



Direction régionale de l'Environnement, de l'Aménagement et du Logement NORMANDIE



Photo : GIPSA, Crue de Février 2018

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation

ACTUALISATION ET COMPLEMENT DE L'ETUDE 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



ARTELIA Eau & Environnement

Passion & Solutions

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

INDICE	DESCRIPTION	ÉTABLI PAR	CONTROLÉ PAR	DATE
В	Prise en compte des remarques du GIPSA et du SPC	G. BRUNI	A. MASSON	09/09/2019
A	Première version du document	G. BRUNI	E. DAVID	12/07/2019



Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

SOMMAIRE

1.	OB.	JET DI	E L'ETUDE	_1
	1.1.	CONT	EXTE	_ 1
	1.2.	RAPP	EL DE L'ETUDE 2013	1
	1.3.	PROG	RAMME D'ETUDE	⁻ 1
•				
2.	ANA	AL I JE	DES FORCAGES ET EVENEMENTS HISTORIQUES DEPUIS 2013	_3
	2.1.	RECU	EIL DES DONNEES 2013-2018	_ 3
	2.2.	HYDR	OLOGIE	_ 4
		2.2.1.	Station d'Austerlitz Station de Vernon/Poses	- 5
		2.2.3.	Affluents	- 6
	2.3.	METE	OROLOGIE	7
		2.3.1.	Pression Atmosphérique	_ 7
		2.3.2.	Vents au Cap de la Hève	_ 9
	2.4.	EVEN	EMENTS HISTORIQUES	. 11
		2.4.1.	Estimation des periodes de retour des evenements references	11 12
		2.7.2.	2.4.2.1. DESCRIPTION	12
			2.4.2.2. CARACTERISTIQUES HYDROMETEOROLOGIQUES EVENEMENT DEBUT JANVIER 2018	_14
			2.4.2.4. GRAPHIQUE DE SYNTHESE DES NIVEAUX	_15
3.	ELA	BORA	TION DE LA METHODOLOGIE D'ANALYSE	16
	3.1.	PRINC	IPES THEORIQUES DE CHACUNE DES ETAPES	16
	••••	3.1.1.	Méthode de construction de l'échantillon	16
			3.1.1.1. METHODE D'ECHANTILLONNAGE POUR LES EVENEMENTS EXTREMES	_16
		3.1.2.	Lois statistiques	_19 20
			3.1.2.1. LA LOI EXPONENTIELLE	_20
			3.1.2.2. LA LOI PARETO	_21 22
			3.1.2.4. LA LOI GAMMA	_22
		3.1.3. 3 1 4	Methode de determination des parametres des lois	23
		3.1.5.	Evaluation des incertitudes associées	24
	3.2.	INTER	PRETATION GRAPHIQUE DES LOIS STATISTIQUES	24
	3.3.	EVAL	UATION DES PARAMETRES	27
		3.3.1.	Méthode de construction de l'échantillon	27
		3.3.2.	Choix du seuil	29
			3.3.2.1. MAREGRAPHE DE ROOEN	_29 _29
			3.3.2.3. MAREGRAPHE D'ELBEUF	_29
		3.3.3.	Evaluations des lois et des paramètres associés	_30 32
			3.3.3.1. MAREGRAPHE DE ROUEN	_32
			3.3.3.2. MAREGRAPHE DE CAUDEBEC 3.3.3.3. MAREGRAPHE D'ELBEUF	_33 34
			3.3.3.4. MAREGRAPHES D'AIZIER ET DE VAL DES LEUX	_36
		3.3.4	3.3.3.5. SYNTHESE SUR LES METHODES D'ESTIMATION DES PARAMETRES	_37 38
			3.3.4.1. MAREGRAPHE DE ROUEN	_38
			3.3.4.2. MAREGRAPHE DE CAUDEBEC	_39 _40
			3.3.4.4. SYNTHESE	_42
		3.3.5.	Synthèse des lois et paramètres retenus	42
4.	AN/	ALYSE	STATISTIQUE DES NIVEAUX	43
	4.1.	SYNT	HESE DES ANALYSES AUX DIFFERENTS MAREGRAPHES	43

ARTELIA / 8 41 2118 / SEPTEMBRE 2019

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

ANNEXE 2 : Relevé topographique de l'échelle du marégraphe de Poses, juin 2018 ?							
ANNEXE 1 : Détails des lois statistiques et de la méthode de détermination des paramètres des lois							
6.	SYN	THESE ET LIGNES D'EAU	77				
5.	APP	ORTS DE LA PRESENTE ETUDE PAR RAPPORT A L'ETUDE DE 2013	75				
	4.15.	MAREGRAPHE DE POSES	_ 73				
	4.14.	MAREGRAPHE DE PONT DE L'ARCHE	71				
	4.13.	MAREGRAPHE D'ELBEUF	69				
	4.12.	MAREGRAPHE D'OISSEL	_ 03 67				
	4.10. 4.11		_ 03 65				
	4.9.		_ 61				
	4.8.		_ 59				
	4.7.	MAREGRAPHE DE CAUDEBEC	_ 57				
	4.6.	MAREGRAPHE D'AIZIER	_ 55				
	4.5.	MAREGRAPHE DE TANCARVILLE	_ 53				
	4.4.	MAREGRAPHE DE FATOUVILLE	51				
	4.3.	MAREGRAPHE DE HONFLEUR	49				
	4.2.	MAREGRAPHE BALISE A	47				

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

FIGURES

FIG. 1.	LOCALISATION DES 14 MAREGRAPHES DE L'ETUDE	_3
FIG. 2.	AJUSTEMENTS DES DEBITS DE LA SEINE A PARIS AUSTERLITZ	_5
FIG. 3.	AJUSTEMENTS DES DEBITS DE LA SEINE A POSES	_6
FIG. 4.	LOI DE GUMBEL DE LA VARIATION DES PRESSIONS NEGATIVES ATMOSPHERIQUES PAR RAPPORT A LA	
	VALEUR MOYENNE DE 1013 HPA. EN HAUT, LE JEU DE DONNEES 1986-2013, EN BAS LE JEU DE DONNEES	
	1986-2018	_8
FIG. 5.	GRAPHE DE GUMBEL DE L'AMPLITUDE DU VENT AU CAP DE LA HEVE RAPPORTE A UNE ALTITUDE DE 10M.	
	EN HAUT, LE JEU DE DONNEES 1986-2013, EN BAS LE JEU COMPLET 1986-2018	_10
FIG. 6.	COURBES DES DEBITS DE L'EVENEMENT DE CRUE DE JANVIER-FEVRIER 2018	_12
FIG. 7.	HAUTEUR D'EAU ATTEINTE À MAREE HAUTE À ELBEUF, ROUEN ET TANCARVILLE ENTRE LE 01 JANVIER ET	
	LE 15 FEVIER 2018 (RAPPORT GIPSA 2018).	_13
FIG. 8.	PROFILEN LONG DES PLEINES MERS (PM) DES EVENEMENTS DE JUIN 2016, DEBUT JANVIER 2018, ET FIN	
	JANVIEK/DEBUT FEVRIEK 2018, ET EN « GRISE » CELUI CORRESPONDANT A T = 10 ANS (EXTRAIT	4.4
	DOCUMENT DREAL JUIN 2016	_ 14
FIG. 9.	NIVEROS DEAD MIXAMMANA LE LONG DE LES I DAIRE (DE POSES A HONFLEUR) FOUR LE VENEMIENT DE FIN	
	CIDEN MARE 2013	15
FIG 10	CYCLES DE VIVE-EALLET MORTE-EALLDU SIGNAL D'UN MAREGRAPHE (SOURCE : SHOM)	17
FIG 11	SCHEMAS DU CYCLE DE 15 JOURS DES MAREES SEMI-DURINES (SOURCE : SHOM)	18
FIG. 12.		19
FIG. 13.	DENSITE DE PROBABILITE ET FONCTION DE REPARTITION DE LA LOI EXPONENTIELLE (A=1/B= INVERSE DE	0
		21
FIG. 14.	DENSITE DE PROBABILITE ET FONCTION DE REPARTITION DE LA LOI PARETO (Ξ = FORME, Σ =ECHELLE)	21
FIG. 15.	DENSITE DE PROBABILITE ET FONCTION DE REPARTITION DE LA LOI GUMBEL (A= CONSTANTE D'EULÉR	-
		22
FIG. 16.	DENSITE DE PROBABILITE ET FONCTION DE REPARTITION DE LA LOI GAMMA (K= FORME, O=ECHELLE)	_23
FIG. 17.	EXEMPLE DE GRAPHE CDF – COMPARAISON D'UNE CDF ET ECDF	_25
FIG. 18.	EXEMPLE DE GRAPHE HISTOGRAMMES – COMPARAISON D'UNE DENSITE DE PROBABILITE THEORIQUE ET	
		_25
FIG. 19.	EXEMPLE DE GRAPHE Q-Q – COMPARAISON DES QUANTILES EMPIRIQUES (DONNEES OBSERVEES) ET DES	
	QUANTILES THEORIQUES (ESTIMES AVEC LA LOI STATISTIQUE)	_26
FIG. 20.	EXEMPLE DE GRAPHE P-P – COMPARAISON DES PROBABILITES EMPIRIQUES (DONNEES OBSERVEES) ET	
	DES PROBABILITES THEORIQUES (ESTIMES AVEC LA LOI STATISTIQUE)	_26
FIG. 21.	AJUSTEMENT GUMBEL DE L'ECHANTILLON SHOM DE ROUEN (COTES EN CM CMH)	_28
FIG. 22.	AJUSTEMENT GUMBEL DE L'ECHANTILLON « HYDROLOGIE » DE ROUEN (COTES EN CM CM)	_28
FIG. 23.	MAREGRAPHE DE DUCLAR – COMPARAISON DES AJUSTEMENTS GAMMA SELON LE SEUIE CHOISI	_31
FIG. 24.	MAREGRAPHE DE VAL DES LEUX - COMPARISON DES AJOSTEMENTS GAMMA SELON LE SEUIL CHOISI	_31
FIG. 25.	GRAPHIQUE Q-Q DES TROIS LOIS D'AJUSTEMENT UTILISEES SUR CAUDEBEC	_34
FIG. 20.		_ ວວ
FIG. 27.	A JUSTEMENTS A L'ECHANTILLON D'ALZIER : LOI GAMMA MILE ET GAMMA MILE	27
FIG. 20.	ADDITION TO A LEGIANTICOM DE VAL DES LEOS CAMINA MUEL EL GAMMA MEL	_37
110.25.	GIMBEL ET EXPONENTIELLE AVEC L'ECHANTILION	39
FIG 30	MAREGRAPHE DE CALIDEBEC - COMPARAISON GRAPHIQUE LOG-DEC DES LOIS D'ALUSTEMENT GAMMA	_00
110.00.	GUMBEL ET EXPONENTIELLE AVEC L'ECHANTILLON	40
FIG. 31.	MAREGRAPHE D'ELBEUF - COMPARAISON GRAPHIQUE LOG-DEC DES LOIS D'AJUSTEMENT GAMMA.	
	GUMBEL ET EXPONENTIELLE AVEC L'ECHANTILLON	41
FIG. 32.	MAREGRAPHE DE HONFLEUR, EVENEMENT OSCILLANT DU 8-9 DECEMBRE 2018	46
FIG. 33.	BALISE A – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	_47
FIG. 34.	BALISE A – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	
	GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	_48
FIG. 35.	HONFLEUR – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	_49
FIG. 36.	HONFLEUR – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	
	GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	_50
FIG. 37.	FATOUVILLE – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	_51
FIG. 38.	FATOUVILLE – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	
	GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	_52
FIG. 39.	TANCARVILLE – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	_53
FIG. 40.	TANCARVILLE – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	
		_54
FIG. 41.		_55
FIG. 42.	AZIER - GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONGTION DE REPARTITION,	F 0
		- 56
FIG. 43.	CAUDEDED - AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA EL SON INTERVALLE DINCERTITUDE	_၁/
110.44.	CRADELDE - GRAFTIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LUI GAMINIA : DENSITE, FUNCTION DE REPARTITION, CRADELIGLIES DE ET OLO	БO
FIG 45		_00 _50
FIG 46	HEURITALIVILLE - GRAPHICIES DE L'AUISTEMENT DE LA LOI GAMMA DENSITE FONCTION DE	_09
	REPARTITION, GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	60
	- ,	

ARTELIA / 8 41 2118 / SEPTEMBRE 2019

Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

FIG. 47.	DUCLAIR – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	61
FIG. 48.	DUCLAIR – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	60
		62
FIG. 49.	VAL DES LEUX - AJUSTEMENT DE LA LOUGAMIMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	03
FIG. 50.	VAL DES LEUX - GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMIMA : DENSITE, FONCTION DE	~ 1
		.04
FIG. 51.	ROUEN – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	65
FIG. 52.	ROUEN – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	~~
		66
FIG. 53.	OISSEL – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	67
FIG. 54.	OISSEL – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	
	GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	68
FIG. 55.	ELBEUF – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE ()	69
FIG. 56.	ELBEUF – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION,	
	GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	70
FIG. 57.	PONT DE L'ARCHE – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	71
FIG. 58.	PONT DE L'ARCHE – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE	
	REPARTITION, GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	72
FIG. 59.	POSES – AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA ET SON INTERVALLE D'INCERTITUDE	73
FIG. 60.	POSES – GRAPHIQUES DE L'AJUSTEMENT DE LA LOI GAMMA : DENSITE, FONCTION DE REPARTITION.	-
	GRAPHIQUES P-P ET Q-Q	74
FIG. 61.	ROUEN – COMPARAISON DES LOIS STATISTIQUES POUR L'ECHANTILLON DE 2018 RELATIVEMENT A	
	L'ECHANTILLON 2013 (LOLDE GUMBEL, ECHELLE CM CMH)	75
FIG 62	ROUEN - COMPARAISON DES LOIS STATISTIQUES POUR L'ECHANTILLON DE 2018 RELATIVEMENT A	
110.02.	L'ECHANTILLON 2013 (LOLDE GAMMA METHODE MME SELIL & & M ECHELLE M)	76
FIG 63	ROUEN - ECHANTIL LONS DES MAXIMAS TOUS LES 15 JOURS ENTRE 1985 ET 2018	76
FIG 64	LIGNES D'EALI DE LA SEINE AVAL PAR LES VALEURS MEDIANES DES PERIODES DE RETOUR	78
FIG 65	DENSITE DE PROBABILITE ET FONCTION DE REPARTITION DE LA LOI EXPONENTIEL E (A-1/B- INVERSE DE	10
110.00.		83
	$E = CONTELLE_{-}$	_05 _0/
FIG. 67	DENSITE DE PRODABILITE ET FONCTION DE REPARTITION DE LA LOI FARETO (= FONNIE, 2= EGILELLE)	04
FIG. 07.	MASCHEDONIA ECHICLE)	05
	MASCHERONI, BE ECHELLE)	00
FIG. 66.	DENSITE DE PROBABILITE ET FORCHON DE REPARTITION DE LA LOI GAMINIA (KE FORME, GECHELLE)	00
FIG. 69.		07
FIG. 70.		87
FIG. /1.	COMPARAISON DES QUANTILES EMPIRIQUES (DONNEES OBSERVEES) ET DES QUANTILES THEORIQUES	~~
	(ESTIMES AVEC LA LOI STATISTIQUE)	88

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

TABLEAUX

TABL 1 -	TABLEAU DES DEBITS D'OCCURRENCE ACTUALISES (M ³ /S)	_4
TADL. 2 -	PRESSION MOYENNE 1013 HPA)	7
TABL. 3 -	PERIODES DE RETOUR DES VARIATIONS DE PRESSION ATMOSPHERIQUE (EN -HPA PAR RAPPORT A LA	
	PRESSION MOYENNE 1013 HPA)	_9
TABL. 4 -	STATISTIQUES DES MESURES DE LA DIRECTION (EN °/N, SENS TRIGONOMETRIQUE) VITESSE DU VENT AU HAVRE (EN M/S)	9
TABL. 5 -	PERIODÈ DE RÉTOUR DE L'INTENSITE DU VENT AU CAP DE LA HEVE – VENT MOYEN SUR 3H, REDUIT A 10M	11
TABL. 6 -	TABLEAU DES PERIODES DE RETOUR ACTUALISEES DES EVENEMENTS MAJEURS SUR LA SEINE AVAL (EN	11
TABL 7 -	CARACTERISTIQUES HYDROLOGIQUES DE L'EVENEMENT DE DEBUT JANVIER 2018 - NIVEAUX	14
TABL. 8 -	CARACTERISTIQUES HYDROLOGIQUES DE L'EVENEMENT DE FIN JANVIER 2018 - NIVEAUX	15
TABL. 9 -	TABLEAU DES VALEURS CRITIQUES POUR LE TEST KS (SOURCE : WW.REAL-STATISTICS.COM)	20
TABL. 10 -	COMPARAISON ECHANTILLON SHOM VS ECHANTILLON & HYDROLOGIE » : TEST KS	27
TABL. 11 -	ROUEN – VALEURS DU TEST KS SELON DIFFERENTS SEUILS D'ECHANTILLONNAGE	29
TABL. 12 -	CAUDEBEC – VALEURS DU TEST KS SELON DIFFERENTS SEUILS D'ECHANTILLONNAGE	29
TABL. 13 -	ELBEUF – VALEURS DU TEST KS SELON DIFFERENTS SEUILS D'ECHANTILLONNAGE	30
TABL. 14 -	ROUEN – ESTIMATION DES PARAMETRES DE LA LOI GUMBEL	32
TABL. 15 -	ROUEN – ESTIMATION DES PARAMETRES DE LA LOI GAMMA	32
TABL. 16 -	CAUDEBEC – VALEURS DES NIVEAUX EXTREMES EXTRAPOLES SELON LES DIFFERENTES LOIS ET PARAMETRES	33
TABL. 17 -	CAUDEBEC – RESULTATS DU TEST KS	34
TABL. 18 -	ELBEUF – VALEURS DES NIVEAUX EXTREMES EXTRAPOLES SELON LES DIFFERENTES LOIS ET	
	PARAMETRES	35
TABL. 19 -	ELBEUF – RESULTATS DU TEST KS	36
TABL. 20 -	ROUEN – COMPARAISON DES QUANTILES ISSUS DES LOIS D'AJUSTEMENT GAMMA, GUMBEL ET	
	EXPONENTIELLE	38
TABL. 21 -	CAUDEBEC – COMPARAISON DES QUANTILES ISSUS DES LOIS D'AJUSTEMENT GAMMA, GUMBEL ET EXPONENTIELLE	39
TABL. 22 -	ELBEUF – COMPARAISON DES QUANTILES ISSUS DES LOIS D'AJUSTEMENT GAMMA, GUMBEL ET EXPONENTIELLE	41
TABL. 23 -	SYNTHESE DES LOIS ET PARAMETRES RETENUS	42
TABL. 24 -	CARACTERISTIQUES PRINCIPALES DES OBSERVATIONS DES DIFFERENTS MAREGRAPHES ET DES PARAMETRES DE LA LOI GAMMA	44
TABL. 25 -	TABLEAU SYNOPTIQUE DES 10 EVENEMENTS MAJEURS PAR MAREGRAPHES	45
TABL. 26 -	BALISE A – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'AJUSTEMENT GAMMA	47
TABL. 27 -	HONFLEUR – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'AJUSTEMENT GAMMA_	49
TABL. 28 -	FATOUVILLE – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'AJUSTEMENT GAMMA	51
TABL. 29 -	TANCARVILLE – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'AJUSTEMENT	53
TABL 30 -	AIZIER - TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOLD'A ILISTEMENT GAMMA	55
TABL 31 -	CALIDEBEC - TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOLD'AUSTEMENT GAMMA	57
TABL. 32 -	HEURTEAUVILLE – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'AJUSTEMENT	59
TABL 33 -	DI ICI AIR - TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOLD'AJUSTEMENT GAMMA	61
TABL. 34 -	VAL DES LEUX – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'AJUSTEMENT	63
TARI 35 -	ROLIEN – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M.CMH) EXTRAPOLES DE LA LOLD'A JUSTEMENT GAMMA	65
TABL 36 -	OISSEL - TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PARI A LO D'AUSTEMENT GAMMA	67
TABL 37 -	ELBELF – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'ALUSTEMENT GAMMA	69
TABL. 38 -	PONT DE L'ARCHE - TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMÉS (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'A.II ISTEMENT	
	GAMMA	71
TABL. 39 -	POSES – TABLEAU DES NIVEAUX EXTREMES (M CMH) EXTRAPOLES PAR LA LOI D'AJUSTEMENT GAMMA	74
TABL. 40 -	TABLEAU DES PERIODES DE RETOUR (EN M CMH) ET DES INCERTITUDES ASSOCIEES (EN M CMH) PAR	
	MAREGRAPHE – AU CENTRE VALEUR MEDIANE, À GAUCHE : BORNE INFERIEURE, À DROITE : BORNE SUPERIEURE	79
		-

1. OBJET DE L'ETUDE

1.1. CONTEXTE

En 2013, ARTELIA Eau et Environnement a réalisé pour le compte du GIP Seine Aval une étude visant à définir les cotes de pleine mer associées à différentes périodes de retour sur 5 marégraphes de la Seine Aval (Balise A, Tancarville, Hauteville, Rouen et Elbeuf).

En 2018, le GIP Seine Aval et la DREAL Normandie ont sollicité ARTELIA Eau et Environnement pour réaliser une actualisation de l'étude de 2013 relative à la définition des quantiles définis dans cette étude en intégrant les nouvelles données disponibles sur la période 2013-2018 et en complétant l'étude de 2013 sur un jeu de marégraphes plus importants.

Cette demande porte d'autre part sur une analyse et une justification détaillée des lois et des paramètres associés à la détermination des quantiles. Le programme d'étude est présenté ci-après.

1.2. RAPPEL DE L'ETUDE 2013

La méthodologie d'analyse statistique qui a été employée dans cette étude a été développée par le SHOM pour l'étude statistique des niveaux extrêmes le long des côtes françaises¹.

Cette méthode s'applique de la manière suivante :

- Filtrage des données par méthode des évènements extrêmes sur la base d'un filtre à 15 jours ME-VE-ME en considérant que cette période est suffisante pour rendre les évènements indépendants les uns des autres.
- Utilisation d'une loi de Gumbel échantillonnée par un filtre SUPSEUIL puis application de la méthode des moments pour la détermination des quantiles.

A noter que la méthode statistique pour l'étude des valeurs extrêmes élaborée par le SHOM a été mise en œuvre telle quelle, sans études complémentaires sur la justification des paramètres de cette méthode.

1.3. PROGRAMME D'ETUDE

Le programme de l'étude s'établit en trois étapes :

Etape 1 : Analyse des forçages et évènements historiques depuis 2013

Il s'agit de réviser l'état des connaissances des forçages (débit de la Seine, tempêtes ...) depuis 2013, en se concentrant sur les événements de 2018.

Etape 2 : Elaboration de la méthodologie d'analyse

La méthodologie d'analyse statistique employée pour l'étude de 2013 manquait de justificatifs détaillés quant aux choix effectués. L'objet est de reprendre les principes de cette analyse en justifiant les différentes étapes y compris par comparaison avec d'autres approches.

¹ <u>http://www.shom.fr/fileadmin/data/DSD/MKG/SITE_INTERNET/niveaux_extremes/Niveaux_extremes_2008.pdf</u>

Les étapes suivies sont :

- Justification de la méthode utilisée pour construire l'échantillon : choix de la fenêtre temporelle pour la recherche des évènements extrêmes afin d'assurer l'indépendance des évènements, choix du seuil utilisé pour la méthode SUPSEUIL;
- 2) Détermination des paramètres d'une loi exponentielle par les méthodes d'estimation (méthode des moments et maximum de vraisemblance) appliquée à l'échantillon SUPSEUIL constitué ;
- 3) Comparaison des résultats du calcul des quantiles pour différentes lois (loi de Gumbel, loi exponentielle, loi Gamma) ;
- 4) Qualification de l'incertitude associée à une période de retour en relation avec les méthodes employées.

Etape 3 : Application de la méthodologie d'analyse

L'analyse de l'étape 2 a permis d'établir un choix concerté et justifié de la méthodologie globale d'analyse pour la détermination des quantiles et des incertitudes associées. Cette méthodologie est ensuite appliquée sur l'ensemble des marégraphes de la Seine Aval :

- Dans un premier temps en actualisant les calculs des périodes de retour des hauteurs d'eau analysées dans l'étude de 2013 sur les marégraphes d'Elbeuf, Rouen, Heurteauville, Tancarville et Balise A, en incluant les données mesurées entre 2013 et 2018.
- En appliquant la méthodologie de calcul des périodes de retour des hauteurs d'eau pour les marégraphes suivants non considérés dans l'étude de 2013 :
 - Poses : données VNF à l'aval des écluses disponibles depuis 2011,
 - Pont de l'Arche : données disponibles depuis 2005,
 - Oissel : données disponibles depuis 1993,
 - Val des Leux : données disponibles depuis 1993,
 - Aizier : données disponibles depuis 1989,
 - Honfleur : données disponibles depuis 1985,
 - Fatouville : données disponibles depuis 1996,
 - Duclair : données disponibles depuis 1989,
 - Caudebec : données disponibles depuis 1985.

Au total, l'étude porte sur l'analyse statistique de 14 marégraphes représentés sur la figure Fig. 1.

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 1. Localisation des 14 marégraphes de l'étude

2. ANALYSE DES FORCAGES ET EVENEMENTS HISTORIQUES DEPUIS 2013

L'objet de ce chapitre est de mettre à jour un certain nombre de données hydro-météorologiques relatives aux principaux forçages responsables des niveaux d'eau dans la Seine tels que déterminés dans l'étude de 2013.

2.1. RECUEIL DES DONNEES 2013-2018

Un certain nombre de données a été recueilli :

• Débits :

Les données de débit collectées en 2013 ont été complétées sur la période 2013-2018 et sont issues de la Banque Hydro pour :

- La Seine : débits mesurés à Poses, Vernon et au pont d'Austerlitz,
- L'Eure et la Risle, en rive gauche,
- L'Andelle, le Cailly et l'Austreberthe, en rive droite.
- Marées :

Les données de marées jusqu'à fin 2018 ont été fournies par le Grand Port Maritime de Rouen « tronqués » (seuls les niveaux d'eau supérieurs au niveau moyen de chaque marégraphe).

ARTELIA / 8 41 2118 / SEPTEMBRE 2019

• Observations :

Caractérisation de l'évènement 2018 (source : GIPSA et DREAL Normandie).

Météo :

Les données de vent et pression atmosphérique au cap de la Hève ont été transmises sur la période 2013-2018.

Il est à noter que les données fournies présentent un format différent par rapport aux données de 2013:

Période 14/01/1986- 23/03/20072:

Les données disponibles sont des données évènementielles avec une donnée toutes les 12h environ. Seules les périodes de tempêtes ou de hautes pressions sont décrites sur quelques jours. Certaines analyses statistiques sont donc forcément influencées par ce fait.

Période 02/03/2008-15/02/2013 :

Les données disponibles sont des données évènementielles avec 1 donnée toutes les 1h. Seules les périodes de tempêtes ou de hautes pressions sont décrites sur quelques jours. Certaines analyses statistiques sont donc forcément influencées par ce fait.

Période 16/02/2013-31/12/2018 :

Les données disponibles sont continues avec 1 donnée toutes les 1h.

2.2. HYDROLOGIE

Une analyse hydrologique directe par une loi de Gumbel basée sur les débits maximaux annuels a été élaborée de manière actualisée pour différentes stations. Les données sont extraites de la Banque Hydrologique, gérées par la DRIEE IIe de France. Nous avons pu constater que les débits après création des Grands Lacs ont été révisés depuis 2013, sans explication donnée (pas de contact DRIEE IdF).

La méthode employée est identique à celle utilisée dans l'étude de 2013 (échantillonnage MAXAN + Gumbel). Il en ressort les éléments suivants :

Période (ans)	Austerlitz (avant Lacs)	Austerlitz (après Lacs)	Poses (avant Lacs*)	Poses (après Lacs*)	Eure (Confl. Seine)	Risle (Confl. Seine)	Andelle (Confl. Seine**)	Cailly (Confl. Seine**)	Austreberthe (Confl. Seine**)
2	1098	1091	1650	1640	57	43	18	6.5	6
5	1538	1439	2200	2125	73	77	23	8.5	7.5
10	1768	1621	2376	2264	95	100	29	12	11
20	1988	1796	2544	2397	115	123	39	17	15
30	2115	1896	2640	2474	127	136	46	20	18
50	2273	2022	2760	2570	142	153	53	23	21
100	2487	2191	2924	2700	162	174	63	27	25
500	2981	2583	3300	3000	208	225	87	38	34

Tabl. 1 - Tableau des débits d'occurrence actualisés (m³/s)

(*) Estimations maximales

(**) Estimations approximatives en s'inspirant de la Risle pour l'extrapolation aux fréquences rares

² La période du 24/07/2007 au 01/03/2008 n'est pas disponible.

2.2.1. Station d'Austerlitz

L'ajustement des débits à la station d'Austerlitz (en comparant les données avant 2013 à celles incluant la période 2013-2018) est fourni sur le graphe suivant.

Il convient de préciser les éléments suivants par rapport à l'étude de 2013 :

- Les débits des crues antérieures à la création des Grands Lacs ont été revus à la baisse par la DRIEE, ce qui induit une diminution des valeurs caractéristiques d'environ 2% pour les périodes de retour 5 à 30 ans. Nous n'avons pas d'informations précises sur cette correction.
- Les crues de 2016 et 2018 conduisent à augmenter les valeurs maximales des quantiles de la Seine après création des Grands Lacs de l'ordre de 5% pour les fréquences rares (l'effet des Grands Lacs se ferait sentir à partir des crues de période de retour 3 ans).



Fig. 2. Ajustements des débits de la Seine à Paris Austerlitz

2.2.2. Station de Vernon/Poses

<u>Rappel de l'étude 2013 :</u> la station de Poses a fonctionné de 1975 à 2005. Elle a été remplacé par la station de Vernon en 2011. Les deux sont assimilables car il n'y a pas d'apports significatifs à la Seine entre ces deux stations.

Dans le cadre de la présente étude, nous amalgamons les deux stations dans une analyse unique que nous nommerons Poses-Vernon. La période 2006-2010 n'est pas couverte par ces stations.

Nous avons reporté sur le graphe suivant la comparaison de l'échantillon à Poses/Vernon, reconstitué à partir d'Austerlitz, selon la méthode utilisée dans l'étude de 2013. Les observations s'insèrent bien dans le cadre de l'ajustement à la station d'Austerlitz.

Le fait que les crues de 2016 et 2018 conduisent à augmenter les valeurs maximales des quantiles de la Seine après création des Grands Lacs se retrouve de même sur Poses/Vernon. Ainsi, le débit après création des Grands Lacs est en fréquence centennale de 2 700 m³/s (voir Tabl. 1 -) contre 2 625 m³/s évalué en 2013.



Fig. 3. Ajustements des débits de la Seine à Poses

2.2.3. Affluents

Les affluents de la Seine Aval sont peu affectés par les évènements récents, exceptés pour la Risle où le débit centennal augmente de 10% (de 145 à 174 m³/s). Au contraire, l'Eure baisse légèrement de « manière mécanique » de 3% pour la Q100 du fait de la non présence d'évènements importants pour un échantillon plus long (44 ans au lieu de 38 ans)



2.3. METEOROLOGIE

2.3.1. Pression Atmosphérique

La Pression Atmosphérique est fournie au Cap de la Hève (Le Havre). Nous disposons de 28 ans de données de type évènementiel (voir chapitre 2.1) entre 1985 et 2013 et 5 ans de données continues entre 2013 et 2018. Soit 33 années au total.

Le Tabl. 2 - présente quelques statistiques sur ces données.

Tabl. 2 - Statistique des mesures de pression atmosphérique au Havre (en hPa par rapport à la pression moyenne 1013 hPa)

	Valeur moyenne	Valeur minimale	Valeur maximale	Ecart moyen	Ecart type
1986-2013	1,10	-56,60	32,30	9,88	12,33
2013-2018	3,54	-46,70	31,60	7,41	9,60
1986-2018	3,27	-56,60	32,30	7,70	9,96

On établit pour les deux jeux de données (1986-2013 et 1986-2018) un graphe de Gumbel (loi Log des valeurs de dépassement) sur les valeurs négatives de pression (cf. Fig. 4) et un tableau des périodes de retour (Tabl. 3 -).

Le graphe sur les données 1986-2013 et les périodes de retours ont été révisées en terme de méthode statistique par rapport à l'étude de 2013 selon le retour d'expérience de la présente étude (méthode d'échantillon et seuil essentiellement, la loi de Gumbel a été conservée). Nous observons alors une modification notable des périodes de retour à la baisse surtout dans les valeurs basses (période de retour < 20 ans) pour le même jeu de données (1986-2013) révisé (voir Tabl. 3 -).

On note d'autre part que les 2 évènements de tempête les plus importants en terme de dépression (02/1989 et 12/1999) ne s'insèrent pas dans la courbe des pressions classées (contrairement à l'analyse de l'étude de 2013). Ils présentent dans les faits une période de retour plus importante qu'estimée en 2013 (60 et 27 ans respectivement).

La prise en compte de la période 2013-2018, modifie faiblement les périodes de retour (Tabl. 3 -). On note que l'évènement de décembre 2017 (qui arrive en troisième position des pressions les plus basses observées), ne s'insère pas non plus dans la courbe des pressions classées et on peut lui associer une période de retour d'environ 17 ans. Cette incertitude sur la période de retour des évènements majeurs est liée à la longueur de l'enregistrement.

L'évènement de la tempête de début 2018 qui a conduit à des débordements importants dans l'estuaire arrive en 13ème position en terme de pression atmosphérique, soit avec une période de retour associée de 3 à 4 ans.

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 4. Loi de Gumbel de la variation des Pressions négatives Atmosphériques par rapport à la valeur moyenne de 1013 hPa. En haut, le jeu de données 1986-2013, en bas le jeu de données 1986-2018

3

4

5

6

7

2

-1

0

-2

VARIABLE DE GUMBEL

0

1

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Les graphes de la Fig. 4 permettent d'établir une loi de comportement probabiliste de la pression atmosphérique et d'extrapoler les valeurs sur des périodes plus longues présentées sur le tableau ci-après.

Tabl. 3 -Périodes de retour des variations de pression atmosphérique (en -hPa parrapport à la pression moyenne 1013 hPa)

	1 an	5 ans	10 ans	20 ans	50 ans	100 ans	500 ans
Variation de Pression Atmosphérique négative dépression (hPa) (issue du rapport de 2013)	34,22	43,43	48,03	52,45	58,17	62,45	72,36
Variation de Pression Atmosphérique négative dépression (hPa) Données 1986-2013 Révision 2018	27,19	36,14	42,07	47,75	55,11	60,62	73,37
Variation de Pression Atmosphérique négative dépression (hPa) Données 1986-2018 Révision 2018	26,67	37,64	43,13	48,40	55,22	60,33	72,14

2.3.2. Vents au Cap de la Hève

Le vent est disponible sur le secteur de la Hève (Le Havre) selon les mêmes caractéristiques que la pression atmosphérique. Nous disposons ainsi de 28 ans de données entre 1985 et 2013 de type évènementiel et 5 ans de données continues entre 2013 et 2018, soit 33 années au total.

Le Tabl. 4 - présente quelques statistiques sur les données de vents une fois ramenées à 10m³.

Tabl. 4 Statistiques des mesures de la direction (en °/N, sens trigonométrique) vitesse du vent au Havre (en m/s)

	direction moyenne °/N	Intensité moyenne	Intensité maximale	Ecart moyen	Ecart type
1986-2013	235	4,60	27,68	3,11	3,27
2013-2018	225	2,27	17,02	1,36	1,49
1986-2018	228	2,92	27,68	1,80	2,01

Il ressort de cette analyse que :

- Les directions moyennes sont globalement inchangées.
- Les intensités sur la période 2013-2018 sont plus faibles. En effet, sur cette période nous disposons de l'ensemble des données, ce qui inclut les périodes de temps calme, contrairement aux données sur la période 1986-2013.

Les mesures de vent au Cap de la Hève sont présentées de manière statistique sur un graphe de Gumbel (loi Log des valeurs de dépassement) sur la Fig. 5.

Comme pour la pression atmosphérique, le graphe sur les données 1986-2013 et les périodes de retours ont été révisées en termes de méthode statistique par rapport à l'étude de 2013, selon le retour d'expérience de la présente étude (méthode d'échantillon et seuil essentiellement, la loi de Gumbel a été conservée). Nous observons alors une modification notable des périodes de retour à la baisse, surtout dans les valeurs supérieures (période de retour > 20 ans) pour le même jeu de données (1986-2013) révisé.

³ Les données issues du Cap de la Hève sont fournies à 100m d'altitude environ. L'étude de 2013 a montré l'importance de ramener à l'altitude de 10m par un rapport 1,445 afin d'être exploitable dans le cadre des modélisations numériques. Nous conserverons ce principe dans le présent rapport.

Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 5. Graphe de Gumbel de l'amplitude du vent au cap de la Hève rapporté à une altitude de 10m. En haut, le jeu de données 1986-2013, en bas le jeu complet 1986-2018

La comparaison entre les courbes issues des deux jeux de données (1986-2013 d'une part et 1986-2018 d'autre part) montre une tendance à diminuer légèrement les valeurs des quantiles supérieurs.

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

L'évènement majeur de février 1990 ne s'insère pas dans la courbe classée des vitesses de vent et il présente une période de retour très importante (déjà identifiée dans l'étude de 2013). La diminution des périodes de retour, selon la nouvelle courbe classée des vents, augmente encore la période de retour de cet évènement à plus de 500 ans, ce qui permet de classer en hors norme cette tempête.

Tabl. 5 Période de retour de l'intensité du vent au cap de la Hève – vent moyen sur 3h, réduit à 10m (m/s)

	1 an	5 ans	10 ans	20 ans	50 ans	100 ans	500 ans
Vent Moyen rapporté à 10m (m/s) (issue du rapport de 2013)	11,9	16,7	18,8	20,8	23,6	25,6	30,4
Vent Moyen rapporté à 10m (m/s) Données 1986-2013 Révision 2018	13,54	16,96	18,66	20,30	22,42	24,01	27,68
Vent Moyen rapporté à 10m (m/s) Données 1986-2018 Révision 2018	13,72	16,86	18,44	19,95	21,90	23,36	26,75

2.4. EVENEMENTS HISTORIQUES

2.4.1. Estimation des périodes de retour des évènements référencés

Comme identifié dans le rapport de 2013, les crues doivent être référencées selon deux époques, avant et après l'aménagement des Grands Lacs. Le tableau suivant synthétise les débits mesurés et les occurrences à Poses en intégrant les 2 évènements majeurs récents tout en comparant leurs occurrences estimées en 2013 et en 2019 après actualisation des données.

EVENEMENTS	DÉBIT À POSES/VERNON ⁴ (M ³ /S)	PERIODE DE RETOUR ESTIMEE (ANNEES) en 2013	PERIODE DE RETOUR ESTIMEE (ANNEES) en 2019
25/02/1977	1870	3	3
05/04/1978	2040	4	4
16/01/1982	2310	16	13
24/12/1982	2080	4	4
15/02/1988	2180	8	7
12/01/1994	2080	4	4
04/02/1995	2220	9	8
01/01/2000	2140	6	6
26/03/2001	2280	13	11
04/03/2002	1900	3	3
08/01/2003	1920	3	3
04/06/2016	2040	-	4
31/01/2018	2120	-	5

Tabl. 6 Tableau des périodes de retour actualisées des évènements majeurs sur la Seine Aval (en rouge les valeurs qui ont évolué entre 2013 et 2018)

L'actualisation des données a eu pour conséquence de relever légèrement les débits pour une occurrence donnée. A l'opposé, un évènement passé se retrouve donc diminué en période de retour. L'évènement de 1982 est ainsi référencé aujourd'hui plus proche d'un débit décennal que vicennal. L'évènement de 2016 est de période de retour 4 ans et celui de 2018, 5 ans.

⁴ Les débits à Poses sont égaux à ceux de la station de Vernon car il n'y a pas d'apports entre les deux lieux.

2.4.2. Analyse de l'évènement historique de janvier et février 2018

Les éléments reportés dans ce chapitre sont en partie relatifs aux documents suivants :

- GIP Seine Aval, « Débordement de l'estuaire de la Seine : épisode de fin janvier début février 2018 » (Mars 2018), que l'on nommera dans la suite de ce chapitre « Rapport GIPSA 2018 ».
- DREAL Normandie, « Retour d'expériences simplifié des événements du 31/12/2017 au 23/02/2018 sur le tronçon Seine Aval » (Juin 2018), que l'on nommera dans la suite de ce chapitre « Rapport DREAL 2018 ».

2.4.2.1. DESCRIPTION

Cet évènement est un évènement long qui s'étend sur près d'un mois et demi entre le 1^{er} janvier 2018 et le 15 février 2018 environ, période pendant laquelle le débit à Poses a dépassé constamment les 1 000 m³/s.

Cet évènement intègre la tempête Eléanor entre le 3 et le 5 janvier quand les débits n'étaient pas encore maximaux. La crue importante de la Seine est survenue avec un pic à 2 120 m³/s, le 31 janvier 2018 vers 15h.

Le graphique suivant synthétise les observations en débits. Sur le secteur de la Seine Aval, si la Seine était en crue significative, on note aussi que l'Eure a subi plusieurs crues successives de période de retour entre 2 et 5 ans, notamment le 7 et 24 janvier, le 17 février et le 15 mars, avec une pointe à 74 m³/s.



Fig. 6. Courbes des débits de l'évènement de crue de janvier-février 2018

Le graphique suivant synthétise les observations en niveaux. On note que la tempête Eleanor a joué un rôle plus important à l'Aval que la crue de la Seine (Tancarville). Son rôle était identique à Rouen et nettement plus faible sur Elbeuf.

Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 7. Hauteur d'eau atteinte à marée haute à Elbeuf, Rouen et Tancarville entre le 01 janvier et le 15 févier 2018 (Rapport GIPSA 2018).

Les rapports GIPSA 2018 et DREAL 2018 présentent en détail l'analyse des lieux de débordement pour l'évènement de crue de fin janvier 2018. Celui-ci est considéré comme un évènement fluvio-maritime car il est issu de la conjonction entre un débit soutenu de la Seine et une marée de vives eaux.

Le graphique suivant extrait du rapport DREAL 2018, montre les trois lignes d'eau des évènements majeurs entre 2013 et 2018, à savoir juin 2016, 3-4 janvier 2018 (tempête Eleanor), 1^{er} février 2018, crue de la Seine). Il permet de mettre les éléments suivants en avant :

- L'évènement du 3-4 janvier montre l'importance de l'effet tempête sur l'aval de l'estuaire. Le coefficient de marée de l'évènement du 31/01-01/02 était supérieur (C109) à celui de cet évènement (C106). L'effet du gonflement de l'estuaire, induit par la surcote marine et les effets du vent, explique principalement l'écart entre les courbes bleue et jaune entre Caudebec et Honfleur.
- Sur le secteur fluvio-maritime entre Heurteauville et Rouen, les lignes d'eau sont très proches. Pourtant, les conditions sont totalement différentes (3-4 janvier : QSeine ≈ 1 100 / 1 300 m³/s, C106, Tempête ; 31 janvier-1^{er} février : QSeine ≈ 2 100 m³/s, C109, conditions maritimes calmes). Ceci démontre clairement la particularité de ce secteur en terme de ligne d'eau et l'équivalence que peuvent fournir des forçages fortement différents.

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 8. Profil en long des pleines mers (PM) des événements de juin 2016, début janvier 2018, et fin janvier/début février 2018, et en « grisé » celui correspondant à T = 10 ans (Extrait document DREAL Juin 2018)

2.4.2.2. CARACTERISTIQUES HYDROMETEOROLOGIQUES EVENEMENT DEBUT JANVIER 2018

Tabl. 7 - Caractéristiques hydrologiques de l'événement de début janvier 2018 – Niveaux

NIVEAUX MAXIMAUX – 3-4 JANVIER 2018				
STATION	NIVEAU D'EAU (M CMH)	PERIODE DE RETOUR ⁵		
Elbeuf 10,13		2-3 ans		
Rouen	9,67 (04/01 16h30)	5-6 ans		
Havre	9,20 (03/01 11h30)	45 ans		

Caractéristiques de l'évènement :

- Coefficient de marée : 106
- Vent moyen : >100 km/h (information Météo France)
- Pression atmosphérique : 969 hPa
- Surcote à l'embouchure : non déterminée
- Débit à Poses : 1 100 à 1 300 m³/s

⁵ Selon la révision des périodes de retour issue de la présente étude.

2.4.2.3. CARACTERISTIQUES HYDROMETEOROLOGIQUES EVENEMENT FIN JANVIER 2018

Tabl. 8 - Caractéristiques hydrologiques de l'événement de fin janvier 2018 – Niveaux

NIVEAUX MAXIMAUX – 31/01-01/02 2018				
STATION	NIVEAU D'EAU (M CMH)	PERIODE DE RETOUR ⁶		
Elbeuf	10,88	13-14 ans		
Rouen	9,63	4 ans		
Havre	8,50	<1 an		

Caractéristiques de l'évènement :

- Coefficient de marée : 109 (le 1^{er} et 2 février)
- Vent moyen : < 40 km/h
- Pression atmosphérique : 1000 hPa
- Surcote à l'embouchure : négligeable
- Débit à Poses : 2 120 m³/s

2.4.2.4. GRAPHIQUE DE SYNTHESE DES NIVEAUX



Fig. 9. Niveaux d'eau maximaux le long de l'estuaire (de Poses à Honfleur) pour l'événement de fin janvier 2018, en perspective des périodes de retour associées définies en 2013 (source : GIPSA, Mars 2013)

⁶ Selon la révision des périodes de retour issue de la présente étude.

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

3. ELABORATION DE LA METHODOLOGIE D'ANALYSE

3.1. PRINCIPES THEORIQUES DE CHACUNE DES ETAPES

L'étude des paramètres et lois de l'analyse statistique est réalisée sur un échantillon de 3 marégraphes : Rouen, Elbeuf et Caudebec.

La méthodologie se décompose selon les étapes suivantes et les éléments suivants à déterminer :

Etapes	Paramètre à déterminer
Construction d'un échantillonnage du jeu de données	
Période d'indépendance d'évènements	Choix de la période de filtration des données
Application de la méthode SUPSEUIL	Choix de la méthode de détermination du seuil
Lois statistiques	
Évaluation de plusieurs lois à tester	Choix de la loi
Paramètres des lois	Choix de la méthode de détermination
Incertitudes	
Méthode d'évaluation d'incertitudes	Choix de la méthode

3.1.1. Méthode de construction de l'échantillon

L'échantillon est construit en deux temps :

- Tout d'abord, on extrait un échantillon de la série temporelle de données en considérant la valeur maximale dans la plage temporelle où il est possible de considérer que les échantillons sont indépendants les uns des autres.
- Sur cet échantillon, on applique une méthode de sélection en conservant uniquement les valeurs supérieures à un seuil, méthode dite SUPSEUIL.

3.1.1.1. METHODE D'ECHANTILLONNAGE POUR LES EVENEMENTS EXTREMES

3.1.1.1.1. Méthode SHOM

La méthodologie de construction de l'échantillon a été élaborée par le SHOM (Service Hydrographique et Océanographique de la Marine Française) pour les besoins de la définition du référentiel des statistiques des niveaux marins extrêmes des côtes françaises et relatif aux publications suivantes :

- Simon Bernard, 1994 : « Statistique des niveaux marins extrêmes le long des côtes de France », Rapport d'étude SHOM n°001/94.
- Simon Bernard, 2008 : « Les niveaux marins extrêmes le long des côtes de France et leur évolution », CETMEF-SHOM ;
- Lucia Pineau-Guillou⁷, Céline Perherin⁸, 2012 : « Niveaux marins extrêmes de pleine et basse mer en Manche et Atlantique », CETMEF/DI/IE/IAR n°13-005, SHOM/DOPS/MIP/HDC n°9.

 ⁷ Service Hydrographique et Océanographique de la Marine, 13 rue du Chatellier – CS92803 – 29228 Brest Cedex 2 – France – Tél :
 02 98 14 99 36 – lucia.pineau-guillou@shom.fr

⁸ Centre d'Études Techniques Maritimes et Fluviales, Technopôle Brest Iroise – BP5 – 28280 Plouzané – France – Tél : 02 98 05 76 53 – celine.perherin@developpement-durable.gouv.fr

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Les études de 2008 et de 2012 sont des réactualisations de « l'étude mère » de 1994, liées principalement à l'évolution des jeux de données utilisés (période d'observation plus longue) et par des évolutions méthodologiques d'interpolation des résultats sur tout le littoral Atlantique français.

Dans ces études, le SHOM a montré que le cycle de marée de vives eaux et mortes eaux de 15 jours est suffisant pour considérer les observations indépendantes entre ces cycles.

Rappels sur le cycle de marées :

Lorsque le marnage (dénivellation entre la pleine mer et la basse mer) passe par un maximum, la marée est dite de vive-eau. Elle correspond aux phases de nouvelle lune et de pleine lune appelées syzygies. Elle s'explique par les effets conjugués de la Lune et du Soleil.

Lorsque le marnage passe par un minimum, la marée est dite de morte-eau. Elle correspond aux phases de premier et de dernier quartiers de la Lune, appelés quadratures. Elle s'explique par les effets opposés de la Lune et du Soleil.



Fig. 10. Cycles de vive-eau et morte-eau du signal d'un marégraphe (source : SHOM)

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 11. Schémas du cycle de 15 jours des marées semi-diurnes (source : SHOM)

Ainsi, à chaque pleine lune et à chaque nouvelle lune, environ tous les quinze jours, les amplitudes de marée passent par un maximum et un minimum. L'étude du SHOM montre que ce cycle max-min de 15 jours (VE-ME) est suffisamment important pour établir un système d'indépendances des évènements sélectionnés sur les côtes de l'Atlantique et de la Manche.

3.1.1.1.2. Méthode « hydrologique »

La méthode hydrologique consiste à employer comme fenêtre temporelle un cycle temporel annuel, c'est-àdire que l'échantillon est élaboré sur la base d'une valeur unique par année.

3.1.1.2. CHOIX DU SEUIL POUR LA METHODE SUPSEUIL

Pour appliquer la méthode SUPSEUIL, la détermination du SEUIL est un élément clef de l'échantillonnage. Le test **Kolmogorov-Smirnov** (test KS) est une méthode statistique couramment utilisée pour vérifier la qualité d'un ajustement (comme les tests de Cramer-von Mises et Anderson-Darling [D'Agostino et Stephens, 1986]). Le test KS est un **test de vérification d'hypothèse**, utilisé pour déterminer si un échantillon suit bien une loi donnée.

Le test est employé sur l'échantillon à l'aide du package R appelé « Fitdistrplus »⁹ : Considérant x_i les observations (i=1 à n) disposées en ordre croissant, la Fig. 12 donne la définition et l'estimation empirique du test d'hypothèse KS :

Statistic	General formula	Computational formula
Kolmogorov-Smirnov (KS)	$\sup F_n(x) - F(x) $	$\max(D^+, D^-) \text{ with} \\ D^+ = \max_{i=1}^{n} \left(\frac{i}{n} - F_i\right)$
		$D^{-} = \max_{i=1,,n} \left(F_i - \frac{i-1}{n} \right)$

Fig. 12. Estimation empirique du test d'hypothèse KS¹⁰

Afin que l'ajustement ne soit pas rejeté, pour un **niveau de confiance de 95% (\alpha=0.05),** la valeur du test KS doit être inférieur à $\frac{1.36}{\sqrt{N}}$, N étant le nombre d'observations. On appelle alors la valeur $\frac{1.36}{\sqrt{N}}$, valeur critique $D_{n,\alpha}$:

$$\sup|F_n(x) - F(x)| \le D_{n,\alpha}$$

Le Tabl. 9 - donne les valeurs critiques $D_{n,\alpha}$, selon le nombre d'observations (n) et le niveau de confiance (α) :

⁹ *M.L. Delignette-Muller et C. Dutang, 2018: « fitdistrplus: An R Package for Fitting Distributions », Université de Lyon et Université de Strasbourg.

¹⁰ Source : "fitdistrplus: An R Package for Fitting Distributions", M.L. Delignette-Muller et C. Dutang, 2018.

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Tabl. 9 - Tableau des valeurs critiques pour le test KS (source : ww.real-statistics.com)

	√n	√n	√n	√n	√n	√n	v n
DVER 50	1.94947	1.02/02	1.51/43	1.35810	1.22385	1.13/95	1.0/2/
50	0.2/051	0.22585	0.21460	0.18845	0.16982	0.15790	0.1488
45	0.28482	0.23780	0.22621	0.19842	0.17881	0.16626	0.1567
40	0.30169	0.25188	0.23993	0.21017	0.18939	0.17610	0.1660
35	0.32187	0.26898	0.25649	0.22424	0.20184	0.18748	0.1765
30	0.34672	0.28988	0.27704	0.24170	0.21756	0.20207	0.1902
25	0.37843	0.31656	0.30349	0.26404	0.23767	0.22074	0.2078
20	0.42085	0.35240	0.32866	0.29407	0.26473	0.24587	0.2315
19	0.43119	0.36116	0.33685	0.30142	0.27135	0.25202	0.2373
18	0.44234	0.37063	0.34569	0.30936	0.27851	0.25867	0.2435
17	0.45440	0.38085	0.35528	0.31796	0.28627	0.26587	0.2503
16	0.46750	0.39200	0.36571	0.32733	0.29471	0.27372	0.2577
15	0.48182	0.40420	0.37713	0.33760	0.30397	0.28233	0.2658
14	0.49753	0.41760	0.38970	0.34890	0.31417	0.29181	0.2747
13	0.51490	0.43246	0.40362	0.36143	0.32548	0.30233	0.2846
12	0.53422	0.44905	0.41918	0.37543	0.33815	0.31408	0.2957
11	0.55588	0.46770	0.43670	0.39122	0.35242	0.32734	0.3082
10	0.58042	0.48895	0.45662	0.40925	0.36866	0.34250	0.3225
9	0.60846	0.51330	0.47960	0.43001	0.38746	0.36006	0.3390
8	0.64098	0.54180	0.50654	0.45427	0.40962	0.38062	0.3582
7	0.67930	0.57580	0.53844	0.48343	0.43607	0.40497	0.3814
6	0.72479	0.61660	0.57741	0.51926	0.46799	0.43526	0.4103
5	0.78137	0.66855	0.62718	0.56327	0.50945	0.47439	0.4469
4	0.85046	0.73421	0.68887	0.62394	0.56522	0.52476	0.4926
3	0.92063	0.82900	0.78456	0.70760	0.63604	0.59582	0.5648
2	0.97764	0.92930	0.90000	0.84189	0.77639	0.72614	0.6837
1		0.99500	0.99000	0.97500	0.95000	0.92500	0.9000
n\ ^a	0.001	0.01	0.02	0.05	0.1	0.15	0.2

Le seuil retenu est égal à la valeur minimale en dessous de laquelle le test est négatif, c'est-à-dire l'ajustement est rejeté.

3.1.2. Lois statistiques

Les lois statistiques retenues pour l'exercice de comparaison sont la loi de Gumbel, la loi exponentielle, la loi Gamma et la loi Pareto. La description de ces lois statistiques est relativement complexe. Pour faciliter la lecture de ce document, nous avons reporté en annexe les descriptions mathématiques de ces lois et de l'évaluation de leurs paramètres.

Ce chapitre se concentre donc sur une interprétation qualitative de ces lois, de leurs différences et de leurs points communs.

3.1.2.1. LA LOI EXPONENTIELLE

Une **loi exponentielle** a pour objet de représenter un phénomène sans mémoire. C'est-à-dire que la probabilité que le phénomène dure au moins s + t heures sachant qu'il a déjà duré t heures sera la même que la probabilité de durer s heures à partir de sa mise en fonction initiale. Cette loi permet entre autre de modéliser la durée de vie de la radioactivité ou d'un composant électronique. Elle est aussi utilisée pour décrire la mortalité bactérienne.

La Fig. 13 montre la forme de la densité de probabilité de la loi exponentielle, ainsi que celle de la fonction de répartition.

Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 13.Densité de probabilité et fonction de répartition de la loi exponentielle(λ=1/b= inverse de l'échelle)

3.1.2.2. LA LOI PARETO

La loi de Pareto (d'après les travaux de Vilfredo Pareto, 1848-1923), est un type particulier de loi de puissance. Il s'agit donc d'une loi de la même famille que la loi exponentielle¹¹, avec une densité de probabilité décroissante voir Fig. 14). Cette loi est particulièrement utilisée pour hiérarchiser les problèmes en fonction du nombre d'occurrences (nombre d'apparitions) et définir des priorités dans le traitement des problèmes. Cette loi sert notamment à mettre en évidence la loi des 80/20, c'est-à-dire que 20 % de causes permet de résoudre 80 % du problème, où encore qu'un sous échantillonnage des observations permet de comprendre le comportement majoritaire de la distribution.



Fig. 14.Densité de probabilité et fonction de répartition de la loi Pareto
(ξ= forme, σ=échelle)

Ces deux lois (exponentielle et Pareto) sont donc de même famille et sont utilisées en hydrologie car bien adaptées à un échantillonnage par valeur supérieure (SUPSEUIL) (cf. décroissance de la densité de probabilité).

A noter cependant que nous avons testé la loi Pareto sur un certain nombre de marégraphes mais finalement, son utilisation n'a pas été retenue et elle n'est donc pas développée dans la suite de ce document.

¹¹ La loi exponentielle peut être considérée comme un cas particulier de la loi GPD (Pareto généralisée) obtenue en prenant un paramètre de forme nul.

3.1.2.3. LA LOI DE GUMBEL

La loi de Gumbel est un cas particulier de la GEV (Generalised Extreme Value), au même titre que la loi de Weibull ou de Frechet.

La loi de Gumbel est une approximation de la loi du maximum d'un échantillon de variables aléatoires indépendantes, c'est-à-dire qu'elle est particulièrement adaptée à l'application à un sous-échantillonnage si l'indépendance des évènements est assurée. Ainsi, elle est couramment utilisée en hydrologie pour les débits et niveaux des fleuves. Elle peut aussi servir à prédire la probabilité d'un événement critique, comme un tremblement de terre.

A noter que cette loi a été utilisée pour l'étude de 2013.

La Fig. 15 montre la forme de la densité de probabilité de la loi Gumbel qui n'est pas décroissante comme pour la loi exponentielle et Pareto, ainsi que celle de la fonction de répartition.



Fig. 15.Densité de probabilité et fonction de répartition de la loi Gumbel
(λ= constante d'Euler Mascheroni, β=échelle)

3.1.2.4. LA LOI GAMMA

La distribution Gamma ou loi Gamma est un type de loi de probabilité de variables aléatoires réelles positives. Les distributions Gamma sont utilisées pour modéliser une grande variété de phénomènes, et tout particulièrement les phénomènes se déroulant au cours du temps. La famille des distributions Gamma inclut, entre autres, la loi du χ^2 et les distributions exponentielles.

La figure Fig. 16 montre la forme de la densité de probabilité de la loi Gamma, ainsi que celle de la fonction de répartition.

> Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 16. Densité de probabilité et fonction de répartition de la loi Gamma (k= forme, 0=échelle)

3.1.3. Méthode de détermination des paramètres des lois

Les paramètres des lois ont été déterminés par deux méthodes différentes :

- La méthode des moments : la méthode des moments exprime les moments de la population en fonction des paramètres d'intérêt. Ces expressions sont alors définies comme étant égales aux moments d'échantillonnage. Ces équations sont ensuite résolues pour les paramètres d'intérêt. Le nombre de ces équations est le même que le nombre de paramètres à estimer. Les moments utilisés pour chaque loi sont présentés dans les chapitres suivants.
- La méthode de maximum vraisemblance : il s'agit d'une technique d'optimisation, qui consiste à construire une fonction nommée fonction de vraisemblance (construite à partir de la fonction de densité) en maximisant son logarithme pour déterminer ses paramètres. En effet, pour calculer le maximum de la vraisemblance P(q), il faut déterminer les valeurs pour lesquelles la dérivée de la vraisemblance s'annule. Or, par définition, la vraisemblance est un produit de probabilités ou de densités qui peut être assez compliqué à dériver. Comme II est préférable de dériver une somme, on remplace la vraisemblance par son logarithme. Une fois déterminée une valeur de q pour laquelle la dérivée s'annule, il faut s'assurer à l'aide de la dérivée seconde que ce point est bien un maximum.

Les méthodes ont été appliquées à l'aide du package R « fitdistrplus »12.

L'annexe 1 décrit la manière mathématique d'obtenir ces paramètres pour chaque loi.

3.1.4. Extraction des périodes de retour

Une fois obtenu l'ajustement aux lois, les valeurs des niveaux extrêmes, associés aux périodes de retour TR : T1, T2, T10, T50, T100, T500 et T1000 ans, sont déterminés.

Le niveau de retour est la valeur de la variable d'intérêt qui correspond à une période de retour donnée, exprimée en années. Le niveau de retour pour une distribution donnée est obtenue par la formule suivante¹³ :

$$NR = F^{-1} \left(1 - \frac{1}{TR \cdot D_y} \right)$$

¹² M.L. Delignette-Muller et C. Dutang, 2018: « fitdistrplus: An R Package for Fitting Distributions », Université de Lyon et Université de Strasbourg.

¹³ An introduction to Statistical Modeling of Extreme Values, S.Coles, 2001.

Où TR est la période de retour en années, D_y le nombre de données par an et F^{-1} l'inverse de la fonction de répartition (i.e. la fonction des guantiles).

Pour une distribution basée sur la méthode SUPSEUIL, la fréquence de retour (FR = l'inverse de la période de retour, FR = 1/TR) est multipliée par la fréquence de dépassement du seuil, $F_{\mu} = k/n$, où *k* est le nombre de dépassement du seuil μ et *n* le nombre de données.

$$NR = F^{-1} \left(1 - \frac{1}{TR \cdot D_y \cdot F_{\mu}} \right)$$

Cela donne par exemple dans le cas de distribution exponentielle $NR = \mu + b \log(FR \cdot D_v \cdot F_\mu)$

3.1.5. Evaluation des incertitudes associées

Pour chaque loi, l'incertitude associée à chacune des périodes de retour est évaluée au moyen de la technique du **Bootstrap**¹⁴.

Cette typologie de techniques fait référence à des méthodes d'inférence statistique basées sur la réplication multiple des données à partir de l'échantillon étudié et sur un principe de rééchantillonnage.

Cette méthode est basée sur des simulations stochastiques, comme les méthodes de Monte-Carlo, à la différence près que le Bootstrap ne nécessite pas d'autre information que celle disponible sur les individus de l'échantillon originel. Plus précisément, et c'est le sens du terme « rééchantillonnage », un Bootstrap consiste à créer des « nouveaux échantillons » statistiques, mais uniquement par tirage avec remise, à partir de l'échantillon initial (on ôte une valeur à l'échantillon et on recalcule les PR, puis on remet la valeur et on recommence la procédure avec une autre valeur ôtée).

Cette technique permet de définir un intervalle de confiance à l'intérieur duquel la valeur est comprise, en faisant varier les paramètres des distributions. La détermination de l'intervalle est faite avec un intervalle de confiance du 95% délimité par les quantiles 2,5 % et 97,5 % de la distribution Bootstrap.

3.2. INTERPRETATION GRAPHIQUE DES LOIS STATISTIQUES

La représentativité d'une distribution peut être évaluée et interprétée par voie graphique en la comparant à la distribution empirique, c'est-à-dire celle des données observées. Nous utiliserons notamment par la suite ces outils graphiques pour juger de la qualité des lois statistiques par rapport aux observations.

La fonction de répartition décrit la probabilité d'observer une valeur inférieure ou égale à une valeur donnée. A la valeur la plus basse des observations est associée la probabilité 0% tandis qu'à la valeur la plus forte est associée la valeur 100%. On la note ECDF pour « fonction de distribution cumulative empirique », le mot empirique indique qu'il s'agit de données mesurées.

La fonction de répartition (CDF) est identique à l'ECDF mais pour un modèle hypothétique de distribution, c'est-à-dire ceux fournis par une loi statistique telle que décrite précédemment.

Dans ce sens, l'ECDF peut être utilisée pour vérifier la pertinence de la CDF par voie graphique (à savoir si la CDF correspond bien à l'ECDF) sachant que la correspondance mathématique des deux courbes a été qualifiée grâce au test Kolmogorov-Smirnov (test KS) (voir paragraphe 3.1.1.2).

¹⁴ Efron, B. (1979). "Bootstrap methods: Another look at the jackknife". The Annals of Statistics. 7 (1): 1-6. doi:10.1214/aos/1176344552

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Empirical and theoretical CDFs



Une autre méthode qualitative simple pour vérifier que deux distributions se correspondent est de regarder la correspondance des histogrammes trouvés à partir de l'analyse de données observées (l'histogramme empirique) et de l'histogramme théorique (calculé à partir de la loi statistique) puis de vérifier si leur forme est similaire comme sur la figure suivante.



Empirical and theoretical dens.

Fig. 18. Exemple de graphe histogrammes – Comparaison d'une densité de probabilité théorique et empirique

Attention cependant, la comparaison d'histogrammes pour vérifier la qualité de la distribution présente certaines limites. La différence au niveau des queues peut ne pas être clairement détectable. Ceci est particulièrement important si nous nous intéressons aux valeurs extrêmes (situées à la fin de la distribution).

ARTELIA / 8 41 2118 / SEPTEMBRE 2019

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Une représentation graphique Q-Q (quantile-quantile) est une méthode graphique permettant de comparer deux distributions de probabilité en traçant leurs quantiles les uns par rapport aux autres. Un schéma Q-Q représente une approche de comparaison de la distribution plus précise que la technique courante de comparaison des histogrammes. En effet, si les deux distributions comparées sont similaires, les points du graphe Q-Q seront approximativement situés sur la ligne y = x. Un exemple est fourni sur la figure ci-contre.



Fig. 19. Exemple de graphe Q-Q – Comparaison des quantiles empiriques (données observées) et des quantiles théoriques (estimés avec la loi statistique)

Une représentation graphique P-P est une méthode graphique semblable à la précédente permettant de comparer deux distributions de probabilité en traçant les probabilités (% d'obtenir la valeur P) les uns par rapport aux autres. Ces graphes sont utilisés pour évaluer l'asymétrie d'une distribution. Notamment, les courbes passeront par le point (1/2, 1/2) si, et seulement si, les deux distributions ont la même médiane comme dans l'exemple ci-dessous...



Fig. 20. Exemple de graphe P-P – Comparaison des probabilités empiriques (données observées) et des probabilités théoriques (estimés avec la loi statistique)

Dans la présente étude, pour tester la qualité des lois statistiques, nous avons employé l'ensemble de ces graphes pour juger de la pertinence relative des lois statistiques les unes par rapport aux autres et en particulier les graphes Q-Q.

3.3. EVALUATION DES PARAMETRES

Dans les sections suivantes, les résultats des méthodes énoncées antérieurement sont présentés. Ces résultats ont permis de choisir une loi d'ajustement avec laquelle nous procédons à la détermination des niveaux extrêmes des 14 marégraphes de la Seine.

3.3.1. Méthode de construction de l'échantillon

Nous avons comparé la méthode du SHOM et la méthode Hydrologique pour l'ajustement de la loi Gumbel dans le cadre du marégraphe de Rouen :

- Echantillon selon la méthode SHOM : max. tous les 15 jours,
- Echantillon selon la méthode hydrologique : maxima annuels.

Dans un premier temps, on fixe de manière a priori les autres parties de la méthode tel que le seuil à 880cm et la méthode de maximum de vraisemblance pour l'estimation des paramètres de la loi Gumbel. Ensuite, nous vérifions la qualité de l'ajustement au moyen du test KS et par appréciation visuelle. Le test KS est reporté dans le Tabl. 10 - .

	Echantillon SHOM (max. tous les 15 jours, Seuil= 880cm)	Echantillon "Hydrologie": maxima annuels
N. Observations	142	35
Valeur KS Critique (NC=95%)	0.114	0.23
KS Gumbel	0.078	0.26
Test KS (KS Gumbel < KS critique)	ОК	NON

Tabl. 10 - Comparaison échantillon SHOM vs échantillon « hydrologie » : test KS

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS







Fig. 22. Ajustement Gumbel de l'échantillon « hydrologie » de Rouen (cotes en cm CMH)

ARTELIA/8412118/SEPTEMBRE 2019

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Le test KS confirme le rejet de l'ajustement de la loi Gumbel pour l'échantillon « hydrologie », le KS Gumbel étant supérieur à l'hypothèse KS. Les graphiques caractéristiques des deux ajustements (Fig. 21 et Fig. 22) montrent nettement que le meilleur ajustement est fourni par l'échantillonnage « SHOM ».

Conclusion

La méthode SUPSEUIL établie par le SHOM (qui consiste à échantillonner la série temporelle en retenant la valeur maximale par cycle de 15 jours) est donc retenue sur l'ensemble des marégraphes.

3.3.2. Choix du seuil

Dans la présente étude, le critère pour le choix du seuil se base sur le test Kolmogorov-Smirnov (test KS). Le test KS a été mis en œuvre sur les échantillons des observations des marégraphes de Rouen, Caudebec et Elbeuf ainsi que pour plusieurs lois.

3.3.2.1. MAREGRAPHE DE ROUEN

Le tableau suivant montre que le test KS donne un résultat positif pour un seuil de 880 à 920 cm, et négatif pour un seuil de 860 cm.

Tabl. 11 -	Rouen – Vale	urs du test KS	selon différents	seuils d'échantillon	nage
------------	---------------------	----------------	------------------	----------------------	------

Valeur seuil (cm)	N observations	Valeur KS critique (NC=95%)	KS Gumbel	KS Gamma	KS Exponentielle
920	58	0.179	0.106	0.145	0.148
900	93	0.141	0.082	0.103	0.140
880	142	0.114	0.078	0.111	0.107
860	209	0.094	0.081	0.186	0.113

La valeur retenue du seuil selon le critère KS est 880 cm, ce qui permet de retenir 142 observations. Cette valeur correspond au seuil le plus bas possible sans dégrader théoriquement la qualité de l'ajustement.

3.3.2.2. MAREGRAPHE DE CAUDEBEC

Le tableau suivant montre que le test KS donne un résultat positif sur toutes les lois pour un seuil de 850 cm, et négatif sur certaines lois pour un seuil inférieur à 850 cm.

Valeur seuil (cm)	N observations	Valeur KS critique (NC=95%)	KS Gumbel MME	KS Gamma MME	KS Exponentielle
800	531	0.059	0.060	0.064	0.101
810	430	0.066	0.055	0.057	0.104
830	257	0.085	0.097	0.051	0.072
850	117	0.126	0.069	0.061	0.111

Tabl. 12 - Caudebec – Valeurs du test KS selon différents seuils d'échantillon	nage
--	------

La valeur qui a été retenue pour le seuil de Caudebec est 850 cm, ce qui permet de retenir 117 observations.

3.3.2.3. MAREGRAPHE D'ELBEUF

Le tableau suivant montre que le test KS donne un résultat positif pour un seuil de 900 cm, et négatif pour un seuil inférieur à 900 cm.


Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Valeur seuil (cm)	N observations	N Servations (NC=95%)		KS Gamma MME	KS Exponentielle
900	119	0.113	0.055	0.052	0.104
880	137	0.094	0.095	0.089	0.077
870	213	0.084	0.114	0.095	0.072
850	315	0.069	0.125	0.056	0.151

Tabl. 13 - Elbeuf – Valeurs du test KS selon différents seuils d'échantillonnage

La valeur qui a été retenue pour le seuil d'Elbeuf est 900 cm, ce qui permet de retenir 119 observations.

3.3.2.4. CRITIQUE DE LA METHODE KS

La méthode KS est une méthode statistique qui définit, par un critère de forme, si un échantillon suit une loi donnée. Pour autant, elle ne décrit pas la stabilité de la loi en fonction du seuil si le test KS est respecté. Il s'agit donc d'une contrainte minimale mais pas suffisante.

Ainsi, on constate qu'un certain recul hydrologique est nécessaire pour déterminer le choix du seuil final. En effet, nous avons pu observer que certains marégraphes présentent des cassures de pente autour de la période de retour T5 (voir chapitre 4).

Cette propriété rend sensible l'ajustement à la valeur du seuil, malgré le respect du test KS. Cela se traduit par exemple par une variation notable des quantiles lorsque l'on effectue un test de sensibilité sur la valeur du seuil, à partir de sa valeur minimale donnée par le test KS (seuil défini par KS +20cm, +40cm, …). Un exemple de cette analyse est fourni ci-après sur Duclair.

Le seuil déterminé par le test de KS est de 760 cm. On note sensiblement trois comportements dans la distribution des données :

- Une queue gauche (valeur courante, voir figure Fig. 23) qui ne suit pas une loi Exponentielle et qui peut se définir par les valeurs en dessous du seuil 800 cm ;
- Une loi exponentielle pour les niveaux intermédiaires entre 800 et 880 cm environ. Les ajustements Gamma basés sur un seuil de 760 à 800 cm représentent bien ces niveaux mais ne sont pas représentatifs des niveaux supérieurs tout en respectant le critère KS ;
- Une loi exponentielle pour les niveaux supérieurs, dénommée queue droite, entre 880 et 960 cm environ. Les ajustements Gamma, basée sur un seuil de 870 à 900 cm, représentent bien ces niveaux. On note que les ajustements pour les seuils 870 et 900 cm sont très proches sur la gamme de période de retour couverte par les mesures de données.

Nous ne disposons pas d'éléments précis pour expliquer ce comportement. Cependant, nous pouvons noter qu'il est semblable à celui qu'implique une modification sensible du champ d'expansion des crues, observée par surverse sur des digues par exemple.

Un autre exemple est le cas de Val des Leux. Le test KS fournit une valeur de seuil de 880 cm mais le choix pourrait se porter sur un seuil de 900 cm comme le montre le graphique suivant.

Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 23. Marégraphe de Duclair – Comparaison des ajustements Gamma selon le seuil choisi



Fig. 24. Marégraphe de Val des Leux – Comparaison des ajustements Gamma selon le seuil choisi

L'objectif de l'étude étant de déterminer les probabilités de retour des évènements rares (queue droite), une approche plus pragmatique du seuil, que le seul test KS, semble nécessaire.

Conclusion : Nous retenons l'application du test KS avec un test de sensibilité

Le respect du test de KS définit un seuil minimal.

On détermine le seuil par analyse de la sensibilité des quantiles à la valeur du seuil, pour des valeurs supérieures au seuil minimal. Le choix du seuil final est défini à partir du moment où l'évaluation des quantiles est assez stable et en considérant alors la valeur du seuil la plus basse, c'est-à-dire celle qui inclue le plus grand nombre d'évènements tout en respectant ce critère de stabilité des quantiles.

L'exemple explicatif de la méthode est celui de Duclair où le seuil final retenu est celui de 870 cm et non pas celui de 900 cm (voir Fig. 23).

Le Tabl. 24 - synthétise pour chaque marégraphe la valeur minimale du seuil déterminé par la méthode KS et la valeur finale du seuil retenu.

3.3.3. Evaluations des lois et des paramètres associés

Le choix de la loi statistique à mettre en œuvre est effectué sur plusieurs marégraphes afin de disposer d'analyses contrastées. La comparaison des lois est menée en parallèle du choix de la méthode d'estimation des paramètres (MLE ou MME).

Un cas particulier est la loi exponentielle. Le paramètre estimé avec la méthode de la maximum vraisemblance (MLE) est égal à celui estimé avec la méthode de moments (MME).

En effet, la dérivée par rapport au paramètre *b* s'annule pour $\frac{\sum X_i}{n}$, l'estimateur du maximum de vraisemblance de *b* est donc la moyenne empirique, soit le moment de premier ordre.

3.3.3.1. MAREGRAPHE DE ROUEN

Les paramètres ont été estimés avec les deux méthodes sur l'échantillon avec un seuil de 880 cm.

Tabl. 14 - Rouen - Estimation des paramètres de la loi Gumbel

Gumbel	ММЕ	MLE	Ecart- type MLE
а	903.6	903.2	1.7
b	19.5	19.7	1.3

Tabl. 15 - Rouen – Estimation des paramètres de la loi Gamma

Gamma	ММЕ	MLE	Ecart- type MLE
k	1340.9	1355.1	160.7
b	1.47	1.48	0.2

Comme montré par ces tableaux, les valeurs des paramètres estimés par MME sont très similaires à ceux estimés par MLE : les deux estimations sont donc considérées comme valables.

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

3.3.3.2. MAREGRAPHE DE CAUDEBEC

Dans le cas du marégraphe de Caudebec, les deux méthodes d'estimation des paramètres amènent à des estimations différentes pour la loi de Gumbel avec un seuil de 850 cm CMH. En ce qui concerne la loi Gamma, l'algorithme d'estimation des paramètres par « maximum de vraisemblance » ne converge pas.

Tabl. 16 - Caudebec – Valeurs des niveaux extrêmes extrapolés selon les différentes lois et paramètres

Loi	i Gamma N	/IME (m CIV	1H)				
T retour	Borne inf.	Valeur centrale	Borne sup.				
5	8.95	9.04	9.15				
10	9.03	9.16	9.30				
50	9.22	9.42	9.65				
100	9.30	9.53	9.79				
500	9.48	9.78	10.14				
1000	9.56	9.89	10.29				
Loi	i Gumbel N	/IME (m CN	1H)	Lo	i Gumbel I	MLE (m CM	H)
Loi T retour	i Gumbel N Borne inf.	/IME (m CN Valeur centrale	1H) Borne sup.	Lo T retour	i Gumbel I Borne inf.	VILE (m CM Valeur centrale	H) Borne sup.
Loi T retour 5	i Gumbel M Borne inf. 8.99	VIME (m CN Valeur centrale 9.08	1H) Borne sup. 9.17	Lo T retour 5	i Gumbel I Borne inf. 8.99	MLE (m CM Valeur centrale 8.93	H) Borne sup. 9.05
Loi T retour 5 10	i Gumbel N Borne inf. 8.99 9.08	MME (m CM Valeur centrale 9.08 9.18	1H) Borne sup. 9.17 9.29	Lo T retour 5 10	i Gumbel I Borne inf. 8.99 9.08	VLE (m CM Valeur centrale 8.93 9.01	H) Borne sup. 9.05 9.15
Loi T retour 5 10 50	i Gumbel N Borne inf. 8.99 9.08 9.26	AME (m CN Valeur centrale 9.08 9.18 9.41	1H) Borne sup. 9.17 9.29 9.56	Lo T retour 5 10 50	i Gumbel I Borne inf. 8.99 9.08 9.28	VLE (m CM Valeur centrale 8.93 9.01 9.18	H) Borne sup. 9.05 9.15 9.38
Loi T retour 5 10 50 100	i Gumbel N Borne inf. 8.99 9.08 9.26 9.34	AME (m CN Valeur centrale 9.08 9.18 9.41 9.50	1H) Borne sup. 9.17 9.29 9.56 9.68	Lo T retour 5 10 50 100	i Gumbel I Borne inf. 8.99 9.08 9.28 9.37	VLE (m CM Valeur centrale 8.93 9.01 9.18 9.26	H) Borne sup. 9.05 9.15 9.38 9.48
Loi T retour 5 10 50 100 500	i Gumbel N Borne inf. 8.99 9.08 9.26 9.34 9.52	AME (m CN Valeur centrale 9.08 9.18 9.41 9.50 9.73	1H) Borne sup. 9.17 9.29 9.56 9.68 9.95	Lo T retour 5 10 50 100 500	i Gumbel I Borne inf. 8.99 9.08 9.28 9.37 9.57	WLE (m CM Valeur centrale 8.93 9.01 9.18 9.26 9.43	H) Borne sup. 9.05 9.15 9.38 9.48 9.71

Plusieurs commentaires peuvent être faits par rapport aux résultats de la comparaison :

- L'ajustement Gumbel MME se positionne entre l'ajustement Gamma MME et Gumbel MLE ;
- L'ajustement Gumbel MME présente un intervalle de confiance plus large par rapport à Gumbel MLE ;
- L'ajustement de la loi Gumbel MME restitue des quantiles plus élevés par rapport à la méthode MLE, surtout en ce qui concerne la valeur centrale et la borne supérieure.

Au vu des écarts obtenus qui ne permettent pas de conclure à ce stade, l'analyse est complétée par la qualification des ajustements selon la méthode du test KS et la méthode visuelle du graphique Q-Q.

Dans la figure suivante, le graphique Q-Q a été obtenu pour les trois ajustements réalisés sur Caudebec.

Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 25. Graphique Q-Q des trois lois d'ajustement utilisées sur Caudebec

La loi Gamma MME (en vert dans la Fig. 25) est la loi qui, sensiblement, s'ajuste au mieux à l'échantillon, excepté pour la dernière observation. Concernant la loi de Gumbel, les quantiles théoriques calculées avec méthode MME (points rouges) s'ajustent sensiblement mieux que les quantiles MLE (points bleus).

Pour confirmer la qualité supérieure de l'ajustement avec estimation des paramètres MME, le test KS a été appliqué aux trois lois.

Valeur seuil	N.	Test KS	KS Gumbel	KS Gamma	KS Gumbel	
(cm)	observations	(NC=95%)	MME	MME	MLE	
850	110	0.130	0.0696	0.0610	0.0893	

Tabl. 17 - Caudebec – Résultats du test KS

La loi Gamma/MME est la loi qui présente la valeur du KS la plus basse (meilleur ajustement), suivie par la loi Gumbel/MME.

3.3.3.3. MAREGRAPHE D'ELBEUF

Comme pour le marégraphe de Caudebec, les deux méthodes appliquées à l'échantillon du marégraphe d'Elbeuf (seuil de 900 cm CMH) mènent à des estimations des paramètres différents pour la loi Gumbel. L'algorithme d'estimation des paramètres par maximum de vraisemblance ne converge pas pour la loi Gamma.

Les mêmes considérations que pour Caudebec peuvent être faites sur Elbeuf :

• L'ajustement Gumbel MME se positionne entre l'ajustement Gamma MME et Gumbel MLE ;

- RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS
- Gumbel MME présente un intervalle de confiance plus large par rapport à Gumbel MLE ;
- L'ajustement de la loi Gumbel obtenu avec une estimation des paramètres selon la MME semble restituer des quantiles plus élevés par rapport à la méthode MLE.

Tabl. 18 - Elbeuf – Valeurs des niveaux extrêmes extrapolés selon les différentes lois et paramètres

Loi	Gamma M	IME (cm CN	/Н)				
T retour	Borne inf.	Valeur centrale	Borne sup.				
5	1022	1049	1074				
10	1043	1076	1110				
50	1090	1140	1191				
100	1110	1167	1225				
500	1156	1229	1306				
1000	1175	1255	1341				
Loi	Gumbel M	IME (cm CN	ин)	Loi	Gumbel N	/ILE (cm CIV	1H)
Loi T retour	Gumbel N Borne inf.	IME (cm CN Valeur centrale	ИН) Borne sup.	Loi T retour	Gumbel N Borne inf.	/ILE (cm CN Valeur centrale	IH) Borne sup.
Loi T retour 5	Gumbel N Borne inf. 1020	IME (cm CN Valeur centrale 1044	ИН) Borne sup. 1067	Loi T retour 5	Gumbel N Borne inf. 1014	ALE (cm CN Valeur centrale 1030	IH) Borne sup. 1047
Loi T retour 5 10	Gumbel M Borne inf. 1020 1040	IME (cm CN Valeur centrale 1044 1068	ИН) Borne sup. 1067 1097	Loi T retour 5 10	Gumbel N Borne inf. 1014 1032	ALE (cm CN Valeur centrale 1030 1052	IH) Borne sup. 1047 1071
Loi T retour 5 10 50	Gumbel M Borne inf. 1020 1040 1086	IME (cm CN Valeur centrale 1044 1068 1125	MH) Borne sup. 1067 1097 1164	Loi T retour 5 10 50	Gumbel N Borne inf. 1014 1032 1074	ALE (cm CN Valeur centrale 1030 1052 1101	IH) Borne sup. 1047 1071 1127
Loi T retour 5 10 50 100	Gumbel M Borne inf. 1020 1040 1086 1105	IME (cm CN Valeur centrale 1044 1068 1125 1149	MH) Borne sup. 1067 1097 1164 1193	Loi T retour 5 10 50 100	Gumbel N Borne inf. 1014 1032 1074 1092	ALE (cm CN Valeur centrale 1030 1052 1101 1123	IH) Borne sup. 1047 1071 1127 1152
Loi T retour 5 10 50 100 500	Gumbel N Borne inf. 1020 1040 1086 1105 1150	IME (cm CN Valeur centrale 1044 1068 1125 1149 1205	MH) Borne sup. 1067 1097 1164 1193 1260	Loi T retour 5 10 50 100 500	Gumbel N Borne inf. 1014 1032 1074 1092 1133	ALE (cm CN Valeur centrale 1030 1052 1101 1123 1172	IH) Borne sup. 1047 1071 1127 1152 1209

Au vu des écarts obtenus qui ne permettent pas de conclure, l'analyse est complétée par la qualification des ajustements selon la méthode du test KS et la méthode visuelle du graphique Q-Q.



Fig. 26. Graphique Q-Q des trois lois d'ajustement utilisées sur Elbeuf

ARTELIA / 8 41 2118 / SEPTEMBRE 2019

Une fois encore, la loi Gamma MME (en vert dans la Fig. 26) est la loi qui sensiblement s'ajuste au mieux à l'échantillon. Pour ce qui concerne la loi de Gumbel, les quantiles théoriques calculés avec la méthode MME (points rouges) s'ajuste sensiblement mieux que les quantiles MLE (points bleus).

Pour confirmer la qualité supérieure de l'ajustement avec estimation des paramètres MME, le test KS a été appliqué aux trois lois.

Tabl. 19 - Elbeuf - Résultats du test KS

Valeur seuil	N	Test KS	KS Gumbel	KS Gamma	KS Gumbel
(cm)	observations	(NC=95%)	MME	MME	MLE
900	118	0.125	0.0532	0.0524	0.0738

La loi Gamma MME est la loi qui présente une valeur du KS la plus basse (meilleur ajustement), suivie par la loi Gumbel MME.

3.3.3.4. MAREGRAPHES D'AIZIER ET DE VAL DES LEUX

Afin d'analyser le comportement des différentes méthodes d'estimation des paramètres sur l'ajustement Gamma, nous avons sélectionné deux marégraphes supplémentaires : le marégraphe d'Aizier et celui de Val des Leux. L'algorithme de recherche du maximum de vraisemblance converge dans les deux cas.

En ce qui concerne Aizier (Fig. 27), nous constatons que l'ajustement MLE est représentatif des valeurs centrales de l'échantillon mais qu'il ne tient pas compte de la cassure de pente qui se produit en queue droite (observations les plus élevés). L'ajustement MME semble dans ce cas mieux s'ajuster à cette cassure, tout en conservant une bonne qualité d'ajustement aux valeurs plus basses. Les deux ajustements sont montrés dans la figure suivante :



Fig. 27. Ajustements à l'échantillon d'Aizier : loi Gamma MME et Gamma MLE

Selon le test KS c'est l'ajustement Gamma MME qui présente le meilleur ajustement (0,04 contre une valeur critique de 0,058) mais la différence reste faible (la valeur du KS de la méthode Gamma MLE est égale à 0.044). Dans les deux cas, l'ajustement est accepté.

En ce qui concerne le marégraphe de Val des Leux, Fig. 28, c'est l'ajustement MME qui représente clairement mieux la queue droite de l'échantillon (valeurs supérieures). Dans les deux cas, l'ajustement est accepté par le test KS (KS critique 0,18, KS=0,121 pour Gamma MME, KS=0,124 pour Gamma MLE) et la différence est faible.



Fig. 28. Ajustements à l'échantillon de Val des Leux : loi Gamma MME et Gamma MLE

3.3.3.5. SYNTHESE SUR LES METHODES D'ESTIMATION DES PARAMETRES

La comparaison des méthodes d'estimation des paramètres des différentes lois utilisées dans cette étude a fourni les conclusions suivantes :

- Selon le marégraphe, les méthodes d'estimations des paramètres fournissent des résultats en termes de quantiles semblables ou nettement différents ;
- La méthode MLE ne converge pas dans certains cas ;
- Une visualisation des ajustements à l'échantillon par représentation graphique Dec-Log ou par graphique Q-Q montre que la méthode MME fournit en général de meilleurs résultats sur les quantiles les plus élevés.

Ainsi, les résultats obtenus avec l'ajustement par la méthode des moments (MME) semblent plus robustes et sensiblement meilleurs par rapport à l'ajustement "MLE" quand elle converge.

Conclusion

La méthode retenue pour l'estimation des paramètres est la méthode MME, qui reste une méthode simple mais robuste et qui donne des résultats cohérents.



3.3.4. Evaluations des lois statistiques et intervalle d'incertitude

Dans les sections suivantes, les résultats de l'extraction des périodes de retour T1 à T1000 sont analysées sur 3 marégraphes distincts (Caudebec, Rouen, Elbeuf). On compare alors les trois lois statistiques, ainsi que l'intervalle d'incertitude associé à chaque percentile. Les deux approches « estimations » et « incertitudes » sont traitées de concert dans cette partie de l'analyse.

3.3.4.1. MAREGRAPHE DE ROUEN

Le seuil retenu pour l'échantillonnage SUPSEUIL des observations de Rouen est égal à 880 cm. L'échantillon ainsi formé comprend 142 observations de niveaux. Les paramètres correspondant des 3 lois (Gamma, Gumbel et Exponentielle) ont été estimés. Le tableau suivant présente les résultats des ajustements ainsi que l'intervalle d'incertitude pour chaque loi.

T (ana)										
r (ans)	Exponentielle			Gumbel				Gamma		
	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	
1	923	931	939	923	929	935	923	929	934	
2	943	955	967	936	944	952	937	945	953	
5	970	987	1005	953	965	978	953	965	977	
10	990	1011	1033	964	980	996	965	979	995	
50	1037	1067	1099	990	1013	1037	991	1012	1036	
100	1057	1091	1127	1002	1026	1055	1002	1026	1053	
500	1104	1147	1192	1026	1058	1095	1027	1057	1093	
1000	1125	1172	1221	1037	1072	1117	1037	1070	1110	

Tabl. 20 - Rouen – Comparaison des quantiles issus des lois d'ajustement Gamma, Gumbel et Exponentielle

Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 29. Marégraphe de Rouen – Comparaison graphique Log-Dec des lois d'ajustement Gamma, Gumbel et Exponentielle avec l'échantillon

La représentation de ces trois ajustements par rapport aux données de l'échantillon sur une courbe Log-Dec, Fig. 29, apporte les commentaires suivants :

- La loi exponentielle ne semble pas adaptée aux observations de niveaux les plus importants.
- Les lois de Gumbel et Gamma fournissent des résultats très semblables dans leurs médianes et en bon accord avec les observations.
- La loi Gamma présentant, une incertitude dans les valeurs supérieures plus importantes.

3.3.4.2. MAREGRAPHE DE CAUDEBEC

Le seuil retenu pour l'échantillonnage SUPSEUIL des observations de Caudebec est égal à 850 cm. L'échantillon ainsi formé comprend 110 observations de niveau. Les paramètres correspondant des 3 lois (Gamma, Gumbel et Exponentielle) ont été estimés. Le tableau suivant présente les résultats des ajustements ainsi que l'intervalle d'incertitude pour chaque loi.

T (anc)				Ni	iveaux (cm)				
	Exponentielle		Gumbel			Gamma			
	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup
1	872	877	882	875	879	883	873	877	881
2	884	891	899	884	890	896	883	889	896
5	900	911	922	896	904	913	895	904	915

Tabl. 21 - Caudebec – Comparaison des quantiles issus des lois d'ajustement Gamma, Gumbel et Exponentielle



Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

T (ans)	Niveaux (cm)									
1 (all5)	(ans) Exponentielle		Gumbel		Gamma					
10	912	925	940	905	914	925	903	916	930	
50	940	959	980	924	937	953	922	942	965	
100	952	974	997	932	947	965	930	953	979	
500	980	1008	1038	951	970	992	948	978	1014	
1000	992	1022	1055	959	979	1004	956	989	1029	

La représentation de ces trois ajustements par rapport aux données de l'échantillon sur une courbe Log-Dec, Fig. 30, apporte les commentaires suivants :

- La loi exponentielle permet de bien représenter la gamme de période de retour 5-10 ans mais ne semble pas adaptée aux observations supérieures (15-33 ans).
- Les lois de Gumbel et Gamma fournissent un bon ajustement pour les valeurs basses et la valeur maximale et présentent des résultats très semblables.



• La loi Gamma présente une incertitude dans les valeurs supérieures plus importantes.

Fig. 30. Marégraphe de Caudebec – Comparaison graphique Log-Dec des lois d'ajustement Gamma, Gumbel et Exponentielle avec l'échantillon

3.3.4.3. MAREGRAPHE D'ELBEUF

Le seuil retenu pour l'échantillonnage SUPSEUIL des observations d'Elbeuf est égal à 900 cm. L'échantillon ainsi formé comprend 119 observations. Les paramètres correspondant des 3 lois (Gamma, Gumbel et Exponentielle) ont été estimés. Le tableau suivant Tabl. 22 - présente les résultats des ajustements, ainsi que l'intervalle d'incertitude pour chaque loi.

La représentation de ces trois ajustements par rapport aux données de l'échantillon sur une courbe Log-Dec, Fig. 30, apporte les commentaires suivants :

- La loi exponentielle permet de bien représenter la gamme de période de retour 5-10 ans mais ne semble pas adaptée aux observations supérieures (12 et 23 ans).
- Les lois de Gumbel et Gamma fournissent un meilleur ajustement pour les valeurs basses et la valeur maximale, surtout la loi Gamma. La loi Gamma présente une incertitude dans les valeurs supérieures plus importantes.

Tabl. 22 - Elbeuf - Comparaison des quantiles issus des lois d'ajustement Gamma, Gumbel et Exponentielle

T (ana)	Niveaux (cm)									
i (ans)	Exponentielle			Gumbel			Gamma			
	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	Borne Inf.	Ajust.	Borne Sup	
1	969	984	1000	972	984	997	970	982	993	
2	1001	1022	1045	994	1010	1028	993	1011	1028	
5	1043	1073	1105	1020	1044	1067	1022	1049	1074	
10	1074	1111	1150	1040	1068	1097	1043	1076	1110	
50	1147	1200	1256	1086	1125	1164	1090	1140	1191	
100	1179	1238	1301	1105	1149	1193	1110	1167	1225	
500	1252	1327	1406	1150	1205	1260	1156	1229	1306	
1000	1284	1365	1452	1170	1230	1289	1175	1255	1341	



Fig. 31.Marégraphe d'Elbeuf – Comparaison graphique Log-Dec des lois d'ajustementGamma, Gumbel et Exponentielle avec l'échantillon

Sur ce graphique, ont été ajoutées deux informations : les valeurs observées de la crue de 1910 (carré rouge foncé) et la valeur de la crue de 1910 si elle se produisait aujourd'hui, obtenues par modélisation lors de l'étude de 2013 (rouge clair)¹⁵. Il a été associé à cette crue une période de retour de 140 ans. La valeur de cette période de retour a été discutée dans l'étude de 2013.

Il apparait clairement que la loi Exponentielle surestime les niveaux pour les évènements rares. Les lois Gamma et Gumbel encadrent bien la valeur calculée par modélisation.

3.3.4.4. SYNTHESE

Suite aux résultats obtenus, en accord avec les maitres d'ouvrages, **la loi retenue est la loi Gamma**, qui semble mieux représenter l'échantillon empirique, surtout dans les valeurs les plus rares, c'est-à-dire pour les valeurs de période de retour les plus élevés. La **méthode de Bootstrap a été confirmée** pour évaluer les incertitudes.

Conclusion

La loi statistique est retenue pour l'analyse de l'ensemble des marégraphes est la loi la Gamma.

La méthode d'analyse de sensibilité est la méthode Bootstrap.

3.3.5. Synthèse des lois et paramètres retenus

En synthèse des travaux menés, après accord des Maitres d'Ouvrages, il a été retenu les méthodes, lois et paramètres suivants.

Etapes	Eléments évalués	Méthode retenue						
Construction d'un Echantillonnage du jeu de données								
Période d'indépendance d'évènements	2 méthodes : SHOM et Hydrologie	Méthode SHOM, Valeur maximale par cycle de 15 jours.						
Application de la méthode SUPSEUIL	2 méthodes : KS et KS avec test de sensibilité	Test KS avec test de sensibilité						
Lois statistiques								
Loi	4 lois : Exponentielle, Gumbel, Pareto et Gamma	Loi Gamma (semblable à Gumbel mais avec incertitudes plus importantes)						
Méthode d'évaluation des paramètres des lois	2 méthodes : Moments MME et Maximum de vraisemblance MLE	Méthode des Moments MME						
Incertitudes								
Méthode d'évaluation d'incertitudes	1 méthode testée	Méthode de Bootstrap (similaire à Monté Carlo)						

Tabl. 23 - Synthèse des lois et paramètres retenus

Cette méthodologie est appliquée de manière systématique et comparative à l'ensemble des marégraphes retenue pour l'étude dans le chapitre suivant.

¹⁵ La donnée mesurée sur Elbeuf est extraite du document « recensement des niveaux d'eau historiques pour les crues et les tempêtes entre 1658 et 2010, GIPSA » et la donnée modélisée est issu de l'étude ARTELIA 2013.

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

4. ANALYSE STATISTIQUE DES NIVEAUX

4.1. SYNTHESE DES ANALYSES AUX DIFFERENTS MAREGRAPHES

Les paragraphes suivants présentent la synthèse des analyses des niveaux aux différents marégraphes.

La méthodologie globale repose sur les hypothèses retenues à la suite de l'étude comparative des différentes lois d'ajustement et méthodes d'estimation des paramètres, ainsi que choix de technique d'échantillonnage présenté au chapitre 2.

Dans le Tabl. 24 - , les principales caractéristiques des observations des différents marégraphes (en cm CMH) sont synthétisées. Les valeurs minimales des seuils, établies par le test de KS, sont reportées avec leur nombre de valeurs associées ainsi que les valeurs des seuils retenus après analyse de sensibilité (voir chapitre 3.1.1.2) avec leur nombre de valeurs associées.

Le tableau Tabl. 25 - a pour objet de présenter de manière synoptique à la fois les évènements qui ont conduit aux 10 niveaux les plus forts observés par marégraphes et d'autre part, de suivre les évènements principaux entre marégraphes par un code couleur associé. Les cases blanches sont des évènements importants localement mais non retrouvés sur plusieurs marégraphes.

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

	Statistiques sur les données						Paramètre de la loi Gamma							
Actualisation			Max		Mód	Date	D. C.	Seuil i	nitial	Seuil après corrections				
Etude 2013	N 005.	IVIIII.	Wax.	WOy.	weu.	début	Date III	Seuil (cm)	N Seuil*	Seuil (cm)	N Seuil*	Forme (a)	Echelle (s)	
Balise A	1573055	492	920	670.5	677	1/4/1985	1/2/2019	810	429	830	229	1.48	0.075	
Honfleur	1653138	504	941	680.6	688	4/1/1985	1/2/2019	810	515	840	199	1.20	0.063	
Fatouville	1137530	506	916	683.3	691	2/23/1996	1/2/2019	810	388	820	311	1.69	0.078	
Tancarville	1547284	523	954	693.0	700	1/8/1988	1/2/2019	810	575	840	296	1.17	0.050	
Aizier	1492474	552	941	691.7	693	8/1/1989	1/2/2019	800	547	830	304	1.4	0.054	
Caudebec	1654611	573	934	688.9	687	4/1/ 1985	1/2/2019	810	430	850	117	1.33	0.063	
Heurteauville	1673723	582	936	686.0	683	4/1/1985	1/2/2019	800	475	820	295	1.49	0.058	
Duclair	1474918	607	953	691.1	684	5/1/1989	1/2/2019	760	631	870	72	1.51	0.037	
Val des Leux	1182585	617	961	699.3	691	1/1/1993	1/2/2019	760	528	900	36	1.81	0.066	
Rouen	1669741	638	991	722.4	713	9/18/1985	1/2/2019	870	163	880	142	1.97	0.060	
Oissel	1251389	680	1007	756.6	745	1/1/1993	1/2/2019	850	250	940	34	1.96	0.076	
Elbeuf	914229	720	1117	800.9	785	1/6/1993	1/2/2019	780	508	900	119	1.51	0.030	
Pont de l'Arche	577192	740	1189	827.7	809	1/1/2005	1/2/2019	810	318	850	240	1.04	0.017	
Poses	365716	527	1256	796.7	781	4/10/2011	1/2/2019	940	67	940	67	1.31	0.001	

Tabl. 24 - Caractéristiques principales des observations des différents marégraphes et des paramètres de la loi Gamma

(*) Nombre de points retenus dans l'échantillon



Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Tabl. 25 - Tableau synoptique des 10 évènements majeurs par marégraphes

	Balise	Α	Honfl	eur	Fatouv	ville	Tanca	rville	Aizie	er	Caude	bec	Heurteau	uville	Duck	air	Val des	Leux	Roue	en	Oiss	el	Elbe	euf	Pont de	'Arche	Pos	es
Date de premier enregistrement	198	5	198	5	199	6	198	88	198	9	198	5	1985	5	198	9	1993	3	198	5	199	3	199	93	200)5	201	1
Numéro	Date	Z	Date	Z	Date	Z	Date	z	Date	Z	Date	Z	Date	Z	Date	Z	Date	z	Date	z	Date	Z	Date	Z	Date	Z	Date	Z
1	03/01/2018	9.20	08/12/2018	9.41	03/01/2018	9.16	03/01/1999	9.54	03/01/2018	9.41	26/02/1990	9.34	25/12/1999	9.36	25/12/1999	9.53	25/12/1999	9.61	25/12/1999	9.91	01/02/2018	10.07	28/03/2001	11.17	01/02/2018	11.89	01/02/2018	12.56
2	03/01/1999	9.04	26/02/1990	9.26	03/01/1999	9.00	28/02/2010	9.45	26/02/1990	9.39	03/01/1999	9.31	03/01/1999	9.22	03/03/1995	9.46	03/01/2018	9.52	28/02/2002	9.71	28/03/2001	9.99	01/02/2018	10.99	06/06/2016	11.45	06/06/2016	12.18
3	28/02/2010	9.04	28/02/2010	9.16	20/10/2000	8.87	03/01/2018	9.36	03/01/1999	9.38	25/12/1999	9.25	03/01/2018	9.13	01/02/1995	9.39	01/02/2018	9.51	01/02/2018	9.69	25/12/1999	9.97	01/02/1995	10.94	11/02/2013	10.83	11/02/2013	11.39
4	11/11/1992	8.96	03/01/2018	9.14	01/02/2014	8.85	11/11/1992	9.28	17/12/2004	9.31	03/01/2018	9.19	01/02/1995	9.11	03/01/2018	9.36	03/03/1995	9.40	01/02/1995	9.68	28/02/2002	9.94	06/06/2016	10.67	22/01/2018	10.67	01/12/2018	11.17
5	26/02/1990	8.92	11/11/1992	9.07	03/03/2014	8.84	11/01/1993	9.24	25/12/1999	9.28	03/03/1995	9.17	01/02/2018	9.10	28/02/2002	9.33	01/02/1995	9.36	03/01/2018	9.67	13/01/1994	9.90	13/01/1994	10.52	04/01/2018	10.56	03/03/2014	10.69
6	02/01/1998	8.92	03/01/1999	9.06	13/12/2000	8.82	02/01/1998	9.24	02/01/1998	9.19	28/02/2010	9.15	27/02/2002	9.08	01/02/2018	9.31	28/01/1994	9.35	27/02/1990	9.64	06/06/2016	9.84	03/03/1995	10.33	07/03/2007	10.3	04/01/2018	10.67
7	10/03/2008	8.91	03/02/1990	9.04	23/02/2015	8.80	22/01/1988	9.14	03/03/1995	9.14	22/01/1988	9.12	22/01/1988	9.04	27/02/1990	9.25	08/02/2001	9.33	03/03/1995	9.64	03/03/1995	9.78	06/01/2003	10.21	03/03/2014	10.28	31/03/3018	10.63
8	08/04/1985	8.90	02/01/1998	9.01	27/02/2002	8.79	27/02/1990	9.14	09/09/2002	9.08	02/01/1998	9.12	13/12/2000	9.04	03/01/1999	9.22	27/02/1994	9.32	19/02/1988	9.62	09/04/2001	9.78	03/01/1994	10.19	01/02/2014	10.14	15/11/2013	10.60
9	22/12/1995	8.88	17/12/2004	9.01	29/04/2002	8.79	28/01/1994	9.12	30/03/2006	9.07	01/02/1995	8.98	02/01/1998	9.03	28/01/1994	9.15	13/12/2000	9.31	08/02/2001	9.60	01/02/1995	9.77	11/02/2013	10.13	17/01/2011	10.12	01/11/2012	10.57
10	04/11/2013	8.87	25/12/1999	8.94	04/11/2013	8.79	12/12/1995	9.12	11/11/1992	9.06	28/01/1994	8.96	27/02/1990	8.98	08/02/2001	9.15	03/03/2014	9.28	28/03/2001	9.60	08/02/2001	9.72	04/01/2018	10.13	26/12/2010	10.05	01/02/2014	10.52

Les cotes Z sont fournies en m CMH.

Nota : la valeur en rouge sur Honfleur est inexacte. Le marégraphe présente des oscillations qui faussent la lecture de la mesure qui se situe plus probablement vers 9,50-8,60 m CMH, comme le montre la figure suivante.



Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 32. Marégraphe de Honfleur, évènement oscillant du 8-9 décembre 2018

Ce tableau permet d'apporter un certain nombre de commentaires qui seront repris dans la suite du chapitre 4 :

- Balise A / secteur maritime : les 7 évènements majeurs observés à la balise A se retrouvent sur la partie terminale de l'estuaire. Les évènements suivants semblent plus locaux et ont moins d'importance dans l'estuaire. Ainsi le 8^{ème} évènement sur la Balise A (Mars 2008) se retrouve en 17ème position à Honfleur et disparaît donc du classement.
- Fatouville : ce marégraphe présente des irrégularités. Si les deux évènements majeurs sont bien observés, les 4 autres évènements suivants ne sont pas mesurés (trou de données) comme pour les évènements du 02/2010 et 01/1998. Il est donc nécessaire de relativiser la qualité des résultats issus de ce marégraphe qui ne prend pas en compte un certain nombre d'évènements majeurs sur ce secteur, contrairement à ses voisins.
- Heurteauville : l'évènement du 03/1995 identifié sur ses voisins n'est pas inclus dans l'enregistrement.

Ce code couleur permet d'identifier nettement 3 secteurs :

- Un secteur maritime entre Balise A et Tancarville/Aizier.
- Un secteur fluvio-maritime (ou estuarien) entre Aizier et Rouen
- Un secteur fluvial entre Oissel et Poses.

Parmi les évènements majeurs sur Oissel, on constate à la fois des évènements fluvio-maritimes et des évènements fluviaux. Ce croisement rend complexe la loi de comportement des niveaux qui subit probablement cette double influence de manière non linéaire.

Dans les chapitres suivants, sont présentés l'ajustement retenu de la loi Gamma et le tableau des quantiles avec les incertitudes à 95% associées pour chaque marégraphe. Les chapitres sont organisés depuis la mer (Balise A) jusqu'à l'amont (Poses).



4.2. MAREGRAPHE BALISE A

Ce marégraphe est situé dans la Baie de Seine. Il est donc influencé exclusivement par les évènements maritimes. Il sert donc de référence pour ces évènements.



Fig. 33. Balise A – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

Tabl	. 26 -	Balise A	A — Tableau	des niveaux	extrêmes	(m CMH)	extrapolés	par l	a loi
d'aju	ıstem	ent Gan	ıma						

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.		
1	8.61	8.65	8.70		
2	8.70	8.76	8.82		
5	8.81	8.89	8.98		
10	8.89	8.99	9.11		
20	8.97	9.09	9.23		
50	9.08	9.22	9.38		
100	9.15	9.32	9.51		
200	9.23	9.42	9.62		
500	9.33	9.54	9.78		
1000	9.41	9.64	9.90		



En comparaison des résultats obtenus dans l'étude de 2013, on note une révision à la hausse des quantiles. Par exemple, l'évènement centennal est qualifié d'une cote de 932 cm, au lieu de 916 cm dans l'étude de 2013. Cette différence s'explique en majeure partie par le changement de loi statistique (Gamma au lieu de Gumbel).





Q-Q plot

Cotes-Zseuil estimées par Gumbel (cm)



Fig. 34.Balise A – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de
répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.3. MAREGRAPHE DE HONFLEUR

Ce marégraphe est situé en fond de la Baie de Seine. Il est donc fortement influencé par les évènements maritimes et très peu par les débits de la Seine. Ce marégraphe n'a pas été étudié en 2013.



Fig. 35. Honfleur – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 27 - Honfleur – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement

 Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.
1	8.69	8.74	8.78
2	8.79	8.85	8.92
5	8.91	9.01	9.11
10	9.00	9.12	9.26
20	9.09	9.23	9.40
50	9.21	9.38	9.60
100	9.30	9.50	9.75
200	9.39	9.61	9.90
500	9.50	9.76	10.10
1000	9.58	9.87	10.24



Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 36. Honfleur – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.4. MAREGRAPHE DE FATOUVILLE

Ce marégraphe est situé à la sortie de l'estuaire. Il est donc influencé principalement par les évènements maritimes. Ce marégraphe présente des irrégularités. Si les deux évènements majeurs sont bien observés, les 4 autres évènements suivant identifiés sur ses voisins ne sont pas mesurés (trou de données) tel que les évènements du 02/2010 et 01/1998. Il est donc nécessaire de relativiser la qualité des résultats issus de ce marégraphe qui ne prend pas en compte un certain nombre des évènements majeurs sur ce secteur.



Fig. 37. Fatouville – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 28 - Fatouville – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement

 Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.
1	8.64	8.69	8.74
2	8.73	8.79	8.86
5	8.84	8.92	9.02
10	8.92	9.02	9.13
20	9.00	9.12	9.25
50	9.10	9.24	9.40
100	9.18	9.34	9.51
200	9.26	9.43	9.63
500	9.36	9.56	9.77
1000	9.44	9.65	9.88



RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Les quantiles présentés dans le tableau précédent sont donc à considérer avec précaution. En première approche, une estimation des quantiles par interpolation entre les marégraphes de Honfleur et de Tancarville est probablement plus réaliste comme le montre le tracé des lignes d'eau (Fig. 64).





Empirical and theoretical CDFs





Fig. 38. Fatouville – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

4.5. MAREGRAPHE DE TANCARVILLE



Ce marégraphe est situé dans la partie terminale de l'estuaire.

Fig. 39. Tancarville – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 29 - Tancarville – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement

 Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.		
1	8.83	8.89	8.95		
2	8.95	9.03	9.11		
5	9.10	9.21	9.33		
10	9.21	9.35	9.49		
20	9.33	9.48	9.66		
50	9.47	9.66	9.88		
100	9.58	9.80	10.04		
200	9.69	9.93	10.21		
500	9.84	10.11	10.43		
1000	9.95	10.24	10.60		

Les quantiles obtenus sont très semblables à ceux issus de l'étude de 2013. A titre d'exemple, l'évènement centennal est qualifié d'une cote de 9,80 m CMH, au lieu de 9,82 m CMH dans l'étude de 2013.



Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 40. Tancarville – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.6. MAREGRAPHE D'AIZIER

Ce marégraphe est situé dans la partie aval de l'estuaire.



Fig. 41. Aizier – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 30 - Aizier – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement

 Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.		
1	8.80	8.86	8.91		
2	8.91	9.00	9.07		
5	9.07	9.18	9.29		
10	9.18	9.32	9.45		
20	9.28	9.45	9.61		
50	9.43	9.63	9.83		
100	9.54	9.76	9.98		
200	9.65	9.89	10.14		
500	9.79	10.07	10.36		
1000	9.90	10.20	10.52		



Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 42. Aizier – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

4.7. MAREGRAPHE DE CAUDEBEC

Ce marégraphe est situé dans la partie centrale de l'estuaire.



Fig. 43. Caudebec – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 31 - Caudebec – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement

 Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.		
1	8.73	8.77	8.81		
2	8.83	8.89	8.96		
5	8.95	9.04	9.15		
10	9.03	9.16	9.30		
20	9.12	9.27	9.45		
50	9.22	9.42	9.65		
100	9.30	9.53	9.79		
200	9.38	9.64	9.94		
500	9.48	9.78	10.14		
1000	9.56	9.89	10.29		



Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 44. Caudebec – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

4.8. MAREGRAPHE DE HEURTEAUVILLE

Ce marégraphe est situé dans la partie centrale de l'estuaire.



Fig. 45. Heurteauville – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 32 - Heurteauville – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi

 d'ajustement Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.		
1	8,66	8,72	8,77		
2	8,78	8,85	8,92		
5	8,92	9,03	9,13		
10	9,03	9,16	9,29		
20	9,14	9,28	9,44		
50	9,28	9,45	9,64		
100	9,39	9,58	9,80		
200	9,49	9,71	9,95		
500	9,63	9,87	10,16		
1000	9,73	10,00	10,31		

Les quantiles obtenus sont sensiblement plus faibles que ceux issus de l'étude de 2013. A titre d'exemple, l'évènement centennal est qualifié d'une cote de 9,58 m CMH, contre 9,70 m CMH dans l'étude 2013.



A noter que les analyses effectuées dans la présente étude permettent de préciser que l'estimation des quantiles de ce marégraphe est potentiellement moins précise que celle de ses voisins. Ceci est dû au fait qu'un des évènements majeurs daté de mars 1995 (3^{ème} ou 4^{ème} évènement majeur) n'est pas inclus dans l'enregistrement.





Empirical and theoretical CDFs





Fig. 46. Heurteauville – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.9. MAREGRAPHE DE DUCLAIR

Ce marégraphe est situé dans la partie centrale de l'estuaire.



Fig. 47. Duclair – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

Tabl. 33 ·	Duclair – Tableau des	niveaux extrêmes	(m CMH)	extrapolés par	la loi d'ajustement
Gamma					

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.
1	8.90	8.94	8.99
2	9.01	9.08	9.15
5	9.13	9.25	9.37
10	9.22	9.37	9.53
20	9.31	9.49	9.69
50	9.42	9.65	9.90
100	9.50	9.77	10.07
200	9.57	9.88	10.23
500	9.68	10.04	10.44
1000	9.75	10.15	10.61



Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 48. Duclair – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

4.10. MAREGRAPHE DE VAL DES LEUX

Ce marégraphe est situé dans la partie centrale de l'estuaire.



Fig. 49. Val des Leux – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

Tabl.	. 34 -	Val des	Leux –	Tableau (des niveaux	extrêmes (I	n CMH)	extrapolés	par la	a loi
d'aju	stem	ent Gam	ma							

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.	
1	9,06	9,09	9,13	
2	9,16	9,22	9,27	
5	9,26	9,36	9,45	
10	9,32	9,46	9,58	
20	9,39	9,55	9,72	
50	9,46	9,67	9,90	
100	9,51	9,76	10,04	
200	9,57	9,85	10,18	
500	9,64	9,97	10,36	
1000	9,68	10,06	10,49	

A noter que la présente étude a montré que les valeurs extrapolées au-delà de la période de retour T10 sont potentiellement un peu faibles. La sensibilité des résultats au choix du seuil (voir chapitre 3.3.2.4) montre une forme d'incertitude des valeurs annoncées sur ce marégraphe. Il est probable qu'une actualisation de l'étude future avec un jeu de données plus important permettra de préciser les quantiles de ce marégraphe.



RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 50. Val des Leux – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.11. MAREGRAPHE DE ROUEN

Ce marégraphe est situé dans la partie centrale, voire amont de l'estuaire.



Fig. 51. Rouen – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.	
1	9.23	9.29	9.34	
2	9.37	9.45	9.53	
5	9.53	9.65	9.77	
10	9.65	9.79	9.95	
20	9.77	9.93	10.13	
50	9.91	10.12	10.36	
100	10.02	10.26	10.53	
200	10.13	10.39	10.70	
500	10.27	10.57	10.93	
1000	10.37	10.70	11.10	

 Tabl. 35 - Rouen – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés de la loi

 d'ajustement Gamma

En comparaison des résultats obtenus dans l'étude de 2013, on note une révision à la baisse des quantiles inférieurs (T1-T5) et une augmentation des quantiles supérieurs (T20-T100) : le quantile centennal est révisé à la hausse avec une valeur à 10,26 m CMH, contre 10,12m CMH dans l'étude de 2013. L'évènement décennal sert de pivot et est inchangé avec une valeur de 9,79 m CMH.


Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Cette différence s'explique en partie pour les quantiles supérieurs par le changement de loi statistique (Gamma au lieu de Gumbel) mais aussi par l'actualisation des données (voir chapitre 5).



Fig. 52. Rouen – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.12. MAREGRAPHE D'OISSEL

Ce marégraphe est situé dans la partie amont de l'estuaire. Il est donc principalement influencé par le débit de la Seine mais la cote marine joue un rôle non négligeable dans les valeurs des cotes extrêmes.



Fig. 53. Oissel – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 36 - Oissel – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement

 Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.
1	9.48	9.52	9.58
2	9.61	9.67	9.75
5	9.73	9.84	9.96
10	9.81	9.95	10.11
20	9.88	10.06	10.27
50	9.97	10.20	10.48
100	10.03	10.30	10.64
200	10.09	10.41	10.80
500	10.17	10.54	11.01
1000	10.23	10.64	11.17

La position de ce marégraphe à la jonction entre l'influence fluvio-maritime et l'influence majoritairement fluviale induit que la sensibilité des résultats à l'extrapolation est importante. Notamment, le choix du seuil modifie sensiblement les valeurs des quantiles extrapolés. Un regard futur sur une actualisation de ces périodes de retours avec des observations complémentaires permettra peut-être d'affiner ces quantiles.

ARTELIA/ 8 41 2118 / SEPTEMBRE 2019

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 54. Oissel – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.13. MAREGRAPHE D'ELBEUF

Ce marégraphe est situé dans la partie amont de l'estuaire. Il est donc principalement influencé par le débit de la Seine.



Fig. 55. Elbeuf – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude (16)

Tabl. 37 -	Elbeuf -	- Tableau des	niveaux	extrêmes ((m CMH)	extrapolés	par la loi	d'ajustement
Gamma								

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.
1	9.70	9.82	9.93
2	9.93	10.11	10.28
5	10.22	10.49	10.74
10	10.43	10.76	11.10
20	10.63	11.04	11.44
50	10.90	11.40	11.91
100	11.10	11.67	12.25
200	11.30	11.93	12.60
500	11.56	12.29	13.06
1000	11.75	12.55	13.41

¹⁶ Les carrés rouges reportent les valeurs observées de la crue de 1910 (rouge sombre, issu du document « Recensement des niveaux d'eau historiques pour les crues et les tempêtes entre 1658 et 2010, GIPSA ») et modélisées pour l'état actuel de la Seine (rouge clair, issu de l'étude ARTELIA 2013).

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

En comparaison des résultats obtenus dans l'étude de 2013, on note une révision à la baisse des quantiles inférieurs (T1-T10). Par exemple, l'évènement décennal est qualifié d'une cote de 10,76 m CMH au lieu de 10,81 m CMH dans l'étude de 2013. A contrario, le quantile centennal est révisé à la hausse avec une valeur à 11,67 m CMH contre 11,48 m CMH dans l'étude de 2013.

Cette différence s'explique en majeure partie par le changement de loi statistique (Gamma au lieu de Gumbel) et par l'actualisation des données mais sans pouvoir préciser la part de l'un et de l'autre.





Cotes-Zseuil estimées par Gamma (cm)





Elbeuf – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.14. MAREGRAPHE DE PONT DE L'ARCHE

Ce marégraphe est situé dans la partie amont de l'estuaire. Il est donc principalement influencé par le débit de la Seine.



Fig. 57. Pont de l'Arche – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

 Tabl. 38 - Pont de l'Arche – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.
1	9,93	10,19	10,43
2	10,25	10,59	10,93
5	10,67	11,12	11,57
10	10,98	11,52	12,06
20	11,29	11,92	12,56
50	11,69	12,45	13,23
100	12,00	12,85	13,73
200	12,30	13,25	14,24
500	12,70	13,78	14,91
1000	13,00	14,18	15,41

Pour ce marégraphe, il convient de prendre en considération la courte durée de la période d'observation disponible (14 ans) afin de relativiser les quantiles obtenus, qui présentent en conséquence un large intervalle de confiance. Une actualisation future de l'étude avec un jeu de données plus important permettra d'affiner sensiblement ces quantiles.



Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Fig. 58. Pont de l'Arche – Graphiques de l'ajustement de la loi Gamma : densité, fonction de répartition, graphiques P-P et Q-Q

4.15. MAREGRAPHE DE POSES

Ce marégraphe est situé dans la partie amont de l'estuaire. Il est donc principalement influencé par le débit de la Seine.

Concernant la qualité des données du marégraphe de Poses, il s'agit d'une chronique de hauteurs brutes, non traitée, issue directement du capteur VNF situé à l'aval des écluses. Elle présente donc quelques "manques", et ponctuellement des valeurs aberrantes. Nous avons donc procédé à une analyse des données qui nous a amené à ne pas sélectionner les valeurs aberrantes et prendre note des périodes manquantes. Les valeurs aberrantes ont été traitées, il s'agissait surtout de valeurs anormalement basses : entre 4 et 5 m, probablement dues à une défaillance temporaire du capteur. La période manquante porte sur la période du 07/08/2012 au 10/10/2012, soit deux mois.

Le capteur est recalé par VNF sur la base de deux échelles qui ne présentent pas le même zéro altimétrique (différence de 8 cm, voir le relevé topographique réalisé en juin 2018, consultable en Annexe 4). Pour obtenir la cote en z (m CMH), la DREAL Normandie a appliqué la différence mesurée (z(m) CMH, H(m) au niveau du capteur) lors du relevé topographique de juin 2018 à toute la chronique.



Fig. 59. Poses – Ajustement de la loi Gamma et son intervalle d'incertitude

Il convient pour ce marégraphe de prendre en considération la très courte durée de la période d'observation disponible (7 ans) afin de relativiser les quantiles obtenus. Une actualisation future de l'étude avec un jeu de données plus important permettra d'affiner sensiblement ces quantiles.

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Tabl. 39 - Poses – Tableau des niveaux extrêmes (m CMH) extrapolés par la loi d'ajustement Gamma

T (ans)	Borne Inf.	Niveau	Borne sup.
1	10.67	11.06	11.46
2	10.98	11.52	12.07
5	11.37	12.12	12.94
10	11.68	12.56	13.61
20	11.97	13.01	14.23
50	12.34	13.59	15.09
100	12.62	14.03	15.73
200	12.90	14.47	16.38
500	13.26	15.04	17.26
1000	13.52	15.48	17.93

Empirical and theoretical dens.







Cote-Zseuil estimées par Gamma (cm)



P-P plot





Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

5. APPORTS DE LA PRESENTE ETUDE PAR RAPPORT A L'ETUDE DE 2013

La présente étude a pour objet d'actualiser les quantiles de 5 marégraphes obtenus en 2013 sur la base des mesures nouvelles de la période 2013-2018 et d'autre part, d'étendre le jeu de marégraphes étudiés à 14.

Si globalement les résultats de la présente étude sont en accord avec ceux de l'étude 2013, l'actualisation des données a permis de faire ressortir les éléments suivants :

- Mettre en place une méthodologie d'analyse statistique commune et référente aux 14 marégraphes de la Seine Aval, méthode concertée avec les partenaires.
- Les quantiles des débits de la Seine ont été sensiblement revus à la hausse dans les périodes de retour supérieur à T10. Ceci a implicitement une influence sur les marégraphes de Rouen à Poses, à minima.
- Les quantiles de certains marégraphes (Balise A, Rouen, Elbeuf) sont modifiés à la baisse ou à la hausse. Le changement de méthode a une certaine influence sur ce choix mais le jeu de données en est aussi la source : le graphique suivant (marégraphe de Rouen) montre que les quantiles évalués par Gumbel et Gamma sur l'échantillon de 2018 sont en fait très proches. A contrario, l'échantillon 2013 avec la loi de Gumbel (issue de l'étude 2013) présente des valeurs plus basses dans les percentiles supérieurs (points noirs). La différence s'explique donc uniquement par l'actualisation du jeu de données de 2013 à 2018.



Fig. 61.Rouen – Comparaison des lois statistiques pour l'échantillon de 2018 relativementà l'échantillon 2013 (loi de Gumbel, échelle cm CMH)

La figure suivante montre la comparaison des quantiles des deux échantillons (1985-2013 et 1985-2018) évalués par Gamma avec la méthode MME, et seuil à 8,8 m. La figure montre que les quantiles sont modifiés à la hausse jusqu'à T10, et à la baisse de T20 à T1000. Encore une fois, la différence s'explique donc uniquement par l'actualisation du jeu de données de 2013 à 2018.

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



 Fig. 62.
 Rouen – Comparaison des lois statistiques pour l'échantillon de 2018 relativement

 à l'échantillon 2013 (loi de Gamma, méthode MME, seuil 8.8 m, échelle m)

Notamment, l'échantillon des maximas tous les 15 jours a évolué de la façon montrée dans le graphique suivant :



Fig. 63. Rouen – Echantillons des maximas tous les 15 jours entre 1985 et 2018

• Une actualisation des données futures ne permettra pas d'affiner les résultats de Fatouville qui demanderait des analyses particulières afin de reconstituer les chroniques manquantes.

D'autre part, certains marégraphes présentent des chroniques de données un peu courtes. Ceci se traduit notamment par une forte sensibilité de l'évaluation des quantiles au choix du seuil. C'est le cas pour Val des Leux et bien sûr Pont de l'Arche et Poses. Dans ces cas, il est probable qu'une révision de ces quantiles avec un jeu de données plus important apportera plus de précision à l'évaluation de leurs quantiles.

6. SYNTHESE ET LIGNES D'EAU

La synthèse des analyses effectuées par marégraphe permet de reconstituer les lignes d'eau des quantiles par période de retour. Ces données sont présentées ci-après sous forme de graphe (Fig. 64).

On note dans l'ensemble une bonne cohérence des lignes d'eau entre elles. Le croisement d'informations entre ces lignes d'eau et l'analyse effectuée au chapitre 4 sur la base des 10 évènements majeurs par marégraphe (Tabl. 25 -) nous permet de sectoriser la Seine Aval en trois secteurs :

- Un secteur maritime entre Balise A et Tancarville / Aizier.
- Un secteur fluvio-maritime (ou estuarien) entre Aizier et Rouen, voire Oissel
- Un secteur fluvial entre Rouen / Oissel et Poses.

Notons cependant que la limite entre les secteurs, c'est-à-dire entre les marégraphes, est incertain. Notamment, il est délicat de se prononcer sur la limite entre fluvio-maritime et fluvial entre Rouen et Oissel. Cette zone est une zone de comportement fortement non linéaire de la relation entre les niveaux et les termes de forçages générateurs (marées, vents et débits fluviaux principalement).

Le tableau Tabl. 40 - synthétise les valeurs de ces périodes de retour en leur associant leurs incertitudes par les bornes inférieures et supérieures. Ces données d'incertitudes sont une des grandes avancées de cette étude par rapport à celle de 2013. Elles sont indissociables de la valeur médiane. A titre d'exemple, la valeur de la période de retour décennale sur Rouen ne doit pas se lire (en principe) : 9,79m CMH mais : « de 9,65m CMH à 9,95m CMH, avec une valeur médiane de 9,79m CMH ».

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



ARTELIA/ 8 41 2118 / SEPTEMBRE 2019

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation

Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Tabl. 40 - Tableau des périodes de retour (en m CMH) et des incertitudes associées (en m CMH)par marégraphe – Au centre valeur médiane, à gauche : borne inférieure, à droite : bornesupérieure.

Période de retour		Balise A	L I	I	Honfleu	r	F	atouvill	e	Ta	ancarvil	le		Aizier		c	audebe	c	He	urteauvi	ille
T1	8.61	8,65	8.70	8.69	8,74	8.78	8.64	8,69	8.74	8.83	8,89	8.95	8.80	8,86	8.91	8.73	8,77	8.81	8,66	8,72	8,77
T2	8 70	8,76	8.82	8 79	8,85	8 92	8 73	8,79	8.86	8.95	9,03	9 11	8 91	9	9.07	8.83	8,89	8.96	8.78	8,85	8.92
Т5	8.81	8,89	8.98	8.91	9,01	9.11	8.84	8,92	9.02	9.10	9,21	9.33	9.07	9,18	9.29	8.95	9,04	9 15	8.92	9,03	9.13
T10	8.89	8,99	9.11	9.00	9,12	9.26	8.92	9,02	9.13	9.21	9,35	9.49	9.18	9,32	9.45	9.03	9,16	9.30	9.03	9,16	9,29
T20	8.97	9,09	9.23	9.09	9,23	9.40	9.00	9,12	9.25	9.33	9,48	9.66	9.28	9,45	9.61	9.12	9,27	9.45	9 14	9,28	9 4 4
Т50	9.08	9,22	9.38	9.21	9,38	9.60	9.10	9,24	9.40	9.47	9,66	9.88	9.43	9,63	9.83	9.22	9,42	9.65	9.28	9,45	9.64
T100	9.15	9,32	9.51	9.30	9,5	9.75	9.18	9,34	9.51	9.58	9,8	10.04	9.54	9,76	9.98	9.30	9,53	9.79	9.39	9,58	9.8
T200	9.23	9,42	9.62	9.39	9,61	9.90	9.26	9,43	9.63	9.69	9,93	10.21	9.65	9,89	10 14	9.38	9,64	9.94	9.49	9,71	9.95
T500	9.33	9,54	9.78	9.50	9,76	10.10	9.36	9,56	9.77	9.84	10,11	10.43	9.79	10,07	10.36	9.48	9,78	10.14	9.63	9,87	10.16
T1000	9.41	9,64	9.90	9.58	9,87	10.24	9.44	9,65	9.88	9.95	10,24	10.60	9.90	10,2	10.52	9.56	9,89	10.29	9.73	10	10.31
Période de retour		Duclair	,	Va	l des Le	eux		Rouen			Oissel			Elbeuf		Por	it de l'Ar	che		Poses	
T1	0.00	8,94	0.00	0.06	9,09	0.12	0.22	9,29	0.24	0.49	9,52	0.59	0.70	9,82	0.02	0.027	10,19	10.42	10.67	11.06	11.46
T2	0.90	9,08	0.99	9,00	9,22	9,13	9.23	9,45	9.54	9.40	9,67	9.56	9.70	10,11	9.93	3,327	10,59	10,45	10.07	11.52	40.07
Т5	9.01	9,25	9.15	9,10	9,36	9,27	9.37	9,65	9.53	9.01	9,84	9.75	9.93	10,49	10.28	10,25	11,12	10,93	10.98	12.12	12.07
T10	9.13	9,37	9.37	9,26	9,46	9,45	9.53	9,79	9.77	9.73	9,95	9.90	10.22	10,76	10.74	10,67	11,52	11,57	11.37	12.56	12.94
T20	9.22	9,49	9.03	9,32	9,55	9,58	9.05	9,93	9.90	9.01	10,06	10.11	10.43	11,04	11.10	10,98	11,92	12,00	11.08	13.01	14.00
T50	9.31	9,65	9.09 0.00	9,39	9,67	9,72	9.77	10,12	10.13	9.00	10,2	10.27	10.03	11,4	11.44	11,29	12,45	12,00	12.34	13.59	14.23
T100	9.50	9,77	10.07	9,40	9,76	10.04	10.02	10,26	10.50	10.03	10,3	10.40	11 10	11,67	12.25	11,00	12,85	13,73	12.54	14.03	15.00
T200	0.50	9,88	10.07	0,51	9,85	10.19	10.12	10,39	10.33	10.00	10,41	10.04	11.10	11,93	12.60	12 2	13,25	14.24	12.02	14.47	16.29
T500	9.57	10,04	10.44	9,57	9,97	10,10	10.13	10,57	10.03	10.09	10,54	11.01	11.50	12,29	13.06	12,3	13,78	14.01	13.26	15.04	17.26
	5.00			5,04		,										12,1		,01	.5.20		

La méthode d'anal	vse retenue en accord	avec les Maitres	d'Ouvrage est la	suivante :
La mouloue a anai	y 30 i 610 i 100 o i 1 0000 i 0	uvco 100 mani 00	a ourrage coura	Sulvante .

Etapes	Méthode retenue			
Construction d'un Echantillo	onnage du jeu de données			
Période d'indépendance d'évènements	Méthode SHOM, Valeur maximale par cycle de 15			
	jours.			
Application de la méthode SUPSEUIL	Test KS complété par une analyse de stabilité des			
	quantiles			
Lois statis	stiques			
Loi	Loi Gamma			
Méthode d'évaluation des paramètres des lois	Méthode des Moments MME			
Incertit	udes			
Méthode d'évaluation d'incertitudes	Méthode de Bootstrap			

Cette méthodologie a été appliquée de manière systématique et comparative à l'ensemble des marégraphes de la Seine Aval.

Il ressort de cette méthodologie que le paramètre le plus sensible pour la détermination et l'extrapolation des quantiles est <u>le choix du seuil</u>. La méthode proposée initialement, basée sur un test statistique KS, s'est avérée insuffisante et a nécessité l'introduction d'un certain recul hydrologique, notamment parce que les distributions montrent parfois une cassure entre les valeurs intermédiaires (de fréquence 0,55 ans environ) et les valeurs supérieures. La raison proposée (mais non vérifiée) de ces cassures, pourrait être la présence d'un champ d'expansion des eaux différent, par exemple par surverse sur des digues. Ces cassures s'observent d'Elbeuf à Duclair, ainsi qu'à Aizier. Les marégraphes de Pont de l'Arche et Poses ne présentent pas de telles cassures, peut-être du fait que leurs enregistrements sont les plus courts.

Il convient de préciser que cette incertitude sur le choix du seuil (entre la valeur fournie par le test KS et la valeur retenue) induit un écart de 15 à 20 cm pour l'estimation du percentile associé à la période de retour de 10 ans, sur les marégraphes de Elbeuf à Duclair. Cet écart est compris à l'intérieur de l'incertitude associée à ce percentile du marégraphe.

Au regard des résultats de l'étude, nous avons pu qualifier un certain nombre de ces marégraphes, dont notamment :

• Marégraphe de Fatouville :

Les résultats de ce marégraphe ne s'insèrent pas dans les lignes d'eau en cohérence avec ses voisins, ce qui se retrouve dans les statistiques de base : la valeur maximale de ce marégraphe est nettement plus faible que celles de ses voisins. L'explication, commentée au chapitre 4.4, provient de défauts de mesures sur ce marégraphe de plusieurs évènements majeurs.

<u>Marégraphe de Hearteauville :</u>

Les quantiles supérieurs sont peut-être légèrement sous-estimés du fait qu'un évènement majeur n'a pas été enregistré par le marégraphe.

• Marégraphe de Val des Leux :

Les valeurs extrapolées au-delà de la période de retour T10 sont potentiellement un peu faibles. La sensibilité des résultats au choix du seuil (voir chapitre 3.3.2.4) montre une forme d'incertitude des valeurs annoncées sur ce marégraphe.



• Marégraphe d'Oissel :

Concernant ce marégraphe, la présente étude montre qu'il se situe à une position charnière entre une influence à crue dominante et une influence fluvio-maritime. Ainsi, la sensibilité des résultats à l'extrapolation est importante, notamment le choix du seuil. Cependant, la forme particulière de l'ajustement montre que la relation entre niveaux observés et quantiles ne suit probablement pas une loi classique. L'étude statistique reste donc relativement incertaine. Une approche différente pourrait être envisagée par croisement entre l'approche statistique et une modélisation détaillée qui tiendrait compte des débordements afin d'affiner les quantiles. Cette approche permettrait d'autre part une extrapolation spatiale de ces quantiles dans la zone charnière entre Rouen et Oissel.

<u>Marégraphes de Pont de l'Arche et de Poses :</u>

Considérant la courte durée de la période d'observations disponibles et les incertitudes relatives sur le nivelage du capteur de Poses, les résultats sont incertains. Un regard futur sur une actualisation de ces périodes de retours avec des observations complémentaires permettra de préciser sensiblement les quantiles.

ANNEXE 1 : Détails des lois statistiques et de la méthode de détermination des paramètres des lois

1. CONVENTIONS

Nous prendrons les conventions suivantes dans les chapitres suivants :

Nous considèrerons que les données sont une variable X composée de n éléments Xi=1 à n

E(x)	est la moyenne de la variable X
Var(x)	est la variance de la variable X
F(x)	est la fonction de densité de probabilité la variable X
G(X)	est la fonction de répartition de X

2. LES LOIS STATISTIQUES

2.1. LA LOI EXPONENTIELLE

La loi exponentielle est une loi à 1 paramètre d'échelle b.

La fonction de densité de probabilité est ainsi formulée :

$$F(x) = \frac{e^{-\frac{x}{b}}}{b}$$

La fonction de répartition de la loi exponentielle est la suivante :

$$G(x) = 1 - e^{-\frac{x}{b}}$$

La Fig. 65 montre la forme de la densité de probabilité de la loi exponentielle, ainsi que celle de la fonction de répartition



Fig. 65.Densité de probabilité et fonction de répartition de la loi exponentielle
(λ=1/b= inverse de l'échelle)

2.2. LA LOI PARETO

La loi de Pareto (d'après les travaux de Vilfredo Pareto, 1848-1923) est un type particulier de loi de puissance. Il s'agit d'une loi de la même famille que la loi exponentielle, avec une densité de probabilité décroissante.

La « puissance » de la loi de comportement est notée k et est également nommée paramètre de « forme » ou indice de Pareto.

La fonction de densité de probabilité est ainsi formulée :

$$F(x) = \frac{kx_m^k}{x^{k+1}}$$
, pour tout $x \ge x_m$

La fonction de répartition de la loi exponentielle est la suivante :

$$G(x) = 1 - \left(\frac{x_m}{x}\right)^k$$
, pour tout $x \ge x_m$

La Fig. 66 montre la forme de la densité de probabilité de la loi Pareto, ainsi que celle de la fonction de répartition.



Fig. 66.Densité de probabilité et fonction de répartition de la loi Pareto
(ξ= forme, σ= échelle)

Cette loi utilisée en hydrologie par IRSTEA a été testée sur les 3 marégraphes de Caudebec, Rouen et Elbeuf, mais finalement son utilisation n'a pas été retenue et elle n'est donc pas développée dans la suite de ce document.

2.3. LA LOI DE GUMBEL

La loi de Gumbel est un cas particulier de la GEV (Generalised Extreme Value), aussi appelée loi d'extrémum de type I. Il s'agit d'une loi à 2 paramètres : a= position, b= échelle. La loi de Gumbel est communément utilisée en hydrologie pour l'analyse de fréquences des évènements extrêmes.

La fonction de densité de probabilité de la loi Gumbel est :

$$F(x) = e^{-e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)}}$$

La fonction de répartition de la loi Gumbel est :

$$G(\mathbf{x}) = \frac{e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)}e^{-\left(e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)}\right)}}{b}$$

a est dénommé le paramètre de « position » et b (>0) le paramètre « d'échelle » qui décrit l'aplatissement des fonctions de répartition.

La Fig. 67 montre la forme de la densité de probabilité de la loi Gumbel, ainsi que celle de la fonction de répartition.



 Fig. 67.
 Densité de probabilité et fonction de répartition de la loi Gumbel
 (λ = constante d'Euler Mascheroni, β = échelle)

2.4. LA LOI GAMMA

La distribution Gamma ou loi Gamma est un type de loi de probabilité de variables aléatoires réelles positives.

La famille des distributions Gamma inclut, entre autres, la loi du χ^2 et les distributions exponentielles. Une distribution Gamma est caractérisée par deux paramètres qui affectent respectivement la forme et l'échelle de sa représentation graphique. Les distributions Gamma sont utilisées pour modéliser une grande variété de phénomènes, et tout particulièrement les phénomènes se déroulant au cours du temps où par essence, le temps écoulé est une grandeur réelle positive ; c'est le cas par exemple dans l'analyse de survie.



Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

La loi Gamma est un cas particulier de la loi Pearson III (aussi appelée Gamma généralisée). Il s'agit d'une loi à 2 paramètres : k= forme et b= échelle. Cette loi a été retenue car la Loi Pearson III est très utilisée aux EU pour l'analyse fréquentielle des évènements extrêmes¹⁷. Elle a été recommandée par le Water Resources Council (1967, 1982) of the United States et utilisée de façon systématique.

La fonction de densité de probabilité est ainsi formulée :

$$F(\mathbf{x}) = \frac{x^{k-1}e^{-x/b}}{\Gamma(k)b^k}$$

où $\Gamma(k)$ est la fonction Gamma d'Euler appliquée au paramètre k.

La Fig. 68 montre la forme de la densité de probabilité de la loi Gamma, ainsi que celle de la fonction de répartition.



(k**= forme,** 0**=échelle)**

3. INTERPRETATION GRAPHIQUE DES LOIS STATISTIQUES

La représentativité d'une distribution peut être testée par voie graphique en la comparant à la distribution empirique, à savoir la distribution des données observées.

La fonction de répartition empirique (ECDF) et la fonction de répartition (CDF) sont deux modèles de probabilité pour les données. La CDF est un modèle hypothétique de distribution, l'ECDF modélise des données empiriques (c'est-à-dire observées).

Dans ce sens l'ECDF peut être utilisé pour vérifier par voie graphique la bonne représentativité de la CDF (c'est-à-dire si la CDF et l'ECDF sont identiques). La correspondance des deux courbes a été quantifiée grâce au test Kolmogorov-Smirnov (test KS) (voir paragraphe 3.1.1.2).

¹⁷ Benson M.: Uniform Flood-Frequency Estimating Methods Federal Agencies, WATER RESOURCES RESEARCH, VOL. 4, NO. 5, Oct.1968 .

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013

RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS



Empirical and theoretical CDFs



L'autre méthode qualitative simple pour vérifier que deux distributions se correspondent est de comparer les histogrammes de la même manière. Ceci en analysant graphiquement (pour vérifier que leur forme est similaire) la proximité de l'histogramme trouvé, à partir de l'analyse de données observées (l'histogramme empirique) à celui de l'histogramme théorique (calculé à partir de la loi statistique).



Empirical and theoretical dens.

Fig. 70.

Comparaison d'une densité de probabilité théorique et empirique

Même si cela est facile à interpréter, la comparaison d'histogrammes pour vérifier la qualité de la distribution présente certaines limites. La différence au niveau des queues peut ne pas être clairement détectable. Cette dernière question est particulièrement importante si nous nous intéressons aux valeurs extrêmes (situées à la fin de la distribution).

Définition des périodes de retour des forçages et des niveaux de pleines mers en estuaire de Seine pour la gestion du risque inondation Actualisation et Complément de l'étude 2013 RAPPORT DE RESTITUTION DES RESULTATS

Un schéma Q-Q représente une approche de comparaison de la distribution plus puissante que la technique courante de comparaison des histogrammes. Une courbe Q-Q (quantile-quantile) est une méthode graphique permettant de comparer deux distributions de probabilité en traçant leurs quantiles les uns par rapport aux autres. Si les deux distributions comparées sont similaires, alors les points du graphe Q-Q seront situés approximativement sur la ligne y = x.

Dans ce sens, dans cette étude, pour tester la qualité de la loi statistique, nous avons comparé, au moyen d'un Q-Q plot, les quantiles des données empiriques (les observations) aux quantiles calculés avec la loi statistique.



Fig. 71. Comparaison des quantiles empiriques (données observées) et des quantiles théoriques (estimés avec la loi statistique)

4. METHODE DE DETERMINATION DES PARAMETRES DES LOIS

Les paramètres des lois ont été déterminés par deux méthodes différentes:

- La méthode des moments : la méthode des moments exprime les moments de la population en fonction des paramètres d'intérêt. Ces expressions sont alors définies comme étant égales aux moments d'échantillonnage. Ces équations sont ensuite résolues pour les paramètres d'intérêt. Le nombre de ces équations est le même que le nombre de paramètres à estimer. Les moments utilisés pour chaque loi sont présentés dans les chapitres suivants.
- La méthode de maximum vraisemblance : il s'agit d'une technique d'optimisation, qui consiste à construire une fonction nommée fonction de vraisemblance (construite à partir de la fonction de densité) en maximisant son logarithme pour déterminer ses paramètres. En effet, pour calculer le maximum de la vraisemblance P(q), il faut déterminer les valeurs pour lesquelles la dérivée de la vraisemblance s'annule. Or par définition, la vraisemblance est un produit de probabilités ou de densités, qui peut être assez compliqué à dériver. Comme II est préférable de dériver une somme, on remplace la vraisemblance par son logarithme. Une fois avoir déterminé une valeur de q pour laquelle la dérivée s'annule, il faut s'assurer que ce point est bien un maximum à l'aide de la dérivée seconde.

Les méthodes ont été appliquées à l'aide du package R « fitdistrplus »¹⁸.

¹⁸ M.L. Delignette-Muller et C. Dutang, 2018: « fitdistrplus: An R Package for Fitting Distributions », Université de Lyon et Université de Strasbourg.

4.1. PARAMETRES DE LA LOI EXPONENTIELLE

La loi exponentielle est une loi à 1 paramètre. Le moment utilisé est la moyenne, b = E(x).

4.2. PARAMETRES DE LA LOI PARETO

La loi Pareto est une loi à 2 paramètres. Les moments utilisés sont la moyenne E(x) et la variance VAR(x) Nous avons alors :

 $E(x_m) = (k^*x_m)/(k-1)$

 $VAR(x_m)=kx_m^2/((k-2)^*(k-1)^2)$

Les équations E(x) et VAR(x) sont résolues par le script R pour les deux paramètres "k" et "xm".

4.3. PARAMETRES DE LA LOI GUMBEL

La loi Gumbel étant une loi à 2 paramètres, les moments utilisés sont la moyenne E(x) et la variance VAR(x) :

$$E(x) = a + \gamma b$$
$$VAR(x) = \pi^2 b^2 / 6$$

Résolu pour les paramètres :

$$a = E(x) - \gamma \cdot b$$
$$b = \frac{\sqrt{6 \cdot VAR(x)}}{\pi}$$

Avec γ = constante de Euler-Mascheron (0.57) et π = la constante d'Archimède (3.14159).

4.4. PARAMETRES DE LA LOI GAMMA

La loi Gamma étant une loi à 2 paramètres, les moments utilisés sont la moyenne E(x) et la variance VAR(x) :

$$E(x) = a * b$$
$$VAR(x) = a * b^{2}$$

Résolu pour les paramètres :

$$a = \frac{E(x)}{b};$$
$$b = \sqrt{\frac{VAR(x)}{a}}$$



ANNEXE 2 : Relevé topographique de l'échelle du marégraphe de Poses, juin 2018



Département de l'Eure **COMMUNE D'AMFREVILLE SOUS LES MONTS** Rue des Ecluses **NIVELLEMENT** DREAL NORMANDIE **Ecluses** DE PLAN Dressé le 13 Juin 2018 Complété le : Da Ameril Mis à jour le 20 Juin 2018



Dossier: LA18085

Yves DELAVIGNE - Richard DODELIN Sylvain HENNOCQUE - Dominique PFAFF Joël QUENOUILLE et Associés www.euclyd-eurotop.fr

34 bis Rue du Mal Leclerc 27702 LES ANDELYS Cedex Tél : 02.32.54.21.47 Fax : 02.32.54.15.88 andelys@euclyd-eurotop.fr



Dossier: LA18085/JLP

700

