

Comparaison de différentes méthodes d'estimation des niveaux extrêmes en site à fort et à faible marnage

Marc ANDREEWSKY¹, Xavier KERADALLAN², Pietro BERNARDARA^{1,3}, Michel BENOIT^{1,3},
Pierre GAUFRES², Céline TRMAL⁵

¹ EDF – R&D, Laboratoire National d'Hydraulique et d'Environnement – 6, quai Watier 78401 Chatou, France – marc.andreewsky@edf.fr

² CEREMA, Direction technique Eau, mer et fleuves, BP 5, 29280 Plouzané, France – Xavier.Kergadallan@cerema.fr

³ Laboratoire d'Hydraulique Saint-Venant, Université Paris-Est (unité de recherche commune EDF R&D, CEREMA, Ecole des Ponts ParisTech), 6, quai Watier 78401 Chatou, France – michel.benoit@edf.fr – pietro.bernardara@edf.fr

⁴ CEREMA, Direction technique Eau, mer et fleuves, CS 70499, 13593 Aix-en-Provence Cedex 3, France – Pierre.Gaufres@cerema.fr

⁵ CEREMA, Direction territoriale Méditerranée, CS 70499, 13593 Aix-en-Provence Cedex 3, France – Celine.Trmal@cerema.fr

RÉSUMÉ. – L'estimation des probabilités d'occurrences des niveaux marins extrêmes est un enjeu majeur pour les études sur les risques de submersion du littoral. Les périodes de retour des niveaux extrêmes sont estimées ici pour deux sites : un de forte amplitude de marée, Brest, l'autre de faible amplitude de marée, Sète. L'approche directe est testée (sur les niveaux d'eau) ainsi que la méthode révisée des probabilités conjointes (RJPM) combinant probabilités associées aux marées et aux surcotes météorologiques. Nous comparons les résultats des ajustements statistiques des extrêmes pour deux méthodes différentes de sélection des événements : par maxima annuels (AM) et par pics au-dessus d'un seuil (POT). Nous discutons les différentes manières de traiter l'eustatisme, le choix de la loi d'ajustement, le choix du seuil pour la méthode POT, l'influence de la durée des mesures et la dépendance temporelle avec l'utilisation de l'indice extrême. Pour les données de Sète, nous essayons de quantifier la dépendance saisonnière marée / surcote. Les approches directes et RJPM tendent vers un même résultat pour le site à faible marnage. AM et POT tendent vers un même résultat pour la longue série de Brest, et POT est meilleur pour la série courte. La sélection du seuil pour POT est justifiée par un ensemble de tests statistiques complémentaires. L'utilisation de l'indice extrême n'apporte pas de changement notable. Le modèle de dépendance saisonnière utilisé présente un premier résultat intéressant et pourrait être testé pour d'autres sites. Nous dégageons une méthodologie générale et des recommandations éventuellement utiles pour d'autres analyses.

Mots-clés : niveau marin, surcote, submersion marine, probabilité, méthodologie

Comparison of different methods for estimating extreme levels for high and low tidal range site

ABSTRACT. – The estimation of probability of occurrence for extreme sea levels is a major issue for studies on the risks of coastal flooding. Return periods of extreme water levels are estimated here for two sites: a high tidal range, Brest, the other with a low tidal range, Sète. The direct approach is tested (on water levels) and also the revised joint probabilities methods (RJPM) combining probabilities associated with tide and surges. We compare the results of statistical adjustments of extremes for two different methods for selecting events: for the annual maxima method (AM) and the peak over the threshold method (POT). We discuss the different ways to treat eustatism, the choice of the probability function, the choice of threshold for POT method, the influence of the measurement duration and the time dependence with the use of the extremal index. For data from Sète, we try to quantify the seasonal dependence tide / storm surge. RJPM and direct approaches tend to the same result for the low tidal site. POT and AM tend toward the same result for the long series of Brest, and POT is better for the short series. The selection of the threshold for POT is justified by a set of additional statistical tests. Using the extremal index does not change significantly the result of convolution. The model of seasonal dependence used has a first interesting result and could be tested on other sites. We derive a general methodology and recommendations that can be useful for further analysis.

Key-words: sea level, storm surge, coastal flooding, probability, methodology

I. INTRODUCTION

Notre étude compare des méthodes d'estimation des valeurs extrêmes du niveau marin appliquées aux mesures associées à un site à fort marnage, Brest, et à un site à faible marnage, Sète. Nos données d'entrée sont les observations

horaires de niveau d'eau de la mer. Une méthode « directe » et trois méthodes indirectes sont comparées. Les trois méthodes indirectes testées sont la méthode par convolution, la méthode suivant la Règle Fondamentale de Sûreté (RFS, [RFS]) et une variante de la méthode RFS. Nous utilisons des outils statistiques développés à EDF R&D LNHE dont

le logiciel ASTEX pour l'estimation des valeurs extrêmes. Des tests de sensibilité aux valeurs des paramètres des méthodes et aux modèles analytiques de lois de distribution sont réalisés. Une analyse critique des limites des méthodes est effectuée. Les incertitudes et les intervalles de confiance (IC) des estimations sont évalués/comparés. Enfin, des recommandations et précautions sur les méthodes à employer sont suggérées en conclusion.

II. DONNEES UTILISÉES ET PRE-TRAITEMENT

II.1. Données de bases

Nous disposons de deux séries journalières horaires de données de niveau de la mer à Brest et à Sète. Les séries couvrent respectivement les périodes 1846-2010 et 1956-2009 pour des durées effectives d'observation respectives de 150.25 ans et 31.1 ans. Les observations à Brest sont la propriété de la Marine Nationale et du SHOM, celles de Sète sont la propriété du Ministère de l'Écologie et du SHOM. Les données sont mises à disposition sur le site des réseaux de référence des observations marégraphiques (<http://refmar.shom.fr>). Les données de Sète ont été reconstituées et leur qualité a été contrôlée par le CETE Méditerranée [Pons et Trmal, 2010]. La qualité des données de Brest a été étudiée lors d'une thèse [Pouvreau, 2008]. Quant aux prédictions des marées utilisées, elles sont établies avec le logiciel PREDIT du SHOM (cas de Brest) ou fournies directement par le SHOM (cas de Sète).

II.2. Constitution des échantillons de surcotes

II.2.1. Calcul des surcotes instantanées

On appelle « surcote », la différence entre le niveau de la mer mesuré corrigée des variations liées à l'eustatisme et le niveau prédit. Le niveau de la mer $Z(t)$ à un instant t peut s'écrire comme la somme de 3 composantes : le niveau moyen $Z_0(t)$, la hauteur de marée prédite rapportée au niveau moyen $H(t)$ (valeur algébrique), et un terme résiduel de surcote-décote instantanée $SD(t)$ (valeur algébrique) :

$$Z(t) = Z_0(t) + H(t) + SD(t) \quad (1)$$

La surcote-décote $SD(t)$ instantanée est donc définie comme la différence, à un instant t , entre le niveau de mer observé et le niveau prédit. L'origine des surcotes et des décotes est fonction de la météo (surcotes/décotes liées au vent et aux variations de pression atmosphérique), fonction des vagues (wave set-up/wave set-down, ondes infragravitaires) et à des phénomènes de résonance (seiche, ...). Les mesures de niveaux d'eau utilisés étant des observations horaires de marégraphe dans les ports, nous considérons que le wave set-up/wave set-down peut être négligé du fait des profondeurs étudiées et que le protocole de mesure permet de filtrer les ondes infragravitaires et les seiches. La validité de cette hypothèse est discutée dans [Kergadallan, 2012]. Les surcotes/décotes sont donc assimilées à des surcotes/décotes d'origine météorologique.

II.2.2. Calcul des surcotes de pleine mer

La surcote de pleine mer (PM) est définie comme l'écart entre le niveau observé et prédit à l'instant de la PM. La surcote

étant calculée par différence, il faut prendre en compte le fait que, suite à des erreurs de calage du temps, les origines des phases des deux courbes ne se situent pas forcément au même instant. Cette difficulté est illustrée sur la figure 1 suivante.

Le calcul de la surcote de PM se fait de la manière suivante : à partir des mesures horaires, on construit un polynôme d'interpolation de degré 2 autour de la PM dont on prendra le maximum $M1$. On connaît par ailleurs le maximum théorique $M2$. La surcote de PM sera alors : $M1 - M2$. On rappelle que $M2$ est calculé sans prise en compte de l'eustatisme qu'il faudra donc traiter.

II.2.3. Commentaires sur la constitution des échantillons des surcotes

L'utilisation des surcotes de PM présente l'avantage de simplifier le modèle de dépendance surcote/marée et limite des risques d'erreur liée au déphasage dont il est question au chapitre II.2.2. Par contre l'information de surcote n'est disponible qu'au moment de PM.

En sites à faible marnage, la dépendance surcote/marée est quasi nulle du fait des faibles variations de niveau d'eau. De plus le risque de submersion peut être aussi important aux moments de PM qu'en dehors. Il convient donc, pour la Méditerranée, d'utiliser la surcote instantanée. L'utilisation de jeux de données au pas horaire conduit au calcul des surcotes horaires, utilisées pour l'étude sur Sète. On suppose, pour Sète, que l'erreur liée au décalage de phase peut être négligée du fait des faibles amplitudes de marnage. Pour les sites à fort marnage (Brest), la dépendance surcote/marée et l'erreur liée au décalage de phase ne peuvent être négligées. Une simplification du problème consiste à travailler exclusivement avec les surcotes de PM, c'est le choix qui est effectué ici pour le port de Brest. La surcote de PM et les hauteurs de marée peuvent être considérées comme indépendantes. De plus le risque de submersion n'est important qu'au moment de PM.

II.3. Traitement de l'eustatisme

II.3.1. Définition du niveau moyen annuel

La définition du niveau moyen annuel de la mer adoptée ici est celle du service international du niveau moyen de la mer, le PSMSL (Permanent Service for Mean Sea Level). Il s'agit de moyennes temporelles de mesures de marégraphes, sur des périodes annuelles, mensuelles et journalières.

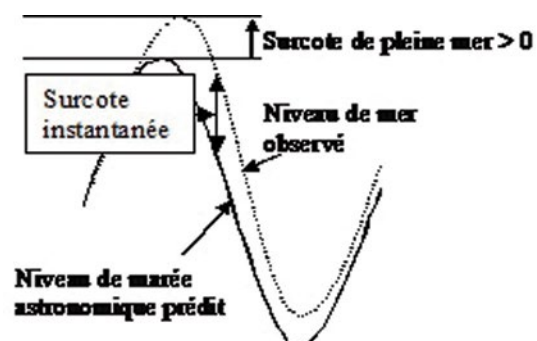


Figure 1 : Définition de la surcote de PM.

II.3.2. Traitement de l'eustatisme

Les variations du niveau moyen annuel sont liées aux variations climatiques, aux courants, à la pression atmosphérique et aux effets stériques. Les variations dues aux courants, pressions atmosphériques et effets stériques peuvent avoir des périodicités d'une trentaine d'années ou plus, en corrélation aux variations de l'indice d'Oscillation Nord Atlantique. Or, les méthodes d'analyse statistique des extrêmes imposent un niveau moyen annuel stationnaire. Il convient donc de s'affranchir des variations de niveau liées à l'eustatisme.

— Les observations sur Brest dépassent largement la cinquantaine d'années, c'est-à-dire une période suffisamment longue permettant d'observer une tendance de l'eustatisme. Il est donc possible de modéliser les variations du niveau moyen de la mer afin de les retrancher des mesures de niveaux. Quatre méthodes sont testées pour corriger les niveaux horaires de l'eustatisme : un calage sur les moyennes annuelles, un calage grâce à une régression sur les moyennes annuelles, un calage grâce à deux régressions sur les moyennes annuelles (sur la première régression nous imposons une pente nulle) dont la jonction est déterminée afin d'avoir la meilleure impression visuelle, et un calage grâce à deux régressions sur les moyennes annuelles (sur la première nous imposons une pente positive ou nulle, celle-ci est alors nulle après optimisation) dont la jonction est optimisée cette fois afin de minimiser les erreurs quadratiques. Au final, nous n'obtenons qu'une différence maximale de 4 cm entre les valeurs associées aux quantiles de surcotes issus des séries corrigées de l'eustatisme par les différentes méthodes. On choisit finalement un traitement des données avec deux régressions optimisées dont une avec une pente nulle. Le changement de pente s'effectue en 1892 (la deuxième régression a pour équation : $Y = 1.45 X + 1251.05$ (mm)). Nous avons donc, selon notre modèle, une augmentation de 1.45 mm/an à partir de 1892 (voir figure 2).

— Les observations sur Sète sont inférieures à la cinquantaine d'années. Il est donc difficile de caractériser la tendance de l'eustatisme. Dans ce cas d'absence de tendance claire, nous appliquons une correction des niveaux horaires égale à la différence entre le niveau moyen annuel correspondant (calculé par interpolation linéaire du 01/07 au 30/06) et le niveau moyen actuel, afin de s'affranchir de l'ensemble des phénomènes influant sur le niveau moyen annuel. Le niveau moyen calculé par le SHOM sur les 12 mois de l'année de 2009 est de 18 cm (niveau moyen de

référence considéré ici) contre 16.7cm pour les observations du CETE Méditerranée (calculé sur les 11 premiers mois de 2009). Les fluctuations des niveaux moyens corrigés autour de 18 cm s'expliquent par la méthode de calcul : pour éviter chaque année un saut du 31/12 au 01/01, on considère que le niveau moyen observé n'est pas constant sur une année pleine, mais varie linéairement du 01/07 au 30/06.

III. METHODES D'ÉCHANTILLONNAGE POT ET MA

Deux méthodes d'échantillonnage sont préconisées par la théorie des valeurs extrêmes [Fréchet, 1928; Coles, 2001] et sont largement répandues pour les estimations d'extrêmes : la méthode des pics au-dessus d'un seuil (POT : Peak Over Threshold Method), [Pickands, 1975; Lang et al., 1999] et la méthode des maxima annuels (MA : Maximum Annual method). Elles se distinguent, par la manière de sélectionner les valeurs extrêmes :

Pour POT, l'application faite dans cette étude a les caractéristiques suivantes :

- on ne prend en compte que les observations supérieures ou égales à un seuil prédéfini.
- les tempêtes sont délimitées dans le temps par un critère de redescente.
- pour chaque tempête successive on ne retient que la valeur maximale.
- la population finalement sélectionnée qui est étudiée est intimement liée au seuil prédéfini ; parce qu'il y a une incertitude sur ce seuil, plusieurs seuils sont testés en considérant qu'on ne doit pas avoir plus de 2 à 10 tempêtes par an. Néanmoins, c'est le nombre plus ou moins important d'éléments sélectionnés qui au final sera important (pour Brest, si l'on a moins de 2 données par an, et sachant que la série est longue, le nombre de surcotes sélectionnées au final sera quand même important).

Pour MA, l'application faite dans cette étude a les caractéristiques suivantes :

- on découpe l'échantillon de mesures en années maritimes (du 1er août au 31 juillet), afin surtout qu'un hiver entier¹ soit inclus dans une seule année.

1. La période de l'hiver est celle comprenant le plus de tempête en France métropolitaine.

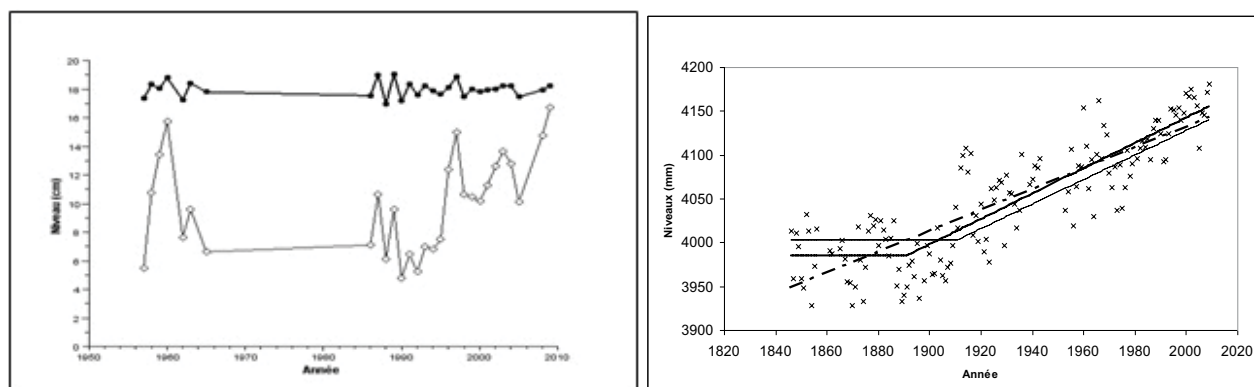


Figure 2 : Les différents modèles d'eustatisme testés à Brest (à gauche, en ordonnée, les niveaux moyens extrapolés), et à Sète (à droite) avec les niveaux moyens annuels bruts (◇) et corrigés de l'eustatisme (●).

- on supprime les années pour lesquelles on ne dispose pas assez de données (critère utilisé ici : si on a plus de 20 % de données manquantes dans l'année et/ou plus de 10 % de données manquantes en hiver, alors l'année n'est pas prise en compte), sauf si on est sûr d'avoir enregistré la valeur maximale de l'année.
- on sélectionne chaque valeur annuelle maximale.

III.1. Analyse statistique des valeurs extrêmes

Dans le cadre de la présente étude les lois testées et ajustées par maximum de vraisemblance sont les suivantes :

— Pour POT :

Loi GPD : $G(x) = 1 - (1 - k/\sigma (x - S_0))^{1/k}$; préconisée par la théorie des valeurs extrêmes, [Pickands, 1975], où k est le paramètre de forme, σ le paramètre d'échelle, S_0 le seuil.

Loi exponentielle : $G(x) = 1 - \exp(-\rho(x - S_0))$, un cas particulier de la loi GPD pour $k = 0$.

Loi de Weibull : $G(x) = 1 - \exp(-\rho (x - S_0)^p)$; p est le paramètre de forme.

— Pour MA :

Loi GEV : $F(x) = \exp(-(1 - k/\sigma (x - u))^{1/k})$; préconisée par la théorie des valeurs extrêmes [Fréchet, 1928; Coles, 2001], où k est le paramètre de forme, σ le paramètre d'échelle, u le paramètre de position.

Loi Gumbel : $F(x) = \exp(-\exp(-1/\sigma (x - u)))$, un cas particulier de la loi GEV pour $k = 0$.

III.2. Tests statistiques utiles et méthodologie

Des tests sont ici proposés afin de vérifier la qualité des données, d'aider au choix du seuil (POT) et des paramètres des lois d'ajustement (POT et MA) :

- Test de stationnarité : Nous utilisons ici un test d'égalité des moyennes et des variances.
- Test de répartition uniforme : Ce test vérifie que les dates des pics échantillonnés se répartissent sur la période d'observation selon une loi uniforme.
- Test d'indépendance : Pour tester l'indépendance des pics sup-seuil successifs, on calcule ici les coefficients d'auto-corrélation entre les événements sélectionnés, puis les variables de Student associées. Notons que le critère de sélection utilisé pour les surcotes pour POT est le suivant : deux surcotes proches temporellement sont sélectionnées, si et seulement si, elles sont au-dessus du seuil choisi S_0 et si entre ces deux surcotes il existe une troisième surcote inférieure à $S_0/2$ (critère de re-descente).
- Test du Chi-deux : Pour la méthode POT et afin de faire la recherche du seuil le plus adéquat à utiliser, nous utilisons entre autre, le test du Chi-deux, lequel mesure le bon calage de la loi de probabilité. Ce test utilisé en complément de l'analyse visuelle de l'ajustement.

III.3. Critères pratiques pour l'évaluation des résultats

Nous présentons, ci-dessous, plusieurs critères d'exclusion et d'appréciation des échantillons obtenus, basés sur les tests précédemment évoqués, pour les méthodes AM et POT :

- Le nombre de valeurs extrêmes doit être supérieur ou égal à 20.
- Le test de stationnarité sur les échantillons est accepté avec un risque d'erreur de 20 %.
- Le nombre moyen d'événements extrêmes par an doit être compris entre 2 et 8, voire 1 et 20 ; néanmoins, c'est au

final le nombre plus ou moins élevé d'événements retenus qui aura une importance.

— La p-value associée au test sur l'occurrence des pics en adéquation à une loi de Poisson est fixée à 5 %.

— Le test de stationnarité est accepté avec un risque d'erreur de 10 %.

— 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 %.

— Nous présentons, ci-dessous, plusieurs critères d'exclusion et d'appréciation du calage des lois proposées :

— La p-value associée au test du Chi-deux sur l'ajustement de loi est fixée à 90 % (il y a 10 classes équiprobables prises en compte dans notre calcul du Chi-deux. La table des fractiles du Chi-deux nous indique donc que les valeurs de Chi-deux doivent être plus petites que 14.7 pour que l'on ait 1 chance sur 10 de se tromper si l'on fait l'hypothèse que la loi d'ajustement testée et les données ne suivent pas la même distribution).

— La représentation graphique de la loi ajustement montre une queue de distribution empirique (4 dernières valeurs ou plus) en dehors de l'IC à 70 % et pointant vers une direction radicalement différente de celle de la loi d'ajustement.

— Le Chi-deux associé à l'ajustement de la loi est petit ou minimal pour le seuil sélectionné.

— Si les graphiques en fonction du seuil représentant soit la valeur centennale (ou millennale) soit les paramètres des lois d'ajustement, sont stables, alors 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'IC à 70 % (en particulier pour la fin de queue de distribution).

A noter que les IC pris en compte dans la présente étude sont fixés à 70 %. Selon le projet, il peut-être souhaitable d'augmenter cette valeur à 90 %, voire 95 % [Gaufres, 2006].

IV. METHODE DIRECTE, INDIRECTE ET RFS

IV.1. Méthode directe

L'approche directe a pour données d'entrées les niveaux d'eau. Une des conditions nécessaires pour que l'on puisse appliquer une méthode d'extrapolation statistique des extrêmes est que les données soient stationnaires. Or, la Mer du Nord, la Manche et l'Atlantique étant soumises à de fortes amplitudes de marée, les données de niveau d'eau associées ne sont pas stationnaires. C'est la raison pour laquelle les sites à fort marnage sont traités en général exclusivement par l'approche indirecte (chapitre V.I.2). Les études ont montré que l'approche directe a tendance à sur-estimer les périodes de retour supérieures à 20 ans (non sécuritaire) pour les sites où les amplitudes de variation de surcote sont faibles comparées à celles de la marée [Haigh, 2010]. Ce point a été vérifié ici pour Brest (site à fort marnage). Cette méthode sera surtout intéressante pour Sète.

IV.2. Méthodes indirectes

Les méthodes indirectes prennent en entrée les données de marée et les données de surcote pour reconstituer ensuite le niveau extrême de la mer estimé. Le couplage peut se faire par convolution ou par simple addition de quantiles choisis.

IV.2.1. Convolution

On utilise une méthode dite de « convolution » à partir de la fonction de distribution des surcotes et de la densité de distribution des hauteurs de marée pour effectuer ce calcul :

$$Proba(Z \geq z) = \int p(m)F(z-m)dm \quad (2)$$

avec :

- $Proba(Z \geq z)$: la probabilité d'atteindre ou de dépasser le niveau d'eau z .
- $p(m)$: la densité de probabilité de la marée pour une hauteur m comprise entre le minimum et le maximum de la marée.
- $F(z-m)$: la probabilité d'avoir une surcote supérieure ou égale à $z-m$.

On établit la densité de probabilité $p(m)$ associée au niveau de marée astronomique (marée de prédiction) à partir des données de niveaux prédits.

La fonction de répartition statistique des surcotes $F(z-m)$ est issue des données de surcotes empiriques, elles ne sont pas « filtrées » par un critère de re-descente dans le cas de Brest contrairement au cas de Sète. En effet les surcotes utilisées étant les surcotes de PM, on considère que deux valeurs consécutives sont indépendantes. L'absence de critère de re-descente permet de faire le lien facilement entre la part empirique et paramétrique. On prolonge tout simplement F par la densité de probabilité paramétrique issue d'une étude statistique. Dans le cas de Brest, la probabilité empirique et paramétrique (pour la queue de distribution) est utilisée pour estimer les périodes de retour par convolution. Dans le cas de Sète, uniquement la partie paramétrique est utile. Pour établir les niveaux par exemple centennaux, on procède de la même manière que celle proposée par le SHOM pour établir sa statistique des niveaux marins extrêmes le long des côtes de France [Simon, 1994]. La fonction de distribution des surcotes est décrite :

- par une analyse empirique pour le gros de la distribution, si celle-ci est utile.
- par extrapolation statistique pour les extrêmes.

La fonction de densité de distribution des hauteurs de marée est entièrement décrite par l'analyse des valeurs atteintes sur une prédiction sur 18,6 ans (un saros).

- Pour Brest, la période de retour, sans traiter la dépendance des données, associée à $Proba(Z \geq z)$, probabilité d'atteindre ou de dépasser le niveau d'eau z au moment de la PM, s'écrit, sachant que l'on a 706 pleines mers par an :

$$T_z^{convol} = \frac{1}{706 \times Proba(Z \geq z)} \quad (3)$$

Où T_z^{convol} est la période de retour associée au niveau z .

Dans le cas de Brest, les plus petites périodes de retour issues de la convolution sont calculées à la fois grâce à la partie empirique et analytique (pour la queue de distribution) de la fonction de répartition des surcotes.

- Dans le cas de Sète, on travaille avec les données horaires. L'ajustement statistique sur les surcotes est réalisé en utilisant un critère de redescende. La période de retour, sans traiter la dépendance des données, associée à $Proba(Z \geq z)$, probabilité (associée à des données horaires) que le niveau d'eau atteigne ou dépasse z s'écrit, sachant que l'on a 8766 données horaires par an :

$$T_z^{convol} = \frac{1}{8766 \times Proba(Z \geq z)} \quad (4)$$

Les résultats issus de la convolution ne sont valides que si les probabilités associées aux niveaux de surcotes utilisées pour le calcul de l'intégrale de convolution appartiennent au domaine de validité de la loi d'ajustement des extrêmes. Pour Sète, on pourrait éventuellement utiliser la partie empirique de la fonction de répartition des surcotes, mais en pratique, on s'aperçoit que ceci est inutile, car les périodes de retour les plus petites mettent en jeu des probabilités associées à des niveaux de surcotes très élevés.

IV.2.2. Introduction de l'indice extrême pour corriger les périodes de retour

L'indice extrême est un paramètre permettant d'estimer le degré de dépendance entre deux valeurs consécutives. Sa valeur est comprise dans l'intervalle $[0 ; 1]$, il prend une valeur égale à 1 dans le cas de données indépendantes et tend vers 0 plus les données sont dépendantes. L'inverse de ce paramètre donne une idée de la durée moyenne du phénomène physique engendrant les événements extrêmes (par exemple la durée moyenne d'une tempête). L'indice extrême appliqué à la convolution des densités de probabilité de la marée par la surcote est introduit par Dixon [7]. Les résultats issus de l'analyse directe sur les niveaux de mer (niveau de période de retour T_z^{ind} , calculée sur des échantillons indépendants (« ind » pour indépendant), par exemple suite à l'utilisation du critère de redescende dans la méthode POT) et de l'analyse indirecte (niveau de période de retour T_z^{convol} calculé par convolution) ont une signification physique légèrement différente. Pour une même valeur de T_z^{ind} et de T_z^{convol} , les significations sont les suivantes :

- Pour l'analyse directe : en moyenne toutes les T_z^{ind} années, un ou plusieurs pics associés à une même tempête permettent d'atteindre ou de dépasser le niveau z .
- Pour l'analyse indirecte : en moyenne toutes les T_z^{convol} années, un niveau survenant lors d'une tempête permet d'atteindre ou de dépasser le niveau z .

L'introduction de l'indice extrême permet de calculer T_z^{ind} (période de retour associée à des événements indépendants) à partir de T_z^{convol} .

- Pour le cas de Brest, on modélise le processus aléatoire associé aux surcotes par l'histogramme des surcotes dépendantes pour le gros de la distribution ainsi que, pour la queue de distribution, l'extrapolation statistique sans le filtrage permettant de rendre les événements indépendants, on a alors :

$$T_z^{ind} = \frac{1}{\theta_z} \cdot T_z^{convol} \quad (5)$$

Où θ_z est l'indice extrême associé aux niveaux de PM. Remarque : la durée d'une tempête peut être de quelques jours. Ainsi, et même si on prend pour Brest les surcotes de pleine mer, on peut avoir sur quelques jours une certaine dépendance entre les surcotes de pleine mer et donc avoir un indice extrême différent de 1.

- Pour le cas de Sète, nous n'utilisons que l'extrapolation statistique de surcotes indépendantes, nous avons donc :

$$T_z^{ind} = \frac{\theta_s}{\theta_z} \cdot T_z^{convol} \quad (6)$$

Où, θ_z est l'indice extrême associé aux niveaux horaires de mer et θ_s est l'indice extrême associé aux surcotes horaires.

IV.3. Methode RFS et AAM

Le niveau, déterminé selon la règle fondamentale de sûreté (RFS), est égal à la somme de la borne supérieure de l'IC à 70 % de la surcote d'un quantile particulier (millennal dans le cas du nucléaire) et de la plus haute mer astronomique (PHMA). A noter qu'une variante existe consistant à additionner la surcote d'un quantile particulier (sans intervalle de confiance) à la PHMA. Cette variante, utilisée en ingénierie maritime pour les études en Méditerranée, est appliquée ici pour Sète, nous la notons AAM (AAM comme Approche Additionnelle pour la Méditerranée).

V. ETUDE SUR BREST

V.1. L'approche directe

Nous présentons ici, les résultats issus de l'approche directe sur les niveaux pour l'estimation des niveaux extrêmes à Brest (en m CM) par la méthode POT et AM (en utilisant les critères du chapitre III, IV et V), même si, rappelons-le, la méthode n'est pas théoriquement applicable pour le signal de niveau de mer de Brest (par la suite, nous allons vérifier que cette méthode directe mène aux résultats les moins conservatifs).

Tableau 1 : Borne inférieure de l'IC à 70 %, quantile et borne supérieure de l'IC à 70 % pour une période de retour de 100 ans, pour les différentes lois testées sur les niveaux.

Borne Inf de l'IC à 70 % (m CM)		8.2		8.25		8.2		8.19		8.46
Valeur ponctuelle (m)	Ajustement des niveaux avec la loi de Weibull	8.22	Ajustement des niveaux avec la loi exponentielle	8.29	Ajustement des niveaux avec la loi GPD	8.21	Ajustement des niveaux avec la loi GEV	8.21	Ajustement des niveaux avec la loi Gumbel	8.5
Borne Sup de l'IC à 70 % (m CM)		8.25		8.33		8.23		8.24		8.55

Tableau 2 : Bornes inférieures de l'IC à 70 % du niveau centennal, niveau centennal, borne supérieure de l'IC à 70 % du niveau centennal, IC du niveau centennal, niveaux par la méthode RFS (La PHMA à Brest vaut 7.93 m), pour les lois testées pour la méthode POT sur plusieurs plages temporelles différentes.

Lois (seuil en m)	Borne inf 70 %(m)	Niveau Centennal(m)	Borne sup 70 %(m)	IC(m)	RFS (m CM)
Avec toutes les données (en m)					
GPD (0.6)	1	1.04	1.08	0.08	9.01
Weibull (0.64)	0.97	1.01	1.06	0.1	8.99
Exponentielle (0.63)	0.99	1.03	1.08	0.09	9.01
Avec les 50 dernières années (en m)					
GPD (0.46)	1.01	1.06	1.12	0.11	9.05
Weibull (0.58)	0.99	1.08	1.18	0.19	9.11
Exponentielle (0.59)	0.98	1.05	1.13	0.15	9.06
Avec toutes les données, mais sans l'événement historique de 1987 (en m)					
GPD (0.59)	0.92	0.96	0.99	0.07	8.92
Weibull (0.64)	0.91	0.94	0.98	0.07	8.91
Exponentielle (0.70)	0.93	0.97	1.01	0.09	8.94

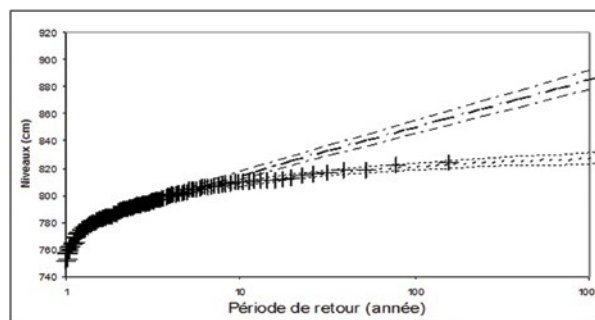


Figure 3 : Ajustement GEV (...) et Gumbel (.-.) sur les niveaux (+), avec les IC à 70%. Période de retour en abscisse, niveaux en ordonnée.

A noter, que la loi de Gumbel, associée à un Chi-deux élevé de 16.8, mène à un très mauvais ajustement graphique (voir figure 3).

V.2. Les approches indirectes

Les résultats issus des différentes analyses statistiques sur les surcotes (en utilisant les critères du chapitre III et IV) et fonctions des plages de données utilisées, sont présentées ci-dessous avec les niveaux issus de la méthode RFS.

Tableau 3 : Bornes inférieures de l'IC à 70 % du niveau centennal, niveau centennal, borne supérieure de l'IC à 70 % du niveau centennal, IC du niveau centennal, niveaux par la méthode RFS (La PHMA à Brest vaut 7.93 m), pour les lois testées pour la méthode AM sur plusieurs plages temporelles différentes.

Lois (seuil en m)	Borne inf 70 %(m)	Niveau Centennal(m)	Borne sup 70 %(m)	IC(m)	RFS (m CM)
Avec toutes les données (en m)					
GEV	1.02	1.08	1.14	0.12	9.07
GUMBEL	1.06	1.1	1.14	0.08	9.07
Avec les 70 dernières années (en m)					
GEV	1.03	1.13	1.24	0.21	9.17
GUMBEL	1.04	1.1	1.15	0.12	9.08
Avec les 50 dernières années (en m)					
GEV	1.03	1.13	1.23	0.21	9.16
GUMBEL	1.06	1.13	1.2	0.14	9.13
Avec les 50 premières années (en m)					
GEV	0.87	0.95	1.03	0.16	8.96
GUMBEL	0.97	1.03	1.09	0.12	9.02

Sur les tableaux 2 et 3, on remarque la sensibilité des bornes supérieures des IC à 70 % à la présence de l'événement de 1987.

A titre d'exemple, voici deux exemples d'ajustements :

L'impression visuelle sur la figure 4, est semblable pour chaque graphe, et néanmoins plus correcte pour la loi GPD.

V.3. Resultats par convolution

Le seuil optimal de la loi GPD pour ajuster le nuage de points associé aux surcotes est 0.51 m (on n'utilise pas ici de critère de re-descente). A partir du niveau de surcote 0.51 m, on prolonge alors l'histogramme empirique des surcotes dépendantes par la probabilité issue de l'ajustement GPD suivant :

$$1 - P(X > 0.51) \cdot (1 - k/\sigma(x - 0.51))^{1/k} \quad (7)$$

Avec : $\sigma = 0.096$, $k = 0.0144$ et $P(X > 0.51) = 0.0041$. $P(X > 0.51)$ étant la probabilité (estimée empiriquement)

d'avoir une surcote supérieure à 0.51 m : $P(X > 0.51) = 435/106036$, 106036 étant le nombre total de surcotes-décotes de notre échantillon et 435 étant le nombre de surcotes supérieures à 0.51 m. Nous calculons aussi l'indice extrême associé aux niveaux de PM en fonction de différents quantiles afin d'avoir une idée de la limite en 1 (grâce au polynôme d'extrapolation de degré 2). L'indice extrême est représenté figure 5.

Nous obtenons les niveaux centennaux suivants, à partir de différentes valeurs d'indice extrême (on utilise la formule 5) proches de la limite 0.4 et pour 1 (cas correspondant à l'absence de traitement de la dépendance des surcotes) :

Tableau 4 : Niveau centennal du niveau de mer (m CM) en fonction de différentes valeurs de l'indice extrême θ_z .

θ_z	0.3	0.4	0.5	1
Q100 (m)	8.29	8.35	8.36	8.45

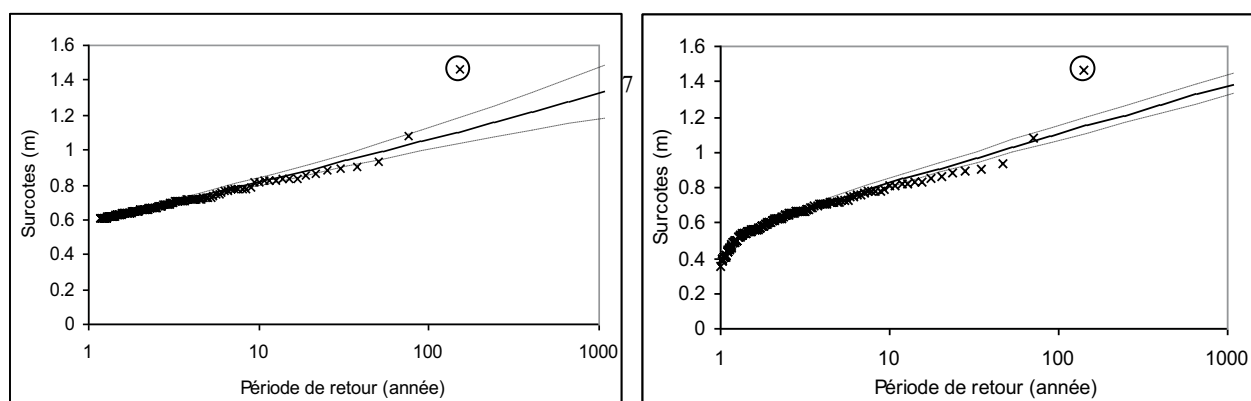


Figure 4 : Ajustement GPD, seuil 0.6 m (à gauche) et Gumbel sur l'ensemble des données de surcotes, avec les IC à 70 %. La valeur de la surcote issue de l'événement de tempête d'octobre 1987 est entourée.

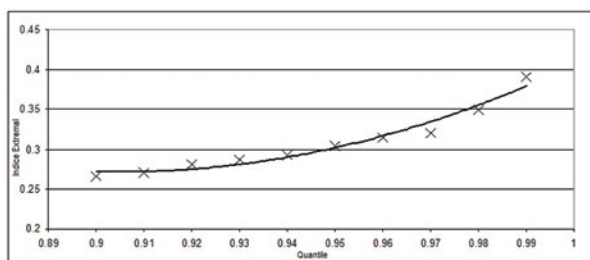


Figure 5 : Evolution de l'indice extrême (ordonnée) associé aux niveaux de PM en fonction des quantiles (abscisse), avec sa courbe d'extrapolation polynomiale de degré 2 ($y = 14.712x^2 - 26.611x + 12.305$).

Par ailleurs, nous avons remarqué que les valeurs des quantiles issus de la convolution sont stables lorsqu'on fait varier : le seuil, la méthode d'estimation de la queue de probabilité des surcotes, les classes utilisées pour les histogrammes de PM (et l'indice extrême, comme on le remarque sur le tableau 4). L'intervalle de confiance associé au niveau centennal est faible, environ 5 cm.

L'allure des quantiles en fonction des périodes de retour est illustrée sur le graphe suivant :

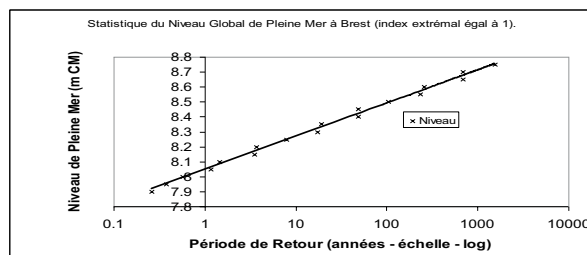


Figure 6 : Statistique du niveau global de PM en cote marine (CM) à Brest calculé par convolution avec un indice extrême égal à 1.

VI. ETUDE SUR SETE

VI.1. L'approche directe

Les méthodes et lois d'ajustement statistiques des extrêmes appliquées aux jeux de données horaires de niveaux (en m NGF) brutes et corrigées mènent aux résultats suivants (en utilisant les critères du chapitre III et IV).

Nous donnons, à titre d'exemple, deux graphes d'ajustements sur la figure 7.

Tableau 5 : Présentation des résultats (quantile centennal Q_{100} et IC à 70%) des ajustements statistiques par les méthodes AM et POT sur les données non corrigées et corrigées de l'eustatisme. Les références altimétriques sont les m NGF.

	Méthode AM			Méthode POT		
Eustatisme	Loi	Q100(cm)	IC 70 % (cm)	Loi	Q100 (cm)	IC 70 % (cm)
non corrigé	GEV	Solution rejetée par test du Chi-deux		GPD	100	93 à 108
non corrigé	Gumbel	Pas de convergence de la méthode de Maximum de Vraisemblance		Exponentielle	110	104 à 115
non corrigé				Weibull	Pas de convergence de la méthode de maximum de vraisemblance	
corrigé	GEV	Solution rejetée par test du Chi-deux		GPD	108	101 à 116
corrigé	Gumbel	Solution rejetée par test du Chi-deux		Exponentielle	112	107 à 119
corrigé				Weibull	Pas de convergence de la méthode de maximum de vraisemblance	

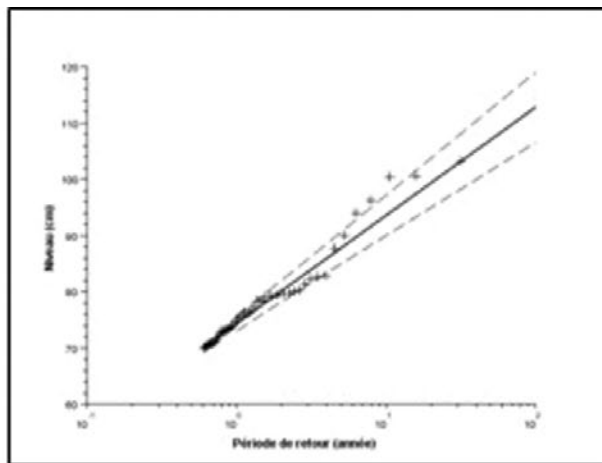
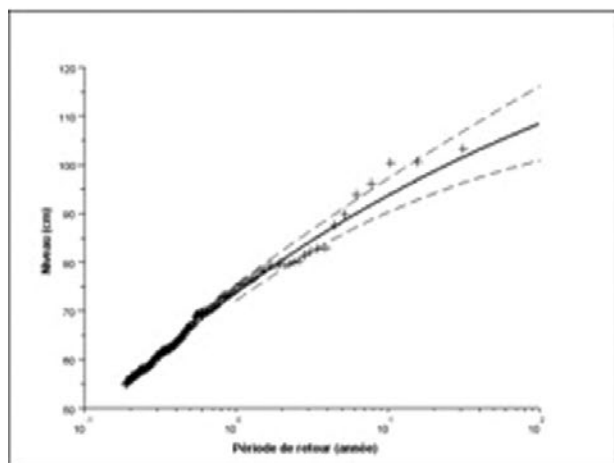


Figure 7 : Ajustement statistique des extrêmes par la loi GPD (à gauche) et exponentielle (à droite) des données corrigées de l'eustatisme. Données brutes (+ + +), ajustement (—) et intervalle de confiance à 70% (- - -).

Les résultats des ajustements statistiques des extrêmes (voir tableau 4) montrent que la méthode AM n'est pas adaptée à l'échantillon de mesures. Concernant la méthode POT, la loi de Weibull montre des difficultés de convergence (voir tableau 4) comparée aux lois GPD et exponentielle. Cette loi semble donc peu adaptée à l'échantillon de mesures.

VI.2. L'approche indirecte, résultats RFS et AAM

On présente ici les résultats issus de l'analyse POT et AM (en utilisant les critères du chapitre III et IV). On calcule aussi le quantile centennal par la méthode RFS et AAM.

VI.3. Résultats par convolution

VI.3.1. Sans corriger les périodes de retour par l'indice extrême

Le résultat de la convolution des densités de hauteurs de marée par la fonction de répartition des surcotes est présenté sur la figure 8. Les deux solutions possibles pour l'ajustement des surcotes (lois GPD et exponentielle) donnent un niveau d'eau centennal relativement proche (107 cm et 110 cm) légèrement inférieur au résultat de l'approche directe (112 cm).

VI.3.2. Correction des périodes de retour par l'indice extrême

Nous calculons le rapport θ_z/θ_s afin d'appliquer la formule 6. On remarquera sur la figure 9, que pour les plus fortes valeurs de quantile, le rapport θ_z/θ_s devient instable du fait du nombre trop faible de valeurs de s et z . Avant cette plage d'instabilité, le rapport θ_z/θ_s tend vers des valeurs comprises entre 1.15 et 1.21.

Le facteur de correction est faible, pour un θ_z/θ_s de 1.20, les niveaux centennaux initialement de 107 cm (loi GPD) et 110 cm (loi exponentielle) sont amenés respectivement à 108 cm et 111 cm.

VI.3.3. Etude de la dépendance marée-surcotes en amplitude

La dépendance en amplitude, si elle existe, est liée au fait que les surcotes peuvent avoir tendance à être plus importantes en faible profondeur (marée basse) qu'en profondeur plus élevée (marée haute). Deux méthodes ont été reprises pour étudier cette forme de dépendance, la méthode de Pirazzoli [Pirazzoli, 2007] et celle de Dixon [Dixon, 1995]. Néanmoins, l'application de ces méthodes pour Sète ne met

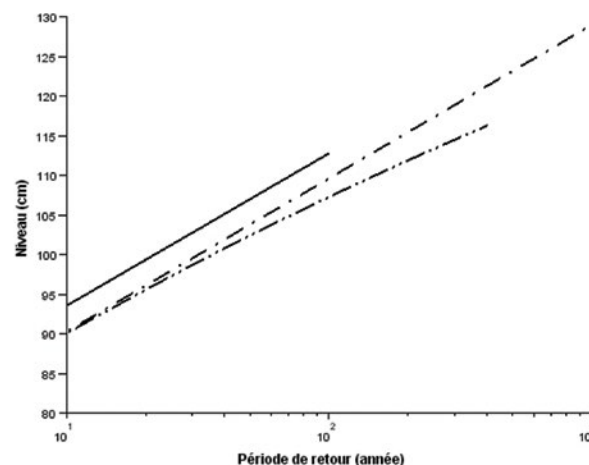


Figure 8 : Convolution des hauteurs de marée avec les lois d'ajustement des surcotes. Approche directe (—), convolution GPD (---), convolution exponentielle (-.-.-). Période de retour en abscisse, niveaux en ordonnée.

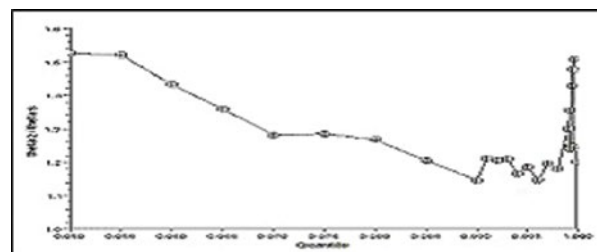


Figure 9 : Rapport θ_z/θ_s (en ordonnée) en fonction des quantiles de niveau et surcote (en abscisse).

pas en évidence de dépendance significative entre la marée et les surcotes en amplitude.

VI.3.4. Etude de la dépendance marée-surcotes par concomitance

La marée est un phénomène déterministe. Les plus fortes hauteurs de marée se produisent à des périodes particulières dans l'année. Les fortes surcotes qui ont une origine météorologique se produisent plus particulièrement en automne et en hiver. De ce fait, on peut se demander si les fortes hauteurs de marée et les fortes surcotes n'ont pas éventuellement tendance à se produire en même temps. Ce

Tableau 6 : Présentation des résultats des ajustements statistiques des surcotes (données corrigées de l'eustatisme) par les méthodes AM et POT, des niveaux marins RFS et AAM centennaux (le niveau de PHMA à Sète vaut 0.413 m NGF).

Lois	Q100 (cm)	Borne sup de l'IC à 70 % (cm NGF)	RFS (cm NGF)	AAM (cm NGF)
GEV	78	86	127	119
Gumbel	91	98	139	132
Lois	Q100	Borne sup de l'IC à 70 % (cm NGF)	RFS (cm NGF)	AAM (cm NGF)
GPD	86	95	136	127
Exponentielle	89	96	137	130
Weibull	Pas de convergence			

que l'on appelle ici la dépendance en concomitance. Pour mettre en évidence cette éventuelle dépendance, Pirazzoli [Pirazzoli, 2007] propose d'étudier la répartition mensuelle des hauteurs de marée et surcotes supérieures au quantile 99 %. Deux méthodes de correction des résultats issus de la convolution sont proposées par Pirazzoli [Pirazzoli, 2007] afin de prendre en compte la dépendance de concomitance. Nous testons ici, aussi, une troisième méthode, la convolution par bloc :

— 1ère méthode : La probabilité qu'une forte hauteur de marée et une forte surcote se produisent en même temps peut être utilisée afin de pondérer le résultat issu de la convolution marée/surcote. Ce coefficient de pondération des périodes de retour, recalculé ici et tel que défini par Pirazzoli, est de 2.22 (inverse de la probabilité d'occurrence simultanée surcote/marée). Un niveau de période de retour 100 ans aurait en fait une période de retour de 222 ans. Les niveaux centennaux corrigés par le coefficient de pondération de Pirazzoli, initialement 107 cm et 110 cm avec respectivement les lois GPD et exponentielle, descendent à 102 et 103 cm. Le résultat s'éloigne sensiblement de celui obtenu par la méthode directe (112 cm). La méthode proposée ne permet pas d'augmenter la probabilité associée à un niveau (coefficient de pondération inférieur à 1), et n'est donc pas conservatif.

— 2ème méthode : La deuxième méthode consiste à recalculer la courbe de niveau en fonction des périodes de retour sur le résultat de la valeur maximale mesurée, soit ici 103.16 cm pour une période de retour de 31.1 ans. On définit donc un coefficient de pondération des périodes de retour issues de la convolution afin d'obtenir 103.16 cm pour une période de retour de 31.1 ans. Ce coefficient de pondération est de : 0.55 et 0.66 menant à un niveau centennal de 111 cm et 113 cm pour respectivement la loi GPD et exponentielle. La correction a donc permis d'obtenir une estimation du niveau centennal très proche de celle de l'analyse directe (112 cm). Toutefois on peut s'interroger sur l'efficacité de la méthode en présence de horsain.

— 3ème méthode : Les méthodes proposées par Pirazzoli semblent peu adaptées aux phénomènes étudiés. Sur la base de la représentation de la dépendance marée/surcote proposée par Pirazzoli, une approche différente est testée. L'idée générale est de découper l'année en blocs de dépendance de concomitance homogène. Pour chaque bloc, on calcule la fonction de densité de probabilité de marée et la courbe d'ajustement statistique des surcotes extrêmes. La convolution marée/surcote est effectuée pour chaque bloc. La probabilité associée à un niveau d'eau est obtenue en sommant la probabilité que ce même niveau se produise sur les différents blocs. La définition des blocs est effectuée par l'analyse visuelle de la répartition annuelle des occurrences de fortes marées et fortes surcotes supérieures ou égales à un quantile donné. Les blocs sont les suivants : de janvier à mars, faible marée et forte surcote ; d'avril à juin, forte marée et faible surcote ; de juillet à septembre, faible marée et faible surcote ; d'octobre à décembre, forte marée et forte surcote. Travaillant dans le domaine de validité des courbes d'ajustement des extrêmes, le quantile donné doit être supérieur à 90 %. Pour une analyse plus fine, l'exercice a été réitéré en étudiant la répartition quotidienne des valeurs supérieures au quantile 90 %. Les blocs doivent être suffisamment importants pour effectuer un ajustement statistique des extrêmes de surcotes, il est donc important de s'appuyer sur des tests de validité de la méthode (ceux du chapitre IV en l'occurrence). On s'aperçoit alors qu'il y a bien une dépendance de concomitance marée/surcote puisque les deux phénomènes ne se produisent pas de manière complètement aléatoire durant l'année. Mais les périodes pour lesquelles une forte marée est rarement associée à une forte surcote (trimestre 1 et 2), pourraient être contrebalancées par

les périodes pour lesquelles les valeurs de marée et de surcotes sont en phase (trimestre 3 et 4). De plus, on peut s'interroger sur le fait que les périodes pendant lesquelles les plus fortes hauteurs de marée se produisent en même temps que les fortes surcotes, correspondent aussi aux périodes pendant lesquelles on a les plus faibles hauteurs de marée. Le niveau centennal obtenu est de 109 cm : la convolution par bloc semble donc montrer que la dépendance de concomitance n'a pas d'effet sur le résultat issu de la convolution.

VII. CONCLUSIONS

— Pour Brest :

La faible valeur de la variation annuelle du niveau moyen de la mer a vraisemblablement pour conséquence que l'un ou l'autre des modèles d'eustatisme testés ne change que très peu les distributions de surcotes dans notre étude. Cette remarque n'est peut être pas forcément valable pour d'autres sites.

Nous avons vu, par ailleurs, que la méthode de la convolution donne des résultats particulièrement stables et que l'utilisation de l'indice extrême change peu les périodes de retour. La méthode donnant les niveaux les plus bas est l'approche directe, sans doute à cause d'un problème théorique : rappelons, en effet, que celle-ci n'est pas réellement applicable en théorie puisque les niveaux marins ont une composante non aléatoire qui est la marée. Les résultats de notre étude, confirment qu'il vaut mieux ne pas appliquer cette méthode. Puis, nous avons la méthode de la convolution et enfin la méthode RFS, la plus sécuritaire, qui donne les niveaux les plus hauts.

Enfin, nous avons remarqué aussi que les bornes supérieures des estimations des niveaux centennaux peuvent être sensiblement différentes (contrairement aux IC) selon que l'événement du 16 octobre 1987, qui engendre la surcote la plus grande, se trouve ou non dans la série de surcotes étudiée, et ceci même à partir d'une série relativement longue comme celle extraite sur 50 ans à Brest. On peut supposer, néanmoins, que plus la série sera longue et moins cet événement aura de l'importance.

— Pour Sète :

La durée de l'échantillon de mesure étant trop courte pour définir une tendance linéaire dans le temps, l'eustatisme a été assimilé aux variations annuelles du niveau d'eau moyen. Les résultats issus de l'analyse directe sont très similaires avec ou sans la prise en compte de l'eustatisme. Néanmoins, lorsqu'on travaille avec les données corrigées de l'eustatisme les résultats sont légèrement plus sécuritaires. Pour cette raison, nous avons travaillé sur les données corrigées.

Pour les approches directe et indirecte, la loi de Weibull (méthode POT) a montré des difficultés de convergence par la méthode du maximum de vraisemblance. Cette loi semble donc peu adaptée aux données de Sète. Les lois GPD et exponentielle fournissent des résultats plus stables. Il semble, aussi, que par la méthode AM on ait plus de difficultés à obtenir un résultat que par la méthode POT. Cela viendrait de la durée limitée de l'échantillon de mesures. En effet, avec un seul maximum par an au plus, et sachant que certaines années n'étaient pas assez complètes pour fournir un maximum, nous avons au total pour l'étude sur Sète, 27 données pour l'ajustement par la méthode AM, ce qui n'est pas beaucoup.

Concernant l'approche indirecte, il convient toujours de vérifier que les niveaux étudiés sont bien compris dans le domaine de validité de la convolution. Les résultats issus de la convolution sont très proches pour les lois GPD et exponentielle, et légèrement inférieurs aux résultats de l'approche directe. Le facteur de correction liée à l'utilisation des indices extrêmes a peu d'impact sur le résultat. Les résultats issus de

la convolution ont tendance à sous-estimer les niveaux pour les faibles périodes de retour (inférieure à 10 ans).

Par ailleurs, la marée et les surcotes peuvent être considérées comme indépendantes en amplitude. La convolution par bloc semble montrer que la dépendance de concomitance marée/surcote n'a pas d'effet sur les résultats, ce qui pourrait être éventuellement étendu à la Méditerranée. Il pourrait être intéressant de conduire cette même analyse en site à fort marnage.

Toutefois il reste délicat de généraliser une méthode à partir d'une seule série de données. En l'absence d'une étude détaillée du site d'étude permettant de justifier l'approche retenue, il est donc conseillé de déterminer les niveaux d'eau par la méthode AAM ou éventuellement par la méthode directe (moins sécuritaire) selon les enjeux du projet.

— Recommandations et précautions :

Au vu de nos résultats, nous avons tendance à soutenir l'intérêt d'une approche indirecte par convolution pour les sites à fort marnage (Mer du Nord, Manche et Atlantique) et une approche AAM pour les sites à faible marnage (Méditerranée) ou éventuellement par la méthode directe (moins sécuritaire), selon les enjeux du projet. Il semble aussi qu'il soit préférable que l'eustatisme soit pris en compte pour les échantillons de mesures supérieurs à 30 ou 50 ans. Pour ce faire, on peut rechercher une ou plusieurs tendances linéaires.

Nous pensons, par ailleurs, que pour traiter les courtes séries de mesure, la méthode POT est plus adaptée. Le nombre

d'événements de tempêtes sélectionnés par la méthode est généralement compris entre 2 et 8 par an. Néanmoins, c'est au final la valeur plus ou moins élevée du nombre de surcotes sélectionnées qui jouera un rôle important dans les estimations. Si le nombre d'événements est inférieur à 1 ou 2 par an, on suggère de tester en parallèle la méthode AM.

Il vaut mieux qu'au moins deux à trois lois soient testées pour les ajustements statistiques des extrêmes (surcote comme niveau). Il est conseillé d'inclure plutôt les lois GEV et GPD préconisées, par ailleurs, par la théorie des valeurs extrêmes, respectivement pour les méthodes AM et POT.

Les différentes approches et lois d'ajustement testées fournissent une plage importante de résultats possibles. Il est préférable que le choix du résultat final repose sur l'analyse d'un ensemble de tests statistiques complémentaires (comme ceux du chapitre IV et V).

Enfin, l'importance de l'analyse visuelle, qui comporte un aspect subjectif, dans les choix conduisant aux meilleurs ajustements, rend difficile des estimations automatisées d'extrêmes ne faisant plus intervenir un avis d'expert.

Les recommandations générales sont résumées sur le tableau suivant.

Ces recommandations ne sont pas forcément généralisables pour tout site à fort ou faible marnage, mais néanmoins elles peuvent donner à priori de bonnes orientations pour d'autres études.

Tableau 7 : Recommandations générales en fonction du marnage.

Comparaison des méthodes	Brest (fort marnage)	Sète (faible marnage)
Directe	Non recommandée	Assez conservatif et simple
Convolution	Stable	Stable
RFS/AAM	Conservatif	Conservatif

VIII. REFERENCES ET CITATIONS

- CIRIA, CUR, CETMEF. — *Guide Enrochement – Traduction française du Rock Manual*
- COLES S. (2001) — *An introduction to statistical modeling of extreme values*. London, Springer-Verlag
- DIXON M.J. & TAWN J. A. (1995) — *Extreme sea levels at the UK A-Class sites: optimal site-by-site analyses and spatial analyses for the east coast Lancaster University*
- FRECHET M. (1928) — Sur la loi de probabilité de l'écart maximum. *Annales de la société polonaise de mathématique*. **6** : 93-122
- GAUFRES P. (2006) — Extreme storm surge distributions and practical application at Marseilles (France). *7th International Conference on Hydroinformatics, Advanced application of modelling, Nice*. **III** : 1601-1608
- HAIGH I. D. & AL (2010) — A comparison of the main methods for estimating probabilities of extreme still water levels. *Coastal Engineering*. **57** : 838-839
- LANG M., T. B., M. J. OUARDA ET B. BOBEE (1999) — Towards operational guidelines for over-threshold modeling. *Journal of Hydrology*. **225(3-4)** : 103-117
- MAZAS F. & HAMM L (2008) — Réconcilier théorie et pratique dans la détermination des houles extrêmes. *Xèmes Journées Nationales Génie Côtier Génie Civil, Sophia Antipolis*
- PICKANDS J. (1975) — Statistical Inference Using Extreme Order Statistics. *The Annals of Statistics*. **3(1)** : 119-131
- PIRAZZOLI P.A. & AL (2007) — Extreme sea levels in two northern Mediterranean areas. *Méditerranée*. **108**
- PONS ET TRMAL (2010) — *Traitement des séries marégraphiques du Golfe du Lion, Partie Homogénéisation – Recalage temporel. Rapport du 02/07/2010. CETE Méditerranée. DREAL Languedoc-Roussillon*
- 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*
- RFS — *Règle Fondamentale de Sécurité des Installations Nucléaires, Règles fondamentales de Sécurité Règle N°1 2.e (série REP)*
- SIMON B. (1994) — Statistique des niveaux marins extrêmes le long des côtes de France. *SHOM, rapport d'étude*. **001/94**