intégration de la densité de probabilité f(S, D, M) sur l'ensemble de la zone B (figure 22b) est approché par une simulation de Monte-Carlo. La méthode est relativement similaire à celle décrite pour les niveaux marins au §5.3.4.

CETMEF

Pour mémoire, l'estimation du niveau d'eau marin centennal est obtenue à partir d'une simulation sur 1 000 ans, voire 10 000 ans, des variables primaires (vague/surcote météorologique/marée pour les sites à fort marnage ou vague/niveau d'eau au repos pour les sites à faible marnage). Pour chaque tirage de variables primaires, le niveau d'eau marin associé est calculé à l'aide d'une formule empirique (voir §2.2.3.c). Le niveau marin centennal correspond au quantile 99% ou 99,9% respectivement pour 1 000 ans ou 10 000 ans de durée simulation.

S'il est préféré la mise en œuvre d'un modèle numérique à l'utilisation d'une formule empirique, les calculs du niveau d'eau associé aux tirages de variables primaires demandent un temps considérable. La différence entre la méthode présentée et celle décrite au §5.3.4 vient principalement de ce point.

Hors cas particulier (la justification reste à fournir), on privilégie la modélisation numérique aux formules empiriques pour les calculs des niveaux d'eau estuariens. Pour les calculs des niveaux d'eau marins on peut-être amené à choisir les formules empiriques comme la modélisation numérique (voir §2.2.3.f). La méthode présentée ci-après est aussi adaptée à ce dernier cas de figure.

Les principes de la simulation de Monte-Carlo détaillés au §5.3.4 restent les mêmes :

- 1) Une simulation par tirage aléatoire, sur la base de la densité de probabilité f(S, D, M), permet de générer un échantillon de données simultanées sur une durée très grande.
- 2) Pour chaque triplet de valeurs générées le niveau d'eau estuarien est calculé.
- 3) Les calculs des quantiles de niveau d'eau estuarien permettent d'estimer la valeur recherchée (par exemple le quantile 99 % correspond au niveau centennal pour une simulation de 1 000 ans).

La nouveauté concerne le point 2), pour lequel une méthode particulière est développée afin de limiter les temps de calcul.

Pour ce faire on définit une zone de l'espace surcote météorologique/débit/marée qui contient l'ensemble des tirages issus de la simulation de Monte-Carlo. Un nombre de points limité et représentatif de l'ensemble de cette zone est défini (voir figure 23). Le niveau d'eau estuarien est calculé par la modélisation numérique en chacun de ces points. Les niveaux d'eau estuariens correspondant à l'ensemble des tirages issus de la simulation de Monte-Carlo sont calculés par interpolation. Les limites de la zone de travail, le nombre de points, leur répartition et la méthode d'interpolation doivent être ajustés aux données étudiées, au temps de calcul disponible pour la modélisation et bien sûr au degré de qualité souhaitée pour le résultat.



Figure 23: Simulation de Monte-Carlo : points de référence pour l'interpolation des niveaux d'eau estuariens

6.2.5.c - Application aux conjonctions de niveau d'eau au repos et de débit

L'estimation des niveaux d'eau estuariens extrêmes repose sur l'analyse de 3 variables primaires : la marée, la surcote météorologique et le débit. Le problème peut être grandement simplifié par une analyse à 2 variables primaires : niveau d'eau au repos et débit.

Il est possible de travailler avec la variable niveau d'eau au repos en lieu et place de ses composantes marée et surcote météorologique, si et seulement si, pour un débit donné, un niveau d'eau au repos donné produira le même niveau d'eau estuarien quelle que soit la part de la composante surcote météorologique et la part de la composante marée (par exemple, un niveau de marée de 5 m associé à une surcote météorologique de 1m donne le même résultat qu'une marée de 6 m sans surcote).

La méthode de traitement est analogue celle utilisée dans le cas à 3 variables décrites précédemment.

6.3 - Approche indirecte : méthode simplifiée

6.3.1 - Principe

Il est possible de réduire considérablement la manipulation des données et le temps de calcul en adoptant une démarche analogue à celle de la méthode simplifiée utilisée pour les conjonctions de vagues et de surcote météorologique (voir §5.5).

La méthode simplifiée n'est applicable qu'en site à fort marnage (Mer du Nord, Manche et Atlantique).

Comparé à l'application aux conjonctions de vagues et de surcote météorologique, le principe de la méthode est :

- dans le cas d'une analyse marée, surcote météorologique et débit, étendu à trois variables avec un nombre de triplets (et non plus de couples) étudiés plus important;
- dans le cas d'une analyse niveau d'eau au repos/débit, exactement le même.

Comparé à la méthode par simulation de Monte-Carlo (voir §6.2.1),

- les premières étapes sont conservées à savoir :
 - \rightarrow la caractérisation de l'influence fluvio-maritime ;
 - \rightarrow la définition des variables primaires et secondaires ;
 - \rightarrow le ré-échantillonnage des données.
- la dernière étape diffère, la simplification intervient au niveau :

 \rightarrow du calcul de la densité de probabilité jointe : elle n'est pas calculée, à la place on utilise une formule de calcul approchée des probabilités jointes ;

 \rightarrow de l'estimation du niveau d'eau estuarien centennal : il est approché via les probabilités jointes de dépassements appliquée à une liste prédéfinie de conjonctions de périodes de retour de dépassements simultanés centennales.

À noter que la méthode simplifiée repose sur l'utilisation de la probabilité annuelle p_a (voir §3.2.3) appliquée aux dépassements simultanés de deux variables ou plus. En dehors de la méthode simplifiée appliquée aux niveaux marins (voir §5.5), on ne s'est jamais intéressé aux probabilités de dépassements simultanés. Pour rappel une probabilité annuelle $p_a=1/\Delta$ an⁻¹ est associée à une période de retour de Δ années.

6.3.2 - Application aux conjonctions de marée, surcote météorologique et débit

Les premières étapes de calcul reprennent le principe de la méthode par simulation de Monte-Carlo (voir §6.3.1). Seule la dernière étape diffère. Elle se décompose en 2 sous-étapes :

• Sous-étape 1 :

Un ensemble de triplets de variables primaires marée/surcote météorologique/débit de période de retour de dépassements simultanés de 100 ans est isolé : voir la figure 24, points N1 à N5 de probabilité annuelle $p_a=1/100$ an⁻¹.

En l'absence d'une modélisation poussée de la dépendance surcote météorologique/débit, on peut se limiter aux triplets présentés en annexe 7. La dépendance (quasi-nulle, faible, moyenne, forte ou très forte) est appréciée à partir des observations du site.

• <u>Sous-étape 2</u> :

Les niveaux d'eau estuariens z_{e1} à z_{e5} correspondant respectivement aux points N1 à N5 sont calculés (les variables secondaires se déduisent des variables primaires). La valeur maximale du niveau d'eau (z_{e3} sur la figure 24) est considérée comme étant de l'ordre de grandeur du niveau d'eau estuarien centennal.



Figure 24: Détermination de l'ordre de grandeur du niveau d'eau estuarien par la méthode simplifiée.

Attention, cette méthode sous-estime le niveau centennal. La période de retour de 100 ans telle que définie par la méthode simplifiée correspond à l'intégration de la densité de probabilité jointe marée/surcote météorologique/débit sur la zone 3 de la figure 24. Une vraie estimation de la période de retour associée à z_{e3} nécessite l'intégration sur une surface plus grande (zone hachurée en rouge sur la figure 24). Le fait que cette surface d'intégration soit plus grande conduit à augmenter la probabilité de dépassement de z_{e3} , et donc diminuer sa période de retour.

6.3.3 - Application aux conjonctions de niveau d'eau au repos et de débit

La méthode de traitement est presque identique à celle utilisée pour les niveaux d'eau marins (voir §5.5). Les seules différences reposent :

- sur la durée de ré-échantillonnage qui n'est peut-être pas aux moments de pleine mer, mais à la journée par exemple (voir annexe 6 le correctif de la durée de ré-échantillonnage);
- sur le calcul des niveaux d'eau estuariens qui fait intervenir les variables secondaires (déduites à partir des variables primaires).

La mise en garde portant sur la sous-estimation du niveau centennal du §6.3.2 est aussi vraie ici.

6.4 - Recommandations

Il n'existe pas de méthode faisant l'unanimité dans la communauté scientifique pour l'étude des niveaux d'eau estuariens. Ce domaine nécessite encore des travaux de recherche.

Deux méthodes sont présentées, basées sur les recommandations du DEFRA (DEFRA, 2003) :

- La première, la méthode par simulation de Monte-Carlo, est la plus complète. À partir d'une exploitation au mieux de l'information disponible, elle peut servir de base de travail à l'élaboration de la méthode la mieux adaptée au site.
- La deuxième, la méthode simplifiée, est intéressante pour fournir rapidement un ordre de grandeur du niveau d'eau estuarien pour une période de retour donnée. Mais elle n'est qu'approximative. La méthode simplifiée peut être utilisée pour une pré-analyse d'un site, mais n'est pas recommandée en dehors de ce cadre.

Seuls les grandes lignes de ces méthodes sont présentées. Ces méthodes doivent être adaptées au cas de figure étudié, selon la manifestation de l'influence fluvio-maritime, la forme du bassin versant, les régimes de tempête présents et leur impact sur le niveau d'eau marin et les débits des cours d'eau, le type de données disponibles, etc.

7 - Les outils

7.1 - Bibliographie

Voici quelques ouvrages importants pour aller plus loin dans la compréhension des concepts et méthodes exposés dans ce guide.

Sur l'origine du niveau d'eau statique et dynamique on peut se tourner vers la synthèse de Dean (Dean et Walton, 2009). Ce document explique la formation du wave set-up et wave run-up, et fait une revue des principales formules empiriques de calcul pour les plages. Ce document est utilement complété par le Guide Enrochement (CIRIA, 2009) en particulier en présence d'ouvrage hydraulique.

Pour les vagues, de leur formation au déferlement à la côte en passant par la mesure, on peut se référer à Tucker (Tucker et Pitt, 2011). L'ouvrage de référence pour les calculs de la marée et l'observation du niveau d'eau est celui de Simon (Simon, 2007).

Concernant la théorie des valeurs extrêmes, un ouvrage de référence est celui de Coles (Coles, 2001). La théorie des valeurs extrêmes y est exposée avec rigueur, en suivant une approche et un formalisme statistique.

Les modèles et les formes de dépendance multi-variée sont décrits par Beirlant (Beirlant et al, 2004).

Le rapport du DEFRA (DEFRA, 2003) pose les bases des hypothèses de calcul pour le traitement des zones estuariennes.

7.2 - Bases de données

À noter qu'il convient toujours d'être critique quant à l'utilisation des données (mesure in situ comme modélisation numérique). L'exposition et l'historique des instruments de mesure doivent être pris en compte afin de mettre en évidence d'éventuels effets locaux (phénomène de résonance, exposition particulière à tel phénomène, ...) ou défauts de mesure (erreurs de référencement, qualité de la mesure, dysfonctionnement de l'appareil, ...). Les résultats issus de la modélisation doivent, autant que possible, être croisés avec des données mesurées proches du site d'étude.

7.2.1 - Observations marégraphiques

Les données de marégraphes (hauteur d'eau) sont disponibles auprès du SHOM (<u>http://www.shom.fr</u>) ou téléchargeable sur le site de Refmar (<u>http://refmar.shom.fr/</u>).

Le SHOM est le référent national pour la mesure in situ du niveau d'eau de la mer (instruction du Premier ministre relative à l'observation du niveau de la mer et à la

gestion et à la diffusion des données en résultant). De ce fait il a en charge la collecte, l'archivage et la diffusion de l'ensemble des données de mesure in situ de niveaux d'eau effectuée par les organismes publics.

De plus, le SHOM est le gestionnaire du réseau de mesure RONIM (Réseau d'observation du niveau de la Mer) composé d'un ensemble de marégraphes situé dans les principaux ports de France et d'Outre-Mer.

L'ensemble des données des marégraphes est accessible en ligne sur le site Internet Refmar.

Concernant le réseau RONIM, des données de plusieurs types sont mises à disposition :

- des données brutes au pas de temps 1 min et 10 min respectivement actualisées toutes les heures et une fois par jour ;
- des données validées au pas de temps 10 min et 1h, actualisées tous les 3 à 4 mois.

Le type de données disponibles dépend de l'observatoire et de la période ciblée. Les données correspondant à des mesures de marégraphes à flotteur sont disponibles uniquement au pas de temps de 1 heure. Les données brutes au pas de temps de 1 minute sont disponibles pour tous les marégraphes du réseau actuel seulement depuis leur date respective de passage au temps réel (décembre 2009 au plus tôt).

7.2.2 - Prédiction des niveaux de marée

Les prédictions des niveaux de marée peuvent être fournies par le SHOM (<u>http://www.shom.fr</u>) ou calculées à l'aide d'un logiciel de prédiction des marées. Le logiciel de référence édité par le SHOM est le logiciel SHOMAR (voir §7.3).

7.2.3 - Vagues

Les données de mesure in situ sont disponibles auprès du CETMEF (<u>http://candhis.cetmef.developpement-durable.gouv.fr/</u>).

Le CETMEF est le gestionnaire du réseau CANDHIS (Centre d'Archivage National des Données de Houle In Situ). Ce réseau comprend un ensemble de houlographes répartis le long du littoral métropolitain. Les données au pas de 30 minutes ou horaire couvrent l'ensemble des paramètres d'état de mer usuels et sont disponibles sur demande auprès du CETMEF (candhis.cetmef@developpement-durable.gouv.fr).

À noter que les durées de mesure sont relativement faibles sur certaines zones géographiques. Il peut être utile alors d'avoir recours à des données issues de la modélisation (Base de données Anemoc, Previmer ou autres).

7.2.4 - Débits journaliers

Les données de mesure in situ sont disponibles auprès de la Banque HYDRO (<u>http://www.hydro.eaufrance.fr/</u>).

La Banque HYDRO stocke les mesures de hauteur d'eau (à pas de temps variable) en provenance de 3 500 stations de mesure (dont 2 400 sont actuellement en service) implantées sur les cours d'eau français.

La Banque HYDRO calcule sur une station donnée les débits instantanés, journaliers, mensuels, à partir des valeurs de hauteur d'eau et des courbes de tarage (relations entre les hauteurs et les débits). Ces valeurs sont actualisées à chaque mise à jour d'une hauteur ou d'une courbe de tarage (addition, précision supplémentaire, correction,...).

La Banque HYDRO fournit à tout moment les valeurs d'écoulement les plus exactes possibles compte tenu des informations que les gestionnaires des stations lui communiquent. Les données sont accessibles en ligne sur la banque Hydro.

7.2.5 - Vent

Les données de mesure in situ sont disponibles auprès de Météo-France (<u>https://public.meteofrance.com/public/accueil</u>).

Météo-France dispose sur tout le territoire métropolitain d'un réseau de plus de 550 stations d'observation, le réseau Radome, qui alimente l'établissement en mesures de température, d'humidité, de pluviométrie, de vent, de rayonnement. Les données de vent fournies sont les données de vent horaire à 10m (vitesse et direction).

Les données sont disponibles sur demande auprès de Météo-France (<u>https://public.meteofrance.com/public/nous_contacter</u>).

7.3 - Logiciels

Le logiciel SHOMAR du SHOM (<u>http://www.shom.fr</u>) permet de calculer la marée à partir des composantes harmoniques qui modélisent intégralement le phénomène. Les hauteurs d'eau et les heures de marées calculées par SHOMAR ont ainsi une précision respective de quelques centimètres et de quelques minutes. SHOMAR fournit des prédictions de marées officielles pour les ports français de métropole et d'Outre-Mer.

Ci-après une liste non exhaustive des principaux logiciels utilisés pour l'analyse des extrêmes.

L'environnement *R* (<u>http://cran.r-project.org/</u>), spécialisé dans les analyses statistiques, présente un ensemble de packages couvrant l'intégralité des outils nécessaires à l'analyse des extrêmes (*evd, evir, ismev, extremevalues, fextremes,*
Imom, ImomRFA, Imomco, POT, Renext, The SpatialExtremes Package, ...). La diffusion de cet environnement, ainsi que ses packages, est libre et les codes sources sont disponibles.

Toujours sous *R*, on attirera en particulier l'attention sur le package *exRemes* qui est relativement simple d'utilisation grâce à son interface graphique et qui reprend les méthodes présentées par Coles (Coles, 2001).

À noter que le package *R* Renext (développé par l'IRSN) présente une interface graphique sous *R* (RenextGUI). Le logiciel Astex (développé par EDF/LNHE) devrait suivre le même chemin (en projet). Ce sont tous deux des logiciels complets pour l'analyse par les méthodes des maxima annuels ou POT avec différentes lois paramétriques.

L'environnement *S-plus* présente aussi un ensemble de librairies complet (*The EVIS library, The Stuart Cole's Routine et The S+Finmetrics Module*). Cet environnement est commercial (payant) et généralement plus dédié à la finance (<u>http://csan.insightful.com/</u>).

Les logiciels *EXTREMES* (logiciel libre développé par l'INRIA Rhône-Alpes, <u>http://extremes.gforge.inria.fr/</u>), *Xtremes* (logiciel commercial produit par RISKTEC, <u>http://www.risktec.de/software.htm</u>) et *HYFRAN* (logiciel commercial distribué par WRPLLC, <u>http://www.wrpllc.com/</u>) présentent une gamme complète d'outils pour l'évaluation des extrêmes et possèdent une interface graphique simple d'utilisation.

Le logiciel *JOIN-SEA* (université de Wallingford) permet l'analyse de probabilités jointes entre les vagues et les niveaux d'eau au repos extrêmes. Les calculs sont basés sur la copule de Gauss (voir §5.3.3). Le logiciel *JOIN-SEA* est un programme en Fortran avec des routines statistiques numériques en NAG. Ce programme est libre, fonctionne sous Unix et est disponible auprès de l'université de Wallingford (http://eprints.hrwallingford.co.uk/483/).

8 - Définitions

- <u>Copule</u> : La dépendance entre deux variables aléatoires réelles *X* et *Y* est parfaitement décrite par la loi de probabilité jointe du couple (X, Y) . Nous pouvons cependant distinguer les comportements des distributions marginales (lois de *X* et de *Y* prises séparément) de la structure de dépendance : la copule est l'outil permettant d'extraire la structure de dépendance d'une distribution jointe et ainsi de séparer dépendance et comportement marginal.
- <u>Densité de probabilité</u> : La loi de probabilité (ou distribution de probabilité) montre la probabilité d'apparition de toutes les valeurs d'une variable aléatoire réelle X. Si la variable étudiée est continue, les valeurs ne sont pas associées à une « probabilité » d'apparition mais à une « densité de probabilité » d'apparition. En simplifiant, si f_X est la densité de probabilité de X, et dx est un nombre réel positif infiniment petit, alors la probabilité que X soit inclus dans l'intervalle [x, x+dx] est égale à $f_X(x).dx$ (pour une définition rigoureuse se référer à Hewitt et Stromberg, 1965).
- <u>Densité de probabilité jointe</u> : Densité de probabilité associée aux conjonctions de deux ou plusieurs variables.
- <u>Eustatisme</u>: Variation du niveau moyen des mers de l'ordre de quelques millimètres par an, lié à des phénomènes climatiques (fonte des glaces, glaciations), sédimentologiques ou encore de subsidence (Ministère de l'Écologie, de l'Énergie, du Développement durable et de la Mer, 2010).
- <u>Événement</u>: Soit Ω l'univers des possibles. Un événement est défini comme un sous-ensemble de Ω . Un événement est dit élémentaire, s'il s'agit d'un ensemble ne contenant qu'un unique élément (singleton). Un événement est dit tempête, s'il s'agit d'un ensemble sous l'influence du passage d'une dépression météorologique.
- <u>Extrême</u> : Lié à un phénomène ou une conjonction de phénomènes météorologiques exceptionnels en termes d'intensité et d'occurrence.
- <u>Fonction de répartition</u> : La fonction de répartition d'une variable aléatoire réelle caractérise la loi de probabilité de cette variable aléatoire réelle X. La fonction de répartition de X est la fonction F_X qui à tout réel x associe $F_X(x) = Proba(X \le x)$. La fonction de répartition F_X et la densité de probabilité f_X sont reliées la formule suivante : $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx$.

- <u>Hauteur significative des vagues (</u> H_s): Hauteur caractéristique des vagues déterminée de deux manières différentes : valeur moyenne du tiers supérieur des hauteurs de vagues observées sur une durée limitée ($H_{1/3}$) ou estimation de la hauteur à partir du moment d'ordre zéro de la densité spectrale (H_{m0}).
- <u>Niveau d'eau au repos</u> (ou niveau d'eau calme) : Niveau du plan d'eau résultant de la marée et de la surcote météorologique en l'absence de l'effet des vagues.
- <u>Niveau d'eau statique</u>: Niveau du plan d'eau résultant de la marée et de la surcote météorologique auquel s'ajoute la composante statique de la surcote liée à l'effet des vagues.
- <u>Niveau d'eau dynamique X %</u>: Niveau du plan d'eau résultant de la marée et de la surcote météorologique auquel s'ajoute les composantes statique et dynamique de la surcote liée à l'effet des vagues ; ce niveau se caractérise par le pourcentage de temps où il est dépassé (X %).
- *Niveau d'eau marin* : Terme générique pouvant désigner le niveau d'eau statique ou dynamique.
- <u>Niveau d'eau estuarien</u>: Niveau du plan d'eau en zone estuarienne résultant de l'action de la marée, de la surcote météorologique, de la surcote liée à l'effet des vagues et du débit fluvial.
- <u>Période de retour</u>: Temps moyen séparant deux réalisations d'un événement; si cet événement est le dépassement par une variable aléatoire d'un seuil donné, la période retour désigne le temps moyen séparant deux dépassements successifs de seuil.
- <u>Période moyenne de vague (T_z) </u>: Période caractéristique des vagues déterminée de deux manières différentes : moyenne des périodes des vagues observées sur une durée limitée (T_{avd}) ou moyenne calculée en prenant la racine carrée du rapport du moment d'ordre zéro sur le moment d'ordre deux de la densité spectrale (T_{o2}) .
- <u>Probabilité</u> : Une probabilité (ou mesure de probabilité) Proba sur Ω est une application sur l'ensemble des événements telle que :
 - i) $Proba(\Omega)=1$;

CFTMFF

- ii) pour tout événement A , $0 \leq Proba(A) \leq 1$
- iii) pour toutes suite $A_{1,}A_{2,}$... d'événements disjoints (i.e., pour

tout $i \neq j$, $A_i \cap A_j = \emptyset$) on a $Proba\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} Proba(A_i)$.

• <u>Probabilité jointe</u> : Probabilité que deux ou plusieurs événements se réalisent conjointement.

- <u>*Processus stochastique*</u> : Famille $\{X_t\}_{t \in T}$ de variables aléatoires continues indexées par le temps t.
- <u>Surcote météorologique</u> : Surélévation du plan d'eau liée à l'action du vent et des variations de pression atmosphérique.
- <u>Surcote météorologique de pleine mer</u>: Différence entre le niveau d'eau au repos observé aux environs de la pleine mer et le niveau de marée de pleine mer prédit ; on considère ici que la surcote liée à l'effet des vagues et les ondes infragravitaires sont négligeables ; il s'agit principalement de la contribution météorologique de la surcote météorologique au moment de la pleine mer.
- <u>Tribu</u> : On appelle tribu A sur Ω toute famille A de parties de Ω vérifiant :

i)
$$\mathcal{U} \in \mathbf{A}$$
;
ii) $A \in \mathbf{A} \Rightarrow \overline{A} \in \mathbf{A}$;

iii)
$$(\forall n \in \mathbb{N} \ A_n \in \mathbb{A}) \Rightarrow \bigcup_n A_n \in \mathbb{A}$$
.

- <u>Wave set-up</u> (ou surcote liée à l'effet des vagues) : Surélévation moyenne (calculée sur une dizaine de minutes) du plan d'eau par transfert d'énergie dans la colonne d'eau suite au déferlement des vagues.
- <u>Wave run-up X % :</u> Surélévation maximale du plan d'eau à la côte ; cette surélévation se caractérise par le pourcentage de temps où elle est dépassée (X %).

9 - Références

- M. Andreewsky, X. Kergadallan, P. Bernadara, M. Benoit, P. Gaufres, C. Trmal, 2012, « Comparaison de différentes méthodes d'estimation des niveaux extrêmes en site à fort et à faible marnage », Centenaire de la SHF du 1 au 2 février 2012 à Paris, Evénements extrêmes fluviaux et maritimes
- L. Barbet, C.-M. Duluc, V. Rebour et J. l'Her, 2011, « Regional frequency analysis of extreme storm surges along the french coast », Natural hazards en earth system science, 11, 1627-1639.
- J. Beirland, Y. Goegebeur, J. Segers et J. Teugels, 2004, « Statistics of extremes – Theory and applications », Wiley series in probability and statistics.
- P. Bernardara, M. Andreewsky et M. Benoit, 2011, « Application of regional frequency analysis to the estimation of extreme storm surges », Journal of geophysical research, vol. 116, C02008.
- P. Bortot et A. Tawn, Septembre 1997, « Joint probability methods for extreme still water levels and waves », Lancaster University.
- CETE Méditerranée, 2010, « Traitement des séries marégraphiques du Golfe du Lion », Etude DREAL Languedoc-Roussillon.
- CIRIA, CUR, CETMEF, Mars 2009, « Guide Enrochement Traduction française du Rock Manual », Référence CETMEF P 09.01.
- S. G. Coles et J. A.Tawn, 1991, « Modelling extreme multivariate events », J. Roy. Statist. *Soc., B*, 53, 377–392.
- S. G. Coles et J. A.Tawn, 1994, « Statistical methods for multivariate extremes: an application to structural design (with discussion) », Appl. Statist., 43, 1–48.
- S. G Coles, 2001, « An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values *»*, Edition London: Springer-Verlag.
- N. Cook, 2011, « Comments on "Plotting Positions in Extreme Value Analysis" *»*, Journal of Applied Meteorology and Climatology, vol. 50, pp 255–266.
- C. Cunnane, 1973, « A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction », Journal of Hydrology, 18, pp 257-271
- R.A. Davis et M.O. Hayes, 1984, « What is a wave-dominated coast ? », Marine Geology 60, pp 313-329
- R.G. Dean et T.L. Walton, 2009. « Wave setup. In Handbook of coastal and OceanEngineering »,By Young C. Kim ed., World scientific, 1-23

- DEFRA, Décembre 2003, « Extreme Water levels in Estuaries and Rivers », RetD Technical report FD0206/TR1, Departement For Environnement Food and Rural Affairs.
- DEFRA, Mars 2005, « Joint Probability », RetD Technical report FD2308/TR1 à FD2308/TR3, Departement For Environnement Food and Rural Affairs.
- M.J. Dixon et J.A Tawn, 1994., « Extreme sea-levels at the UK a-class sites : site-by-site analyses », Proudman Oceanographic labatory, Internal rapport n°65, Natural Environnement Research Council.
- M.J. Dixon et J.A Tawn, 1997., « Spatial analyses for UK coast », Final Report, Commission FD 0303, Ministry of Agriculture Fisheries and Food.
- M.J. Dixon et J.A Tawn, 1999., « The effect of non-stationary on extreme sea-level estimation », Applied Statistics 48 (2), 135–151.
- Edf et CETMEF, 2005 « Atlas numérique d'états de mer Océanique et Côtier ANEMOC le long des côtes françaises », <u>http://anemoc.cetmef.developpement-durable.gouv.fr</u>.
- M. Falk, R. Michel, 2006, « Testing for tail independence in extreme value models », Annals of the Institue of Statistical Mathematics 58, pp 261-290.
- R. Fisher et L. Tippet ,1928, « On the estimation of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample », Proceedings of the Cambridge Philosophical Society.
- M. Fréchet, 1928, « Sur la lois de probabilité de l'écart maximum », Annales de la société polonaise de mathématique (in French) 6: 93-122.
- J. Galambos, 1975, « Order statistics of samples from multivariate distributions », J. Amer. Statist. Assoc., 70, 674–680.
- P. Gaufrès, 2006, « Extreme storm surge distributions and practical application at Marseilles (France) », Advanced application of modelling, Vol III, p.1601-1608.
- N. Guillou, G. Chapalain et P. Sergent, 2010, « Prise en compte de la marée pour les prédictions de houle aux abords de Port 2000 au Havre », Les 8èmes JST du CETMEF Brest 8 et 9 décembre 2010.
- E.J. Gumbel, 1958, « Statistics of Extremes. New York », Columbia University Press.
- E.J. Gumbel, 1960, « Distribution des valeurs extrêmes en plusieurs dimensions », Inst. Statist. Univ. Paris, 9:171-173.
- I. D. Haigh, R. Nicholls et N. Wells, Neil, 2010, « A comparison of the main methods for estimating probabilities of extreme still water levels », Coastal Engineering 57, p.838 – 839.

- D. J. Hanslow et P. Nielsen, 1992, « Wave setup on beaches and in river entrances », 23rd Int. Conf. Coastal Engineering, Venice, Italy, p.240– 252.
- P. J. Hawkes, B. P. Gouldby, J. A. Tawn et M. W. Owen, 2002, « The joint probability of waves and water levels in coastal engineering design », Journal of hydraulic research, Vol.40, N°.3.
- J. E. Heffernan et J. A. Tawn, 2004, « A conditional approach for multivariate extreme values », Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol.66 n°3, pp. 497-546.
- E. Hewitt et K. Stromberg, 1965, « Real and Abstract Analysis », Ed. Springer-Verlag.
- K. Higuchi, J. Huang et A. Shabbar, 1999, « A wavelet characterization of the north atlantic oscillation variations and its relationship to the north atlantic sea surface temperature », International Journal of Climatology, 19, pp 1119 – 1129
- J. R. M. Hosking et J. R. Wallis, 1997, « Regional frequency analysis An approach based on L-moments » Cambridge University Press ed.
- J. Husler et R.-D. Reiss, 1989, « Maxima of normal random vectors: between independence and complete dependence », Statist. Probab. Letters, 7, 283–286.
- IPCC, 2007, « Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group 1 to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change », Cambridge University Press.
- H. Joe, 1990, « Families of min-stable multivariate exponential and multivariate extreme value distributions », Statist. Probab. Letters, 9, pp 75–81.
- H. Joe, 1997, « Multivariate Models and Dependence Concepts », London: Chapman & Hall.
- X. Kergadallan, 2010, « Évaluation statistique des extrêmes appliquée aux conjonctions de vague et de niveau d'eau en site à fort marnage », Les 8èmes JST du CETMEF Brest 8 et 9 décembre 2010.
- X. Kergadallan, R. Sanquer, A. Le Berre et G. Amis, 2012, « Fiches synthétiques de mesures des états de mer », Edtion CETMEF, Guide état de l'art.
- M. Lang et J. Lavavre, 2007, « Estimation de la crue centennale pour les plans de prévention des risques d'inondations », Ed. Quae.
- A. W. Ledford et J. A. Tawn, 1996, « Statistics for near independence in multivariate extreme values », Biometrika 83, 1, pp. 169-187.

- A. W. Ledford et J. A. Tawn, 1997, « Modelling dependence within joint tail regions », Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol.59 n°2, pp. 475-499.
- Y. Leung, 2010, « Knowledge Discovery in Spatial Data », Heidelberg, Ed. Springer.
- M. S. Longuet-Higgins et R. W. Stewart, 1964, « Radiation stresses in water waves ; a physical discussion, with applications », Deep-Sea Res. 11, pp. 529-562.
- L. Makkonen, 2006, « Notes and correspondance : Plotting Positions in Extreme Value Analysis », Journal of Applied Meteorology and Climatology, vol. 45, pp. 334-340.
- J.M. Masson, 1991, « Un problème parmi d'autres dans l'analyse des distributions des variables hydrologiques: Les horsains (outliers) », Statistiques Appliquées, Seminfor 5, éd. ORSTOM.
- F. Mazas et L. Hamm, 2008, « Réconcilier théorie et pratique dans la détermination des houles extrêmes », X^{èmes} Journées Nationales Génie Côtier – Génie Civil, 14-16 octobre 2008, Sophia Antipolis.
- M. Miche, 1944, « Movements ondulatoires de la mer », Annales des Ponts et Chaussees, vol. 114, pp. 25-406.
- Ministère de l'Ecologie, de l'Energie, du Développement durable et de la Mer, 2010, « La gestion du trait de côte », Ed. Quae.
- V. Monbet et L. Tual-Micheli, Mars 2006, « Traitement probabiliste des conjonctions d'aléas marins houle-marée-surcote », EDF-LNHE Rapport N° 06.09.1.
- ONERC, 2010, « Prise en compte de l'élévation du niveau de la mer en vue de l'estimation des impacts du changement climatique et des mesures d'adaptation possibles », Synthèse n°2 de février 2010, Direction générale de l'énergie et du climat/Service du climat et de l'efficacité énergétique/Observatoire national sur les effets du réchauffement climatique.
- J. Pickands, 1975, « Statistical Inference Using Extreme Order Statistics », The Annals of Statistics 3(1), pp. 119-131.
- J. Pickands, 1981, « Multivariate extreme value distributions », Bulletin of the International Statistical Institute, Proceedings of the 43rd Session, Buenos Aires, pp. 859-878.
- P.A. Pirazzoli, A. Tomasin et A. Ullmann, 2007, « Extreme sea levels in two northern Mediterranean areas », Méditerranée n°108, pp. 59-68

- F. Pons, P. Sergent et A. Lambert, 2008, « Calcul des seiches à partir du logiciel Refonde », Xèmes Journées Nationales Génie Côtier – Génie Civil, 14-16 octobre 2008, Sophia Antipolis.
- N. Pouvreau, 2008, « Trois cents ans de mesures marégraphiques en France : outils, méthodes et tendances des composantes du niveau de la mer au port de Brest », Thèse de doctorat de l'université de La Rochelle.
- T. Pullen, N.W.H. Allsop, T. Bruce, A. Kortenhaus, H. Schüttrumpf, et J.W. van der Meer, 2007, « EurOtop Wave Overtopping of Sea Defences and Related Structures: Assessment Manual », Die Küste, 73, 193 p.
- R.-D. Reiss et M. Thomas, 2001, « Statistical Analysis of Extreme Values », Birkhauser, Boston, 316 p.
- RFS, 12 avril 1984, « Règle Fondamentale de Sûreté des Installations Nucléaires, Règles fondamentales de Sûreté », Série REP, Règle N°I.2.e.
- D. Rosbjerg, 1985, « Estimation in partial duration series with independent and dependent peak values », Journal of Hydrology 76: 183-195.
- N. Senechal, 2003, « Etude de la propagation des vagues au-dessus d'une bathymétrie complexe en zone de surf », Thèse de doctorat, Université Bordeaux I, Spécialité Océanographie Paléo océanographie.
- SHOM, 2012 « Annuaire des marées 2012 Ports de France, Métropole, Tome 1 », Édition SHOM.
- SHOM et CETMEF, 2012 « Statistiques des niveaux marins extrêmes des côtes de France (Manche et Atlantique) », Édition SHOM.
- B. Simon, 1996, « Détermination des hauteurs d'eau extrêmes pour la délimitation du domaine public maritime », Annales Hydrographiques, 20, 167, 17-43.
- B. Simon, 2007, « La marée La marée océanique côtière », Ed. Institut océanographique.
- R. L. Smith, 1990, « Extreme value theory », In Handbook of Applicable Mathematics, ed. W. Ledermann, vol. 7. Chichester: John Wiley, pp. 437– 471.
- H. F. Stockdon, R. A. Holman, P. A. Howd et A. H. Salenger Jr, 2006, « Empirical parameterization of set-up, swash, and runup », Coastal Engineering 53, p.573 – 588.
- O. G. B. Sveinsson, D. C. Boes et J. D. Salas; 2001, « Population index flood method for regional frequency analysis », Water Resources Research, Vol. 37, n°11, pp 2733–2748.

- G. Symonds , D.A. Huntley et A.J. Bowen, 1982, « Two dimensional surf beat: long wave generation by a time varying break point »,. Journal of Geophysical Research, 87(C1), pp 492-498.
- G. Symonds et A.J. Bowen, 1984, « Interaction of nearchore bars with incoming wave groups », Journal of Geophysical Research, 89(C2), pp 1953-1959.
- J. A. Tawn, 1988, « Bivariate extreme value theory: models and estimation », Biometrika, 75, 397–415.
- J. M. Tucker et E.G. Pitt, 2001, « Waves in ocean engineering », Elsevier ocean engineering book series, vol.5.
- J. Weiss, P Bernardara, M. Benoit, M. Andreewsky et X. Kergadallan, 2012, «Assessment Of The Regional Frequency Analysis To The Estimation Of Extreme Storm Surges », International Conference on Coastal Engeneering 2012, Santander.
- S. R. Winterstein, T. C. Ude, C. A. Cornell, P. Bjerager et S. Haver, 1993, « Environmental parameters for extrem response : Inverse FORM with omission factors », Proceedings, ICOSSAR-93, Innsbruck, Austria.

Annexes

Annexe 1 : Principaux modèles de dépendance bi-variée.

Un modéle de dépendance bi-variée est une loi de distribution de probabilités jointes. La présente annexe liste les principaux modèles de dépendance appliqués au domaine maritime et présents dans la littérature.

Avant de présenter les modèles de dépendance, on abordera rapidement les notions de symétrie et dépendence de queue qui permettent différencier ces modèles.

Symétrie et dépendence de queue

Les modèles de dépendance bi-variée sont caractérisés par une symétrie et une dépendance de queue différentes.

Pour un modèle de dépendance asymétrique les variables ne sont pas interchangeables dans la loi de probabilité jointe. Pour un modèle de dépendance symétrique, les variables sont interchangeables.

La dépendance de queue est définie de la manière suivante :

- Indépendance parfaite : Pr(S > s, H > h,) = Pr(S > s). Pr(H > h)
- Indépendance asymptotique : $\lim_{(s,h) \to (+\infty,+\infty)} Pr(S > s, H > h,) \to 0$
- Dépendance asymptotique : $\lim_{(s,h)\to(+\infty,+\infty)} Pr(S>s,H>h,)\to C$ avec C=]0,1].

Modèles de dépendance bi-variée

► <u>Présentation générale :</u>

Les modèles de dépendance bi-variée sont présentés sous la forme d'une fonction de répartition bi-variée ou d'une copule.

Parmi les copules présentées ici seuls les deux derniers (copule de Gauss et modèle de Ledford et Tawn) n'appartiennent pas à la famille des copules de valeurs extrêmes.

La famille des copules de valeurs extrêmes regroupe les modèles de dépendance pour lesquels les variables marginales suivent une loi des valeurs extrêmes (GEV ou GPD, voir §3.5). Ces modèles ont pour dépendance de queue une dépendance asymptotique ou une indépendance parfaite.

La copule de Gauss est ajoutée, car elle est complémentaire aux copules de valeurs extrêmes. En effet ces dernières ne permettent pas de modéliser les cas d'indépendance

asymptotique. Hors pour des valeurs de variables très grandes, un modèle avec une indépendance asymptotique tend vers une copule de valeurs extrêmes (indépendance parfaite). Une étude sur les conjonctions des valeurs extrêmes doit donc prendre en compte les cas d'indépendance asymptotique. La copule de Gauss a une indépendance asymptotique. Pour sa facilité de mise en œuvre elle est souvent utilisée pour modéliser ce type de dépendance particulière.

Le modèle proposé par Ledford et Tawn (Ledford et Tawn, 1997) est une modèle général qui permet de faire le lien entre les différentes formes de dépendance de queue (dépendance ou indépendance asymptotique négative ou positive).

► Changement de variables :

Dans un souci de simplification, pour isoler les propriétés de dépendance des aspects propres aux distributions marginales, les variables étudiées sont transformées en variables de distribution standard connue. Il est d'usage (mais non systématique) d'utiliser une distribution de Fréchet. La dépendance, reliant les quantiles des variables, n'est pas impactée.

Soit X_i une variable aléatoire de fonction de répartition marginale F_i avec i=1,2.

Alors u_i la probabilité associée à $X_i \leq x_i$ est définie par : $u_i = F_i(x_i)$ avec i = 1, 2

On effectue un changement de variable en Z_i avec $Z_i = -1/\ln u_i$ pour i=1,2.

 Z_i suit bien une loi de distribution de Fréchet :

 $Proba[Z_i \leq z_i] = \exp(-1/z_i) \text{ avec } i=1,2$

► Les différents modèles :

Bivariate logistic distribution (Gumbel, 1960)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de distribution de Fréchet.

 $F(z_{1,}z_{2}) = \exp\left\{-\left[z_{1}^{-1/r} + z_{2}^{-1/r}\right]^{r}\right\}$

Équivalent à la copule Gumbel-Hougaard $C(u_1, u_2) = \exp - \left[(-\ln(u_1))^{\theta} + (-\ln(u_2))^{\theta} \right]^{1/\theta}$

Bivariate asymetric logistic distribution (Tawn, 1988)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de distribution de Fréchet.

$$F(z_{1,}z_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{(1-t_{1})}{z_{1}} + \frac{(1-t_{2})}{z_{2}} + \left[t_{1}z_{1}^{-1/r} + t_{2}z_{2}^{-1/r}\right]^{r}\right]\right\}$$

avec $0 < r < 1$

Husler-Reiss distribution (Husler, 1989)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de distribution de Fréchet.

$$F(z_1, z_2) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{z_1}\Phi\left[\frac{1}{r} + \frac{r}{2}\ln\left(\frac{z_2}{z_1}\right)\right] + \frac{1}{z_2}\Phi\left[\frac{1}{r} + \frac{r}{2}\ln\left(\frac{z_1}{z_2}\right)\right]\right\}$$

avec Φ fonction de répartition normal standard $0\!<\!r\!<\!1$, $0\!\leqslant\! t_1$ et $t_2\!\leqslant\! 1$

Équivalent à la copule Hüsler-Reiss

$$C(u_1, u_2) = \exp\left\{\ln(u_1)\Phi\left[\frac{1}{\theta} + \frac{\theta}{2}\ln\left(\frac{\ln(u_1)}{\ln(u_2)}\right)\right] + \ln(u_2)\Phi\left[\frac{1}{\theta} + \frac{\theta}{2}\ln\left(\frac{\ln(u_2)}{\ln(u_1)}\right)\right]\right\}$$

Bivariate negative logistic distribution (Galambos, 1975)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de distribution de Fréchet.

$$F(z_{1,}z_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{z_{1}} + \frac{1}{z_{2}} - \left[z_{1}^{r} + z_{2}^{r}\right]^{-1/r}\right]\right\}$$

avec r > 0

Équivalent à la copule de Galambos

$$C(u_1, u_2) = u_1 u_2 \exp\left[(-\ln(u_1))^{-\theta} + (-\ln(u_2))^{-\theta}\right]^{-1/\theta}$$

Bivariate asymmetric negative logistic distribution (Joe, 1990)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de probabilité de Fréchet.

$$F(z_{1}, z_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{z_{1}} + \frac{1}{z_{2}} - \left[t_{1}z_{1}^{r} + t_{2}z_{2}^{r}\right]^{-1/r}\right]\right\}$$

avec $r\!>\!0$, $0\!<\!t_1$ et $t_2\!\leqslant\!1$

Copule de Joe BB5 (Joe, 1997)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de probabilité de Fréchet.

$$F(z_1, z_2) = \exp\left\{-\left[z_1^{\theta} + z_2^{\theta} - \left[z_1^{-\theta\delta} + z_1^{-\theta\delta}\right]^{1/\delta}\right]^{1/\theta}\right\}$$

avec $\delta > 0$ et $\theta > 1$

Bilogistic distribution (Smith, 1990)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de probabilité de Fréchet.

$$F(z_{1,}z_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{z_{1}}q^{(1-\alpha)} + \frac{1}{z_{2}}(1-q)^{(1-\beta)}\right]\right\}$$

avec $(1-\alpha)y_{1}(1-q)^{\beta} - (1-\beta)y_{2}q^{\alpha} = 0$
 $0 < \alpha$ et $\beta < 1$

Negative bilogistic distribution (Coles, 1994)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de probabilité de Fréchet.

$$F(z_{1}, z_{2}) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{z_{1}} + \frac{1}{z_{2}} - \frac{1}{z_{1}}q^{(1+\alpha)} + \frac{1}{z_{2}}(1-q)^{(1+\beta)}\right]\right\}$$

avec $\frac{(1+\alpha)}{z_{1}}q^{\alpha} - \frac{(1+\beta)}{z_{2}}(1-q)^{\beta} = 0$
 $\alpha > 0$ et $\beta > 0$

Dirichelet model distribution (Coles, 1991)

Changement de variable : $Z_i \rightarrow$ loi de probabilité de Fréchet.

$$F(z_1, z_2) = \exp\left\{-\left[\frac{1}{z_1}\left[1 - B(q; a+1, \beta)\right] + \frac{1}{z_2}\left[1 - B(q; a, \beta+1)\right]\right]\right\}$$

avec $q = \frac{\alpha/z_2}{(\alpha/z_2 + \beta/z_1)}$ et $B(q; \alpha, \beta)$ beta distribution

Copule de Gauss

Comme pour les copules de valeurs extrêmes, les variables étudiées sont transformées en variables de distribution standard connue. On utilise ici une distribution normale.

Changement de variables : $Z_i \rightarrow \text{loi de probabilité normale.}$ $Z_i = \Phi^{-1} [F_i(x_i)]$ avec $\Phi = N(\mu, \sigma^2), \mu = 0$ et $\sigma^2 = 1$.

$$F(z_{1}, z_{2}) = \frac{1}{2 \pi \sigma_{z_{1}} \sigma_{z_{2}} \sqrt{1 - \rho^{2}}} \exp\left(\frac{-1}{2(1 - \rho^{2})} \left[\frac{z_{1}^{2}}{\sigma_{z_{1}}^{2}} + \frac{z_{2}^{2}}{\sigma_{z_{2}}^{2}} - \frac{2 \rho z_{1} z_{2}}{\sigma_{z_{1}} \sigma_{z_{2}}}\right]\right)$$

avec ρ le facteur de corrélation entre z_1 et z_2 ; Σ la matrice de covariance définie par : $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{z_1}^2 & \rho \sigma_{z_1} \sigma_{z_2} \\ \rho \sigma_{z_1} \sigma_{z_2} & \sigma_{z_2}^2 \end{pmatrix}$

Ledford et Tawn (Ledford et Tawn, 1997)

•

Changement de variable : $Z_i \rightarrow \text{loi de probabilité de Fréchet.}$

$$Pr[Z_1 > z_1, Z_2 > z_2] = \mathscr{L}(z_1, z_2) z_1^{-c_1} z_2^{-c_2}$$

avec $c_1 > 0$ et $c_2 > 0$
 \mathscr{L} fonction à variation lente :
$$\lim_{t \to \infty} \frac{\mathscr{L}(tz_1, tz_2)}{\mathscr{L}(t, t)} = g(z_1, z_2) \text{ pour } t > 0$$

et g fonction telle que $g(z_1, z_2) = g^*[z_1/(z_1 + z_2)]$
avec $g^*(w)/g^*(1-w)$ à variation lente pour $w \to 0$ et $w \to 1$

CETMEF Analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes – Environnements maritime et estuarien - 157

Annexe 2 : Modèle de dépendance conditionnelle bi-variée

Introduction

L'estimation des probabilités d'occurrence associées à un couple de variables aléatoires (X_1, X_2) se fait par la modélisation d'une fonction de dépendance bi-variée.

Pour l'étude de valeurs extrêmes, les copules de valeurs extrêmes font partie des fonctions les plus étudiées. Par construction, ces copules permettent de modéliser les cas d'indépendance parfaite ou de dépendance asymptotique entre les variables (pas l'indépendance asymptotique).

Pour les cas où les variables peuvent être asymptotiquement dépendantes comme indépendantes, Ledford et Tawn ont proposé un modèle adapté à l'analyse des valeurs extrêmes et couvrant un très large spectre de formes de dépendance (Ledford et Tawn, 1997).

Pour un tour horizon plus complet il faut aussi ajouter la copule de Gauss, très prisée pour sa facilité de mise en œuvre, et adaptée aux seules variables asymptotiquement indépendantes.

L'ensemble de ces modèles est présenté en annexe 1.

Par construction, l'ensemble des fonctions de dépendance citées n'est valide que si X_1 et X_2 sont dans le domaine des valeurs extrêmes (valeurs simultanément extrêmes).

Autrement dit on peut calculer la probabilité associée à un couple (X_1, X_2) avec x_1 et x_2 très grands, mais on ne connaît pas cette probabilité si seul x_1 (ou x_2) est très grand.

Le modèle proposé par Hefferman et Tawn (Hefferman et Tawn, 2004) permet de s'affranchir de cette limite. C'est l'approche conditionnelle de valeurs extrêmes, objet de la présente annexe. L'approche de Hefferman et Tawn est multivariée. On se limite ici au seul cas bi-varié.

La présentation de l'approche conditionnelle de valeurs extrêmes se compose de trois parties. Dans la 1^{ère} partie on décrit la forme et le domaine de validité du modèle. Dans la 2^e partie on détaille la méthode d'estimation du modèle à partir des observations. Dans la 3^e partie on présente une méthode de simulation de données à partir du modèle. C'est à partir de cette simulation que l'on peut estimer une période retour associée à un ensemble de conjonctions particulières.

Description du modèle

► <u>Forme générale</u>

Soient deux variables aléatoires X_i avec i=1,2.

Les fonctions de répartition marginales F_i des variables X_i sont supposées connues (voir §3).

Pour simplifier le modèle les variables X_i sont transformées en variables Z_i avec Z_i suivant une loi de distribution de Gumbel : $Z_i = -\log(-\log(F_i(x_i)))$.

On considère que pour *i* donné et z_i « suffisamment grand », il existe des fonctions de normalisation $a_{j|i}(z_i)$ et $\beta_{j|i}(z_i)$ telles que :

 Z_{i} fonction de Z_{i} : $Z_{j} = a_{j|i}(z_{i}) + \beta_{j|i}(z_{i})Y_{j|i}$ (1)

avec i=1,2, j=1,2, $i\neq j$, $Y_{j|i}$ une variable aléatoire.

et $\lim_{z_i \to +\infty} \left[Proba(Z_j \le \alpha_{j|i}(z_i) + \beta_{j|i}(z_i) y_{j|i} | Z_i = z_i) \right] = G_{j|i}(y_{j|i})$ (2)

avec $G_{j|i}$ une loi de distribution limite non dégénérée et non paramétrique.

La notion de « suffisamment grand » est discutée en 2^e partie (voir §Estimation).

L'équation (2) peut s'écrire sous la forme :

$$\lim_{z_{i} \to +\infty} \left[Proba(Y_{j|i} \leq y_{j|i} | Z_{i} = z_{i}) \right] = G_{j|i}(y_{j|i}) \quad (3)$$

avec $Y_{j|i} = \frac{Z_{j} - a_{j|i}(z_{i})}{\beta_{j|i}(z_{i})} \quad (4)$
et $i = 1, 2$, $j = 1, 2$, $i \neq j$.

On peut montré que pour z_i suffisamment grand, $Y_{j|i}$ et Z_i sont indépendants.

► <u>Forme paramétrique</u>

Le modèle permet de décrire la probabilité conditionnelle de Z_j sachant Z_i pour z_i suffisamment grand. On considère que cette dernière condition est respectée pour $Z_i > u_{zi}$.

Il n'existe pas de famille paramétrique regroupant les différentes formes possibles pour les fonctions $a_{j|i}$ et $\beta_{j|i}$. Hefferman et Tawn proposent toutefois de se limiter à une sous famille permettant de couvrir une large gamme de modèles de dépendance (dépendance asymptotique positive ou négative, indépendance asymptotique positive ou négative). Cette famille est définie de la manière suivante :

$$a_{j|i}(z_i) = a_{j|i}(z_i) + I_{[a_{j,i}=0,b_{j,i}<0]} \{c_{j|i} - d_{j|i} \log(z_i)\} \text{ (5) et } \beta_{j|i}(z_i) = z_i^{b_{j,i}} \text{ (6)}$$

avec $0 \le a_{j|i} \le 1$, $-\infty < b_{j|i} < 1$, $-\infty < c_{j|i} < +\infty$ et $0 \le d_{j|i} \le 1$
 $I \text{ une fonction indicatrice, } i=1,2$, $j=1,2$ et $i \ne j$.

On n'impose pas de restriction sur la forme de $G_{j|i}$. Pour $a_{j|i}$ et $\beta_{j|i}$ donnés, la fonction de répartition $G_{j|i}$ de $Y_{j|i}$ est définie de manière empirique à partir des observations de Z_j pour les couples (Z_i, Z_j) avec $Z_i > u_{zi}$ (voir éq. 4).

► Domaine de validité

La modèle proposé par Hefferman et Tawn permet de définir deux lois de distribution :

•
$$p_{1|2}(x_1, x_2) = Proba(X_1 < x_1 | X_2 = x_2)$$
 pour $X_2 > u_{x_2}$

•
$$p_{2|1}(x_1, x_2) = Proba(X_2 < x_2|X_1 = x_1)$$
 pour $X_1 > u_{x_1}$

avec
$$u_{xi} = F_i^{-1} \left[\exp(-\exp(-u_{zi})) \right]$$
 pour $i=1,2$.

Les domaines de validité respectifs des lois $p_{1|2}(x_1, x_2)$ et $p_{2|1}(x_1, x_2)$ sont présentées sur la figure ci-après.



Figure A.1 : Domaines de validité et d'utilisation de l'approche conditionnelle.

Il y a recouvrement des domaines de validité pour $(X_1 > u_{xl}, X_2 > u_{x2})$. Hefferman et Tawn ont montré que les estimations par $p_{1|2}$ et $p_{2|1}$ étaient cohérentes sur la zone de recouvrement au vue des incertitudes sur le modèle.

Ils préconisent l'utilisation de $p_{1|2}$ et $p_{2|1}$ sur deux zones distinctes définies de la manière suivante (voir figure A.1) :

- $p_{1|2}$: pour $Proba(X_1 \le x_1) < Proba(X_2 \le x_2)$ et $X_2 > u_{x^2}$;
- $p_{2|1}$: pour $Proba(X_2 \le x_2) < Proba(X_1 \le x_1)$ et $X_1 > u_{x_1}$.

On considère que la zone définie par $Proba(X_1 \le x_1) = Proba(X_2 \le x_2)$ pour $(X_1 > u_{x1}, X_2 > u_{x2})$ peut être négligée. Le modèle n'est pas valide pour $(X_1 \le u_{x1}, X_2 \le u_{x2})$. Ce point est traité en 3^e partie (voir §Extrapolation).

Estimation

▶ Inférence

La probabilité conditionnelle de non dépassement de Z_j sachant Z_i pour $Z_i > u_{zi}$ et u_{zi} suffisamment grand est modélisée par la fonction $G_{j|i}(y_{j|i})$ avec $y_{j|i}$ fonction des paramètres $a_{j|i}$ et $\beta_{j|i}$ (voir éq. 2). L'inférence statistique porte sur la caractérisation de $a_{i|i}$ et $\beta_{i|i}$, fonctions de $(a_{i|i}, b_{i|i}, c_{i|i}, d_{i|i})$ (voir éq. 5 et 6).

Le modèle est ajusté par une méthode de maximum de vraisemblance aux observations de Z_j pour les couples (Z_i, Z_j) avec $Z_i > u_{zi}$ et u_{zi} suffisamment grand. Le choix du seuil de dépendance u_{zi} est discuté au paragraphe suivant (voir §Choix du seuil de dépendance).

Soient *n* couples (Z_i, Z_j) avec $Z_i > u_{zi}$, $(z_{jl}, ..., z_{jn})$ les valeurs correspondantes de Z_j et $(y_{j|i1}, ..., y_{j|in})$ les valeurs correspondantes de $Y_{j|i}$.

Bien que la forme de $G_{j|i}$ ne soit pas imposée dans le modèle général décrit par Hefferman et Tawn, les calculs d'inférence statistiques sont grandement simplifiés si on émet une hypothèse sur la forme de $G_{j|i}$. Plusieurs tests ont été conduits par Hefferman et Tawn. De part ses performances mais aussi par commodité et simplification des calculs on émet l'hypothèse que $G_{j|i}$ suit une loi normale de paramètres constants : espérance $\mu_{j|i}$ et écart type $\sigma_{j|i}$.

La vraisemblance L d'estimateur λ s'écrit :

$$L[(y_{j|i1}), ..., (y_{j|in}); \lambda] = g_{j|i}(y_{j|i1}; \lambda) \times ... \times g_{j|i}(y_{j|in}; \lambda) = \prod_{k=1}^{n} g_{j|i}(y_{j|ik}; \lambda)$$

avec $\lambda = (\mu_{i|i}, \sigma_{i|i})$, $i = 1, 2$, $j = 1, 2$, $i \neq j$.

Soit $G_{j|i}^*$ tel que $G_{j|i}^*(z_{jk}) = G_{j|i}(y_{j|ik})$. Donc, d'après les équations 5 et 6, $G_{j|i}^*$ suit une loi normale de paramètres variables : espérance $\mu_{j|i}^*(z_{jk}) = a_{j|i}(z_{jk}) + \mu_{j|i}\beta_{j|i}(z_{jk})$ et écart type $\sigma_{j|i}^*(z_{jk}) = \sigma_{j|i}\beta_{j|i}(z_{jk})$.

La vraisemblance L^* d'estimateurs θ et λ s'écrit :

$$L^{*}[(z_{j1}), ..., (z_{jn_{ul}}); \theta, \lambda] = g^{*}_{j|i}(z_{j1}; \theta, \lambda) \times ... \times g^{*}_{j|i}(z_{jn_{ul}}; \theta, \lambda) = \prod_{k=1}^{n_{ul}} g^{*}_{j|i}(z_{jk}; \theta, \lambda)$$
(7)
avec $\theta = (a_{j|i}, b_{j|i}, c_{j|i}, d_{j|i})$ et $i = 1, 2$, $j = 1, 2$, $i \neq j$.

On maximise L^* fonction de $(a_{j|i}, b_{j|i}, c_{j|i}, d_{j|i}, \mu_{j|i}, \sigma_{j|i})$. Pour le résultat finale on ne retient pas l'hypothèse de loi normal pour $G_{j|i}$. Les paramètres $(\mu_{j|i}, \sigma_{j|i})$ sont nécessaires pour le calcul mais ne sont donc pas conservés pour l'estimation finale de $G_{j|i}$.

La probabilité conditionnelle de non dépassement de Z_j sachant Z_i pour $Z_i > u_{zi}$ et u_{zi} suffisamment grand est définie par l'équation 2 :

- avec $\hat{\mathbf{d}}_{j|i}$ et $\hat{\beta}_{j|i}$ fonctions de $(a_{j|i}, b_{j|i}, c_{j|i}, d_{j|i})$ établis par la méthode du maximum de vraisemblance (voir éq. 7),
- et $G_{j|i}$ déterminée de manière empirique à partir des valeurs $(y_{j|i1}, \dots, y_{j|in})$, pour $Y_{j|i}$ fonction de $\hat{\mathbf{q}}_{j|i}$, $\hat{\mathbf{\beta}}_{j|i}$ et (z_{j1}, \dots, z_{jn}) .

► Choix du seuil de dépendance

Le modèle présenté d'estimation de la probabilité conditionnelle de Z_j sachant Z_i est valide pour $z_i \rightarrow +\infty$ (voir éq. 2). On considère qu'on peut utiliser ce modèle si $Z_i > u_{zi}$ avec u_{zi} suffisamment grand. Encore faut-il définir ce que l'on entend pas « suffisamment grand ».

On considère que u_{zi} est suffisamment grand si les deux conditions suivantes sont respectées :

- l'estimation de $(a_{j|i}, b_{j|i}, c_{j|i}, d_{j|i})$ par la méthode du maximum de vraisemblance (voir éq. 7) est stable si u_{zi} augmente,
- les variables $Y_{j|i}$ et Z_i sont indépendantes (voir §Forme générale).

La procédure pour établir u_{zi} est la suivante :

- plusieurs estimations du modèle sont effectuées par la méthode du maximum de vraisemblance (voir éq. 7) en faisant varier u_{zi} ;
- 1^{ère} condition : on regarde la stabilité des paramètres $a_{j|i}$, $b_{j|i}$, $c_{j|i}$ et $d_{j|i}$ en fonction de u_{zi} ; la valeur conseillée pour u_{zi} est le seuil minimum à partir duquel les paramètres $a_{j|i}$, $b_{j|i}$, $c_{j|i}$ et $d_{j|i}$ peuvent être considérés comme stables;

• 2^e condition : on effectue un test d'indépendance (choix parmi les nombreux existants) sur les variables $Y_{j|i}$ et Z_i ; si le test d'indépendance est rejeté u_{zi} n'est pas suffisamment grand.

Extrapolation

Pour simuler N couples de variables aléatoires (X_1, X_2) à partir des lois de distribution conditionnelles $(X_1, X_2)|X_1 > u_{x1}$ et $(X_1, X_2)|X_2 > u_{x2}$, on utilise une méthode de Monte-Carlo.

Soient $(\hat{\alpha_{2|1}}, \hat{\beta_{2|1}}, u_{zI})$ et $(\hat{\alpha_{1|2}}, \hat{\beta_{1|2}}, u_{z2})$ les paramètres établis à partir de la méthode d'estimation présentée au §Estimation.

Les différentes étapes sont les suivantes :

- calcul de (u_{xl}, u_{x2}) tel que $u_{xi} = F_i^{-1} \left[\exp(-\exp(-u_{zi})) \right]$ avec i=1,2,
- calcul de la fonction de distribution empirique $H(x_1, x_2)$ de (X_1, X_2) pour $(X_1 \le u_{x1}, X_2 \le u_{x2})$ à partir des observations,
- pour $i\!=\!1,\!2$, transformation des observations x_{0i} et en z_{0i} telle que $z_{0i}=-\log(-\log(F_i(x_{0i})))$,
- pour i=1,2 et $Z_i > u_{zi}$, transformation des z_{0i} en $y_{0j|i}$ telle que $y_{0j|i} = \frac{z_{0j} \hat{\mathbf{a}}_{j|i}(z_i)}{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{j|i}(z_i)}$,
- pour $i\!=\!1,\!2$, calcul de la fonction de distribution empirique $\hat{G_{j|i}}$ à partir des $y_{0j|i}$,
- pour i=1,2, simulation de N valeurs de Z_i à partir d'une loi de distribution de Gumbel, puis sélection des seules valeurs de Z_i pour $Z_i > u_{zi}$, soient N_i valeurs,
- i=1,2, j=1,2 et $i\neq j$, simulation de N_i valeurs de $Y_{j|i}$ à partir de $\hat{G}_{j|i}$ et calcul de $z_j=\hat{a_{j|i}}(z_i)+\hat{\beta_{j|i}}(z_i)y_{j|i}$,
- pour i=1,2, transformation des N_i couples de (Z_1,Z_2) en (X_1,X_2) telle que $x_i = F_i^{-1} \left[\exp\left(-\exp(-z_i)\right) \right]$,
- pour i=1,2, sélection des seuls couples (X_1, X_2) avec $Proba(X_j \leq x_j) < Proba(X_i \leq x_i)$, soient N_i ' couples.
- simulation de $N_0 = N (N_1' + N_2')$ couples de (X_1, X_2) à partir de la fonction de répartition $H(x_1, x_2)$.

Trois ensembles de données sont générés avec respectivement N_0 , N_1' et N_2' couples (X_1, X_2) . La réunion de ces trois ensembles permet d'obtenir une simulation de N couples répartis sur l'ensemble du domaine.

Annexe 3 : Détermination de la forme de dépendance asymptotique

Selon la forme de la dépendance de queue (valeurs simultanément extrêmes) entre les variables étudiées, les modèle de dépendance mis en œuvre seront différents. 4 approches différentes et complémentaires sont présentées ici pour caractériser la forme de dépendance asymptotique :

- le test de Falk & Michel (2006),
- le calcul des coefficients de dépendance extrême (Coles & al, 1999),
- la représentation par un processus ponctuel de Poisson,
- le calcul des coefficients de dépendance de queue (Ledford & Tawn, 1996).

Test de Falk & Michel (2006)

Soit (X_1, X_2) un couple de variables aléatoires de fonctions de distribution marginales F_{xl} et F_{x2} .

Le couple (X_1, X_2) est transformé en (Y_1, Y_2) , avec Y_1 et Y_2 variables aléatoires de même fonction de distribution F_Y telle que :

$$Y_i = \log (F_{X_i}(x_i))$$
 et $F_Y(y_i) = \exp(y_i)$ avec $i=1,2$

Si et seulement si la fonction de distribution jointe bivariée $G(y_1, y_2)$ est une fonction de distribution de valeurs extrêmes bi-variées, alors $G(y_1, y_2)$ peut s'écrire de la manière suivante :

$$G(y_{1}, y_{2}) = \exp\left((y_{1} + y_{2})D\left(\frac{y_{1}}{y_{1} + y_{2}}\right)\right), \quad y_{1}, y_{2} \in \mathbf{0}$$

avec *D* la fonction de dépendance de Pickands (Pickands, 1981)

Falk et Michel ont montré que la loi de probabilité conditionnelle $F(t) = Pr(Y_1 + Y_2 > tc | (Y_1 + Y_2) > c)$ a pour fonction de répartition :

- $F(t)=t^2$, $t \in [0,1]$ quand $c \neq 0$ ssi D(z)=1, $(z) \in [0,1]$, autrement dit si Z_1 et Z_1 sont asymptotiquement indépendants ;
- F(t)=t, $t \in [0,1]$ quand $c \rightarrow 0$ ssi $D(z) \neq 1$, $z \in [0,1]$, autrement dit si Z_1 et Z_1 sont asymptotiquement dépendants.

Le test sur la forme de dépendance asymptotique à partir d'une série de d'observations de de conjonction (Y_1, Y_2) s'effectue en 2 grandes étapes :

• Sélection de la population d'analyse :

Pour c < 0 donné proche de 0, on sélectionne les observations avec $Y_1 + Y_2 > c$.

• Test d'hypothèse :

Selon Falk et Michel, la loi de probabilité conditionnelle :

$$\frac{Y_1 + Y_2}{c} > t |Y_1 + Y_2 > c$$

CETMEF

suit une loi de distribution :

- $F(t)=t^2$ (asymptotiquement indépendants),

- ou F(t)=t (asymptotiquement dépendants).

L'adéquation entre la loi de probabilité conditionnelle empirique et une loi de probabilité $F(t)=t^2$ est contrôlée par via les tests de Neymann-Pearson, Fisher, Kolmogorov-Smirnov et Chi-deux.

À noter que les essais effectués par Falk et Michel ont montré que le test de Neymann-Pearson donne les meilleurs résultats si c est suffisamment proche de 0 (-0.1), et que le test de Fisher a été pris en défaut sur un cas d'indépendance asymptotique.

Coefficients de dépendance extrême (Coles & al, 1999)

On procède tout d'abord à un changement de variable :

Soit $(X_{1,}X_{2})$ un couple de variables aléatoires de fonctions de distribution marginales $F_{X_{i}}$ avec i=1,2. $(X_{1,}X_{2})$ est transformée en $(Y_{1,}Y_{2})$, variables aléatoires de fonctions de distribution marginales de Fréchet F_{Y} avec

i=1,2 telles que :
$$Y_i = -\frac{1}{\log(F_{X_i}(x_i))}$$
 et $F_Y(y_i) = \exp(-1/y_i)$ avec *i*=1,2

Une mesure naturelle de la dépendance asymptotique est :

$$\mathbf{X} = \lim_{u \to 1} \Pr[F_{Y}(y_{1}) > u | F_{Y}(y_{2}) > u]$$

Coles & al ont montré que pour $u \in [0,1]$,

$$\chi(u) = 2 - \frac{\log \Pr[F_Y(y_1) < u, F_Y(y_2) < u]}{\log \Pr[F_Y(y_1) < u]}$$
$$\chi = \lim_{u \neq 1} \Pr[\chi(u)]$$

Les propriétés du coefficient de dépendance X sont les suivantes :

• $0 \leq \chi \leq 1$;

- soit $G(y_1, y_2) = \exp\left[-V(y_1, y_2)\right]$ la fonction de répartition bi-variée de (Y_1, Y_2) , alors x = 2 - V(1, 1);

- si Y_1 et Y_2 sont asymptotiquement indépendants, alors x=0 ;
- si Y_1 et Y_2 sont asymptotiquement dépendants, alors $0 < \chi \le 1$; la valeur de χ augmente avec la force de dépendance aux valeurs extrêmes.

Le coefficient de dépendance x permet de quantifier la force de la dépendance qui lie les valeurs extrêmes de deux variables asymptotiquement dépendantes. Mais x ne fournit aucune information en présence de variables asymptotiquement indépendantes.

Par analogie avec x ,Coles & al ont défini \overline{x} , une mesure alternative de la dépendance dans le cas de variables asymptotiquement indépendantes.

 \overline{X} est défini de la manière suivante :

•
$$\overline{X}(u) = \frac{2\log Pr[F_Y(y_1) > u]}{\log Pr[F_Y(y_1) > u, F_Y(y_2) > u]} - 1$$

• $\overline{X} = \lim_{u \to 1} Pr[\overline{X}(u)]$

Les propriétés du coefficient de dépendance X sont les suivantes :

- $-1 \leq \overline{\chi} \leq 1$;
- si Y_1 et Y_2 sont asymptotiquement dépendants, alors $\overline{X}=1$;
- si Y_1 et Y_2 sont asymptotiquement indépendants, alors $-1 \le \overline{X} \le 1$, la valeur de X augmente avec la force de dépendance aux valeurs extrêmes.

Les coefficients de dépendance $\chi(u)$ et $\overline{\chi}(u)$ sont calculés avec leur intervalle de confiance à 95% pour u compris entre 0 et 1. La lecture des variations de χ et $\overline{\chi}$ en fonction de u s'interprète de la manière suivante : quand $u \rightarrow 1$,

- si $\overline{X}=1$ et $0 < X \le 1$, alors les variables sont asymptotiquement dépendantes, *x* représente la force de dépendance des valeurs extrêmes ;
- si $\chi = 0$ et $-1 \le \overline{\chi} < 1$, alors les variables sont asymptotiquement dépendantes, $\overline{\chi}$ représente la force de dépendance des valeurs extrêmes ;
- si $\overline{\chi} < 1$ et $\chi > 0$ le test ne permet pas de trancher entre la dépendance ou l'indépendance asymptotique.

Représentation par un processus ponctuel de Poisson

La signification de la dépendance des extrêmes est simplifiée par la représentation en un processus ponctuel de Poisson.

On procède tout d'abord à un changement de variable :

Soit $(X_{1,}X_{2})$ une couple de variables aléatoires de fonctions de distribution marginales $F_{X_{i}}$ avec i=1,2. $(X_{1,}X_{2})$ est transformée en $(Y_{1,}Y_{2})$, variables aléatoires de fonctions de distribution marginales de Fréchet F_{Y} avec i=1,2 telles que : $Y_{i} = -\frac{1}{\log(F_{X_{i}}(x_{i}))}$ et $F_{Y}(y_{i}) = \exp(-1/y_{i})$ avec i=1,2.

Selon la théorie des valeurs extrêmes, s'il existe $\{a_n > 0\}$ et $\{b_n\}$ tels que :

$$\lim_{n \to \infty} \Pr\{(M_{y_i, n} - b_n) / a_n \le z_i\} = G(z_i)$$

avec $M_{y_i, n} = max\{Y_{i, 1}, \dots, Y_{i, n}\}$

pour G une fonction de répartition non dégénérée, alors G fait partie de la famille des lois de distribution GEV.

On peut montrer que si (Y_i) est une variable aléatoire de fonction de distribution marginale de Fréchet, alors $a_n = n$ et $b_n = 0$.

Soit
$$M'_{y_{i},n} = \frac{M_{y_{i},n} - b_n}{a_n}$$
 avec $i = 1,2$, donc $M'_{y_{i},n} = \frac{M_{y_{i},n}}{n}$

On considère que la fonction de distribution jointe de $\{M'_{y_1,n}, M'_{y_2,n}\}$ converge vers une fonction de répartition bi-variée non dégénérée telle que :

$$\lim_{n \to \infty} \Pr\left\{M_{y_{1,n}}^{'} \leqslant z_{1,n} M_{y_{2,n}}^{'} \leqslant z_{2}\right\} \to G(z_{1,}z_{2}) \text{ avec } G(z_{1,}z_{2}) = \exp\left\{-V(z_{1,}z_{2})\right\}$$

et répond un processus ponctuel de Poisson :

$$\boldsymbol{P}_{n} = \{ (n^{-1} Y_{1,1}, n^{-1} Y_{2,1}), \dots, (n^{-1} Y_{1,n}, n^{-1} Y_{2,n}) \}$$

Alors, $\lim_{n \to \infty} P_n = P$ avec P un processus ponctuel de Poisson non homogène sur $(0,\infty) \times (0,\infty)$.

Soit le passage en coordonnées pseudo-polaires :

$$r = y_1 + y_2$$
 et $w = \frac{y_1}{y_1 + y_2}$

alors l'intensité du processus ponctuel de poisson s'écrit :

$$\lambda(r, w) = 2 \frac{dH(w)}{r^2}$$

avec H(w) une fonction de distribution définie sur [0,1] telle que

$$G(z_1, z_2) = \exp\left\{-2\int_0^1 max\left(\frac{w}{z_1}, \frac{1-w}{z_2}\right) dH(w)\right\}$$

r donne une mesure de distance à partir de l'origine et w peut être interprété comme une mesure angulaire comprise entre 0 et 1. La dispersion angulaire des variables (Y_1, Y_2) est caractérisée par H(w) indépendamment de la distance radiale r. Si H(w) est différentiable et densité h(w), h(w) caractérise la répartition angulaire des variables (Y_1, Y_2) pour un r supérieur à une valeur donnée r_0 au-dessus de laquelle le processus ponctuel de Poisson est valide.

La représentation graphique de h(w) déterminée à partir des observations donne une information directe sur la forme de la dépendance de queue. L'indépendance asymptotique se caractérise par des fortes valeurs sur les bords ($w \rightarrow 0$ et $w \rightarrow 1$) et de faibles valeurs au centre ($w \approx 0.5$).

La dépendance asymptotique se caractérise par des faibles valeurs sur les bords ($w \rightarrow 0$ et $w \rightarrow 1$) et de fortes valeurs au centre ($w \approx 0.5$).

Coefficients de dépendance de queue (Ledford & Tawn, 1996)

Ledford & Tawn ont montré que si la fonction de survie bi-variée de (Y_1, Y_2) est à variation lente,

alors
$$\lim_{r \to \infty} \Pr[Y_1 > y, Y_2 > y] = \mathscr{L}(y) \Pr[Y_1 > y]^{-1/\eta}$$

avec
$$\lim_{r \to \infty} \frac{\mathscr{L}(tr)}{\mathscr{L}(r)} = 1 \text{ pour } t > 0$$

et $\frac{1}{2} \le \eta \le 1$.

Alors (Y_1, Y_2) sont

_	parfaitement indépendants si :	$\eta = 1/2$ et $\mathscr{L}(y) = 1$;
_	asymptotiquement indépendants si :	$\eta < 1$;
_	parfaitement dépendants si :	$\eta = 1$ et $\mathscr{L}(y) = 1$;
-	asymptotiquement dépendants si :	$\eta=1$ et $\lim_{r \to \infty} \mathscr{L}(r) \neq 0$.

Le paramètre η caractérise la nature de la dépendance de queue et la fonction $\mathscr{L}(y)$ caractérise la force relative de la dépendance pour un y donné.

Étant donné que : $Pr\{Y_1 > y, Y_2 > y\} = Pr\{min(Y_1, Y_2) > y\}$, l'étude du comportement de la fonction de survie bi-variée de (Y_1, Y_2) peut se simplifier par l'étude du comportement de la fonction de survie uni-variée de $T = min(Y_1, Y_2)$.

Ledford & Tawn ont montré que la fonction de survie de T suit une loi GPD :

$$\lim_{u \to \infty} \Pr\{T > (u+t) | T > u\} = \left(1 + \xi \frac{t}{\sigma}\right)^{-1/\zeta} \text{ avec } \xi = \eta \quad et \, \sigma = \eta \, u \quad .$$

La visualisation graphique des variations de ξ en fonction de u permet de caractériser la dépendance de queue. Si pour u grand, ξ est inférieur à 1 (intervalle de confiance compris), la dépendance asymptotique est rejetée. Si pour u grand, ξ est tend vers 1 (intervalle de confiance compris), la dépendance asymptotique asymptotique n'est pas exclue.

Annexe 4 : Méthode Inverse-FORM

La méthode décrite ici a été initialement développée pour l'étude de la résistance des structures off-shore aux sollicitations extérieures. La réponse d'une structure off-shore aux sollicitations extérieures est fonction d'un ensemble de paramètres tels que les vitesses de courant, les vitesses de vent, les hauteurs et les périodes des vagues.

La caractérisation d'une loi de distribution multi-variée permet d'estimer les probabilités associées aux différentes conjonctions de paramètres. Toutefois la réponse d'une structure off-shore aux sollicitations extérieures étant complexe, il est difficile et laborieux de calculer cette réponse pour toutes les valeurs possibles des paramètres pris en compte.

Pour simplifier les calculs, Winterstein et al (Winterstein et al, 1993) ont mis au point la méthode inverse de fiabilité au premier ordre appelée Inverse-FORM (Inverse First Order Reliability Method).

Cette méthode permet de limiter les calculs de la réponse d'une structure à un ensemble fini de conjonctions de paramètres de sollicitations pour une probabilité donnée.

Les principales étapes de la méthode sont les suivantes :

- Soient (X_1, X_2) un couple de variables aléatoires de fonctions de répartition respectivement F_{x_1} et F_{x_2} .
- *F_{x₁}* est défini de manière empirique pour le gros de la distribution et par une méthode d'ajustement statistique des extrêmes pour la queue de distribution (voir §3).

• F_{x_2} est défini en fonction de F_{x_1} tel que

 $f_{x_2}(x_2) = f_{x_2|x_1}(x_1, x_2) \cdot f_{x_1}(x_1)$

avec $f_{x_1|x_1}$ la densité de probabilité conditionnelle de X_2 sachant X_1 .

• Changement de variables : $Z_i \rightarrow \text{loi de distribution normale.}$

$$Z_i = \Phi^{-1} [F_{x_i}(x_i)]$$
 avec $i=1,2$, $\Phi = N(\mu, \sigma^2)$, $\mu = 0$ et $\sigma^2 = 1$.

A (X_1, X_2) , variables dépendantes ou indépendantes dans le domaine réel, correspondent (Z_1, Z_2) , variables indépendantes par construction dans le domaine normalisé.

- Pour une probabilité de dépassement p correspondant à la période de retour étudiée, on définit β tel que : $\beta = \Phi^{-1}(1-p)$. Une courbe est définie dans l'espace de (Z_1, Z_2) telle que : $\sum_{i=1}^{2} z_i^2 = \beta$. Cette courbe dessine le cercle de rayon β centré sur l'origine.
- Par changement de variables inverse, le cercle de rayon β dans l'espace de (Z_1, Z_2) est converti dans l'espace (X_1, X_2) (voir la figure ci-après). La réponse de la structure est étudiée pour les seules conjonctions de la courbe définie. La réponse maximale de la structure est associée à la période de retour étudiée.



<u>Figure A.2</u>: Exemple de contours dans l'espace réel (Hs - Tp) pour une réponse $\eta_{max} = f(H_s, T_p)$ (source : Winterstein et al, 1993).

<u>Annexe 5 :</u> Estimation du facteur de dépendance du littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique

Les coefficients de corrélation entre les vagues et les niveaux d'eau au repos de la méthode de la copule de Gauss (voir §5.3.3.d) ont été calculés par le CETMEF pour le littoral de la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique.

Par simplification des calculs, les fonctions de répartitions de vague et de niveau d'eau au repos utilisées sont les fonctions de répartition empiriques (pas d'extrapolation statistique des extrêmes). La comparaison sur deux sites en particulier (avec et sans extrapolation statistique des extrêmes) n'a pas montré de différence significative au vu de l'objectif fixé (détermination des facteurs de dépendance).

Les données utilisées sont les données de vague ANEMOC (EDF et CETMEF, 2005) et les observations des marégraphes mises à disposition sur le site des réseaux de RÉFérence des observations MARégraphiques (REFMAR, <u>http://refmar.shom.fr</u>).

Conformément aux recommandations du DEFRA (DEFRA, 2005) seuls les ports pour lesquels nous disposons de plus de 3 ans de mesures simultanées de niveau d'eau et de vague au large sont pris en compte. Les points ANEMOC sélectionnés se situent au large (entre 5 et 10 MN des ports).

Les résultats sont présentés dans le tableau A.1.

Pour un facteur de corrélation ρ : 0,12 $\leq \rho \leq$ 0,36, le DEFRA (DEFRA, 2003) estime un facteur de dépendance FD : 2,5 \leq FD < 25 avec une valeur conseillée : FD = 20.

Au vu des résultats du tableau A.1, dans le but d'adopter une approche plus sécuritaire à cause des nombreuses limites de la méthode simplifiée (voir §5.5.4), le facteur de dépendance <u>minimal</u> conseillé pour le littoral Mer du Nord, Manche et Atlantique est : FD = 25 (faible dépendance).

М	arégraphe	Point	Durée de mesure	Coefficient
Localisation	Propriétaire	ANEMOC	simultanée (années)	de corrélation
Dunkerque	Shom GPM Dunkerque	COAST_2569	13,9	0,21
Calais	Shom Région Nord-Pas de Calais	COAST_2575	12,0	0,2
Boulogne-sur-Mer	Shom Région Nord-Pas de Calais	COAST_1341	12,3	0,16
Dieppe	Shom Port de Dieppe	COAST_2509	10,9	0,15
La Havre	Shom GPM Havre	COAST_2865	21,0	0,31
Cherbourg	Shom Marine Nationale	COAST_0090	22,9	0,2
Saint-Malo	Shom Région Bretagne	COAST_2646	8,3	0,13
Roscoff	Shom CCI Morlaix	COAST_1080	22,7	0,14
Le Conquet	Shom Conseil Général du Finistère	COAST_0398	22,25	0,17
Brest	Shom Marine Nationale	COAST_0398	23,3	0,17
Concarneau	Shom Conseil Général du Finistère	COAST_2650	3,18	0,26
Port-Tudy	Shom Maire d'lle de Groix	COAST_0874	22,7	0,27
Saint-Nazaire	Shom GPM Nantes Saint-Nazaire	COAST_3070	8,9	0,27
Les Sables d'Olonne	Shom CCI de Vendée	COAST_2566	12,7	0,22
La Rochelle	Shom GPM La Rochelle	COAST_2697	6,35	0,21
Socoa	Shom Conseil Général des Pyrénées Atlantiques	COAST_2566	17,2	0,14

Tableau A.1 : Coefficient de corrélation vague/niveau d'eau dans l'espace normalisé

Annexe 6 : Méthode simplifiée appliquée aux niveaux d'eau marins - Couples de périodes de retour de dépassements simultanés

Les informations présentées sont issues du DEFRA (DEFRA, 2003).

Les résultats sont fournis pour des périodes de retour de dépassements simultanés de 1, 5, 20, 50, 100 et 500 ans avec un ré-échantillonnage des données à 706 événements par an dans les tableaux A.3 à A.8.

Les résultats correspondant à un ré-échantillonnage à la journée sont obtenus par pondération des périodes de retour de la variable 2 fournies dans les tableaux A.3 à A.8 par les coefficients suivant :

Dépendance	Faible	Dépendance	Forte	Très forte
quasi nulle	Dépendance	Moyenne	Dépendance	dépendance
1.94	1.68	1.51	1.37	

<u>Tableau A.2</u> : Coefficient de pondération à appliquer sur les périodes de retour de la variable 2 pour passer d'un ré-échantillonnage à 706 événements par an à un ré-échantillonnage à 365 événements par an

Afin de couvrir l'ensemble de la plage nécessaire en termes de période de retour, il convient aussi de prendre en compte les couples obtenus en inversant les variables 1 et 2.

	T retour jointe : 1 an							
T retour	T retour de la variable 2							
de la		en fonctio	n de la dépendan	ce choisie				
Variable 1	Dépendance	Faible	Dépendance	Forte	Très forte			
	quasi nulle	Dépendance	Moyenne	Dépendance	dépendance			
	FD = 2	FD = 7	FD = 18	FD = 44	FD = 82			
0.01	0.28	1	-	-	-			
0.02	0.14	0.5	1	-	-			
0.05	0.06	0.2	0.5	1	-			
0.1	0.028	0.1	0.25	0.6	1			
0.2	0.014	0.05	0.13	0.3	0.6			
0.5	0.006	0.02	0.05	0.12	0.23			
1	0.003	0.01	0.025	0.06	0.12			

<u>Tableau A.3</u> : Couples de période de retour de dépassements simultanés de 1 an pour un ré-échantillonnage à 706 événements par an.

T retour jointe:5 ans							
T retour		T retour de la variable 2					
de la		en fonctio	n de la dépendan	ce choisie			
Variable 1	Dépendance quasi nulle FD = 2	Faible Dépendance FD = 10	Dépendance Moyenne FD = 33	Forte Dépendance FD = 100	Très forte dépendance FD = 225		
0.01	1.4	5	-	-	-		
0.02	0.7	3.5	-	-	-		
0.05	0.3	1.4	5	-	-		
0.1	0.14	0.7	2.3	5	-		
0.2	0.07	0.35	1.2	3.5	5		
0.5	0.03	0.14	0.5	1.4	3.2		
1	0.014	0.07	0.23	0.7	1.6		
2	0.007	0.035	0.12	0.35	0.8		
5	0.003	0.014	0.05	0.14	0.32		

<u>Tableau A.4</u> : Couples de période de retour de dépassements simultanés de 5 ans pour un ré-échantillonnage à 706 événements par an.

T retour jointe:20 ans								
T retour		T retour de la variable 2						
de la		en fonctio	n de la dépendan	ce choisie				
Variable 1	Dépendance	Faible	Dépendance	Forte	Très forte			
	quasi nulle	Dépendance	Moyenne	Dépendance	dépendance			
	FD = 2	FD = 14	FD = 55	FD = 215	FD = 542			
0.01	6	-	-	-	-			
0.02	3	20	-	-	-			
0.05	1.1	8	20	-	-			
0.1	0.6	4	16	-	-			
0.2	0.3	2	8	20	-			
0.5	0.11	0.8	3	12	20			
1	0.06	0.4	1.6	6	15			
2	0.03	0.2	0.8	3	8			
5	0.011	0.08	0.3	1.2	3			
10	0.006	0.04	0.16	0.6	1.5			
20	0.003	0.02	0.08	0.3	0.8			

<u>Tableau A.5</u> : Couples de période de retour de dépassements simultanés de 20 ans pour un ré-échantillonnage à 706 événements par an.

T retour jointe:50 ans						
T retour	T retour de la variable 2					
de la	Dímendence	en tonctio	n de la dependan		Tuè a fauta	
Variable 1	Dependance	Faible	Dependance	Forte	l res torte	
	quasi nulle	Dépendance	Moyenne	Dépendance	dépendance	
	FD = 2	FD = 18	FD = 80	FD = 380	FD = 1080	
0.01	14	-	-	-	-	
0.02	7	-	-	-	-	
0.05	2.8	25	-	-	-	
0.1	1.4	13	-	-	-	
0.2	0.7	6	28	-	-	
0.5	0.28	2.5	11	-	-	
1	0.14	1.3	6	27	-	
2	0.07	0.6	2.8	13	38	
5	0.028	0.25	1.1	5	15	
10	0.014	0.13	0.6	2.7	8	
20	0.007	0.06	0.28	1.3	3.8	
50	0.003	0.03	0.11	0.5	1.5	

<u>Tableau A.6</u> : Couples de période de retour de dépassements simultanés de 50 ans pour un ré-échantillonnage à 706 événements par an.

T retour jointe:100 ans								
T retour		T retour de la variable 2						
de la		en fonctio	n de la dépendan	ce choisie	1			
Variable 1	Dépendance	Faible	Dépendance	Forte	Très forte			
	quasi nulle	Dépendance	Moyenne	Dépendance	dépendance			
	FD = 2	FD = 20	FD = 100	FD = 500	FD = 1500			
0.01	28	-	-	-	-			
0.02	14	100	-	-	-			
0.05	6	60	-	-	-			
0.1	2.8	28	100	-	-			
0.2	1.4	14	71	-	-			
0.5	0.6	6	28	100	-			
1	0.28	2.8	14	71	-			
2	0.14	1.4	7	35	100			
5	0.06	0.6	2.8	14	42			
10	0.03	0.28	1.4	7	21			
20	0.014	0.14	0.7	4	11			
50	0.006	0.06	0.28	1.4	4			
100	0.003	0.03	0.14	0.7	2.1			

<u>Tableau A.7</u> : Couples de période de retour de dépassements simultanés de 100 ans pour un ré-échantillonnage à 706 événements par an.

T retour jointe:500 ans						
T retour	T retour de la variable 2					
de la		en fonctio	n de la dependan	ce choisie	1	
Variable 1	Dépendance quasi nulle FD = 2	Faible Dépendance FD = 25	Dépendance Moyenne FD = 182	Forte Dépendance FD = 1170	Très forte dépendance FD = 4150	
0.01	140	-	-	-	-	
0.02	70	500	-	-	-	
0.05	28	400	-	-	-	
0.1	14	200	-	-	-	
0.2	7	100	500	-	-	
0.5	2.8	40	260	-	-	
1	1.4	20	130	500	-	
2	0.7	10	60	400	-	
5	0.28	4	26	170	500	
10	0.14	2	13	80	300	
20	0.07	1	6	40	150	
50	0.03	0.4	2.6	17	60	
100	0.014	0.2	1.3	8	30	
200	0.007	0.1	0.6	4	15	
500	0.003	0.05	0.26	1.7	6	

<u>Tableau A.8</u> : Couples de période de retour de dépassements simultanés de 500 ans pour un ré-échantillonnage à 706 événements par an.

Annexe 7 : Méthode simplifiée appliquée aux niveaux d'eau estuariens – Triplets de périodes de retour de dépassements simultanés

Les résultats sont présentés dans les tableaux A.9 à A.13 :

- pour une période de retour de dépassements simultanés marée/surcote météorologique/débit de 100 ans,
- avec des périodes de retour de dépassements simultanés surcote météorologique/débit de 1, 5, 20, 50, 100 et 500 ans et un ré-échantillonnage des données à 365 événements par an.

Les variables 1 et 2 représentent respectivement la surcote météorologique et le débit. Afin de couvrir l'ensemble de la plage nécessaire en termes de période de retour, il convient aussi de prendre en compte les couples obtenus en inversant les variables 1 et 2.

T retour jointe Surcote/Débit : 1 an – T retour Marée : 0.27 an							
T retour	T retour de la variable 2						
de la		en fonctio	n de la dépendan	ce choisie			
Variable 1	Dépendance quasi nulle FD = 2	Faible Dépendance FD = 7	Dépendance Moyenne FD = 18	Forte Dépendance FD = 44	Très forte dépendance FD = 82		
0.01	0.5	-	-	-	-		
0.02	0.27	0.8	-	-	-		
0.05	0.12	0.3	0.8	-	-		
0.1	0.05	0.17	0.4	0.8	-		
0.2	0.027	0.08	0.2	0.4	0.8		
0.5	0.012	0.03	0.08	0.16	0.29		
1	0.006	0.017	0.04	0.08	0.15		

<u>Tableau A.9</u> : Triplets marée/surcote météorologique/débit centennaux pour les couples de période de retour de dépassements simultanés surcote météorologique/débit de 1 an et un ré-échantillonnage à 365 événements par an.

T retour jointe Surcote/Débit : 5 ans – T retour Marée : 0.055 an							
T retour		T retour de la variable 2					
de la		en fonctio	n de la dépendan	ce choisie			
Variable 1	Dépendance quasi nulle FD = 2	Faible Dépendance FD = 10	Dépendance Moyenne FD = 33	Forte Dépendance FD = 100	Très forte dépendance FD = 225		
0.01	2.7	-	-	-	-		
0.02	1.4	-	-	-	-		
0.05	0.6	2	-	-	-		
0.1	0.27	1.2	3	-	-		
0.2	0.14	0.6	1.8	5	-		
0.5	0.06	0.24	0.8	1.9	4		
1	0.027	0.12	0.3	1.0	2.0		
2	0.014	0.06	0.18	0.5	1.0		
5	0.006	0.024	0.08	0.19	0.4		

<u>Tableau A.10</u> : Triplets marée/surcote météorologique/débit centennaux pour les couples de période de retour de dépassements simultanés surcote météorologique/débit de 5 ans et un ré-échantillonnage à 365 événements par an.

CETMEF

Analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes - Environnements maritime et estuarien - 177

T retour jointe Surcote/Débit : 20 ans – T retour Marée : 0.14 an								
T retour		T retour de la variable 2						
de la		en fonctio	n de la dépendan	ce choisie				
Variable 1	Dépendance quasi nulle	Faible Dépendance	Dépendance Movenne	Forte Dépendance	Très forte dépendance			
	FD = 2	FD = 14	FD = 55	FD = 215	FD = 542			
0.01	12	-	-	-	-			
0.02	6	-	-	-	-			
0.05	2.1	13	-	-	-			
0.1	1.2	7	-	-	-			
0.2	0.6	3	12	-	-			
0.5	0.21	1.3	5	16	-			
1	0.12	0.7	2.4	8	19			
2	0.06	0.3	1.2	4	10			
5	0.021	0.13	0.5	1.6	4			
10	0.012	0.07	0.24	0.8	1.9			
20	0.006	0.03	0.12	0.4	1.0			

<u>Tableau A.11</u> : Triplets marée/surcote météorologique/débit centennaux pour les couples de période de retour de dépassements simultanés surcote météorologique/débit de 20 ans et un ré-échantillonnage à 365 événements par an.

T retour jointe Surcote/Débit : 50 ans – T retour Marée : 5.48 10-3 an					
T retour	T retour de la variable 2				
de la	en fonction de la dépendance choisie				
Variable 1	Dépendance	Faible	Dépendance	Forte	Très forte
	quasi nulle	Dépendance	Moyenne	Dépendance	dépendance
	FD = 2	FD = 18	FD = 80	FD = 380	FD = 1080
0.01	27				
0.02	14				
0.05	5	43			
0.1	2.7	21			
0.2	1.4	11	43		
0.5	0.5	4	17		
1	0.27	2.1	9	37	
2	0.14	1.1	4	18	49
5	0.05	0.4	1.7	7	20
10	0.027	0.21	0.9	4	10
20	0.014	0.11	0.4	1.8	5
50	0.005	0.04	0.17	0.7	2

<u>Tableau A.12</u> : Triplets marée/surcote météorologique/débit centennaux pour les couples de période de retour de dépassements simultanés surcote météorologique/débit de 50 ans et un ré-échantillonnage à 365 événements par an.
T retour jointe Surcote/Débit : 100 ans – T retour Marée : 2.74 10-3 an							
T retour	T retour de la variable 2						
de la	en fonction de la dépendance choisie						
Variable 1	Dépendance	Faible	Dépendance	Forte	Très forte		
	quasi nulle	Dépendance	Moyenne	Dépendance	dépendance		
	FD = 2	FD = 20	FD = 100	FD = 500	FD = 1500		
0.01	54	-	-	-	-		
0.02	27	-	-	-	-		
0.05	12	-	-	-	-		
0.1	5	47	-	-	-		
0.2	2.7	24	-	-	-		
0.5	1.2	10	42	-	-		
1	0.5	5	21	97	-		
2	0.27	2.4	11	48	-		
5	0.12	1.0	4	19	54		
10	0.06	0.5	2.1	10	27		
20	0.027	0.24	1.1	5	14		
50	0.012	0.10	0.42	1.9	5		
100	0.003	0.05	0.21	1.0	3		

<u>Tableau A.13</u> : Triplets marée/surcote météorologique/débit centennaux pour les couples de période de retour de dépassements simultanés surcote météorologique/débit de 100 ans et un ré-échantillonnage à 365 événements par an.

rture : © Cetmef / Photo : Passage du gois île de Noirmoutier

Annexe 2

Centre d'Etudes Techniques Maritimes Et Fluviales

134, rue de Beauvais - CS 60039 60280 - Margny Lès Compiègne ☎ : 03 44 92 60 00 ☞ : 03 44 20 06 75 cetmef@developpement-durable.gouv.fr

Conception : CETMEF

ISSN 2119-5587 ISBN 978-2-11-129364-9 Identifiant CETMEF : C 13-01

www.cetmef.developpement-durable.gouv.fr

Projet de publication

Type de publication : Guide

<u>Titre</u> : Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up

Thématique :Etat de l'art/Aménagement côtier

Producteur : Xavier Kergadallan (Cerema)

<u>Relecture</u> : Michel Benoit (EDF/LNHE) François Bouttes (Cerema) Anne Souquière (Cerema) Julian David (Cerema)

<u>Résumé</u>

L'estimation de la part du wave set-up, la surcote liée à l'action des vagues, dans le niveau d'eau à la côte est essentielle si l'on s'intéresse aux phénomènes d'érosion des plages ou à la caractérisation du risque de submersion marine.

En première approche l'utilisation des formules de calcul empirique et analytique du wave set-up est traditionnellement privilégiée. Ce document est un outil d'aide à la décision quant au choix d'une formule pour un domaine d'application particulier et selon un critère conservatif. En conclusion, des propositions sont faites dans un cadre général.

Sur le même thème :

Analyse des surcotes extrêmes le long des côtes métropolitaines,

Analyse statistique des niveaux extrêmes – Environnement maritime et estuarien Statistiques des niveaux marins extrêmes des côtes de France (Manche et Atlantique) Vulnérabilité du territoire national aux risques littoraux

Remerciements

L'auteur remercie, pour leurs critiques et leurs conseils à différentes étapes d'avancement du présent document, l'ensemble des personnes citées ci-après :

- F. Bouttes., A. Souquière et J. David du Cerema ;
- M. Benoit d'EDF/LNHE.

Préambule

Les travaux et recommandations émanant des différentes instances de réflexion (Grenelle de la Mer, mission post-Xynthia, ...) convergent sur la nécessité d'améliorer la prise en compte des risques littoraux, notamment dans un contexte de changements climatiques à venir.

A la suite de la tempête Xynthia, le gouvernement a rappelé dans son plan de prévention des submersions marines et des crues rapides l'importance d'une meilleure connaissance du fonctionnement du milieu marin à l'origine de la submersion. La mission post-Xynthia a en particulier souligné l'importance de prendre en compte la surcote liée à l'action des vagues dans les calculs des niveaux d'eau marins extrêmes.

Fort de ce constat, il apparaît aujourd'hui indispensable d'avoir des éléments méthodologiques pour quantifier la surcote liée à l'action des vagues participant aux niveaux d'eau extrêmes.

Le Cerema, missionné par le Ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie et dans le cadre d'un contrat de recherche regroupant le Cerema, EDF, le SHOM et la Direction Générale de la Prévention des Risques, s'est efforcé de produire un document méthodologique visant à apporter des éléments d'analyse et des solutions pratiques aux services de l'État et aux bureaux d'ingénierie en charge des estimations de niveaux d'eau extrêmes en environnement maritime et estuarien.

Le Directeur de la Direction technique Eau, mer et fleuves du Cerema,

Philippe Joscht

Table des matières

1 Introduction	.6
2 Influence des vagues sur le niveau d'eau	.7
2.1 Variations statiques et dynamiques du niveau d'eau	.7
2.2 Les différentes appellations du niveau d'eau	.8
2.2.1 Le niveau d'eau au repos	.8
2.2.2 Le niveau d'eau statique	.8
2.2.3 Le niveau d'eau dynamique	.9
2.3 Conditions de formation du wave set-up	.9
3 Théorie	11
3.1 Contrainte de radiation	11
3.1.1 Formule générale	11
3.1.2 En grande profondeur1	12
3.1.3 En profondeur finie1	13
3.1.4 En faible profondeur1	13
3.2 Wave set-down et wave set-up1	13
3.2.1 Variations du niveau d'eau statique1	13
3.2.2 Wave set-down	14
3.2.3 Wave set-up	15
4 Modélisation du wave set-up1	16
4.1 Modèles empiriques et paramétriques1	16
4.1.1 Méthodes de mesure1	16
4.1.2 Types de Capteurs	16
4.1.3 Conditions de mesure	17
4.1.4 Grandeurs caractéristiques de référence	17
4.2 Modèles numériques	18
4.3 Modèles physiques1	19
5 Calculs empirique et analytique du wave set-up	20
5.1 Comparaison	20
5.2 Comportement général	26
5.3 Variabilité des mesures	27
5.4 Limites	28
5.4.1 Protocoles de mesure	<u>29</u>
5.4.2 Variables d'analyse	<u>29</u>
5.4.3 Conditions de mesure	30
5.5 Choix d'une formule de calcul	31
6 Conclusion	34
7 Références	36

Annexe : Synthèse des principales formules empiriques et analytiques utilisées pour l'estimation du wave set-up

1 Introduction

La connaissance du niveau d'eau à la côte est essentielle si l'on s'intéresse aux phénomènes d'érosion des plages ou à la caractérisation du risque de submersion marine. Or le niveau d'eau à la côte est la résultante d'un ensemble de phénomènes différents. En particulier le déferlement des vagues lié à la remontée des fonds engendre une surélévation moyenne du niveau d'eau, appelée le « wave set-up ». Le présent document porte sur l'estimation de cette surélévation.

Les bases théoriques du wave set-up ont été établies pour la première fois par Longuet-Higgins (1962). Ces résultats furent confirmés en laboratoire par Bowen et al (1968). La validation des résultats théoriques sur des cas réels est compliquée et a posé un certain nombre de questions. Bien que l'existence du wave setup soit avérée, sa caractérisation par des campagnes d'observations sur site aboutit à une grande dispersion de résultats.

Pour l'heure il n'existe pas de formule universelle mais un ensemble de formules théoriques et empiriques donnant des résultats assez différents. Le présent document a pour objectif de guider les ingénieurs et techniciens travaillant dans le domaine des submersions marines sur le choix de la formule la plus adaptée pour calculer le wave set-up. Pour ce faire, il est effectué une synthèse des principales formule est estimé et les différences de résultats sont discutées. Ce document est donc un outil d'aide à la décision quant au choix d'une formule pour un domaine d'application particulier et selon un critère conservatif. En conclusion, des propositions sont faites dans un cadre général.

Ce document est élaboré dans le cadre d'un contrat de recherche regroupant le Cerema, EDF, l'École nationale des Ponts et Chaussés, le SHOM et la Direction Générale de la Prévention des Risques (Contrat n°DI/IE/IHS/11-145). Ce contrat porte sur l'« Estimation des surcotes et niveaux marins extrêmes en Manche, Atlantique et Méditerranée ».

Le document est composé de quatre parties distinctes :

- une présentation générale sur l'influence des vagues sur le niveau d'eau et la place du wave set-up parmi l'ensemble des phénomènes physiques en présence ;
- la description physique du wave set-up et les équations mathématiques qui le gouvernent ;
- une présentation des différents modèles permettant l'estimation du wave set-up (modèles empirique, analytique, numérique et physique)
- une synthèse des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up suivi d'une discussion sur les limites associées à ces types d'approche.

2 Influence des vagues sur le niveau d'eau

2.1 Variations statiques et dynamiques du niveau d'eau

En environnement maritime, le niveau d'eau à la côte est la résultante de plusieurs phénomènes d'échelles de temps et d'espace différents (voir figure 2.1) :

- Ondes longues (périodes > 5 min) :
 - · la marée, liée pour l'essentiel aux mouvements des astres,
 - · la surcote météorologique liée au vent et à la pression atmosphérique,
 - le wave set-up (lié à l'effet des vagues),
 - · les tsunamis,
 - · certains effets de seiches,
- Ondes infragravitaires (périodes comprises entre 30 s et 5 min) :
 - certains effets de seiches,
 - · les ondes liées aux groupements de vagues,
 - les variations du wave set-up en présence d'un champ de vagues irrégulières,
- Ondes de gravité (période < 30 s) :



les vagues.

Figure 2.1 :Distribution de l'énergie des ondes à la surface des océans en fonction de la période.

2.2 Les différentes appellations du niveau d'eau

On distingue au niveau du trait de côte trois niveaux d'eau : le niveau d'eau au repos, le niveau d'eau statique et le niveau d'eau dynamique (voir figure 2.2).



<u>Figure 2.2</u>: A la côte, variation au cours du temps des niveaux d'eau au repos, statique et dynamique, du wave set-up et du wave run-up.

Le niveau d'eau au repos n'a de réalité physique qu'en l'absence de vague. Les niveaux d'eau statique et dynamique prennent en compte les vagues mais sont caractérisés par des échelles de temps différentes.

2.2.1 Le niveau d'eau au repos

Le niveau d'eau au repos (« still water level ») est le niveau d'eau en l'absence de vague (voir figure 2.2). La notion de « repos » peut être trompeuse puisque le niveau reste sous influence de la marée et des surcotes météorologiques (voire de certains effets de seiches et d'éventuels tsunamis).

2.2.2 Le niveau d'eau statique

La présence des vagues génère un ensemble d'oscillations de différentes périodes. En dessous de 30 s nous trouvons les vagues. Au-dessus de 30 s nous trouvons, par transformation des vagues, des ondes longues et des ondes infragravitaires (voir §2.1). Le niveau d'eau au large comme à la côte fluctue donc au rythme de ces périodes. La zone du rivage alternativement immergée puis émergée s'appelle le jet de rive (voir figure 2.3). Le niveau d'eau moyen en présence de vagues ou d'ondes liées aux vagues est appelé le niveau d'eau statique.

Plus précisément le niveau d'eau statique est défini comme la moyenne du niveau d'eau instantané sur un intervalle de temps suffisant (généralement sur une ou plusieurs dizaines de minutes) pour supprimer les ondes infragravitaires et les vagues.

Le déferlement des vagues entraîne à la côte une surélévation du niveau d'eau moyen. Le niveau d'eau statique atteint donc sa valeur maximale à la côte (voir figure 2.3).

Le wave set-up correspond à la différence entre le niveau d'eau statique et le niveau d'eau au repos (voir figure 2.2). Il est variable en fonction de la distance à la

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 7

côte (voir figure 2.3). Il est nul au large, passe par un minimum au niveau de la zone de déferlement des vagues (valeurs négatives, il est appelé alors wave setdown), augmente progressivement entre la zone de déferlement et la côte, pour atteindre sa valeur maximale au niveau du trait de côte.



<u>Figure 2.3</u>: Schéma de localisation des niveaux d'eau au repos, statique et dynamique, des wave set-up, set-down, run-up et run-down

2.2.3 Le niveau d'eau dynamique

Le niveau d'eau statique correspond à un niveau d'eau moyen. Pour certaines applications il est plus intéressant d'étudier les plus hauts niveaux instantanés atteints à la côte. Le niveau d'eau dynamique est introduit pour représenter ces niveaux instantanés. Par exemple, le niveau d'eau statique est utilisé pour calculer un volume de débordement et le niveau dynamique pour calculer un volume de franchissement.

Le niveau d'eau dynamique n'est défini qu'au niveau du trait de côte. Il est défini par une hauteur dépassée un certain pourcentage du temps (généralement 2 %).

La différence entre le niveau d'eau dynamique et le niveau d'eau au repos est appelée le wave run-up (voir figure 2.3).

2.3 Conditions de formation du wave set-up

L'effet des vagues est pris en compte à travers l'étude du wave set-up et du wave run-up.

Les trois grandes typologies de formation du wave set-up et du wave run-up sont les suivantes :

- <u>Condition dissipative :</u> la pente est faible et les vagues déferient sur toute une zone (zone de surf) avant d'atteindre la côte. Les pertes d'énergie par frottement sont aussi importantes au niveau de la couche limite du fond. Les périodes de vagues (inférieure à 30 s) sont progressivement filtrées du fait du déferiement. Le niveau d'eau à la côte est modulé principalement par les ondes infragravitaires qui se réfléchissent sur le rivage. Le wave set-up peut être important et les niveaux d'eau statique et dynamique tendent à se confondre.
- <u>Condition réflexive</u>: pour des fortes pentes et en présence de vagues de faible cambrure il n'y a plus, ou quasiment plus, de déferlement lié à la profondeur. Les vagues atteignent le rivage sur lequel il y a réflexion et formation d'un clapotis. Les pertes d'énergie sont faibles du fait de la quasi-absence d'interaction avec le fond et de phénomène de turbulence. Le wave set-up est nul (le niveau d'eau statique est égal au niveau d'eau au repos).
- <u>Condition mixte</u>: nous sommes entre la condition dissipative et la condition réflexive. Il y a déferlement dû à la profondeur d'une partie des vagues, et réflexion partielle de l'autre partie sur le rivage. La remise en suspension des sédiments est plus importante qu'en condition dissipative et irrégulière dans le temps. Ces situations recouvrent différentes configurations morphodynamiques (présence de barres et autres formes sédimentaires).

En condition mixte le niveau d'eau dynamique oscillera sous l'influence de deux fréquences principales (voir figure 2.3) la fréquence liée aux vagues (périodes inférieures à 30 s caractéristiques de la condition réflexive) et celle liée à la présence d'ondes infragravitaires (périodes supérieures à 30 s caractéristiques de la condition dissipative).

Pour plus d'informations sur le sujet on peut se référer, entre autres, aux travaux de Kergadallan (2013).

3 Théorie

3.1 Contrainte de radiation

3.1.1 Formule générale

Le wave set-up découle de la variation de la contrainte de radiation. La contrainte de radiation, définie par Longuet-Higgins et Stewart (1964), est l'apport de flux de quantité de mouvement lié à la présence de vagues.

Soit un plan d'eau de profondeur *h* tel que défini par la figure 3.1. Selon le principe de conservation de la quantité de mouvement, la pression exercée sur l'élément de surface infinitésimal ΔS du plan vertical (y, z) situé en *x*, est égale à la quantité de mouvement traversant ΔS par unité de temps (flux horizontal instantané de quantité de mouvement par unité de surface).

Si le plan d'eau est au repos, la pression en tout point du liquide est égale à la pression hydrostatique p_0 , telle que $p_o = -\rho g z$ avec ρ , g et z respectivement la densité, la constante d'accélération de la pesanteur et la profondeur en l'absence de vague (voir figure 3.1 b).

Le flux instantané horizontal entre la surface (z=0) et le fond (z=-h) est égale à :

$$F_{0} = \int_{-h}^{0} p_{0} dz$$
 (1)



<u>Figure 3.1</u>:Le flux instantané horizontal de quantité de mouvement pour un plan d'eau au repos (b) et en présence d'une onde de gravité progressive périodique (a).

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 10

Soit une vague d'amplitude a, de longueur d'onde λ , avec une vitesse de déplacement des particules de composantes horizontale u et verticale w se propageant dans la direction de x.

La présence de la vague engendre un flux instantané horizontal de quantité de mouvement à travers le plan vertical (y, z) pour une profondeur donnée z égal à ρu^2 , avec ρu , la quantité de mouvement par unité de volume traversant le plan (y, z) par unité de temps avec une vitesse u (voir figure 3.1).

Le flux instantané horizontal total entre la surface ($z=\eta$) et le fond (z=-h) est égal à : $F_1 = \int_{-h}^{\eta} (p+\rho u^2) dz$ (2)

La contrainte de radiation S_{xx} dans la direction de x est la moyenne dans le temps de F_1 (forces en présence de vagues) auquel on soustrait F_0 (forces dans l'eau au repos) :

$$S_{xx} = \overline{\int_{-h}^{\eta} p \, dz} + \overline{\int_{-h}^{\eta} \rho \, u^2 \, dz} - \int_{-h}^{0} p_0 \, dz \qquad (3)$$

La contrainte de radiation peut être interprété comme le supplément de flux de quantité de mouvement lié à la présence des vagues.

3.1.2 En grande profondeur

On considère que l'on est en grande profondeur si $h \ge \lambda/2$, avec λ la longueur d'onde des vagues.

Longuet-Higgins et Stewart (1964) ont montré qu'en eau profonde S_{xx} se simplifie par : $S_{xx} = \int_{-\infty}^{0} \rho \, \overline{u^2} \, dz$ (4)

Pour la profondeur, l'énergie cinétique moyenne par unité de volume est égale à : $\frac{1}{2}\rho \overline{u^2 + w^2} = \frac{1}{2}\rho (\overline{u^2} + \overline{w^2})$ (5)

En eau profonde et selon la théorie des vagues $\overline{u^2} = \overline{w^2}$. À partir des équations 4 et 5 on peut montrer que :

$$S_{xx} = E_c = \frac{1}{4} \rho g \overline{a^2}$$
 (6)
avec E_c l'énergie cinétique moyenne des vagues par
surface.

Ou encore :

 $S_{xx} = \frac{1}{2}E$ (7) avec E l'énergie totale des vagues par unité de surface, et $E_p = \frac{1}{2}\rho g \overline{a^2}$ l'énergie potentielle moyenne des vagues par unité de surface en grande profondeur.

unité de

Longuet-Higgins et Stewart (1964) ont montré qu'en eau profonde la composante

Annexe 3

 S_{yy} de la contrainte de radiation selon l'axe y perpendiculaire à x est nulle : $S_{yy} = 0$ (8)

3.1.3 En profondeur finie

On considère que l'on est en profondeur finie si $h < \lambda/2$.

Longuet-Higgins et Stewart (1964) ont montré qu'en profondeur finie :

$$S_{xx} = E\left(\frac{2kh}{\sinh(2kh)} + \frac{1}{2}\right) \quad (9) \quad \text{et} \quad S_{yy} = E\left(\frac{kh}{\sinh(2kh)}\right) \quad (10)$$

avec $k = 2\pi/\lambda$ le nombre d'onde.

3.1.4 En faible profondeur

On considère que l'on est en faible profondeur si $\mathit{kh}\,{\ll}1\,$, donc $\,\sinh(2kh){\approx}2kh\,$, soient :

$$S_{xx} = \frac{3}{2}E$$
 (11) et $S_{yy} = \frac{1}{2}E$ (12)

3.2 Wave set-down et wave set-up

3.2.1 Variations du niveau d'eau statique

Selon le principe d'équilibre des flux horizontaux de quantité de mouvement, pour des vagues atteignant la plage sans déferlement et de direction de provenance selon un axe x perpendiculaire à la côte, Longuet-Higgins et Stewart (1964) ont montré que la variation de la contrainte de radiation selon l'axe x due à la remontée des fonds est compensée par une variation du niveau d'eau moyen (voir figure 3.3).

Annexe 3



<u>Figure 3.2</u>: Équilibre des flux horizontaux de quantité de mouvement pour des vagues se propageant en faible profondeur (d'après Longuet-Higgins et Stewart, 1964)

Les variations du niveau d'eau statique sont reliées aux variations de la contrainte de radiation par la formule suivante :

$$\rho g h \frac{d \bar{\eta}}{dx} = -\frac{dS_{xx}}{dx}$$
(13)

La différence entre le niveau d'eau statique et le niveau d'eau au repos est égale à :

$$\overline{\eta} = -\left(\frac{1}{\rho g h}\right) \left[S_{xx}(h) - S_{xx}(\infty)\right]$$
(14)

3.2.2 Wave set-down

Les équations (9) et (14) permettent de calculer les variations du niveau d'eau statique pour une profondeur donnée jusqu'au point de déferlement des vagues :

$$\overline{\eta} = -\frac{1}{2} \left(\frac{a^2 k}{\sinh(2\mathbf{k}\mathbf{h})} \right) \tag{15}$$

Soit en faible profondeur :

$$\overline{\eta} = -\left(\frac{a^2}{4h}\right) \tag{16}$$

Ici $\overline{\eta}$ est négatif, c'est un set-down. Donc le niveau d'eau moyen décroît avec la profondeur jusqu'au point de déferlement des vagues.

3.2.3 Wave set-up

Après le point de déferlement des vagues, il n'existe pas de théorie rigoureuse afin de décrire les variations de flux de quantité de mouvement.

Afin d'approcher le résultat, en première approximation on considère que :

– du fait du déferlement, l'amplitude des vagues est limitée (proportionnelle) par la profondeur d'eau : $a = -\alpha h$;

- bien que la cambrure des vagues soit trop importante pour que l'approximation d'ordre 2 de propagation des vagues soit valide, $S_{xx} = \frac{3}{2}E$ (pour $kh \ll 1$) est toujours valide.

donc
$$S_{xx} = \frac{3}{4} \rho g a^2 = \frac{3}{4} \rho g \alpha^2 h^2$$
 (17)

D'après l'équation (14), $\frac{d \overline{\eta}}{dx} = -\frac{3}{2} \alpha^2 \frac{dh}{dx}$ (18)

Le gradient de $\overline{\eta}$ est positif. Après le point de déferlement des vagues, il y a donc augmentation du niveau moyen avec la profondeur jusqu'à produire une surélévation par rapport au niveau en l'absence de vague au niveau du trait de côte, c'est un set-up.

En intégrant l'équation (18) à partir de la profondeur de déferlement h_D (avec a_D l'amplitude de vague correspondante) jusqu'au trait de côte, et en additionnant le set-down calculé au point de déferlement, équation (16), on peut calculer le set-up maximum $\overline{\eta}_s$ obtenu au niveau du trait de côte :

$$\bar{\eta}_s = \frac{5}{4} \alpha \, a_D \tag{19}$$

Soit en notation plus usuelle : $\bar{\eta}_s = \frac{5}{16} \gamma H_D$ (20)

avec $H_D = 2a_D$, la hauteur de vague de déferiement et $H_D = \gamma h_D$ la relation entre profondeur et hauteur de déferiement.

Selon l'équation (20), en posant $\gamma = 0.78$ (Munk, 1949), pour une onde de gravité progressive périodique de direction de provenance normale à la côte, le wave setup maximum à la côte atteint 24 % de la hauteur de vague de déferlement.

La théorie telle que présentée par Longuet-Higgins et Stewart (1964) est une théorie à deux dimensions. Pour un modèle plus complet il faut prendre en compte la 3^e dimension pour mettre en évidence les transferts de charge hydraulique longitudinaux. Il convient aussi d'ajouter les termes de dissipation d'énergie par déferlement bathymétrique et de frottement sur le fond.

Pus particulièrement pour une provenance de vague non normale à la côte, la situation est très différente avec la génération de courants longitudinaux (Longuet-Higgins, 1970). Les variations de contrainte de radiation selon l'axe perpendiculaire à la côte sont moindres. Le wave set-up est donc moins important.

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 14

4 Modélisation du wave set-up

La modélisation du wave set-up peut se faire de trois manières différentes, par le biais de modèles empiriques et analytiques, de modèles numériques ou de modèles physiques.

La difficulté d'élaborer un modèle théorique montre l'importance des essais sur site et justifie l'intérêt que l'on porte aux approches empiriques ou analytiques. L'utilisation d'un modèle numérique ou physique est une alternative souvent efficace, bien que plus lourde et plus coûteuse de mise en œuvre.

4.1 Modèles empiriques et paramétriques

L'observation du wave set-up diffère selon le choix de la méthode de mesure, du type de capteurs et des conditions de mesure. À cela s'ajoute le choix des grandeurs caractéristiques de référence utilisées pour quantifier la valeur du wave setup en fonction des états de mer et des données du site.

4.1.1 Méthodes de mesure

Deux approches différentes sont possibles pour la mesure du wave set-up à la côte :

- L'approche eulérienne : Les capteurs sont positionnés à des points fixes toujours en eau. Les variations de hauteur d'eau sont mesurées en chaque point et intégrées sur une durée fixe afin de calculer un niveau moyen. Le profil de wave set-up ainsi obtenu n'inclut pas le wave set-up au niveau de trait de côte. Ce dernier est estimé par extrapolation des résultats du profil à la côte. Il correspond à une moyenne des hauteurs d'eau selon une verticale.
- L'approche lagrangienne : Le wave set-up n'est plus estimé par une mesure à un point fixe mais en suivant le mouvement des particules d'eau sur la plage (jet de rive). On considère que le wave set-up à la côte correspond au point découvert 50 % du temps sur la durée de calcul du niveau moyen. Le wave set-up n'est plus une moyenne des hauteurs en un point (approche eulérienne), mais une moyenne sur l'ensemble de la zone alternativement couverte et découverte par la mer.

4.1.2 Types de Capteurs

Dans le cas de l'approche eulérienne on trouve des capteurs à ultrasons, des capteurs de pression, ou autres.

Dans le cas l'approche lagrangienne, on trouve plutôt une technique par analyse d'images vidéo, une ligne de capteurs résistifs ou capacitifs, un système à base de manomètres, ou autres.

4.1.3 Conditions de mesure

Les formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up reposent sur une ou plusieurs expérimentations en laboratoire ou sur site. Les conditions de mesure sont donc toutes différentes en terme :

- de bathymétrie : la pente de la plage mais aussi les variations de profondeur en amont ou la présence de barres sableuses ;
- d'états de mer : les hauteurs, le spectre de variance mais aussi la direction de propagation ;
- de nature du trait de côte : la présence d'un ouvrage, la perméabilité du sol et la rugosité ;
- de marée (les profondeurs et la pente de la plage variant selon le niveau de marée).

4.1.4 Grandeurs caractéristiques de référence

Ces formules font intervenir un ou plusieurs des paramètres suivants :

- H_{os} , H_{orms} , respectivement les hauteurs de vague au large significative et quadratique moyenne « équivalentes » (corrigées des effets de propagation, notamment réfraction) et H_D , la hauteur de vague au point de déferlement ;
- T_s , T_m et T_p , respectivement les périodes de vague significative, moyenne et de pic ;
- L_{os} , la longueur d'onde de vague significative « équivalente », calculée à partir de H_{os} et T_s ;
- β et β_f , les pentes moyennes respectivement du profil bathymétrique et de la côte au niveau du jet de rive ;
- ξ_s , ξ_m et ξ_p , le nombre d'Iribarren calculé à partir de β_f et respectivement des couples de valeurs (H_{os} , T_s), (H_{os} , T_m) et (H_{os} , T_p).

avec
$$\xi = \tan(\beta_f) \left(\frac{2\pi H}{gT^2}\right)^{-0.5}$$

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 16

.

4.2 Modèles numériques

La modélisation numérique, en prenant mieux en compte la configuration du site et par le transfert des informations hydrodynamiques du large à la côte, doit permettre une estimation plus fine des différentes composantes présentes dans le niveau d'eau, en particulier le wave set-up et le wave run-up locaux. Toutefois la validité du modèle et des hypothèses de calculs doit être confortée par des observations sur le terrain.

La modélisation du wave set-up nécessite de mettre en œuvre un modèle de propagation des vagues à la côte intégrant les termes de dissipation d'énergie par déferlement bathymétrique et de frottement sur le fond.

La qualité du résultat est tributaire :

- du modèle utilisé (prise en compte des effets non linéaires, grilles, méthode d'itération, ...),
- des conditions limites imposées au modèle, notamment les données de bathymétrie (attention aux évolutions dynamiques) et de topographie,
- ainsi que la qualité des forçages météorologiques (attention aux côtes entourées de reliefs) et marégraphiques.

En présence d'ouvrages hydrauliques, il convient de prendre en compte les coefficients de transmission et réflexion de l'ouvrage pour évaluer la correction de surélévation due au clapotis. Pour plus d'information sur la modélisation numérique en présence d'ouvrages hydrauliques on pourra se référer au guide sur les enrochements (CIRIA et al, 2009).

Les modèles de propagation reposent sur des méthodes différentes de description et de propagation des états de mer irréguliers du large à la côte :

- forçages par la série temporelle de vagues (ex : FUNWAVE, (Kirby et al 1998));
- utilisation d'un spectre de variance énergétique discrétisé en un nombre fini de fréquences (ex : SWAN, (Booij et al, 1999, Ris et al, 1999)) ;
- imposition directe d'un paramètre intégré tel que les hauteurs de houle significative et quadratique moyenne (ex : BEACH, (Becq et Benoit, 1996) et REEF2000 (Benoit, 1999)).

Des essais comparatifs entre les différents modèles avec validation des résultats sur des cas tests en laboratoire et en cas réel ont été effectués par Guillou al, (2010). Les principaux résultats montrent que :

- les estimations du niveau moyen lié à la houle sont de qualité comparable entre les modèles ;
- les performances d'un modèle par rapport aux autres peuvent être meilleurs dans les cas de pente linéaire ou en présence de barre sableuse d'avant-côte;

Annexe 3

• l'application au cas réel montre les limites de l'approche unidimensionnelle simplifiée par l'omission de processus clés tel que l'incidence oblique des vagues et le forçage par le vent.

A cela on peut ajouter tous les questionnements sur le calage des modèles sur la mesure in situ, alors que l'on ne sait toujours pas mesurer un wave set-up (voir §5.4).

4.3 Modèles physiques

La modélisation numérique peut s'avérer insuffisante pour la reproduction de processus physiques plus complexes. La modélisation physique est alors une alternative intéressante pour ces situations.

La modélisation physique, comparée à la modélisation numérique, permet :

- de mieux prendre en compte une bathymétrie compliquée ;
- de prendre compte des interactions spécifiques avec un ouvrage (wave run-up, franchissement, phénomène d'affouillement au pied de l'ouvrage ou mouvements de blocs d'enrochement);
- de mieux reproduire les phénomènes de diffraction des vagues.

L'utilisation de la modélisation physique est limitée pour les raisons suivantes :

- · le coût des études de modélisation en limite l'échelle spatiale ;
- il faut utiliser un modèle avec une échelle temporelle qui permette de réaliser les essais dans les temps impartis à l'ensemble de l'étude ;
- la réduction à l'échelle introduit des effets d'échelle.

Pour plus d'information sur la modélisation physique en présence d'ouvrages hydrauliques on peut se référer au guide sur les enrochements (CIRIA et al, 2009).

Annexe 3

5 Calculs empirique et analytique du wave set-up

5.1 Comparaison

Il existe de nombreuses formules empiriques et analytiques de calcul permettant d'estimer les wave set-up/wave set-down et les wave run-up/wave run-down. L'ensemble de ces formules propose des relations différentes entre les paramètres d'états de mer et les paramètres caractérisant l'environnement. Ceci est expliqué pour partie par les différences dans la manière dont a été conduite l'expérimentation à l'origine des données d'observation étudiées. Un autre facteur important est l'environnement de mesure. En effet ces formules ont été établies à partir de l'étude de sites tests ou par la reproduction des conditions hydrodynamiques en canal à houle, pour des conditions expérimentales données : orientation, hauteurs et cambrures des vagues, profil bathymétrique, marnage, morphologie du trait de côte, nature des fonds et du rivage, etc. On peut donc considérer que chacune de ces formules n'est valide que pour un contexte bien déterminé.

Une synthèse des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up est présentée en annexe.

Afin de permettre la comparaison des différentes formules présentées en annexe, nous avons essayé définir pour chacune le domaine de validité (voir figure 5.1) et d'appliquer ces formules sur un même jeu de paramètres (voir figure 5.2).

Cet exercice n'est pas évident, car le niveau d'information dans les articles présentant ces formules n'est pas égal et les paramètres utilisés pour le calcul peuvent être très différents (voir annexe). Par exemple une formule est définie pour une plage une plage de variation de H_{os} et une pente calculée au niveau du jet de rive, et une autre formule est définie pour un H_{os} moyen et une pente calculée au niveau de la côte. Pour ce faire un certain nombre d'estimation a été nécessaire. Les valeurs de pente au niveau du jet de rive, cambrure de vague et nombre d'Iribarren ont été établies à partir des informations fournies par les auteurs.

Les représentations des figures 5.1 et 5.2 ne sont donc qu'approximatives, mais présentent l'avantage de pouvoir orienter le choix de telle ou telle formule selon le domaine de validité (figure 5.1) et son caractère plus ou moins conservatif (figure 5.2). Il convient toutefois de revenir à la formulation d'origine pour toute utilisation d'une formule particulière.



<u>Figure 5.1</u>: Domaines de validité des différentes formules de calcul du wave setup.



<u>Figure 5.2</u>: Formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up selon leur domaine de validité (code couleurs correspondant à la figure 5.1).

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 20

Pour représenter les figures 5.1 et 5.2 il est fait le choix d'utiliser de définir le wave set-up en fonction des paramètres suivants :

- H_{os} , la hauteur de vague au large significative « équivalente » (corrigée des effets de propagation, notamment réfraction);
- L_{os} , la longueur d'onde de vague significative « équivalente », calculée à partir de H_{os} et T_s la période de vague significative ;
- β_f , la pente moyenne du profil bathymétrique au niveau du jet de rive ; $\tan(\beta_f)$
- $\xi = \frac{\tan(\beta_f)}{\sqrt{H_{os}/L_{os}}}$,le nombre d'Iribarren.

À noter que pour certaines formules le domaine de validité reste incertain (dû à un manque d'informations sur les conditions de mesure).

En particulier pour le calcul du wave set-up à partir de la moyenne wave run-down / wave run-up (formules de Van der Meer et Stam, 1992 et de Thompson et Shuttler, 1975, voir annexe), le domaine de validité n'est pas clairement borné par le bas. Les résultats sont limités ici à un nombre d'Iribarren supérieur ou égal à 0.5 ce qui paraît être une limite acceptable d'après la littérature.

5.2 Comportement général

Lorsque l'on regarde les mesures de wave set-up issues du terrain (voir annexe) qui ont servi à l'établissement des formules empiriques et analytiques de calcul, la première chose qui frappe est la grande variabilité des résultats sur une même campagne de mesure in-situ. Le rapport $\overline{\eta_s}/H_{os}$ (wave set-up relatif à la hauteur significative de vagues) peut varier 2 % à 200 %. Il faut donc bien faire la différence entre le comportement moyen de $\overline{\eta_s}/H_{os}$, donné par les formule empiriques et analytiques, et sa plage de variations possibles (observée sur site).

La figure 5.1 montre que les formules de calcul ne couvrent qu'un petit domaine des situations possibles. De manière générale, on a peu de données pour les fortes vagues (H_{os} >4m) et pour les fortes pentes au niveau du jet de rive ($\tan \beta_f$ >0.12).

La figure 5.2 montre une grande variabilité des résultats :

- selon la configuration du site (estimations différentes selon la pente, la cambrure et le nombre d'Iribarren);
- mais aussi pour une même configuration de site donné (plusieurs estimations différentes aux mêmes points de la figure).

Les tendances générales qui se dégagent sont les suivantes, le wave set-up :

- augmente avec la pente et le nombre d'Iribarren :
 - par exemple d'après Stockdon et al (2006) le wave set-up est égal à $0.175 H_{os}$ pour $\xi = 0.5$ et $0.7 H_{os}$ pour $\xi = 2$;
- diminue avec la cambrure des vagues :
 - par exemple d'après Goda (2000) avec $\tan(\beta_f)=0.1$ le wave setup est égal à $0.43 H_{os}$ pour $H_{os}/L_{os}=0.005$ et $0.19 H_{os}$ pour $H_{os}/L_{os}=0.02$.

```
Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves
```

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 21

Annexe 3

À noter que la surestimation apparente du wave set-up à partir de la moyenne wave run-down / wave run-up (formules de Van der Meer et Stam, 1992 et de Thompson et Shuttler, 1975, voir annexe) peut s'expliquer par le fait que ces formules sont établies pour des pentes régulières et linéaires. Dans la réalité, et particulièrement en site à faible marnage, il y a formation d'une barre sableuse immergée plus ou moins haute (profil en « S »). Si on assimile sa formation à un profil de digue à berme, le Rock Manuel (Ciria et al, 2009) indique que dans ce cas il convient de pondérer le résultat par un facteur compris entre 0.6 et 1. Un facteur de 0.6 permet par exemple de retomber sur les résultats de la formule de Stockdon et al (2006).

5.3 Variabilité des mesures

Pour essayer de comprendre la variabilité des résultats observés, nous regardons de plus près les données ayant servi à Stockdon et al (2006) pour établir sa formule de calcul du wave set-up.

Parmi les observations utilisées nous avons les données issues des plages Duck94 et SandyDuck. D'après les critères retenus par Stockdon et al (2006) pour caractériser le site (pente de la plage, nombre d'Iribarren), les deux sites sont similaires :

- Duck94 : $\beta_f = 0.08$, $\xi = 1.1 \pm 0.3$;
- SandyDuck: $\beta_f = 0.10^{\circ}$, $\xi = 1.2 + 0.7$

D'après Stockdon et al (2006), avec $\xi > 0.3$, alors le wave set-up est égal à : $\eta = 0.35\beta \sqrt{H_{ac}L_{ac}}$ (droite de régression en noire sur la figure 5.3).

La figure ci-après montre clairement que l'estimation est :

- sous-évaluée pour Duck94 ($\eta\!\approx\!0.5\,\beta_f\sqrt{H_{\it os}\,L_{\it os}}$, en bleu sur la figure 5.3) ;
- surévaluée pour SandyDuck ($\eta\!\approx\!0.2\,\beta_{\it f}\sqrt{H_{\it os}\,L_{\it os}}$, en rouge sur la figure 5.3)

La différence de résultat peut-être expliquée par les variations de profondeurs en amont de la remontée au niveau de la plage (voir figure 5.4).

Le comportement des deux plages est similaire à proximité du trait de côte (~1.5m de profondeur à 30m du trait de côte). Puis, dans le cas de la plage de Duck94, les fonds plongent relativement rapidement (~2.2m de profondeur à 50m du trait de côte), alors que pour la plage de SandyDuck les fonds plongent plus doucement (~2.2m de profondeur à 95m du trait de côte). SandyDuck est de nature plus dissipative que Duck94, ce qui est en accord avec un wave set-up plus faible (voir figure 5.3).

L'utilisation du seul ξ ($\xi = \beta_f \sqrt{H_{os}L_{os}}$) avec une pente prise en compte seulement au niveau du jet de rive ne suffit pas à caractériser la nature du site (réflexif, dissipatif ou mixte). Ces approches empiriques et analytiques ont donc leurs limites.

Annexe 3





<u>Figure 5.4</u> : Bathymétries des plage de SandyDuck et de Duck94 (offset vertical de 2.5m) (Source : Stockdon et al, 2006).

5.4 Limites

Au vu des résultats, il semble impossible de ne considérer qu'une formule unique pour estimer le wave set-up. Certaines formules globales comme les formules de Goda (2000), Stockdon et al (2006) ou de run-up/run-down (Van der Meer et Stam, 1992, Thompson et Shuttler, 1975) permettent de couvrir un large spectre de conditions environnementales (formules valides pour des nombres d'Iribarren très différents). Mais elles ne permettent pas de rendre compte de la variabilité des résultats que l'on peut rencontrer sur le terrain. Cette dernière s'explique par des différences dans les protocoles de mesure, dans le choix des variables d'analyse et dans les conditions de mesure. Les choix du protocole et des variables

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 23

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves

d'analyse influencent directement la construction de la formule de calcul du wave set-up. Les conditions de mesure caractérisent le domaine de validité de la formule.

5.4.1 Protocoles de mesure

Les protocoles de mesure se distinguent par le choix de la méthode de mesure, lagrangienne ou eulérienne, le choix du temps d'intégration pour le calcul du niveau moyen et le choix des capteurs.

Méthodes de mesure lagrangienne ou eulérienne

Les méthodes de mesure lagrangienne et eulérienne sont relativement équivalentes, mais leurs spécificités peuvent être à l'origine des différences d'estimation.

Dans le cas de l'approche eulérienne le niveau maximum à la côte n'est pas souvent obtenu par une mesure directe, mais plus par extrapolation des résultats à la côte, avec un risque d'erreur lié à la méthode d'extrapolation.

Dans le cas de l'approche lagrangienne, la mesure du wave set-up s'effectue directement à son maximum. Cette approche présente des difficultés pour déterminer le niveau moyen (et donc le wave set-up) avec une influence sensible de la nature du terrain au niveau du jet de rive (rugosité, perméabilité).

Temps d'intégration

La définition de la durée d'intégration du signal est nécessaire afin de calculer une hauteur d'eau moyenne, et donc le wave set-up.

En environnement maritime, le niveau d'eau à la côte est la résultante de plusieurs phénomènes d'échelles de temps et d'espace différents : les ondes longues, les ondes infragravitaires et les ondes de gravité (voir §2.1).

La durée d'intégration doit être suffisante pour s'affranchir des ondes infragravitaires et des ondes de gravité. Par contre elle ne doit pas filtrer la marée et les surcotes météorologiques. On considère typiquement que le temps d'intégration doit être compris entre 5 min et 20 min. Les effets sismiques et certains effets de seiches pouvant se produire dans le domaine de fréquence qui nous intéresse, il peut être impossible d'extraire le wave set-up du reste du signal.

Capteurs de mesures

Il faut aussi ajouter la nature des instruments de mesure et le traitement de données qui peuvent introduire un biais sur les estimations.

5.4.2 Variables d'analyse

Les formules de calcul empirique et analytique du wave set-up sont établies à partir de grandeurs caractéristiques de référence bien particulières :

• la pente de la plage ;

- la hauteur des vagues au large ou au point de déferlement ;
- le niveau d'eau moyen en l'absence l'action des vagues,
- ...

De ce fait, le choix de ces grandeurs pose un certain nombre de questions qui impacte directement le résultat :

► Où mesurer la pente de la plage ? Pour les plages dites « dissipatives » le problème est souvent moindre. En effet la pente est généralement régulière. La pente au niveau du jet de rive est donc souvent représentative de la pente en avant du jet de rive. Par contre il est fréquent de rencontrer sur les plages dites « réflexives » une brusque augmentation de la pente au niveau de la plage. Pour les situations intermédiaires, la présence de barres sableuses complique aussi cette définition. Une définition de pente idéale devrait prendre en compte l'ensemble de l'histoire du processus de déformation et de déferlement des vagues. Mais ce processus reste encore mal compris aujourd'hui en particulier pour les bathymétries complexes. Généralement les formules empiriques et analytiques utilisent une pente moyenne calculée sur le jet de rive ou sur une bande de 5 m autour du niveau d'eau moyen.

► La hauteur de vague dite « au large » peut être différente si elle est mesurée au niveau des 10m de profondeur ou 30m. Quant à la hauteur des vagues au point de déferlement, elle est très difficile à mesurer.

► Le niveau d'eau moyen en l'absence l'action des vagues peut lui aussi être différent selon la localisation du point de mesure. Pour bien faire il doit être suffisamment éloigné du bord pour ne pas comprendre le wave set-up.

5.4.3 Conditions de mesure

Le wave set-up est extrêmement dépendant des conditions de site, à savoir :

- la bathymétrie : la pente de la plage n'est pas forcément régulière, avec parfois la présence de barres sableuses. De ce fait, la pente mesurée juste au niveau du jet de rive n'est absolument pas représentative de ce qui peut se produire avant la plage (voir §5.3). De plus il faut tenir compte des variations longitudinales (variations 2D) et des variations dans le temps du fait de l'action des courants ;
- les états de mer : la hauteur des vagues, la largeur du spectre de variance ainsi que l'angle que forme la direction de propagation des vagues avec la côte modifient le wave set-up ;
- la nature du trait de côte : les résultats seront différents selon la présence d'un ouvrage, la perméabilité et la rugosité du sol ;
- la marée : celle-ci en modifiant la hauteur d'eau joue à la fois sur la bathymétrie, les états de mer et la nature du trait de côte.

De ce fait une mesure ne peut être reproductible qu'en laboratoire. Une observation sur le terrain reflète une situation particulière au moment de la mesure. Les formules empiriques et analytiques représentent une évaluation moyenne d'un ensemble d'observations.

5.5 Choix d'une formule de calcul

Pour une première approximation, si l'on ne dispose pas des données nécessaires ou si la zone d'étude est trop importante pour mettre en œuvre un modèle numérique ou physique (voir §4), l'utilisation d'une méthode de calcul empirique ou analytique peut être envisagée.

Les principales méthodes empiriques ou analytiques de calcul du wave set-up sont présentées au §4 et détaillées en annexe.

Il en ressort que :

- il n'existe pas de formule universelle ;
- les formules ne peuvent fournir que des ordres de grandeurs et non des estimations fines ;
- chaque formule est associée à un domaine de validité limité.

Il est peut être privilégié l'usage de formules les plus générales possibles. Ces formules sont au nombre 4 :

- Dean et Walton (2009) : une formule, établie à partir d'une moyenne de 9 formules empiriques ou analytiques ;
- Stockdon et al (2006) : deux formules, établies à partir de données issues de 10 sites tests ;
- Goda (2000): résultats sous forme d'abaque fonction de $\tan \beta$ et H_{os}/L_{os} établis à partir d'un modèle analytique de déferlement des vagues ;
- Van der Meer et Stam (1992) Thompson et Shuttler (1975) : formules générales respectivement de run-up et run-down obtenues à partir de données expérimentales et plus particulièrement adaptées au wave setup pour des pentes élevées.

La formule de Dean et Walton (2009) présente l'avantage d'être basée sur le seul paramètre d'états de mer de hauteur significative. En l'absence d'information sur la pente des terrains ou sur les périodes des vagues, cette formule constitue une première approche.

La formule de Dean et Walton (2009) semble sous-estimer le wave set-up pour les nombres d'Iribarren supérieurs à 0.5 (voir figure 5.2). Les estimations de Goda (2000) sont aussi légèrement en dessous de celles de Stockdon et al (2006). Dans l'optique d'une approche sécuritaire, la formule de Stockdon et al (2006) est donc préférée à celles de Dean et Walton (2009) et de Goda (2000).

Annexe 3

Les deux formules de Stockdon et al (2006) n'ont pas été établies pour des pentes de plages supérieures à $\tan\beta=0.11$. De ce fait, les formules issues de Van der Meer et Stam (1992) et Thompson et Shuttler (1975) complètent bien l'espace non couvert par Stockdon et al (2006).

Toutefois, comme le montre le tableau ci-après et comme discuté au §5.2, on peut considérer que l'estimation issue de Van der Meer et Stam (1992) et Thompson et Shuttler (1975) est haute. Une pondération par 0.6 de l'estimation de Van der Meer et Stam (1992) et Thompson et Shuttler (1975) (justifiée par la prise en compte du profil de plage, voir §5.2) permet de définir un espace complémentaire et cohérent avec les formules de Stockdon et al (2006).

Nombro d'Iribarron	$\overline{\eta_s}/H_{os}$ selon Stockdon et al, (2006)	$\overline{\eta_s}/H_{os}$ selon Van der Meer et Stam, (1992) et Thompson et Shuttler(1975)		
		Coef pondération : 1	Coef pondération : 0.6	
0.5	0.175	entre 0.22 et 0.42	entre 0.13 et 0.25	
1	0.35	entre 0.52 et 0.84	entre 0.31 et 0.50	
1.5	0.52	entre 0.88 et 1.26	entre 0.52 et 0.76	
2	0.70	entre 1.07 et 1.35	entre 0.64 et 0.81	

<u>Tableau 5.1</u> : Rapport $\overline{\eta_s}/H_{os}$ (wave set-up rapporté à la hauteur significative) fonction du nombre d'Iribarren et calculé à partir des formules de Stockdon et al (2006) d'un côté, et des formules de Van der Meer et Stam (1992) et Thompson et Shuttler (1975) de l'autre.

Dans une optique sécuritaire, considérant que l'on ne peut que définir un ordre de grandeur du wave set-up, il est proposé d'utiliser 3 formules générales pour couvrir l'ensemble des situations possibles :

- ► <u>Si l'on n'a accès qu'au seul paramètre de hauteur significative des vagues</u> :
 - la formule de Dean et Walton (2009) : $\overline{\eta_s}/H_{os} = 0.191 \pm 0.1$

► <u>Si l'on a accès aux paramètres de hauteur et de période significatives des vagues et à la pente au niveau du jet de rive</u> :

- Pour les pentes $\tan\beta \le 0.11$:
 - pour les nombres d'Iribarren $\xi_s < 0.5$:

la 1ère formule de Stockon : $\overline{\eta_s} = 0.016 \sqrt{H_{os}L_{os}}$;

- pour les nombres d'Iribarren $\xi_s \ge 0.5$:

le maximum entre :

la 1ére formule de Stockdon et al (2006): $\overline{\eta_s} = 0.016 \sqrt{H_{os} L_{os}}$ et la 2e formule de Stockdon et al (2006): $\overline{\eta_s} = 0.35 \beta_f \sqrt{H_{os} L_{os}}$

• Pour les pentes $\tan\beta > 0.11$:

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 27

le maximum entre la 2e formule de Stockdon et al (2006) : $\overline{\eta_s} = 0.35 \beta_f \sqrt{H_{os}L_{os}}$

et les formules établies à partir des run-up et run-down de Van der Meer et Stam (1992) et Thompson et Shuttler (1975) pondérées par un facteur :

$$\begin{array}{rcl} & \text{pour } \xi_{s} \leqslant 1.8 & : \\ \delta \times \frac{1}{2} \left(1.01 \frac{\xi_{s}}{1.2} + 0.35 \frac{\xi_{s}}{0.96} - 0.17 \right) \leqslant \overline{\eta_{s}} / H_{os} < \delta \times \left(1.01 \frac{\xi_{s}}{1.2} \right) \\ & \text{pour } \xi_{s} > 1.8 & : \\ \delta \times \frac{1}{2} \left(1.24 \left(\frac{\xi_{s}}{1.2} \right)^{0.48} + 0.35 \frac{\xi_{s}}{0.96} - 0.17 \right) \leqslant \overline{\eta_{s}} / H_{os} < \delta \times \left(1.24 \left(\frac{\xi_{s}}{1.2} \right)^{0.48} \right) \end{array}$$

avec $0.6 \le \delta \le 1$ fixé selon l'estimation du risque de formation de barre sableuse (0.6 pour un risque fort, 1 pour un risque faible).

À noter que la prise en compte de 2 formules pour une même situation avec la sélection du maximum, permet d'assurer la continuité au niveau des changements de formules.

6 Conclusion

La propagation des vagues du large à la côte engendre des échanges d'énergie entre les vagues et la colonne d'eau. Cela se traduit, du large vers la côte :

- par une diminution du niveau jusqu'à atteindre un minimum au point de déferlement des vagues ;
- puis une augmentation du niveau d'eau qui atteint son maximum au niveau du trait de côte.

Le niveau d'eau au niveau du trait de côte est donc plus important en présence de vagues. Cette surélévation est appelée le wave set-up.

La modélisation du wave set-up peut se faire de trois manières différentes, par le biais de modèles empiriques et analytiques, de modèles numériques ou de modèles physiques.

Les modélisations numérique et physique permettent de mieux prendre en compte la configuration du site. Mais la qualité du résultat reste tributaire de celle du forçage, de la prise en compte des processus physiques au niveau des zones de surf et du jet de rive, et de la capacité du modèle à reproduire les effets tridimensionnels.

Si la modélisation numérique ou physique n'est pas envisagée ou possible, ou en l'absence de données de calage, il est possible d'adopter une approche basée sur l'utilisation d'une formule empirique ou analytique. La revue des formules présentée dans le document montre que plusieurs solutions sont possibles pour un même calcul de wave set-up.

Il existe un nombre important de formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up. Ces formules peuvent donner des résultats très différents. Elles sont basées sur des expériences en laboratoire (canal à houle) ou sur le terrain. Les conditions de mesure sont toutes différentes, tant sur le protocole que sur l'environnement.

Pour une même campagne de mesure in situ, les variations de wave set-up reste très importantes (wave set-up de 2 % à 200 % de la hauteur significative des vagues au large). On ne peut donc caractériser qu'un wave set-up moyen. De manière générale le wave set-up augmente avec la pente et le nombre d'Iribarren et diminue avec la cambrure des vagues. Toutefois l'ensemble des estimations aboutit à des résultats différents entre eux sans qu'il soit possible de dégager une formule universelle.

Ces différences de résultats sont liées à la complexité des phénomènes à l'origine du wave set-up (profil bathymétrique, caractéristiques des états de mer, marnage, ...) ainsi qu'à la difficulté d'établir un protocole de mesure (position et type du cap-

teur, temps d'intégration du niveau moyen, ...).

Les estimations des domaines de validité (figure 4.1) et des valeurs de wave setup (figure 4.2) permettent de guider le modélisateur dans le choix d'une formule particulière selon la configuration du site d'étude et l'adoption d'une approche plus ou moins sécuritaire.

Deux approches semblent cohérentes pour obtenir des ordres de grandeur de wave set-up :

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 29

- en l'absence d'information sur la période de vagues et la pente au niveau du jet de rive, la formule de Dean et Walton (2009) peut être utilisée ;
- si l'information sur la période de vagues et la pente du terrain est disponible, il peut être utilisé

- pour les pentes faibles à moyennes ($\tan\beta{\leqslant}0.11$) : les formules de Stockdon et al (2006) ;

- pour les pentes plus élevées ($\tan\beta > 0.11$) : une estimation à partir des formules de run-up (formule de Van der Meer et Stam, 1992) et de run-down (formule de Thompson et Shuttler, 1975), associées à un facteur de pondération pour prendre en compte la nature du site (formation de barres sableuses).

7 Références

Battjes J.A., « Set-Up Due to Irregular Waves », Communications on Hydraulics, Delft University of Technology, Department of Civil Engineering, Report No. 72–2, 13 pp (1972).

Becq F. et M. Benoit, « Implantation et comparaison de différents modèles de houle dans la zone de déferlement », Rapport EDF R&D LNHE HE42/96/037/A (1996).

Benoit M., « Extension de l'équation de réfraction diffraction de Berkhoff pour traiter des bathymétries rapidement variables – Développement et validation d'un algorithme applicable aux cas mondimensionnels pour une houle linéaire », Projet CLAROMECOMAC (Fiche CEP M06101.99), Rapport EDF R&D LNHE HE42/99/049/A (1999).

Booij N.R.C., R.C. Ris et L.H. Holthusijsen, « A third generation wave model for coastal regions, part i, model description and validation », Journal of Geophysical Research 104 (C4), 7649-7666 (1999).

Bowen A.J., D.L. Inman et V.P. Simmons, « Wave set-down and set-up », J. Geo-phys. Res. 73, 2569–2577 (1968).

CIRIA, CUR, Cetmef, « Guide Enrochement – Traduction française du Rock Manual », Référence Cetmef P 09.01 (2009).

Davis G.A. et P. Nielsen, « Field measurement of wave set-up », ASCE Int. Conf. Coastal Engineering, Malaga, Spain, Chapter 38, pp. 539–552 (1988).

Dean R.G. et T.L. Walton, « Wave setup. In Handbook of coastal and OceanEngineering ».By Young C. Kim ed., World scientific, 1-23 (2009).

Goda Y., « Random Seas and Design of Maritime Structures ». Advanced Series on Ocean Engineering. 15 (2 ed.), Singapore: World Scientific, (2000).

Greenwood B. et P.D. Osborne, « Vertical and horizontal structure in cross-shore flows: An example of undertow and wave setup on a barred beach », Coast. Eng. 14, 543–580 (1990).

Guillou N., G. Chapalain et P. Sergent, « Prise en compte de la marée pour les prédictions de houle aux abords de Port 2000 au Havre », Les 8èmes jST du Cetmef Brest (2010).

Guza R.T. et E.B. Thornton, « Wave set-up on a natural beach », J. Geophys. Res., 96(C2), 4133–4137 (1981).

Hamm L., « Estimation de la surcote et des franchissements induits par la houle sur les plages et les ouvrages côtiers », Note de travail dans le cadre de la révision du guide Méthodologique Plans de Prévention des Risques Littoraux (2011).

Hansen U.A., « Wave setup and design water level », J. Waterway Port Coast. Ocean, Div. 104(WW2), 227–240 (1978).

Hanslow D.J. et P. Nielsen, « Shoreline set-up on natural beaches », J. Coast. Res. SI15, 1–10 (1993).

Holman R.A. et A.H. Sallenger, « Setup and swash on a natural beach », J. Geophys. Res. 90(C1), 945–953 (1985).

Hsu T.-W., J. R.C. Hsu, W.-K. Weng, S.-K. Wang et S.H. Ou, « Wave setup and setdown generated by obliquely incident waves », Conf. Coastal Engineering 53 865-877 (2006).

Kergadallan X., « Analyse statistique des niveaux d'eau extrêmes – Environnements maritime et estuarien », CETMEF, Ref. C 13.01 (2013).

King B.A., M.W.L. Blackley, A.P. Carr et P.J. Hardcastle, « Observations of wave induced setup on a natural beach », J. Geophys. Res. 95(C12), 22289–22297 (1990).

Kirby J.T., G. Wei, Q. Chen, A.B. Kennedy et R.A. Dalrymple, «FUNWAVE 1.0. Fully nonlinear Boussinesq wave model. Documentation and user's manual », Rapport de recherche CACRC9806, Center for Applied Coastal Reseach, department of Civil and Environmental Engineering, University o Delaware (1998).

Longuet-Higgins M.S., « Radiation stress and mass transport in gravity waves with application to surf beats », J. Fluid Mech. 13(4), 481-504 (1962).

Longuet-Higgins M.S. et R.W. Stewart, « Radiation stresses in water waves ; a physical discussion, with applications », Deep-Sea Res. 11, 529-562 (1964).

Longuet-Higgins M.S., « Longshore currents Generated by obliquely incident sea wave », Journal of Geophysical Research, Vol.7 5, No. 33 (1970).

MUNK W.H., « The solitary wave theory and its application to surf problems », Annalsof the New York Academy of Sciences, pp. 378-424 (1949).

Morellato D., « Dynamique des plages sableuses soumises à l'action des vagues, de la marée et des rechargements artificiels », Thèse de doctorat, Spécialité Océanographie Physique (2009).

Ris R.C., L.H. Holthuijsen et N. Booij, « A third generation wave model for coastal regions. 2. verifications » Journal of Geophysical Research, 104 (C4), 7667-7681 (1999).

Stockdon H.F., R.A. Holman, P.A. Howd et A. H. Salenger Jr, « Empirical parameterization of set-up, swash, and runup », Coastal Engineering 53, p.573 – 588 (2006).

Stive M. J.F. et H.G. Wind, « A Study of Radiation Stress and Set-Up in the Nearshore Zone », Publication No. 267, Waterlopkundig Laboratorium, Delft Hydraulics Laboratory (1982).

Thompson D.M. et R.M. Shuttler, « Riprap design for wind wave attack; a laboratory study in random waves », Report EX 707, Hydraulics Research Wallingford, UK (1975).

Tucker M.J. et E.G. Pitt, « Waves in ocean engineering », Elsevier ocean engineering book series, Vol.5, Series editors R. Bhattachariiy & M.E. McCormick, 2007.

Van der Meer J.W. et C.J.M Stam, « Wave run-up on smooth and rock slopes of coastal structures », ASCE, Journal of WPC&OE, Vol.118, No.5, 534-550 (1992).

Yanagishima S. et K. Katoh, « Field observation on wave setup near the shoreline », Proc. 22nd Int. Conf. Coastal Engineering, Vol. 1, ASCE, New York, N.Y., Chapter 7, pp. 95–108 (1990).

Annexe

Synthèse des principales formules empiriques et analytiques utilisées pour l'estimation du wave set-up

Ces formules reposent toutes sur des protocoles de mesure différents. Une partie du travail a donc consisté à définir et faire ressortir des éléments communs permettant la comparaison des formules entre elles.

Une des premières investigations sur le sujet fut conduite en laboratoire par Bowen et al (1968) pour une vague progressive périodique et une pente de plage élevée (8.2°). Les rapports wave set-down / H_D et wave set-up / H_D maxima sont légèrement supérieurs à ceux prévus par la théorie avec pour valeurs expérimentales respectivement -3.5 % et +31.6 % alors que l'on attendait -4.9 % et +24.4 % (calcul pour $\gamma = 0.78$). La différence pourrait être expliquée par le choix ici d'une pente relativement élevée et son influence sur le wave set-up.

Toujours en laboratoire, Battjes (1972) travailla sur les vagues irrégulières. Le wave set-up était estimé par des manomètres posés sur le fond. Les valeurs de wave set-up enregistrées sont inférieures à celles prédites par la théorie. Pour expliquer cette différence, Battjes émit l'hypothèse d'un problème sur les manomètres. Plus tard fut émise l'hypothèse de perte d'énergie lors du déferlement de la vague (formation de turbulence). Cette hypothèse fut confortée par Stive et Wind (1982) avec l'introduction d'une théorie non-linéaire intégrant le déferlement bathymétrique des vagues. Les résultats permirent d'améliorer l'estimation du point de déferlement et du wave set-up sur les essais en laboratoire pour une pente peu élevée (2.25°). À noter que la théorie donna des bonnes estimations du wave set-up si l'on sous-estime quelque peu le rapport de déferlement ($\gamma = 0.6$ au lieu de $\gamma = 0.8$).

Ces expériences en laboratoire se sont concentrées sur le wave set-up. En revanche, il était noté que la présence de vagues aléatoires introduisait une composante dynamique, le wave run-up.

De nombreuses analyses ont ensuite été conduites à partir de données obtenues en conditions réelles. Les tableaux ci-après présentent les principaux résultats.

Auteurs : Hansen, 1978				
Configuration de site				
localisation	 Plage de l'ile de Sylt (Pays Bas) 			
environnement	- Bathymétrie : $tan\beta\approx 0.02~$ au niveau de la plage - Sable fin : 0.1 mm			
Protocole de mesure				
wave set-up	 Approche eulérienne Ensemble de capteurs à ultrasons et capteurs de pression positionnés à 1280 m du rivage par une profondeur de 10m Wave set-up maximum estimé par extrapolation 			
hauteur des vagues	Hauteur de vagues jusqu'à 1,4m			
domaine de validité	• $\tan \beta_f$ estimé à 0.02 • H_{os}/L_{os} inconnu			
Résultats				

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 34
<u>Annexe 3</u>

- A 10m de profondeur : $\overline{\eta_{10m}} = 0.3 H_{os} = 0.42 H_{orms}$

- Extrapolation du wave set-up max $\overline{\eta_s}=0.5\,H_D$ avec H_D la hauteur de vague au point de déferlement

Auteurs : Guza et Thornton, 1981		
Configuration de site		
localisation	 Torrey Pines Beach (San Diego, Californie, Etats Unis) 	
environnement	- Bathymétrie : $tan\beta\approx 0.02$ au niveau de la plage - Sable fin : 0.1 mm	
Protocole de mesure		
wave set-up	Approche lagrangienneLigne de capteurs résistifs	
hauteur des vagues	 Enregistrées à une profondeur de 10m Etats de mer calculés sur 4096s, hauteurs de vagues de l'ordre de 0.6 à 1.6m 	
domaine de validité	• $\tan \beta_f$ estimé à 0.02 • H_{os}/L_{os} inconnu	
Résultats		

• $\overline{\eta_s}/H_{os}$ comprisentre 0.05 et 0.5

• En moyenne $\overline{\eta_s} = 0.17 H_{os} = 0.24 H_{orms}$

A noter que le niveau de référence (sans l'action des vagues) est déterminé à partir des enregistrements en considérant que $\overline{\eta_s}$ est une fonction linéaire de H_{os} .

Auteurs : Hollman et Sallenger, 1985		
Configuration de site		
localisation	 Plage de Duck (Caroline du Nord, Etats Unis) 	
environnement	 Bathymétrie : tan β ≈ 0.01 au large et tan β ≈ 0.1 au niveau de la plage barre sableuse présente à ~ 50m de la côte (position et hauteur variables) Sable moyen : mélange de 0.25mm et 0.75mm 	
Protocole de mesure		
wave set-up	 Approche lagrangienne Analyse photographique du jet de rive moyenne sur 35 min 	
hauteur des vagues	• H_{os} de 0.4 à 4m et T_s de 6 à 16s • Houlographe à 3km de la côte par 20m de profondeur	
domaine de validité	• $\tan \beta_f = 0.1$ (moyenne sur un linéaire de 5m centré sur le niveau moyen) • H_{os}/L_{os} estimation comprise entre 0.007 et 0.01 (correspondant aux couples H_{os}, T_s 0.4m,6s et 4m,16s)	
Résultats		
• Grande dispersion du wave set-up, $\overline{\eta_s}/H_s$ jusqu'à 0.8 pour $\xi < 1.5$ jusqu'à 2 pour $\xi > 1.5$ • Corrélation wave set-up / ξ pour $\xi < 1.5$		

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 35

Annexe 3

• Marée haute : $\overline{\eta_s}/H_{os} = 0.35 \xi + 0.14$ et mi marée : $\overline{\eta_s}/H_{os} = 0.46 \xi + 0.06$ soit en moyenne entre 0.49 et 0.61 (calculé pour H_{os}/L_{om} compris entre 0.007 et 0.01)

Auteurs : Davis et Nielsen, 1988	
Configuration de site	
localisation	Dee Why Beach (Australie)
environnement	- Bathymétrie : $tan\beta\approx 0.0125~$ au large et $~tan\beta\approx 0.08~$ au niveau de la plage - Sable moyen : 0.13 à 0.95 mm
Protocole de mesure	
wave set-up	Approche lagrangienneSystème à base de manomètre
hauteur des vagues	- H_{orms} de 0.6 à 2.6m et T_s de 5.8 à 12.1s - Houlographe à 20km de la côte
domaine de validité	• $\tan \beta_f$ estimé à 0.08 • H_{os}/L_{os} estimation d'environ 0.008 (correspondant aux couples H_{orms} , T_s 0.6m,5.8s et 2.6m,12.1s)
Résultats	
• $\overline{\eta_s}/H_{orms}$ comprisentre 0.15 et 0.7	
• En moyenne $\overline{\eta_s} = 0.4 H_{orms}$ soit $\overline{\eta_s} \approx 0.28 H_{os}$	

Auteurs : King et al, 1990		
Configuration de site		
localisation	Woolacombe Beach (Royaumes Unis)	
environnement	• Bathymétrie : $tan\beta\approx 0.025$ à marée haute et $tan\beta\approx 0.014$ à mi-marée. • Marnage : 3m aux mortes eaux, 9m à l'équinoxe • Sable fin : 90% entre 0.125mm et 0.25mm	
Protocole de mesure		
wave set-up	 Approche eulérienne Profil de capteurs de pression Mesures moyennées sur 4096s Wave set-up maximum calculé par extrapolation 	
hauteur des vagues	• H_{os} dépassant les 2m sur plusieurs jours	
domaine de validité	• $\tan \beta_f$ estimé entre 0.014 et 0.025 • H_{os}/L_{os} inconnu	
Résultats		
• $\overline{\eta_s}/H_{orms}$ comprisentre 0.11 et 0.15 • En moyenne $\overline{\eta_s} = 0.10 H_{as} = 0.14 H_{orms}$		

Auteurs : Yanagishima et Katoh, 1990

Configuration de site

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 36

Annexe 3

localisation	 Plage à proximité de Kashima
environnement	- Bathymétrie : profil moyen avec $\ \beta \approx 0.0167$ - Marnage : 1.4m - Sable
Protocole de mesure	
wave set-up	 Approche eulérienne (wave set-up à différentes profondeurs) et lagrangienne (wave set-up max) Profil de capteurs à ultrason associé à des caméras vidéos Mesures moyennées sur 20 min Niveau d'eau au repos calculé par analyse des composantes harmoniques du signal de marée
hauteur des vagues	 <i>H</i>_{os} compris entre 0.4 et 6.4m (principalement entre 1 et 1.5m) <i>T</i>_s compris entre 3.9 et 13.5s (en moyenne autour de 7.6s) Cambrure comprise entre 0.005 et 0.047 sur l'ensemble des observations et plus particulièrement entre 0.01 et 0.047 pour les vagues supérieurs à 2m
domaine de validité	• $\tan \beta_f$ estimé à 0.0167
	• H_{os}/L_{os} comprisentre 0.005 et 0.047
Résultats	
• $\overline{\eta_s}/H_{orms}$ comprisentre	e 0.11 et 0.15
• En moyenne $\overline{\eta_s} = 0.052$	$2 H_{os} (L_o / H_{os})^{0.2}$

Auteurs : Greenwood et Osborne, 1990		
Configuration de site		
localisation	 Wymbolwood Beach, Geogian Bay, Ontario, Canada 	
environnement	• Bathymétrie : pente moyenne $~\beta\approx 0.015~$, comprise entre 0.17 et 0.2 au niveau de la plage • Présence de deux barres sableuses à environ 30 et 90m du rivage (hauteurs respectives de 55 et 45cm) • Sable moyen (diamètre compris entre 0.13 et 0.71mm)	
Protocole de mesure		
wave set-up	 Approche eulérienne Profil de capteurs résistifs Mesures moyennées sur 21 min 	
hauteur des vagues	• H_{os} jusqu'à 1.5m pour un Tpic d'environ 5.5s, (0.3m pour un Tpic de 3s) • H_s mesuré à 130m du rivage (environ 5m de profondeur), H_{os} obtenu par transformation de propagation inverse (shoaling)	
domaine de validité	• $\tan \beta_f$ estimé entre 0.17 et 0.2 • H_{os}/L_{os} estimation comprise entre 0.02 et 0.03 (correspondant aux couples H_{os} , T_{pic} 0.3m,3s et 1.5m,5.5s avec $T_s \approx 0.96 T_{pic}$)	
Résultats		
• $\overline{\eta_s}/H_{os}$ comprisentre 0.15 et 0.20 pour une moyenne de 0.19		

Perte d'énergie importante liée au déferlement des vagues sur la 2ème barre sableuse

Auteurs : Hanslow et Nielsen, 1992

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 37

<u>Annexe 3</u>

Configuration de site	
localisation	Dee Why Beach, Seven Mile, Palm et Brunswick (Sud Est de l'Australie)
environnement	 tan β de 0.03 à 0.0625 Sable moyen : 0.18 à 0.5 mm Marnage d'environ 1 à 2m aux mortes eaux et 2 à 5 m aux équinoxes selon les sites
Protocole de mesure	
wave set-up	 Approche lagrangienne Système à base de manomètres Mesures moyennées sur 20 min
hauteur des vagues	• Bouée de mesure de houle mouillé à ~80m de profondeur • H_{os} > 1.5m 50% du temps et H_{os} > 4m 1% du temps
domaine de validité	 tan β_f de 0.03 à 0.0625 (pente mesurée au niveau du jet de rive) H_{os}/L_{os} inconnu
Résultats	
• $\overline{\eta_s}/H_{orms}$ comprise ntre 0.12 et 1	

• En moyenne $\overline{\eta_s} = 0.27 H_{os} = 0.38 H_{orms}$ pour un facteur de corrélation de 0.65 et $\overline{\eta_s} = 0.040 \sqrt{H_{os}L_{os}} = 0.048 \sqrt{H_{orms}L_{os}}$ pour un facteur de corrélation de 0.77

Auteurs : Goda, 2000	
Protocole de mesure	
wave set-up	 Calcul à partir d'un modèle de propagation de vagues à la côte
domaine de validité	• $\tan\beta = 0.01 \ \dot{a} \ 0.1$ pour $H_{os}/L_{os} = 0.001 \ \dot{a} \ 0.1$
Résultats	
1	

• $\overline{\eta_s}/H_{os}$ comprisentre 0.05 et 0.45

• résultat sous forme d'abaque fonction de $\tan\beta$ et H_{os}/L_{os}

Auteurs : Stockdon et al, 2006		
Configuration de site		
localisation	 10 plages : Duck, Caroline du Nord, Etats Unis (1982, 1990, 1994, 1997) ; Scripps Beach, Californie, Etats Unis (1989), San Onofre, Californie, Etats Unis (1993), Terschelling, Pays Bas (1994, 1994), Gleneden, Oregon, Etats Unis (1994) et Agate Beach, Oregon, Etats Unis (1996) 91% des données proviennent de Duck 	
Environnement	 tan β de 0.01 à 0.11 au niveau de la plage (Duck : 0.8 à 0.11) ξ moyen compris entre 0.1 et 2.2 (Duck : 0.9 à 1.4) 	
Protocole de mesure		
wave set-up	 Approche lagrangienne Analyse vidéo Mesures moyennées sur 17 min 	
hauteur des vagues	• Bouée de mesure de houle mouillées entre 7 et 10m de profondeur • H_s moyen compris entre 0.7 et 2.4m (Duck : 1.3 à 1.7m), H_s jusqu'à 4m et $\overline{T_s}$ moyen compris entre 8 et 14.9s (Duck :8.9 à 12.1s) • H_{os} est calculé à partir de H_s en prenant en compte uniquement le	

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 38

<u>Annexe 3</u>

	shoaling (théorie linéaire)
domaine de validité	 tan β_f de 0.01 à 0.11 (pente mesurée au niveau du jet de rive) H_{os}/L_{os} moyen compris entre 0.002 et 0.024
Résultats	
• $\overline{\eta_s}/H_{os}$ comprisentre 0 et 0.95	
• En moyenne $\overline{\eta_s} = 0.35 \beta_f \sqrt{H_{os}L_{os}}$ avec pour $\xi < 0.3$, $\overline{\eta_s} = 0.016 \sqrt{H_{os}L_{os}}$	

Auteurs : Dean et Walton, 2009	
Protocole de mesure	
wave set-up	• Synthèse de 9 formules de calcul du wave set-up • Hypothèse : $\tan \beta = 0.01$ et $H_{os}/L_{os} = 0.04$ • wave set-up calculé à la limite du niveau d'eau au repos (inférieur au wave set-up max)
domaine de validité	• $\tan \beta_f = 0.01$ et $H_{os}/L_{os} = 0.04$
Résultats	
• $\overline{\eta_s}/H_{os} = 0.191 \pm 0.1$	

<u>Tableau A2.1</u> : Formules empiriques et analytiques du calcul du wave set-up.

On notera aussi les essais conduits par Hsu et al (2006) qui ont montré que le wave set-up maximum diminuait quand la cambrure de vague significative et l'angle entre la direction de propagation et le trait de côte augmentait.

Jusqu'à présent, nous nous sommes ici exclusivement intéressés au wave set-up sans aborder le wave run-up. Pour un panorama complet des méthodes de détermination du wave set-up, il nous faut encore regarder une méthode détournée de calcul qui consiste à faire la moyenne entre le wave run-down (formule de Thompson et Shuttler, 1975) et le wave run-up (formule de Van der Meer et Stam, 1992). A noter qu'en toute rigueur cette approche n'est qu'approximative puisque la répartition des wave run-down et wave run-up n'est pas tout à fait symétrique (problème partagée par l'approche lagrangienne, voir §). Le wave set-up serait sousestimé de cette manière.

On considère donc ici que le wave set-up est borné :

- vers le bas par la moyenne wave run-up, wave run-up ;
- vers le haut par le wave run-up.

Cette approche présente l'avantage d'obtenir un résultat pour des pentes supérieures à $\tan \beta_f = 0.1$, conditions peu étudiées dans la synthèse fournie. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-après.

Auteurs : Van der Meer et Stam, 1992 (run-up) – Thompson et Shuttler, 1975 (run-down)	
Protocole de mesure	
wave set-up	 Wave set-up estimé comme étant la moyenne du run-up et du run-down (non vérifié sur le terrain, sous-estimation probable du wave set-up). Run-down : formule explicite pour une carapace en enrochement à granulométrie étalée ou pour un rip-rap sur un talus imperméable run-down 1% : R_{d1%}/H_{os} = 0.35 ξ_p-0.17 Run-up : formule explicite talus à carapace en enrochement naturel avec un noyau imperméable, caractérisé par un coefficient de perméabilité nominale P

Cerema – Direction technique Eau, mer et fleuves

Comparaison des principales formules empiriques et analytiques de calcul du wave set-up - 39

Annexe 3

	= 0.1 run-up 1%: $R_{u1\%}/H_{os} = 1.01 \xi_z$ pour $\xi_z < 1.5$ $R_{u1\%}/H_{os} = 1.24 \xi_z^{0.48}$ pour $\xi_z > 1.5$
domaine de validité	• talus à carapace en enrochement naturel avec un noyau imperméable • méthode de calcul non valide si ξ_s tend vers ~0.15 (le run-up tend vers le run-down avec $\xi_s \ge 0.15$), le domaine de validité est approximé à $\xi_s \ge 0.5$
Résultats	

- (pose $T_s \approx 0.96 T_p$ et $T_s \approx 1.2 T_m$, soit $\xi_p \approx \xi_s / 0.96$ et $\xi_z \approx \xi_s / 1.2$	
•	$\left(1.01\frac{\xi_s}{1.2} + 0.35\frac{\xi_s}{0.96} - 0.17\right) \le \overline{\eta_s} / H_{os} < \left(1.01\frac{\xi_s}{1.2}\right) \text{ pour } \xi_s < 1.8$	
	$\left(1.24\left(\frac{\xi_s}{1.2}\right)^{0.48} + 0.35\frac{\xi_s}{0.96} - 0.17\right) \le \overline{\eta_s}/H_{os} < \left(1.24\left(\frac{\xi_s}{1.2}\right)^{0.48}\right) \text{ pour } \xi_s > 1.$.8

<u>Tableau A2.2</u> : Formules empiriques et analytiques du calcul du wave set-up.