

Schriftenreihe Umweltingenieurwesen

Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät

Band 129

Dissertation

Christian Kaehler

**Ein Beitrag zur Bemessung von Küstenschutz-
bauwerken auf Basis der bivariaten Wahr-
scheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen**

PROFESSUR

**Geotechnik und
Küstenwasserbau**

Universität
Rostock



Traditio et Innovatio

Schriftenreihe Umweltingenieurwesen

Band 129

Dissertation

Christian Kaehler

**Ein Beitrag zur Bemessung von Küsten-
schutzbauwerken auf Basis der bivariaten
Wahrscheinlichkeitsanalyse
mit Copula-Modellen**

Professur

**Geotechnik und
Küstenwasserbau**

Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät

**Universität
Rostock**



Traditio et Innovatio

Dissertation

HERAUSGEBER

Prof. Dr.-Ing. Fokke Saathoff
Universität Rostock
Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät
Professur Geotechnik und Küstenwasserbau
18051 Rostock

CIP-KURZTITELAUFNahme

Dissertation Christian Kaehler
Universität Rostock
Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät
Rostock, 2024

© Universität Rostock, Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät,
18051 Rostock

BEZUGSMÖGLICHKEITEN

Universität Rostock
Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät
Professur Geotechnik und Küstenwasserbau
Justus-von-Liebig-Weg 6, 18059 Rostock
Tel.: 0381/498-3701, Fax: 0381/498-3702

ISBN 978-3-86009-566-9
DOI https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004689

Universität Rostock
Professur Geotechnik und Küstenwasserbau

Gedruckt in Deutschland auf Recyclingpapier.

Universität
Rostock



Traditio et Innovatio

Aus der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau
der Agrar- und Umweltwissenschaftlichen Fakultät

**Ein Beitrag zur Bemessung von
Küstenschutzbauwerken auf Basis der bivariaten
Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen**

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades
Doktor der Ingenieurwissenschaften (Dr.-Ing.)

an der Agrar- und Umweltwissenschaftlichen Fakultät
der Universität Rostock

vorgelegt von
M.Sc. Christian Kaehler
aus Rostock

Gutachter

Univ.-Prof. Dr.-Ing. Fokke Saathoff

Professur Geotechnik und Küstenwasserbau
Agrar- und umweltwissenschaftliche Fakultät
Universität Rostock

Univ.-Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen

Forschungsinstitut Wasser und Umwelt
Department Bauingenieurwesen
Naturwissenschaftliche-Technische Fakultät
Universität Siegen

Prof. Dr.-Ing. Arne Arns

Wasserbau, Wasserbewirtschaftung und Hydrologie
Fachbereich Architektur und Bauingenieurwesen
Hochschule RheinMain

Tag der Einreichung: 30. Mai 2024

Tag der öffentlichen Verteidigung: 6. November 2024

Kurzfassung

Ein Großteil der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns (MV) wird gegen Sturmfluten geschützt. Küstenschutzbauwerke müssen funktional und konstruktiv so bemessen sein, dass sie den extremen Belastungen durch hohe Wasserstände in Kombination mit Seegang standhalten. Für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung werden hydrodynamische Eingangsgrößen ermittelt. Diese müssen die hydrodynamischen Verhältnisse entlang der Küste hinreichend genau wiedergeben. Derzeit werden die Eingangsgrößen für die Parameter Wasserstand und Wellenhöhe jeweils auf der Basis von univariaten Wahrscheinlichkeitsmodellen ermittelt. Dabei handelt es sich um vereinfachte Modelle, die die gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeit von hohen Wasserständen und Wellen nicht berücksichtigen.

Eine mittlerweile häufig verwendete Methode zur Modellierung komplexer Abhängigkeiten mit unterschiedlichen Verteilungsformen und zur Schätzung von gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von zwei oder mehr Größen ist die Verwendung von Copula-Modellen. Diese Modelle fanden ursprünglich eine breite Anwendung im Risikomanagement und werden mittlerweile auch zur Bearbeitung von hydrologischen und ingenieurtechnischen Fragestellungen eingesetzt. Das übergeordnete Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, die Abhängigkeiten zwischen den Bemessungsgrößen Wasserstand und Wellenhöhe entlang der Ostseeküste von MV mit Copula-Modellen zu beschreiben und daraus gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten abzuleiten.

Die Grundlage für die Bestimmung von Eingangsparametern bilden lange und konsistente Zeitreihen des Wasserstands sowie des Seegangs, die idealerweise viele plausible Extremereignisse abbilden. Dabei können sowohl Messdaten als auch modellierte Daten verwendet werden. Es wird gezeigt, dass die im Untersuchungsgebiet vorhandenen Daten den genannten Anforderungen nicht genügen. Aus diesem Grund werden statistische Methoden zur Datenerzeugung vorgestellt und eingesetzt.

Die statistischen Analysen der Daten in sechs ausgewählten Küstenabschnitten zeigt, dass die meteorohydrodynamischen Verhältnisse entlang der Küste von MV variieren. Im Westen treten Sturmfluten häufiger und mit höheren Wasserständen auf als im Osten. Im Mittel verweilen sie in den östlichen Abschnitten jedoch länger. Küstenschutzbauwerke werden über einen vergleichsweise längeren Zeitraum belastet. Die Ableitung von Eingangsparametern auf der Basis eines Copula-Modells für die gesamte Küste von MV ist aufgrund der hohen Variabilität nicht zielführend. Innerhalb von Sturmfluten mit vergleichsweise hohen Scheitelwerten wird das Wellenmaximum in den meisten Fällen vor dem maximalen Wasserstand erreicht. Nur in seltenen Fällen treten beide Maxima gleichzeitig auf.

Für die Bildung der bivariaten Stichprobe aus Wasserständen und Wellenhöhen wird ein Verfahren vorgestellt, welches die Abhängigkeiten beider Größen berücksichtigt. Die Validierung verschiedener Modelle aus der Klasse der Archimedischen Copulas ergibt, dass die Frank-Copula die Abhängigkeitsstruktur am besten abbildet. Der Vergleich der uni- und bivariat ermittelten Eingangsparameter in einem vereinfachten Beispiel zur funktionellen Bemessung eines Deiches gegen Wellenauflauf verdeutlicht die unterschiedlichen Ergebnisse der Methoden. In dieser Arbeit wird gezeigt, dass die Ermittlung von Eingangsparametern mit Copula-Modellen im Küstenwasserbau das Potenzial hat die univariaten Methoden zu ersetzen. Für eine abschließende Beurteilung sind jedoch weitere Untersuchungen und ein Zuwachs an Erfahrung erforderlich.

Abstract

A large part of the Baltic coast of Western-Pomerania (WP) is protected against storm surges. Coastal protection structures must be functionally and structurally designed to withstand the extreme loads caused by high water levels in combination with waves. Hydrodynamic input variables are determined for the design, dimensioning and safety checks. These must reflect the hydrodynamic conditions along the coast with sufficient accuracy. Currently, the input variables for the parameters water level and wave height are determined on the basis of univariate probability models. These are simplified models that do not take into account the joint probability of high water levels and waves.

A now frequently used method for modeling complex dependencies with different forms of distribution and for estimating joint probabilities of occurrence of two or more parameters is the use of copula models. These models were originally widely used in risk management and are now also used to address hydrological and engineering issues. The overall objective of the present work is to describe the dependencies between the parameters water level and wave height along the Baltic Sea coast of WP using copula models and to derive joint probabilities of occurrence.

The basis for the determination of input parameters are long and consistent time series of water level and wave height, which ideally represent many plausible extreme events. Both measurement data and modeled data can be used. It is shown that the data available in the study area does not meet the above requirements. For this reason, statistical methods for data generation are presented and applied.

The statistical analysis of the data in six selected coastal sections shows that the meteorological and hydrodynamic conditions vary along the coast of WP. Storm surges occur more frequently and with higher water levels in the west than in the east. On average, however, they last longer in the eastern sections. Coastal protection structures are loaded over a long period of time. Deriving input parameters on the basis of a copula model for the entire coast of MV is not expedient due to the high variability. Within storm surges with comparatively high peak values, the wave maximum is usually reached before the maximum water level. Only in rare cases do both maxima occur simultaneously.

For the formation of the bivariate sample of water levels and wave heights, a method is presented which takes into account the dependencies of both variables. The validation of various models from the class of Archimedean copulas shows that the Frank copula best represents the dependency structure. The comparison of the uni- and bivariate determined input parameters in a simplified example for the functional design of a dike against wave run-up illustrates the different results of the methods. This thesis shows that the determination of input parameters with copula models has the potential to replace univariate methods in coastal hydraulic engineering. However, further investigations and an increase in experience are required for a final assessment.

Vorwort des Herausgebers

Die vorliegende Publikation ist die gedruckte Fassung der Dissertation von Herrn

Dr.-Ing. Christian K a e h l e r,

die er am 6.11.2024 an der Agrar- und Umweltwissenschaftlichen Fakultät der Universität Rostock mit **der Gesamtnote 1,54** verteidigt hat.

Die Arbeit wurde von **Prof. Dr.-Ing. Fokke Saathoff**, dem Inhaber der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau betreut und begutachtet. Weitere Gutachter waren **Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen** (ehemals Universität Siegen) und **Prof. Dr.-Ing. Arne Arns** (Hochschule RheinMain Wiesbaden).

Das übergeordnete Ziel dieser vorliegenden Arbeit ist es, die *Abhängigkeiten zwischen den Bemessungsgrößen Wasserstand und Wellenhöhe entlang der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns stochastisch zu beschreiben und daraus gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten abzuleiten*. In Kapitel 1 *Einleitung* werden Veranlassung, Motivation, Problemstellung und Zielstellung erläutert. Kapitel 2 *Stand der Technik und Wissenschaft* ist eine Zusammenfassung der wichtigsten Grundlagen zur Gewinnung von Daten, der Modellierung (u.a. mit Copula-Modellen) und der Ermittlung von Bemessungswerten.

Kapitel 3 erläutert *Das Untersuchungsgebiet*. Stichpunkte sind Küstentypen, Morphologie, Entstehung von Sturmfluten, Seegang, Flachwassereffekte und Klimawandel. In Kapitel 4 *Datengrundlagen und erste Auswertungen* sind die an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns verfügbaren hydrodynamischen Daten zusammengestellt. Die Daten werden hinsichtlich ihrer Erhebungsmethodik, ihrer Erhebungsorte, ihrer Repräsentativität und ihres zeitlichen Umfangs verglichen. Im Rahmen der Plausibilisierung der Daten mit der „Buddy-Checking“-Methode sowie in weiteren Untersuchungen werden statistische Fehlermaße, Methoden der Korrelationsmessung und Regressionsanalysen verwendet. Im letzten Teil des Kapitels werden die Seegangsparameter Wellenhöhe, Wellenperiode und Wellenaufaufrichtung an verschiedenen Küstenabschnitten mit statistischen Methoden ermittelt. Grundlage der Verfahren sind die Winddaten des DWD und die Seegangsdaten des IMK.

In Kapitel 5 werden die hydrodynamischen Daten der verschiedenen Küstenabschnitte systematisch analysiert und miteinander verglichen. Wasserstände und Seegang werden maßgeblich vom Wind beeinflusst. Aus diesem Grund werden auch die Windverhältnisse in den Küstenabschnitten analysiert. Kapitel 6 behandelt die *Grundlagen der univariaten und bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse*, inkl. einer Einführung in die Theorie der Wahrscheinlichkeitsmodellierung mit Copula-Modellen.

Der in Kapitel 7 entwickelte *Ansatz zur Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserstand und Wellenhöhe* wird für sechs gewählte Küstenabschnitte bestimmt und zwar mit den Daten aus Kapitel 4 und den theoretischen Grundlagen der univariaten und multivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse aus Kapitel 6. Dabei wird eine selbst entwickelte Methode zur Bildung von bivariaten Stichproben vorgestellt und angewendet.

Abschließend werden die univariat und bivariat ermittelten Parameterkombinationen in einem vereinfachten Bemessungsbeispiel zur Berechnung des Wellenaufbaus auf Deichen angewendet. Eine Erkenntnis von Herrn Dr. Christian Kaehler ist, dass mit bivariat ermittelten Parameterkombinationen Kosten gegenüber konventioneller Bemessung gespart werden können, wenn die identische Jährlichkeit zugrunde gelegt wird. „Die multivariate Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen hat das Potential die univariate Wahrscheinlichkeitsanalyse als Grundlage der Bestimmung der hydrodynamischen Parameter im Küstenwasserbau abzulösen.“

Herr Dr. Christian Kaehler empfiehlt die Erarbeitung einer Handlungsempfehlung, die sicher in ganz Deutschland oder Europa zu mehr Sicherheit, aber auch zu mehr Verständnis führen würde. Ich bin mir sicher, dass diese Dissertation zukünftig sehr oft zitiert werden wird.


Univ.-Prof. Dr.-Ing. Fokke Saathoff

Persönliche Danksagung

Diese Dissertationsschrift entstand als Resultat der von mir bearbeiteten Projekte an der Professur für Geotechnik und Küstenwasserbau der Universität Rostock. Mein aufrichtiger Dank gilt meinem Doktorvater Prof. Dr.-Ing. Fokke Saathoff, der mich bereits früh im Studium gefördert und entscheidend dazu beigetragen hat, dass ich wissenschaftlich arbeiten konnte. Seine fachliche Anleitung, seine wertvollen Einsichten, Anregungen und seine kontinuierliche Unterstützung während meiner gesamten Promotionszeit waren unentbehrliche Beiträge in der Entstehung dieser Dissertation. Darüber hinaus danke ich Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen und Prof. Dr.-Ing. Arne Arns für die fachliche Begutachtung, ihre konstruktiven Rückmeldungen und das ausgeprägte Interesse an meiner wissenschaftlichen Arbeit. Ihre Kommentare und Anregungen waren stets bereichernd.

Weiterhin gilt mein Dank den ehemaligen Kollegen und Mitarbeitern der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau, die mich während meiner Tätigkeit an der Professur unterstützt und inspiriert haben. Ein besonderer Dank gilt Dipl.-Ing. Christian Schlankow und Dr.-Ing. Marcus Siewert für die fruchtbare Zusammenarbeit während der gemeinsamen Zeit an der Professur.


Dr.-Ing. Christian Kaehler

Inhalt

1. Einleitung	1
1.1 Hintergrund und Veranlassung	1
1.2 Motivation und Problemstellung	2
1.3 Zielsetzung und Forschungsfragen	3
1.4 Struktur der Arbeit	4
2. Stand der Technik und Wissenschaft	7
2.1 Gewinnung von Wasserstandsdaten	7
2.2 Gewinnung von Seegangsdaten	9
2.3 Modellierung von statistischen Abhängigkeiten hydrodynamischer Parameter	11
2.4 Küstenschutz und Verfahren zur Bestimmung der Bemessungswerte	14
2.5 Ermittlung von Bemessungshochwasserständen	18
2.5.1 Deterministische Verfahren	20
2.5.2 Stochastische Verfahren	22
2.6 Ermittlung von Bemessungsseegang	26
2.7 Zusammenfassung und Bewertung	28
3. Das Untersuchungsgebiet	31
3.1 Entstehung und naturräumliche Verhältnisse der südwestlichen Ostsee	31
3.2 Die Küsten der Ostsee	32
3.3 Meteorologische Bedingungen	34
3.4 Hydrodynamische Belastungen an der deutschen Ostseeküste	35
3.4.1 Sturmfluten	35
3.4.2 Seegang	41
3.5 Einfluss des Klimawandels auf die Hydrodynamik der südwestlichen Ostseeküste	44
3.6 Zusammenfassung des dritten Kapitels	47
4. Datengrundlagen und erste Auswertungen	49
4.1 Akquise geeigneter Daten an der deutschen Ostseeküste	51
4.1.1 Wind	51
4.1.2 Wasserstand	54
4.1.3 Seegang	56
4.1.4 Das Interne Messnetz Küste	58
4.1.5 Beurteilung und Datenauswahl	60
4.2 Plausibilisierung der IMK-Daten	62

4.2.1	Analyse der Lücken	62
4.2.2	Plausibilisierung der Winddaten	63
4.2.3	Plausibilisierung der Wasserstandsdaten	67
4.2.4	Plausibilisierung der Seegangsdaten	69
4.3	Modellierung der Seegangsdaten durch Wind-Wellen-Korrelation	73
4.3.1	Modellierung der Wellenhöhen	74
4.3.2	Modellierung Wellenperioden	76
4.3.3	Wellenanlaufrichtungen	78
4.4	Zusammenfassung des vierten Kapitels	79
5.	Systematische Analyse der hydrodynamischen Daten	83
5.1	Systematische Analyse der Windverhältnisse	83
5.1.1	Bestimmung der wirksamen Windrichtungen	84
5.1.2	Analyse der Windgeschwindigkeiten	85
5.1.3	Analyse der Windrichtungen	86
5.1.4	Zeitliche Verteilung der Windgeschwindigkeiten	89
5.1.5	Abhängigkeit der Wellenanlaufrichtung von den Windrichtungen	89
5.2	Systematische Analyse der Wasserstände	90
5.2.1	Analyse der Wasserstandshöhen	91
5.2.2	Zeitliche Analyse	93
5.2.3	Analyse der Sturmflutanzahl und der Verweilzeiten	94
5.3	Systematische Analyse der Wellen	96
5.3.1	Analyse der Wellenhöhen	98
5.3.2	Analyse der Wellenanlaufrichtungen	98
5.3.3	Zeitliche Verteilung der Wellenhöhen	98
5.3.4	Analyse der zeitlichen Abhängigkeit von Scheitelwert und maximaler Wellenhöhe	100
5.4	Zusammenfassung des fünften Kapitels	104
6.	Grundlagen der univariaten und bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse	109
6.1	Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitstheorie	109
6.2	Grundlagen und Methoden der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse	111
6.2.1	Extremwertstatistische Verteilungsfunktionen	111
6.2.2	Methoden der Stichprobengewinnung	113
6.2.3	Methoden der Parameterschätzung	117
6.2.4	Validierung der Verteilungsanpassung	119

6.3	Methoden der multivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse	121
6.3.1	Allgemeine Theorie der Copula-Modelle	121
6.3.2	Copula-Klassen	122
6.3.3	Methoden der Parameterschätzung	125
6.3.4	Methoden der Stichprobenbildung	126
6.3.5	Anpassungstests	128
7.	Entwicklung eines Ansatzes zur Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserstand und Wellenhöhe	133
7.1	Stichprobenbildung	133
7.2	Bestimmung der univariaten Randverteilungen	137
7.3	Parametrisierung der Copula-Modelle und Bestimmung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten	141
7.4	Bemessungsbeispiel zur Ermittlung des Wellenaufbaus auf Deiche	149
7.5	Zusammenfassung des siebten Kapitels	154
8.	Zusammenfassung der Ergebnisse und Beantwortung der Forschungsfragen	157
8.1	Datengrundlagen	157
8.2	Systematische Analyse der hydrodynamischen Daten	160
8.3	Ansatz zur Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten	162
9.	Literaturverzeichnis	167
10.	Anhang	195
10.1	Datengrundlagen und erste Auswertungen	195
10.1.1	Ergänzende Informationen zu den IMK- und DWD-Messstationen	195
10.1.2	Erläuterungen zu Fehlermaßen, Methoden der Korrelationsmessung und der linearen Regressionsanalyse	195
10.1.3	Rauheitshöhen für verschiedene Landschaftstypen	199
10.1.4	Richtungsabhängige Korrelationskoeffizienten	199
10.2	Wind-Wellen-Korrelation	200
10.2.1	Koeffizienten der Modelle für die Ermittlung der richtungsabhängigen Wellenhöhen in Abhängigkeit der Windgeschwindigkeit	200
10.2.2	Richtungsabhängige Darstellungen der Zusammenhänge zwischen den Windgeschwindigkeiten und den Wellenhöhen in den Küstenabschnitten	202
10.2.3	Berechnung der Wellenanlaufhöhe in Abhängigkeit der Windgeschwindigkeit	208
10.2.4	Plausibilisierung der linearen Regressionsmodelle zur Berechnung der Wellenhöhe in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit	211

10.2.5 Systematische Analyse der hydrodynamischen Parameter in den Küstenabschnitten	212
10.2.6 Systematische Analyse des Windes	212
10.2.7 Systematische Analyse der Wasserstände	214
10.2.8 Systematische Analyse der Wellen	215
10.3 Statistische Grundlagen der univariaten Bemessung von Küstenbauwerken	216
10.4 Ansatz zur Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten	217
10.4.1 Kendall-plot für die bivariaten Stichproben	217
10.4.2 Streudiagramme mit Darstellungen der empirischen und modellierten Parameterkombinationen	217
10.4.3 P-P-Plots für die bivariaten Stichproben	219
10.4.4 Bemessungsbeispiel zur Ermittlung des Wellenaufbaus auf Deiche	220
10.5 Zusammenfassung der Ergebnisse und Beantwortung der Forschungsfragen	222

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Technische Lösungen für den Schutz von Sandstränden (nach Kohlhasse 1991).	15
Abbildung 2:	Hydrodynamische Eingangsparameter für die funktionelle bzw. konstruktive Bemessung von Küstenschutzbauwerken (Regelwerk MV 2022a).	18
Abbildung 3:	Deterministische und stochastische Bemessungsverfahren für Sturmflutwasserstände (Müller und Gönner 2012).	19
Abbildung 4:	Gegenüberstellung des Einzelwertverfahrens (links) und des Vergleichswertverfahrens (rechts) zur Ermittlung des Bemessungswasserstandes (EAK 2020).	20
Abbildung 5:	Wasserstände für verschiedene Eintrittswahrscheinlichkeiten und angepasste Extremwertfunktionen der Daten des Pegels Warnemünde (Regelwerk MV 2022b).	23
Abbildung 6:	Darstellung der Isolinien mit gemeinsamen Überschreitungswahrscheinlichkeiten für die Sturmflutparameter Scheitelwert S und Fülle F am Pegel Cuxhaven (Wahl et al. 2015).	25
Abbildung 7:	Häufigkeitsverteilung der Wellenhöhen in Abhängigkeit der Wellenanlaufhöhe für Warnemünde (Regelwerk MV 2022a).	26
Abbildung 8:	Schema der Wind-Wellen-Korrelation (nach Witte et al. 1999, aus Fröhle und Schlankow 2009).	27
Abbildung 9:	Darstellung der kaltzeitlichen Abtragungs- und Ablagerungsgebiete an den Küsten der Ostsee (Michael und Munt 2012).	32
Abbildung 10:	Küstentypen und Sedimenttransportrichtungen an der mecklenburgischen Ostseeküste (verändert nach Regelwerk MV 2009a).	33
Abbildung 11:	Übersichtskarte der aktuell im Küstengebiet von Mecklenburg-Vorpommern geltenden RHW/BHW Werte (Regelwerk MV 2022b).	34
Abbildung 12:	Schematische Darstellung der Einflussfaktoren auf Sturmfluten in der Ostsee (Regelwerk MV 2009a).	37
Abbildung 13:	Darstellung der Linien mit gleichen mittleren Abweichungen des Wasserstandes vom Mittelwert bei einknotiger Eigenschwingung des Systems „westliche Ostsee - Finnischer Meerbusen“ (Huber 2000).	39
Abbildung 14:	Schematische Darstellung der Triftströmung (Koppe 2002).	40
Abbildung 15:	Links: Schematische Klassifizierung der Brecherformen (EAK 2020). Rechts: Schematische Darstellung der Refraktion. Laufen die Wellenkämme schräg auf die Küste zu so richten sie sich beim Einlaufen in flaches Wasser durch Refraktion parallel zur Küste aus (Kamp 2014).	42
Abbildung 16:	Karte mit Isolinien der säkularen relativen Meeresspiegeländerungen (mm/Jahr) in der südwestlichen Ostsee. Die Punkte repräsentieren verschiedene Referenzstationen an den Ostseeküsten (Richter et al. 2012).	45

Abbildung 17:	Übersicht über die Standorte der aktiven küstennahen DWD-Stationen an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns (Open Data DWD 2022).....	52
Abbildung 18:	Jährliche Verfügbarkeit von Winddaten an den küstennahen DWD-Stationen (Open Data DWD 2022).	52
Abbildung 19:	Vergleich der modellierten (ERA5) und gemessenen (DWD) mittleren bzw. extremen Windgeschwindigkeiten an den Standorten Warnemünde und Arkona (Open Data DWD 2022).	54
Abbildung 20:	Übersicht der aktiven Pegelstandorte der WSV an der Küste Mecklenburg-Vorpommerns (Daten GK 2022).	55
Abbildung 21:	Jährliche Verfügbarkeit der Wasserstandsdaten an den küstennahen Pegeln des WSV (Daten GK 2022).	55
Abbildung 22:	Standorte der abgeschlossenen bzw. aktiven Messkampagnen in der südwestlichen Ostsee.	56
Abbildung 23:	Jährliche Datenverfügbarkeit der küstennahen Messkampagnen zur Erfassung des Seegangs (Daten GK 2022).	57
Abbildung 24:	Vergleich der modellierten (CoastDat) und gemessenen (IMK) mittleren bzw. extremen Wellenhöhen an den Standorten Warnemünde und VarnkevitZ (Weisse 2015; IMK 2020).	57
Abbildung 25:	Standorte der aktiven und inaktiven IMK-Stationen an der deutschen Ostseeküste mit Angaben zum zeitlichen Umfang (Daten GK 2022).	58
Abbildung 26:	Jährliche Datenverfügbarkeit für die Größen Wind, Wasserstand und Seegang der aktiven IMK-Stationen (Daten GK 2022).	59
Abbildung 27:	Schematische Darstellung des Aufbaus einer IMK Station (Regelwerk MV 2009b).	59
Abbildung 28:	Inkonsistenzen bei der Prozessierung der Windgeschwindigkeiten des DWD am Standort Warnemünde (Open Data DWD 2022).	60
Abbildung 29:	Lage der ausgewählten Küstenabschnitte.	62
Abbildung 30:	Einfluss der Rauheitshöhen auf die Korrelationsstärke am Beispiel der Standorte VarnkevitZ (IMK) und Kap Arkona (DWD). Durch die angrenzende Ostsee sind die Rauheiten am Kap Arkona im Richtungssektor 90° bis 200° gering.	65
Abbildung 31:	Darstellung der jährlichen mittleren Abweichungen M der Windgeschwindigkeiten zwischen den IMK-Stationen und den DWD-Stationen. Gelb: IMK > DWD, blau: IMK < DWD.	65
Abbildung 32:	Signifikante Abweichungen der Windgeschwindigkeiten zwischen den IMK-Stationen und den zugeordneten DWD-Stationen in den Küstenabschnitten Warnemünde und Zingst.	66
Abbildung 33:	Darstellung der mittleren jährlichen Abweichungen M der Wasserstände zwischen den IMK-Pegeln und den WSV-Pegeln. Orange: IMK > WSV, blau IMK < WSV.	68

Abbildung 34:	Signifikante Abweichungen der Wasserstände zwischen den IMK-Pegeln in den Abschnitten Koserow und Göhren und den zugeordneten WSV-Pegeln.	68
Abbildung 35:	Links: Darstellung der Abhängigkeit der Wellenhöhen zwischen der Messboje und der IMK-Station sowie des angepassten Regressionsmodells im Küstenabschnitt Warnemünde. Rechts: Darstellung der unkorrigierten und korrigierten Differenzen der jährlichen Mittelwerte der Wellenhöhen.	70
Abbildung 36:	Links: Die IMK-Perioden zeigen bei geringen Wellenhöhen Periodenlängen von bis zu 30 s. Rechts: Bei der Gegenüberstellung der RADOST-Perioden (T_{02}) und der IMK-Perioden ($T_{H1/3}$) wird ab etwa 5 s eine Abhängigkeit sichtbar.	71
Abbildung 37:	Darstellung der Perioden in Abhängigkeit der Wellenhöhen an der IMK-Station in Warnemünde. Die schwarze Linie stellt das lineare Regressionsmodell zur Ermittlung $T_{H1/3}$ in Abhängigkeit der $H_{1/3}$ dar.	71
Abbildung 38:	Links: Darstellung der Abhängigkeit der IMK-Perioden ($T_{H1/3}$) und der RADOST-Perioden (T_{02}) sowie des angepassten Regressionsmodells im Küstenabschnitt Warnemünde. Darstellung der unkorrigierten und korrigierten Differenzen der jährlichen Mittelwerte der Wellenperioden.	72
Abbildung 39:	Darstellung der richtungsabhängigen Korrelationskoeffizienten für die Parameter Windgeschwindigkeit und Wellenhöhe in den Küstenabschnitten.	75
Abbildung 40:	Darstellung der mittleren RMSE der untersuchten Modelle zur Modellierung der Wellenhöhen auf Basis von Windgeschwindigkeiten. Der mittlere RMSE ist der Mittelwert der RMSE aller Richtungssektoren.	76
Abbildung 41:	Vergleich der Modellierung der Abhängigkeiten zwischen der Windgeschwindigkeit und der Wellenhöhe im Abschnitt Warnemünde ($300^\circ < \theta_W \leq 330^\circ$) mit einem Polynom 2. und 3. Ordnung. In Bereichen hoher Windgeschwindigkeiten werden die Wellenhöhen durch Polynome 3. Ordnung nicht hinreichend genau modelliert.	76
Abbildung 42:	Darstellung der linearen Regressionsmodelle zur Berechnung der Wellenperioden $T_{H1/3}$ in Abhängigkeit der Wellenhöhen $H_{1/3}$ in den Küstenabschnitten.	77
Abbildung 43:	Darstellung der Abhängigkeit zwischen der Windrichtung und der mittleren Wellenanaufrichtung in den Küstenabschnitten Boltenhagen und Warnemünde.	78
Abbildung 44:	Darstellung der Polynome zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit im Küstenabschnitt Warnemünde.	79
Abbildung 45:	Vergleich der gemessenen Wellenhöhen mit den durch die Wind-Wellen-Korrelation modellierten Wellenhöhen in den Küstenabschnitten Boltenhagen und Warnemünde.	80
Abbildung 46:	Ermittlung der wirksamen Windrichtungen für hohe Wellen ($H_{1/3} > H_{1/3}(Q0,99)$) in den Küstenabschnitten Boltenhagen und Warnemünde.	85
Abbildung 47:	Darstellung der Streuungs- und Lagemaße der Windgeschwindigkeiten der DWD-Stationen in den Küstenabschnitten durch ein Box-Plot-Diagramm.	86

Abbildung 48:	Richtungsabhängige Verteilung der Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen in den Küstenabschnitten.	87
Abbildung 49:	Vergleichende Darstellung der relativen Häufigkeiten von allen Winden und extremen Winden aus den wirksamen Richtungen in den Küstenabschnitten.	88
Abbildung 50:	Relative Verteilung der Windgeschwindigkeiten über die Monate Januar bis Dezember.	89
Abbildung 51:	Darstellung der wirksamen Windrichtungen und der mittleren Wellenanlauffrichtungen bei hohen Wellen an den Küstenabschnitten.	90
Abbildung 52:	Darstellung der Streuungs- und Lagemaße der Wasserstände der WSV-Pegel in den Küstenabschnitten durch ein Box-Plot-Diagramm.	91
Abbildung 53:	Relative saisonale Häufigkeit der kategorisierten Sturmfluten. Die Wintermonate (November bis Februar) weisen in allen Abschnitten die höchste Anzahl an extremen Ereignissen auf.	93
Abbildung 54:	Darstellung der absoluten Häufigkeiten von erhöhten Wasserständen (links) und Sturmfluten in den Küstenabschnitten.	94
Abbildung 55:	Mittlere Verweilzeiten der Hochwasserereignisse an den Küstenabschnitten in Abhängigkeit von der Sturmflutkategorie. Im Mittel verweilen extreme Ereignisse in den östlichen Küstenabschnitten länger als an den westlichen Küstenabschnitten.	95
Abbildung 56:	Darstellung der mittleren Dauer für den steigenden und fallenden Flutast der Sturmfluten in den Küstenabschnitten.	95
Abbildung 57:	Die drei zeitlichen möglichen Abfolgen von S_W und $H_{1/3\max}$: S_W liegt zeitlich vor $H_{1/3\max}$ (linke Grafik), S_W und $H_{1/3\max}$ treten gleichzeitig auf (mittlere Grafik) oder S_W liegt hinter $H_{1/3\max}$ (rechte Grafik).	96
Abbildung 58:	Visualisierung der Streuungs- und Lagemaße der Wellenhöhen $H_{1/3}$ der IMK-Stationen in den Küstenabschnitten durch ein Box-Plot-Diagramm.	97
Abbildung 59:	Darstellung der richtungsabhängigen Verteilung der Wellenhöhen.	99
Abbildung 60:	Darstellung der Verteilung der Wellenhöhen in den Küstenabschnitten von Januar bis Dezember.	100
Abbildung 61:	Darstellung der zeitlichen Abfolge der Maxima der Wasserstände und der Wellenhöhen. Liegt $t(S_W)$ vor $t(S_{H1/3})$ ist $d > 0$, treten $t(S_W)$ von $t(S_{H1/3})$ zeitgleich auf ist $d = 0$. Liegt $t(S_W)$ hinter $t(S_{H1/3})$ ist $d < 0$	101
Abbildung 62:	Streuungs- und Lagemaße der relativen zeitlichen Abstände zwischen den Maxima des Wasserstandes und der Wellenhöhe in Bezug auf die Sturmflutdauer für Sturmflutereignisse mit einem Scheitelwert ≥ 1 m.	102
Abbildung 63:	Darstellung der Scheitelwerte (S_W) der Sturmfluten, die während der beobachteten Ereignisse mit einem S_W von ≥ 1 m aufgelaufen sind. Die blauen Balken markieren die maximale Wellenhöhe ($H_{1/3\max}$) während der Sturmflutereignisse. Die Wellenhöhe ($H_{1/3}$) zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands ist mit einem orangen Balken gekennzeichnet. In den meisten Fällen treten beide Maxima nicht zeitgleich auf.	103

Abbildung 64:	Darstellung der Korrelationskoeffizienten r zur Beschreibung der linearen Zusammenhänge zwischen dem maximalen Wasserstand S_W und der maximalen Wellenhöhe $H_{1/3\max}$ (blau), dem maximalen Wasserstand S_W und der Wellenhöhe $H_{1/3}$ zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands (rot) sowie der Wellenhöhe $H_{1/3}$ zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands und der maximalen Wellenhöhe $H_{1/3\max}$ (gelb), die während einer Sturmflut aufgetreten ist. Ist der Zusammenhang signifikant ($p\text{-Wert} < 0,05$), ist r durch einen gefüllten Kreis dargestellt.	104
Abbildung 65:	Grafische Darstellung der hydrodynamischen Parameter der Küstenabschnitte. Auf der X-Achse wird das Mittel der Scheitelhöhe über dem 0,9-Quantil dargestellt, während auf der Y-Achse die durchschnittlichen Wellenhöhen zum Zeitpunkt des Scheitels abgebildet sind. Die Häufigkeit (h) wird durch den Durchmesser der inneren Punkte und die mittlere Dauer der Sturmfluten (z) durch die äußeren Kreise dargestellt. Je größer der Kreisdurchmesser desto höher ist die Häufigkeit bzw. die Verweilzeit.	107
Abbildung 66:	Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $f(x)$ und der Verteilungsfunktion $F(x)$ am Beispiel der Normalverteilung mit den Parametern $\mu = 0$ und $\sigma = 2$	110
Abbildung 67:	Darstellung der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wasserstände am Pegel Warnemünde (links) und ein Ausschnitt der kumulativen Wahrscheinlichkeitsfunktion im Bereich der extremen Wasserstände (rechts).	111
Abbildung 68:	Auswahl von extremen Wasserständen basierend auf der Block-Maxima-Methode mit einer Blockgröße von 12 Monaten, am Beispiel des Pegels Warnemünde. Die Grenzen eines kalendarischen Jahres sind durch grüne Linien gekennzeichnet. Die blauen Linien zeigen den Beginn und das Ende des hydrologischen Jahres (Beginn am 31. Oktober). Durch unterschiedliche Festlegungen der Grenzen können die Elemente einer Stichprobe variieren. ...	114
Abbildung 69:	Beispielhafte Auswahl von extremen Wasserständen am Pegel Warnemünde unter Verwendung der Peak-Over-Threshold-Methode mit einem Schwellenwert von 0,6 m über dem mittleren Meeresspiegel.	115
Abbildung 70:	Darstellung der Möglichkeiten der visuellen Überprüfung der empirischen Verteilung und der an die Stichprobe angepassten theoretischen Verteilung. Die Grafik oben links stellt die empirische und die theoretische kumulative Verteilungsfunktion gegenüber. Die Grafik oben rechts zeigt die kumulativen Verteilungsfunktionen im doppelt logarithmischen Maßstab. In den unteren Grafiken sind der P-P-Plot (links) und der Q-Q-Plot (rechts) dargestellt.	120
Abbildung 71:	Darstellung der Abhängigkeitsstrukturen verschiedener archimedischer Copulas mit Angabe der Copula-Parameter. Die Frank-Copula zeigt keine starke Abhängigkeit an den Rändern. Die Clayton-Copula zeigt eine starke Abhängigkeit am unteren Rand, die Gumbel-Copula am oberen Rand. Eine schwache Abhängigkeit an beiden Rändern wird von der Normal-Copula erzeugt.	125

Abbildung 72:	Möglichkeiten der Stichprobenbildung für bivariate statistische Analysen (nach Bender 2015) am Beispiel der Parameter Wasserstand und Seegang in Warnemünde: Block-Maxima-Modell (oben links), Schwellenwertmodell (oben rechts), Punkt-Prozess-Modell (unten links) und konditionales Schwellenwertmodell (unten rechts).....	128
Abbildung 73:	Visualisierung der Überprüfung der empirischen Stichprobe und der modellierten Daten. Der linke Teil der Abbildung zeigt die Überlagerung der Wertepaare der empirischen Stichprobe mit den modellierten Daten. Die univariaten Häufigkeitsverteilungen der Stichprobe und der modellierten Daten sind in der mittleren und rechten Grafik gegenübergestellt.	129
Abbildung 74:	Beispielhafte Darstellungen des Chi-Plots (links) und des Kendall-Plots (rechts). Eine höhere Krümmung zeigt eine stärkere Abhängigkeit zwischen den Variablen an.....	130
Abbildung 75:	Beispielhafte Darstellung der Methode zur Bestimmung der Wellenhöhe als zweiten Teil der bivariaten Stichprobe. Um Unsicherheiten zu minimieren, werden zunächst alle Wellenhöhen in einem Zeitfenster von 6 h um den Scheitelwert bestimmt. Anschließend wird die maximale Wellenhöhe in diesem Zeitfenster dem Scheitelwert zugeordnet.	134
Abbildung 76:	Darstellung der Parameterbestimmung für die Anwendung der erweiterten Block-Maxima-Methode nach Smith (1986). Der Parameter r wird sukzessive erhöht, bis sich eine stabile Abhängigkeit zwischen dem Wasserstand und der Wellenhöhe einstellt. In jedem Abschnitt zeigen sich stabile Abhängigkeiten ab $r = 7$	135
Abbildung 77:	Darstellung der bivariaten Stichproben, generiert mit der erweiterten Block-Maxima-Methode nach Smith (1986), für Küstenabschnitte mit einem Parameter $r = 7$	136
Abbildung 78:	Analyse der Abhängigkeiten mit den Chi-Plot. Die größte Abhängigkeit tritt bei $\lambda = 0$ auf. Die Abhängigkeitsstärke nimmt an den linken und rechten Rändern ab. Es besteht eine Korrelation, jedoch ist eine klare Abhängigkeitsstruktur nicht erkennbar.....	137
Abbildung 79:	Darstellung der RMSE zwischen den empirischen und den theoretischen Verteilungen. Die Lognormal-Verteilung und die GEV stellen bei Wasserständen die am besten angepassten Verteilungen dar, während bei Wellenhöhen die Normalverteilung, die Weibull-Verteilung, die GEV und die Logistische Verteilung die höchste Modellgüte aufweisen.	138
Abbildung 80:	Darstellung der angepassten Lognormal-Verteilungen und der Plotting Positions nach Gringorten für den Parameter Wasserstand.	140
Abbildung 81:	Darstellung der angepassten GEV und der Plotting Positions nach Gringorten für den Parameter Wellenhöhe.	140
Abbildung 82:	Darstellung des RMSE zwischen den Wahrscheinlichkeiten der empirischen und angepassten Copulas. In fast allen Küstenabschnitten zeigt das Frank-Copula-Modell die geringsten Abweichungen auf.	142
Abbildung 83:	Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Warnemünde.	142

Abbildung 84:	Darstellung der P-P-Plots für die empirischen kumulativen Wahrscheinlichkeiten und die durch Copulas modellierte Wahrscheinlichkeiten für den Küstenabschnitt Warnemünde.	143
Abbildung 85:	Darstellung der Chi-Plots für die empirischen und modellierten Daten. In allen Küstenabschnitten folgen die gegenübergestellten Daten der gleichen Abhängigkeitsstruktur.	143
Abbildung 86:	Darstellung der Kombinationen von Wasserstand und Wellenhöhen mit Isolinen für ausgewählte Wiederkehrintervalle, die auf der Frank-Copula basieren. Zur übersichtlicheren Darstellung werden nur die Wiederkehrintervalle $T = 5$ a, $T = 25$ a und $T = 100$ a gezeigt.	145
Abbildung 87:	Vergleich zwischen den univariaten und bivariaten ermittelten Wasserständen und Wellenhöhen. Die mittleren Abweichungen der Wasserstände sind im Vergleich zu den Wellenhöhen gering. Die Kurven haben einen nahezu linearen Verlauf. Es zeigen sich signifikant höhere univariate als bivariate Wellenhöhen. Der Anstieg der Wellenhöhen ist je nach Küstenabschnitt linear oder exponentiell.	147
Abbildung 88:	Parameter zur Ermittlung der Wellenaufbauhöhe $R_{w2\%}$ (verändert nach EurOtop Manual 2018).	149
Abbildung 89:	Darstellung des Modellprofils und der Wellenhöhe im Tiefwasserbereich und am Deichfuß für den Küstenabschnitt Warnemünde mit Bemessungsparametern für $T = 200$ a.	151
Abbildung 90:	Darstellung der Transformation der univariat ermittelten Seegangparameter aus Tiefwasserverhältnissen (Modellrand) an den Deichfuß.	152
Abbildung 91:	Darstellung der Transformation der bivariat ermittelten Wellenhöhen aus Tiefwasserverhältnissen (Modellrand) an den Deichfuß. Der maßgebliche Wellenaufbau in Abhängigkeit des Wiederkehrintervalls ist durch einen Kreis symbolisiert.	152
Abbildung 92:	Vergleich der univariat und bivariat ermittelten Wellenaufbauhöhen.	153
Abbildung 93:	Ermittlung der Kronenhöhe der Deiche im univariaten und bivariaten Fall.	154
Abbildung 94:	Richtungsabhängige Korrelationskoeffizienten der Windgeschwindigkeiten zwischen den IMK-Stationen und den zugeordneten DWD-Stationen.	199
Abbildung 95:	Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Boltenhagen.	202
Abbildung 96:	Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Warnemünde.	203
Abbildung 97:	Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Zingst.	204
Abbildung 98:	Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Varnkevit.	205

Abbildung 99:	Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Göhren.....	206
Abbildung 100:	Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Koserow.....	207
Abbildung 101:	Darstellung der Abhängigkeit der mittleren Wellenanaufrichtung von der Windrichtung.....	208
Abbildung 102:	Darstellung der Polynome zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit in den Küstenabschnitten für die Windrichtungen 0° bis 180°.....	208
Abbildung 103:	Darstellung der Polynome zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit in den Küstenabschnitten für die Windrichtungen 180° bis 360°.....	209
Abbildung 104:	Darstellung der linearen Regressionsmodelle zur Berechnung der Wellenhöhe in den Küstenabschnitten.....	211
Abbildung 105:	Darstellung der wirksamen Windrichtungen für hohe Wellen ($H_{1/3} > H_{1/3}(Q_{0,99})$) in den Küstenabschnitten.....	212
Abbildung 106:	Vergleich der Windgeschwindigkeiten zwischen der DWD-Station Greifswald und der IMK-Station Koserow aus den wirksamen Richtungen (320° bis 100°).....	212
Abbildung 107:	Richtungsabhängige Verteilung der Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten.....	213
Abbildung 108:	Darstellung der Zusammenhänge zwischen den Verweilzeiten z und den Scheitelhöhen S_W der Sturmfluten in den Küstenabschnitten.....	214
Abbildung 109:	Zusammenhang zwischen dem Scheitelwert und der maximalen Windgeschwindigkeit, die innerhalb einer Sturmflut gemessen wurde.....	214
Abbildung 110:	Entwicklung der zeitlichen Abfolge von Wasserstand- und Wellenhöhen-Maxima in Abhängigkeit vom Scheitelwert S_W	215
Abbildung 111:	Darstellung der Streuungs- und Lagemaße der relativen Wellenhöhen zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands, bezogen auf die maximale Wellenhöhe während eines Sturmflutereignisses.....	215
Abbildung 112:	Darstellung des Kendall-Plots für die bivariaten Stichproben der Küstenabschnitte.....	217
Abbildung 113:	Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Boltenhagen.....	217
Abbildung 114:	Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Warnemünde.....	218
Abbildung 115:	Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Zingst.....	218

Abbildung 116:	Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Varnkevitž.....	218
Abbildung 117:	Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Göhren.	218
Abbildung 118:	Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Koserow.	219
Abbildung 119:	P-P-Plots für den Küstenabschnitt Boltenhagen.....	219
Abbildung 120:	P-P-Plot für den Küstenabschnitt Warnemünde.	219
Abbildung 121:	P-P-Plots für den Küstenabschnitt Zingst.	219
Abbildung 122:	P-P-Plot für den Küstenabschnitt Varnkevitž.....	220
Abbildung 123:	P-P-Plots für den Küstenabschnitt Göhren.....	220
Abbildung 124:	P-P-Plot für den Küstenabschnitt Koserow.	220
Abbildung 125:	Windmessungen an der IMK-Station im Küstenabschnitt Warnemünde. Der Windmast steht am nördlichen Rand des Küstenschutzwaldes.	222

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Beispiele für technische Lösungen zum Küstenschutz und für Konstruktionen ohne direkte Küstenschutzfunktion.	15
Tabelle 2:	Charakteristische Kennwerte der Ostsee.	31
Tabelle 3:	Klassifizierung von Sturmfluten nach dem Regelwerk Küstenschutz - Vorpommern (Regelwerk MV 2009a).	36
Tabelle 4:	Übersicht ausgewählter Verfahren zur Erfassung von Seegang.	42
Tabelle 5:	Gebräuchliche Parameter des Seegangs im Zeitbereich.	43
Tabelle 6:	Gebräuchliche Parameter des Seegangs im Frequenzbereich.	43
Tabelle 7:	Spezifikationen der Reanalysen und Angabe relevanter Publikationen.	53
Tabelle 8:	Bezeichnungen der Küstenabschnitte und die zugehörigen Seegebiete.	61
Tabelle 9:	Anzahl der Lücken in Abhängigkeit ihrer Länge für die Messgrößen Wasserstand, Wind und Seegang der IMK-Stationen in den Küstenabschnitten.	63
Tabelle 10:	Zuordnung der DWD-Stationen zu den Küstenabschnitten mit Angabe des Korrelationskoeffizienten, der Fehlermaße RMSE und MAE und des Zeitfaktors.	64
Tabelle 11:	Zuordnung der WSV-Stationen zu den Küstenabschnitten mit Angabe des Korrelationskoeffizienten, der Fehlermaße RMSE und MAE und des zeitlichen Faktors.	67
Tabelle 12:	Modelle zur Beschreibung der Abhängigkeit zwischen Wellenhöhe und Windgeschwindigkeit (nach EAK 2020).	74
Tabelle 13:	Faktoren der die zeitliche Verschiebung der Windgeschwindigkeiten und der Wellenhöhen.	75
Tabelle 14:	Koeffizienten des Regressionsmodells zur Ermittlung der Perioden in Abhängigkeit von der Wellenhöhe sowie das Bestimmtheitsmaß r^2 und die Wellenhöhe, ab der die Abhängigkeit zwischen Wellenhöhe und -periode stabil wird.	77
Tabelle 15:	Richtungsintervall, in dem die Wellen in den Abschnitten auf die Küste zulaufen, sowie die mittlere Wellenanaufrichtung.	78
Tabelle 16:	Quantitativer Zuwachs an extremen Wasserständen durch die Verwendung der WSV-Pegeldaten.	81
Tabelle 17:	Quantitativer Zuwachs an extremen Seegangseignissen durch die Anwendung der Wind-Wellen-Korrelation mit den Zeitreihen des DWD.	81
Tabelle 18:	Intervallgrenzen und -größen der Windrichtungen, die hohe Wellen an den Küstenabschnitten verursachen mit zusätzlicher Angabe der maximalen Fetchlänge im Intervall.	85
Tabelle 19:	Relative Häufigkeit des Windes aus den wirksamen Richtungen im Verhältnis zum Wind aus allen Richtungen.	88
Tabelle 20:	Geofaktor Meeresbodenneigung für die Küstenabschnitte (nach Dimke 2006).	92
Tabelle 21:	Mögliche Zustände des Faktors d zur Beschreibung der zeitlichen Abfolge und des zeitlichen Abstands der Maxima von Wasserstand und Wellenhöhe.	97

Tabelle 22:	Mittlere relative und mittlere absolute zeitliche Abstände zwischen den Maxima des Wasserstands und dem Maxima der Wellenhöhe	102
Tabelle 23:	Mittlere relative Wellenhöhe in Bezug auf die maximalen Wellenhöhe während eines Sturmflutereignisses.....	103
Tabelle 24:	Wellenanlauffrichtungen bei extremen Wellenhöhen.....	105
Tabelle 25:	Vor- und Nachteile von 2-parametrischen und 3-parametrischen Extremwertverteilungen (nach DWA 2012).....	113
Tabelle 26:	Vor- und Nachteile der Schätzverfahren für die Parameter theoretischer Verteilungsfunktionen (nach DWA 2012).....	118
Tabelle 27:	Ausgewählte Archimedische Copulas mit Angaben der Copula-Funktionen, der Generatorfunktion und dem Wertebereich des Parameters (nach Louie 2014).....	124
Tabelle 28:	Ausgewählte statistische Anpassungstest für Copulas.....	131
Tabelle 29:	Ergebnisse der KS-Tests mit Angaben der Prüfgrößen (gerundet auf zwei Nachkommastellen) für den Parameter Wasserstand. In allen Abschnitten zeigt die Lognormal-Verteilung (grün) auf Basis der Testergebnisse und des Prüfwertes die beste Anpassung an die Daten.	139
Tabelle 30:	Ergebnisse der KS-Tests mit Angaben der Prüfgrößen (gerundet auf zwei Nachkommastellen) für den Parameter Wellenhöhe. In allen Abschnitten zeigt die GEV (Grün) auf Basis der Testergebnisse und des Prüfwertes die beste Anpassung an die Daten.	139
Tabelle 31:	Parameter GEV für die Anpassung der Wellenhöhen in den Küstenabschnitten. ...	139
Tabelle 32:	Univariat ermittelte Wasserstände und Wellenhöhen für ausgewählte Wiederkehrintervalle.	139
Tabelle 33:	Geschätzte Parameter für die Clayton-Copula, Frank-Copula, Gumbel-Copula und Normal-Copula der Küstenabschnitte.	141
Tabelle 34:	Nach der Methode von Salvadori et al. (2013) ermittelte Parameterkombinationen aus Wasserstand und Wellenhöhe für ausgewählte Wiederkehrintervalle.	144
Tabelle 35:	Mittlere Abweichung zwischen univariat und bivariat bestimmten Kombinationen aus Wasserständen und Wellenhöhen für ausgewählte Wiederkehrintervalle.....	146
Tabelle 36:	Einflussfaktoren bei der Ermittlung der Wellenaufbauhöhe nach EurOtop Manual (2018).	150
Tabelle 37:	Geberhöhe der Sensorik zur Messung des Windes an den IMK-Stationen und den DWD-Stationen. Die DWD-Station, die den IMK-Stationen zugeordnet ist, ist in Klammern angegeben.....	195
Tabelle 38:	Mittlere Rauheitshöhen für verschiedene Landschaftstypen (nach Klose und Klose 2015).	199
Tabelle 39:	Koeffizienten der Modelle zur Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von den Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten Warnemünde und Boltenhagen.	200

Tabelle 40:	Koeffizienten der Modelle zur Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von den Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten Zingst und Varnkevitiz	200
Tabelle 41:	Koeffizienten der Modelle zur Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von den Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten Göhren und Koserow.....	201
Tabelle 42:	Koeffizienten zur Berechnung der mittleren Wellenanlaufhöhe in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit für die Küstenabschnitte Boltenhagen und Warnemünde.	209
Tabelle 43:	Koeffizienten zur Berechnung der mittleren Wellenanlaufhöhe in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit für die Küstenabschnitte Zingst und Varnkevitiz.....	210
Tabelle 44:	Koeffizienten zur Berechnung der mittleren Wellenanlaufhöhe in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit für die Küstenabschnitte Göhren und Koserow.	210
Tabelle 45:	Dichte- und Verteilungsfunktionen für ausgewählte Extremwertverteilungen (EAK 2020).	216
Tabelle 46:	Wellenhöhen im Tiefwasserbereich und am Deichfuß.....	220
Tabelle 47:	Wellenlängen im Tiefwasserbereich und am Deichfuß.....	221
Tabelle 48:	Wellenperioden im Tiefwasserbereich und am Deichfuß.....	221
Tabelle 49:	Kombinationen der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe am Deichfuß, bei denen der Wellenaufschlag für ausgewählte Wiederkehrintervalle am höchsten ist. ...	221
Tabelle 50:	Vergleich der univariat und bivariat ermittelten Wellenaufschlauhöhen.	222

1. Einleitung

1.1 Hintergrund und Veranlassung

Seit der Besiedlung der Küstenräume in Deutschland sind die Bewohner an Nord- und Ostsee regelmäßig den zerstörerischen Kräften von Sturmfluten ausgesetzt. Die Ostsee-Sturmflut im November 1872 mit Scheitelwasserständen von über 3 m über Normalnull forderte mehrere Hundert Menschenleben und zerstörte großflächig städtische und landwirtschaftliche Strukturen. Auch Sturmfluten aus der jüngeren Vergangenheit, wie diejenige aus dem Jahr 1962, die in der Hansestadt Hamburg 340 Todesopfer forderte, zeigen die Gefahren, die trotz vorhandener Schutzmaßnahmen möglich sind (Vensky 2012). Seit Jahrhunderten versuchen die Menschen, die Küste und somit sich selbst vor den Kräften des Wassers zu schützen. Zunächst wurden die Schutzbauwerke auf Basis von Beobachtungen und Erfahrungen errichtet. Im Laufe der Zeit verbesserte sich das Schutzniveau der Bauwerke jedoch durch Fortschritte in den Ingenieur- und Naturwissenschaften kontinuierlich. In der modernen Wissenschaft werden Sturmfluten nicht mehr als rein zufällige Ereignisse interpretiert, sondern als Konsequenz der komplexen Interaktion verschiedener meteorologischer und hydrologischer Vorgänge angesehen, wodurch ihre Vorhersagbarkeit zunimmt.

Der Lebensraum Küste ist eng mit der Entwicklungsgeschichte des Menschen verbunden und gerät zunehmend unter Druck. In den letzten Jahrzehnten wurden die Küstenregionen zunehmend besiedelt. Weltweit leben in tiefliegenden Küstenregionen schätzungsweise eine Milliarde Menschen. Von den 27 Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) haben 22 Staaten eine direkte Grenze zum Meer. Etwa 205 Millionen EU-Bewohner leben in Küstenregionen (eurostat 2015). Das entspricht 41 % der Gesamteinwohnerzahl der EU. In Deutschland leben 7,5 Millionen Menschen in küstennahen Gebieten. Im Bundesland Mecklenburg-Vorpommern wären 182.000 Menschen von einer schweren Sturmflut betroffen (Regelwerk MV 2009a). Der Küstenschutz steht neben dem zunehmenden Siedlungsdruck durch den Anstieg des Meeresspiegels als Folge des globalen Klimawandels vor zusätzlichen Herausforderungen.

In Mecklenburg-Vorpommern wird die Küste durch verschiedene technische Maßnahmen und Bauwerke geschützt. Neben Sandaufspülungen kommen entlang der Ostseeküste unter anderem Landesküstenschutzdeiche, Landesküstenschutzdünen, Buhnen, Wellenbrecher, Deckwerke und Absperrbauwerke zum Einsatz. Beim Entwurf müssen diese Bauwerke entsprechend ihrer Aufgabe und des angestrebten Schutzniveaus funktionell und konstruktiv bemessen werden. Dazu ist es notwendig hydrodynamische Eingangsparameter für Bemessungsansätze festzulegen. Zu den wichtigsten hydrodynamischen Eingangsparametern gehören der Bemessungshochwasserstand, der Bemessungsseegang und die daraus abgeleiteten Parameter wie z.B. der Wellenauflauf (u.a. Zachary et al. 1998, Weichbrodt et al. 2013). Auch Bauwerke ohne Küstenschutzfunktion (z.B. Seebrücken oder Hafenanlagen) müssen konstruktiv so bemessen sein, dass sie den hydrodynamischen Belastungen standhalten. Bestehende Bauwerke müssen regelmäßig hinsichtlich ihrer Sicherheit überprüft werden. Die hydrodynamischen Bemessungsparameter für Entwurf, Bemessung und Sicherheitsüberprüfung sind auf Grundlage der neuesten wissenschaftlichen Erkenntnisse, aktueller Daten und unter Berücksichtigung möglicher klimabedingter Veränderungen zu definieren (Regelwerk MV 2022a).

Neben der Gewährleistung des angestrebten Schutzniveaus sollten die Bemessungsparameter so gewählt werden, dass eine wirtschaftliche und ästhetische Konstruktionsweise ermöglicht wird. Daraus leitet sich der Anspruch auf eine optimale funktionale und konstruktive Bemessung ab.

1.2 Motivation und Problemstellung

Zur Ermittlung der Bemessungsparameter werden verschiedene etablierte Verfahren angewendet. Die Wahl der Verfahren richtet sich nach gesetzlichen Festlegungen des jeweiligen Bundeslandes, den örtlichen Bedingungen und den verfügbaren Daten. Sturmfluten und extremer Seegang werden zumindest zum Teil von denselben meteorologischen Ereignissen verursacht. Daher treten Sturmfluten in der Regel mit hohen Wellen auf. In verschiedenen Publikationen wurden in mehreren Seegebieten mindestens moderate Abhängigkeiten zwischen extremen Wasserständen und Wellen nachgewiesen (z.B. Hawkes et al. 2002, Bruss et al. 2007, Galiatsiou und Prinos 2016). Die klassischen Verfahren zur Ermittlung des Bemessungswasserstands und des Bemessungsseegangs berücksichtigen diese Abhängigkeit nicht, da beide Parameter unabhängig voneinander ermittelt werden. Als Ursachen können u.a. die damals vergleichsweise geringen Datenbestände und die eingeschränkte Anwendbarkeit statistischer Methoden aufgrund geringer Rechenleistung genannt werden. Die Kombination der unabhängig ermittelten Bemessungsparameter gibt die realen Verhältnisse bei Sturmfluten nicht zwangsläufig mit ausreichender Genauigkeit wieder (z.B. Ortel et al. 2021). Dies kann eine suboptimale Bemessung von Küstenbauwerken zur Folge haben. Eine Unterdimensionierung kann zum funktionellen und konstruktiven Bauwerksversagen führen, während eine Überdimensionierung mit erhöhten Konstruktionskosten und einer verminderten Akzeptanz in der Bevölkerung einhergehen kann.

Die Untersuchung und Beschreibung von Abhängigkeiten zwischen zwei oder mehr Größen ist ein zentrales Thema in der statistischen Analyse. Eine mittlerweile häufig verwendete Methode ist der Einsatz von Copula-Modellen. Die Modelle fanden ursprünglich breite Anwendung im Risikomanagement, insbesondere in Finanzanwendungen. Copulas bieten eine hohe Flexibilität bei der Modellierung komplexer (nicht-linearer) Abhängigkeiten mit verschiedenen Verteilungsformen. Dies stellt einen Vorteil gegenüber der Modellierung mit multivariaten Verteilungen dar (z.B. Hawkes et al. 2002). Mittlerweile werden sie auch zur Bearbeitung von hydrologischen und ingenieurtechnischen Fragestellungen eingesetzt. Die für den Einsatz von Copula-Modellen in der Finanzanwendung und in hydrologischen Anwendungen relevanten Literaturquellen sind in Abschnitt 2.3 aufgeführt. Im Küsteningenieurwesen wurden sie bereits zur Modellierung der Abhängigkeiten bzw. der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten zwischen hydrodynamischen Parametern verwendet (z.B. Salecker et al. 2011 und Kim et al. 2018). Die Abhängigkeit zwischen windinduzierten Scheitelwerten von Sturmfluten und Wellenhöhen wurde in verschiedenen Untersuchungsgebieten untersucht, wie beispielsweise in der Ägäis (Galiatsiou und Prinos 2016), im Süd- und Ostchinesischen Meer (Haixia et al. 2023, Li et al. 2021) und in Seegebieten der Ostsee (Kudryavtseva et al. 2020).

Für den Entwurf und die Sicherheitsüberprüfung von Küsten- und Küstenschutzbauwerken, die den Einwirkungen von hohen Wasserständen und Wellen ausgesetzt sind, ist es wichtig, die Abhängigkeit dieser hydrodynamischen Parameter zu kennen sowie ihre gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten möglichst genau zu ermitteln.

Im Rahmen dieser Arbeit wird die Anwendbarkeit von Copula-Modellen auf die genannten Parameter entlang der Ostseeküste von Mecklenburg-Vorpommern geprüft. Da belastbare Schätzungen auf ausreichend langen, plausiblen und konsistenten Daten basieren, kommt der Datenakquise und -validierung eine große Bedeutung zu.

1.3 Zielsetzung und Forschungsfragen

Das übergeordnete Ziel dieser Arbeit ist es, die Abhängigkeiten zwischen den Bemessungsgrößen Wasserstand und Wellenhöhe entlang der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns stochastisch zu beschreiben und daraus gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten abzuleiten. Um dieses Ziel zu erreichen, sind verschiedene Teilschritte notwendig, aus denen sich verschiedene Forschungsfragen ergeben, die im Folgenden formuliert und am Ende der Arbeit beantwortet werden. Die Teilschritte sind

- die Zusammenstellung und die Validierung geeigneter Daten,
- die systematische Beschreibung der hydrodynamischen Verhältnisse entlang der Küste,
- die Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten mit Copula-Modellen entlang der Küste und
- die beispielhafte Bemessung eines Küstenschutzbauwerks auf Basis der Modellergebnisse.

Die Grundlage für die Bestimmung aussagekräftiger hydrodynamischer Eingangsparameter bilden lange Zeitreihen von Messwerten, die idealerweise viele plausible Extremereignisse abbilden. Oftmals stehen jedoch keine ausreichenden Messdaten von angemessener Dauer oder Qualität zur Verfügung. In diesem Fall können stattdessen statistische oder numerische Modelle zur Festlegung der Eingangsparameter verwendet werden. Die erste Forschungsfrage lautet somit:

Frage 1

Existieren an der deutschen Ostseeküste konsistente meteo-hydrodynamische Daten, die eine Analyse der stochastischen Abhängigkeiten zwischen Wasserstand und Wellenhöhe ermöglichen und wie gut sind diese geeignet?

Küstenschutzbauwerke werden während einer Sturmflut durch extreme Wasserstände und hohe Wellen belastet. Die maximale Wellenhöhe kann prinzipiell vor, gleichzeitig oder nach dem maximalen Wasserstand eintreten. Die höchste Beanspruchung tritt auf, wenn die Maxima beider Parameter zeitgleich auftreten. Daher ist die zeitliche Abhängigkeit zwischen beiden Parametern von großer Bedeutung für die Festlegung der Eingangsparameter sowie die Bemessung und Sicherheitsprüfung von Küstenschutzbauwerken. Die zweite Forschungsfrage lautet somit:

Frage 2

In welcher zeitlichen Beziehung stehen der maximale Wasserstand und die maximale Wellenhöhe innerhalb von Sturmflutereignissen an der deutschen Ostseeküste zueinander?

Die existierenden Verfahren zur Festlegung der hydrodynamischen Eingangsparameter für die Bemessung von Küstenschutzbauwerken lassen sich in deterministische und stochastische Verfahren einteilen. Deterministische Verfahren basieren auf der Überlagerung von Einzelkomponenten wie z.B. dem Anteil der astronomischen Tide und dem Windstauanteil, die separat berechnet werden.

Auch numerische Modelle zählen zu den deterministischen Verfahren. Die stochastischen Verfahren basieren auf der Wahrscheinlichkeitstheorie und ermöglichen die Extrapolation von Ereignissen mit geringer Eintrittswahrscheinlichkeit auf Basis vorhandener Ereignisse. Die Eingangsparameter können durch univariate und multivariate Wahrscheinlichkeitsanalysen ermittelt werden. Copula-Modelle sind eine Möglichkeit der multivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse.

Es ist möglich, Zusammenhänge zwischen mehreren Größen flexibel zu beschreiben und deren gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten zu bestimmen. Die dritte Forschungsfrage lautet:

Frage 3

Welchen Beitrag können Copula-Modelle bei der Ermittlung hydrodynamischer Eingangsparameter für den funktionellen und den konstruktiven Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken leisten?

1.4 Struktur der Arbeit

Im ersten Kapitel wird das Thema der Arbeit vorgestellt und zentrale Forschungsfragen werden formuliert. Im zweiten Kapitel wird der aktuelle Stand von Technik und Wissenschaft dargestellt. Der Schwerpunkt liegt zunächst auf der Erfassung der hydrodynamischen Größen Wasserstand und Seegang im Ostseeraum. Es werden Verfahren zur Messung und Modellierung dieser Größen vorgestellt. Weiterhin werden verschiedene wissenschaftliche Veröffentlichungen zusammengefasst, die unterschiedliche Methoden und Ansätze zur Rekonstruktion (Hindcasts) und Vorhersage (Forecasts) der Hydrodynamik in der südwestlichen Ostsee verwenden. Im zweiten Teil des Kapitels wird der aktuelle Stand der Wissenschaft zur Anwendung multivariater stochastischer Verfahren mit Fokus auf die Ingenieurhydrologie und das Küsteningenieurwesen zusammengefasst. Ein besonderer Schwerpunkt liegt auf der Anwendung von Copula-Modellen, die auch in dieser Arbeit verwendet werden. Im letzten Teil werden Methoden des Küstenschutzes und Verfahren zur Festlegung der Bemessungsparameter Wasserstand und Seegang vorgestellt und miteinander verglichen. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung.

Das dritte Kapitel beschreibt das Untersuchungsgebiet. Es werden die Entstehung der Ostsee und die naturräumlichen Verhältnisse der südwestlichen Ostsee erläutert. Dabei stehen insbesondere die verschiedenen Küstentypen und die Morphologie der Küste von Mecklenburg-Vorpommern im Fokus. Die Entstehung von Sturmfluten in der Ostsee wird von mehreren Faktoren beeinflusst, welche ebenfalls erläutert werden. Eine wichtige hydrodynamische Größe ist der Seegang. Es wird beschrieben, wie Seegang entsteht, welche Flachwassereffekte auftreten und welche Seegangsparameter gebräuchlich sind. Abschließend wird ein kurzer Ausblick auf die Auswirkungen des Klimawandels auf den Wasserstand und den Seegang gegeben.

Voraussetzung für die Ermittlung belastbarer Eingangsparameter sind lange Zeitreihen mit möglichst vielen Extremereignissen. Im vierten Kapitel werden daher die an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns verfügbaren hydrodynamischen Daten zusammengestellt. Die Daten werden hinsichtlich ihrer Erhebungsmethodik, ihrer Erhebungsorte, ihrer Repräsentativität und ihres zeitlichen Umfangs verglichen. Anschließend werden die Daten auf Plausibilität geprüft. Im letzten Teil des Kapitels werden die Seegangsparameter Wellenhöhe, Wellenperiode und Wellenaufaufrichtung an verschiedenen Küstenabschnitten mit statistischen Methoden ermittelt.

Nachdem im vierten Kapitel die verfügbaren Daten im Untersuchungsgebiet zusammengetragen und eine Datenbasis geschaffen wurde, werden im fünften Kapitel die hydrodynamischen Daten der Küstenabschnitte systematisch analysiert und miteinander verglichen.

Das übergeordnete Ziel ist die Analyse der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe und die Frage, ob diese mit einem Wahrscheinlichkeitsmodell beschrieben werden können oder ob die heterogenen naturräumlichen Verhältnisse der Küstenabschnitte den Aufbau mehrerer Modelle erfordern. Wasserstände und Seegang werden maßgeblich vom Wind beeinflusst. Aus diesem Grund werden auch die Windverhältnisse in den Küstenabschnitten analysiert. Grundlage der Systemanalysen sind die im Kapitel 4 zusammengestellten Daten. An geeigneter Stelle werden bei der Analyse des Seegangs die Messdaten anstelle der modellierten Daten verwendet. Zur Beantwortung der Frage werden die Parameter mit Methoden der deskriptiven Statistik analysiert.

Das sechste Kapitel behandelt die Grundlagen der Wahrscheinlichkeitsanalyse. Zunächst werden die wichtigsten Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsanalyse erläutert. Die multivariate Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen basiert auf univariaten Methoden. Daher wird zunächst ein Überblick über extremwertstatistische Verteilungsfunktionen gegeben, bevor die Methoden der Stichprobenbildung, der Parameterschätzung der Verteilungsfunktionen und deren Validierung vorgestellt werden. Anschließend folgt eine kurze Einführung in die Theorie der Copula-Modelle. Schließlich werden die Methoden der Stichprobenbildung, der Parameterschätzung und der Validierung der Verteilungsfunktion für den bivariaten Fall erläutert.

Im siebten Kapitel werden die hydrodynamischen Eingangswerte für verschiedene Wiederkehrintervalle in den Küstenabschnitten mit den univariaten und bivariaten Wahrscheinlichkeitsmodellen berechnet. Hierfür werden die Modelle anhand der verfügbaren Daten parametrisiert. Zur bivariaten Modellierung wird ein Ansatz zur Bildung einer bivariaten Stichprobe entwickelt. Die Ergebnisse beider Methoden werden in einem vereinfachten Bemessungsbeispiel vergleichend gegenübergestellt. Die Arbeit schließt in Kapitel 0 mit einer Diskussion der wichtigsten Ergebnisse und der Beantwortung der formulierten Forschungsfragen.

2. Stand der Technik und Wissenschaft

Für die Modellierung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Wellenhöhe sowie die Bestimmung der Parameterhöhe mit definierten Wiederkehrintervallen sind lange Zeitreihen beider Parameter erforderlich, in denen möglichst viele extreme Ereignisse enthalten sind. Die Daten können als Messreihen vorliegen oder durch Modelle erzeugt werden. Im ersten Teil dieses Kapitels werden wissenschaftliche Publikationen vorgestellt, die sich mit verfügbaren Wasserstands- und Seegangsdaten sowie Methoden der Datenerzeugung befassen. Anschließend werden Methoden zur Modellierung multivariater Abhängigkeiten hydrodynamischer Parameter vorgestellt, wobei der Schwerpunkt auf Copula-Modellen liegt. Im letzten Teil werden in der Praxis verwendete Methoden zur Ermittlung der hydrodynamischen Eingangsparameter Wasserstand und Seegang vergleichend erläutert.

2.1 Gewinnung von Wasserstandsdaten

Der Wasserstand ist der lotrechte Abstand eines Punktes des Wasserspiegels über einem vorher festgelegten Pegelnullpunkt (PNP). Er wird in der Regel in Zentimetern angegeben (PegelOnline). Es existieren verschiedene technische Verfahren zur Erfassung des Wasserstands.

Die ersten sporadische Aufzeichnungen des Wasserstands datieren zurück bis ins 17. Jahrhundert (Meurer 2000). Regelmäßige Pegelaufzeichnungen wurden ab dem Jahr 1794 in der Ostsee durchgeführt. Der erste Pegel befand sich in der schwedischen Stadt Stockholm (Ekman 1988). Die regelmäßige Erfassung der Wasserstände gewann in der Schifffahrt, dem Küstenschutz, der Wasserversorgung und für Forschungsfragen immer mehr an Bedeutung. Daher wurde in der zweiten Hälfte des 19. Jahrhunderts das Pegelnetz in der Ostsee ausgebaut. Zunächst wurden die Wasserstände analog auf Pegelbögen aufgezeichnet. 1975 wurden analoge Schreibpegel durch elektronische Datensammler ersetzt. Letztere erfassen digital Wasserstände und senden diese automatisch an zuständige Wasserstraßen- und Schifffahrtsämter (Baerens und Hupfer 2003). Historische Betrachtungen zur Pegelaufzeichnung sind u.a. in Jensen und Töppe (1986), Jensen und Töppe (1990) sowie Kelln et al. (2019) zu finden. Eine ausführliche Beschreibung der Pegeldata entlang der Ostseeküste Deutschlands ist dem 4. Kapitel „Datengrundlagen und erste Auswertungen“ des Abschnitts 4.1.2 zu entnehmen.

Haigh et al. (2023) haben mit GESLA Version 3 (Global Extreme Level Analysis) einen globalen Datensatz mit hochaufgelösten Wasserständen erstellt. Der Datensatz umfasst Wasserstandsaufzeichnungen mit einer Gesamtlänge von insgesamt 91.021 Jahren aus 5.119 Datensätzen. Die gesammelten Wasserstände sind für eine Vielzahl ozeanographischer und küstenbezogener Studien von Bedeutung, zum Beispiel bei der Analyse von Gezeiten, Sturmfluten, extremen Meeresspiegeländerungen und verwandten Prozessen. In der jüngeren Vergangenheit wurden neben der kontinuierlichen Messung von Wasserständen durch Pegel auch stochastische und numerische Modelle zur Rekonstruktion und Prognose der Wasserstände entwickelt.

Gemäß dem Gesetz über die Aufgaben des Bundes auf dem Gebiet der Seeschifffahrt verankerten Aufgaben betreibt das Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH) ein Modellsystem zur Vorhersage von Wasserstand, Temperatur, Salzgehalt, Meereis und weiteren Parametern (Bundesamt für Justiz 1965).

Die Prognosedaten werden beispielsweise zur Erstellung von Wasserstandsvorhersagen, dem Sturmflutwarndienst, dem Havariekommando und wissenschaftlichen Fragestellungen genutzt. Der Hauptantrieb des Modellsystems basiert auf dem meteorologischen Parametersatz des operationellen Vorhersagemodells des Deutschen Wetterdienstes (DWD). Das Modell berechnet Vorhersagen für die Nordsee und die westliche Ostsee mit einer Gittergröße von 0,9 km. Um die Genauigkeit der automatisierten Wasserstandsvorhersagen zu erhöhen, werden weitere statistische Verfahren angewendet (Müller-Navarra und Knüpper 2010). Die Modellergebnisse werden archiviert und können auf Anfrage weiterverarbeitet werden. Detaillierte Informationen zum Modellsystem des BSH sind u.a. in Müller-Navarra und Bork (2012) und BSH (2017) verfügbar.

Für die Modellierung historischer Sturmfluten fehlen oftmals die notwendigen Eingangsdaten und Randbedingungen. Rosenhagen und Bork (2009) rekonstruierten mit dem operationellen Modell des BSH die Windverhältnisse während der historischen Sturmflut von 1872 an verschiedenen Pegeln der westlichen deutschen Ostseeküste. Hierbei wurden Luftdruckfelder über ganz Nordeuropa vom Nordostatlantik westlich der Britischen Inseln bis zum Baltikum berücksichtigt. Eine Verifizierung der Modellergebnisse ist nur eingeschränkt möglich, da die Angaben zu den Sturmflutscheitelwerten an den Pegeln in der Literatur variieren. Der Vergleich der modellierten Scheitelwerte mit den Beobachtungen von Baensch (1875) zeigt Abweichungen von weniger als 10 %.

Das Modellsystem des BSH wurde auch im Rahmen des BMBF-Projekts MUSTOK (Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmflutereignissen an der Deutschen Ostseeküste) angewendet. Ein Teilziel dieses Projekts war die Abschätzung extremer Sturmfluten an der deutschen Ostseeküste (Müller-Navarra und Bork 2009). Hierzu wurde zunächst eine Vielzahl physikalisch konsistenter Wetterentwicklungen vom DWD mit dem Ensemble Prediction System des Europäischen Zentrums für Mittelfristige Wettervorhersage berechnet. Diese dienten als Antrieb für das BSH-Modellsystem, wodurch Sturmfluten erzeugende Wetterlagen identifiziert werden konnten. Diese modellierten extremen Sturmfluten bildeten die Grundlage für weiterführende statistische Auswertungen.

Weidemann (2015) erstellte im Rahmen der CoastDat-Modellsysteme einen hydrodynamischen Hindcast für die Ostsee im Zeitraum von 1958 bis 2011. Für die Simulation wurde das hydrodynamische Modell TRIM-NP V2.1 (Kapitza und Eppel 2000) im barotropen 2D-Modus verwendet. Wasserstands- und Strömungsdaten liegen stündlich im NetCDF-Format (Network Common Data Format) vor. Das Modell basiert auf einer äquidistanten kartesischen Gitterkaskade mit Helgoland als Zentrum und einer räumlichen Auflösung von 12,8 km. Die Daten können online nach vorheriger Registrierung abgerufen werden.

MacPherson et al. (2019) haben ein stochastisches Modell zur Erzeugung künstlicher Extremereignisse für die deutsche Ostseeküste entwickelt, um die zeitliche Variabilität und Scheitelwerte zu analysieren. Das Modell kann eine Vielzahl von künstlichen Extremereignissen erzeugen, die u.a. in der Hochwasserrisikoanalyse eingesetzt werden können. Als Modellinput dienen hochaufgelöste, zuvor identifizierte und statistisch parametrisierte Ganglinien von Extremereignissen an 45 Pegeln. Die künstlichen Ereignisse werden durch Monte-Carlo-Simulationen auf Basis der parametrisierten Verteilungsfunktionen der identifizierten Extremereignisse erzeugt.

2.2 Gewinnung von Seegangsdaten

Untersuchungen zu den Seegangverhältnissen in der Ostsee beruhen größtenteils auf numerisch erzeugten Daten, da Langzeitmessungen des Seegangs nur begrenzt verfügbar sind. Insbesondere in den nördlichen Gebieten sind Messungen häufig auf die eisfreie Zeit beschränkt, da die Bojen im Winter in der Regel entfernt werden, um Schäden durch Eis zu vermeiden (Weisse und Hünicke 2019). Die längsten kontinuierlichen Messreihen in der südwestlichen Ostsee sind an den Standorten des IMK (ab 1998) und an der Darßer Schwelle (seit 1991) verfügbar (Regelwerk MV 2009b; BSH Seegang 2022). In der Regel liegen gemessene Seegangsdaten punktuell vor und werden zur Validierung von Seegangsmodellierungen verwendet. Neben den messtechnisch erfassten Seegangsdaten werden weitere Daten u.a. von Feuerschiffen erhoben. Eine relativ neue Methode zur flächendeckenden Erfassung von Seegangsinformationen ist der Einsatz von Satelliten (u.a. Lehner et al. 2012; Rikka et al.; Dodet et al. 2020).

Die ersten Untersuchungen zu Wellen- und zur Seegangsvorhersage in der Ostsee wurden von Bruns (1963a; 1963b; 1964) durchgeführt. Schmager (1979) entwickelte einen Wellenatlas für die südliche Ostsee. Eine der ersten Modellierungen des Seegangs in der südlichen Ostsee führten Blomgren et al. (2001) im Rahmen des BASYS-Projektes (Baltic Sea System Study) mit dem numerischen Modell WAVAD für einen Zeitraum von 19 Jahren durch. Das Modell bildete die Grundlage für die Abschätzung quantitativer regionaler Sedimentflüsse. Der Vergleich der Modellergebnisse mit drei Wellenmessungen in der Ostsee ergab eine zufriedenstellende Übereinstimmung der signifikanten Wellenhöhen und der berechneten Richtungsspektren. Die Wellenperiode konnte durch das Modell nur mäßig genau modelliert werden.

Im Rahmen des Projekts HIPOCAS modellierten Cieślíkiewicz und Paplińska-Swepel (2008) über einen Zeitraum von 44 Jahren Wind- und Wellenfelder auf der Ostsee mit dem WAM-Modell (The WAMDI Group 1988; Komen et al. 1996). WAM steht für "Wave Model". Die signifikante Wellenhöhe wurde durch den Vergleich mit Messdaten (Umfang 1 bis 18 Monate) an verschiedenen Positionen der Ostsee validiert. Eine Validierung an der Küste von Mecklenburg-Vorpommern wurde nicht durchgeführt.

Soomere et al. (2012) untersuchten auf Grundlage von Bojenmessdaten der Darßer Schwelle im Zeitraum von 1991 bis 2010 die charakteristischen Merkmale des Wellenklimas in der südwestlichen Ostsee. Die Messdaten wurden mit zwei Simulationsläufen des WAM-Modells verglichen, welche durch unterschiedliche Reanalysedaten angetrieben wurden. Es konnten keine signifikanten zeitlichen Veränderungen der Wellenhöhen im Untersuchungsgebiet anhand der Messdaten und Simulationsergebnisse festgestellt werden.

Siewert et al. (2015) erstellten ein Hindcast-Modell für die südliche Ostsee unter Verwendung des numerischen Modells SWAN (Booij et al. 2001). Die Abkürzung SWAN steht für „Simulating Waves Nearshore“. Es handelt sich dabei um ein numerisches Modell, das zur Simulation und Vorhersage von Wellen in küstennahen Gebieten verwendet wird. Hierfür wurden Windfelder aus dem HIPOCAS-Projekt (Hindcast of Dynamic Processes of the Ocean and Coastal Areas of Europe) über einen Zeitraum von 52 Jahren zur Modellierung verwendet. Als Bathymetrie diente die hochauflösende sphärische Topografie der Ostsee von Seifert et al. (2001).

Die Modellergebnisse wurden mit fünf küstennahen Seegangsmessungen verglichen, die an der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau der Universität Rostock durchgeführt wurden. Die mittlere absolute Abweichung der modellierten Wellenhöhen beträgt an allen Standorten 0,05 m, während die maximalen Abweichungen zwischen 0,11 m und 0,13 m liegen. Das Modell zeigt eine deutliche Unterschätzung modellierter hoher Wellen gegenüber den gemessenen Wellen. Ein Vergleich von gemessenen und modellierten Windgeschwindigkeiten zeigt, dass an sämtlichen Untersuchungsstandorten im Vergleich geringere Höchstwerte bei der Modellierung erzielt wurden. Dies führte zu vergleichsweise geringeren Wellenhöhen.

Weisse (2015) hat im Zeitraum von 1958 bis 2002 den Seegang für die Ostsee mit dem WAM-Modell modelliert. Der REMO-Hindcast diente als atmosphärischer Antrieb (Feser et al. 2012). REMO steht für Regional Modell und ist ein in Deutschland entwickeltes Klimamodell. Das verwendete Modellgitter hat ungefähr eine Größe von 5,5 x 5,5 km. Die aus den 2D-Spektren hergeleiteten Parameter sind stündlich verfügbar, die Wellenspektren alle drei Stunden. Die Ergebnisse sind als Teil der CoastDat-Datensätze im NetCDF-Format online verfügbar.

Für die Analyse des Wellenklimas in der Ostsee wertete Soomere (2016) umfangreiche Wellenmessungen und Hindcasts aus. Ziel war die Untersuchung der durchschnittlichen sowie extremen Wellenbedingungen, ihrer saisonalen Zyklen und dekadischen Schwankungen. Die Ergebnisse zeigen, dass in der mittleren Ostsee (exklusive des Kattegats, des Bottnischen Meerbusens sowie des Finnischen Meerbusens) in 1 % der Zeit des Untersuchungszeitraums von 1978 bis 1995 extreme Wellen mit einer Höhe von über 4 m (99%-Perzentil) auftraten. Eine signifikante Wellenhöhe von mindestens 7 m wurde in der nördlichen mittleren Ostsee im genannten Zeitraum fünf Mal gemessen. In der gesamten Ostsee konnten nur wenige Veränderungen der räumlich gemittelten Wellenhöhe und Wellenperioden festgestellt werden. Eine Ausnahme stellt das Arkona-Becken dar, welches dem Seegebiet der deutschen Ostseeküste am nächsten liegt. Hier konnte eine Zunahme der extremen Wellen im 99%- Perzentil beobachtet werden. Diese Zunahme ist auf die höheren Windgeschwindigkeiten in diesem Gebiet zurückzuführen. In den nordöstlich angrenzenden Seegebieten um Bornholm wurde demgegenüber eine Abnahme der Wellenhöhen im 99%-Perzentil beobachtet.

Björkqvist et al. (2018) modellierten den Seegang in der Ostsee für den Zeitraum 1965 bis 2005, validierten die Modellergebnisse anhand von 13 langjährigen Seegangsmessungen und berücksichtigten die saisonale Eisbedeckung in den statistischen Auswertungen. Das Modell lieferte genauere Vorhersagen für die signifikanten Wellenhöhen im Vergleich zu den Wellenperioden. Die Berücksichtigung der Eisbedeckung bei der Auswertung der mittleren signifikanten Wellenhöhen im Bottnischen Meerbusen führte zu einer Reduktion dieser um 30 % im Untersuchungsgebiet. Dies entspricht einer absoluten Differenz von bis zu 0,3 Metern. Unterhalb des Breitengrades 59,5° (südlich von Stockholm) ist der Einfluss der Eisbedeckung deutlich geringer zu bewerten. Hier bewirkt die Berücksichtigung der Eisbedeckung eine Abnahme der mittleren signifikanten Wellenhöhe um 0,05 m.

Bonaduce et al. (2019) haben die Veränderungen des Wellenklimas in der Nord- und Ostsee bis zum Ende des 21. Jahrhunderts untersucht. Für die Untersuchungen wurde das Klimaszenario RCP8.5 (dt.: repräsentativer Konzentrationspfad, z.B. van Vuuren et al. 2011) als Grundlage verwendet.

Zur Validierung des Modells führten sie zunächst einen Hindcast für die Jahre 1980 bis 2005 durch und verglichen die Modellergebnisse u.a. mit Wellen aus Fernerkundungsbeobachtungen bzw. In-Situ-Messungen. Im Vergleich zu den Beobachtungen der signifikanten Wellenhöhe in verschiedenen Teilgebieten wurden Fehler von 20 % bis 30 % festgestellt. Die Modelle prognostizieren eine Zunahme der Windgeschwindigkeiten und Wellenhöhen im Nordostatlantik. Die durchgeführten Modellierungen lassen für die Nordsee und die südliche Ostsee eine zukünftige Abnahme der extremen Wellenhöhen erwarten.

Eine Zusammenfassung der bisherigen Seegangmodellierungen in der Ostsee wurde von Soomere (2023) veröffentlicht. Der Autor beschäftigt sich dabei mit dem aktuellen Stand der Technik und den Herausforderungen der Seegangmodellierung in der Region. Die wichtigsten Merkmale des regionalen Seegangsklimas werden systematisch dargestellt und auf Basis von Literaturstudien vergangene, gegenwärtige und zukünftige Veränderungen im Seegangsklima behandelt.

2.3 Modellierung von statistischen Abhängigkeiten hydrodynamischer Parameter

Für eine Vielzahl von Fragestellungen im Ingenieurwesen und anderen Disziplinen sind häufig nicht nur einzelne hydrodynamische Größen von Bedeutung, sondern auch die Beziehungen zwischen den Größen bzw. die Wahrscheinlichkeit des gemeinsamen Auftretens dieser Größen. Die Analyse und das Verständnis der Beziehungen zwischen mehreren Größen sind grundlegende Probleme in der statistischen Wissenschaft. Im Jahr 1877 führte Sir Francis Galton die Regressionsanalyse ein und leistete damit einen grundlegenden Beitrag zum Verständnis multivariater Beziehungen zwischen Größen (Cleff 2012). Die Regressionsanalyse hat sich zu einer weit verbreiteten statistischen Methode entwickelt und ist ein wichtiger Bestandteil der multivariaten Analyse. Sie ermöglicht es, die Beziehungen zwischen zwei oder mehr Größen in einem System zu beschreiben und mögliche Veränderungen vorherzusagen. Allerdings ist es oft schwierig, komplexe, nichtlineare Zusammenhänge durch Regressionsanalysen auszudrücken.

Neben der Regressionsanalyse existieren weitere Verfahren zur Beschreibung von Abhängigkeiten zwischen zwei oder mehr Größen. Der statistische Zusammenhang zwischen mehreren Größen kann auch durch Korrelationsverfahren ermittelt werden. Dabei wird die Stärke und Richtung des Zusammenhangs durch den Korrelationskoeffizienten wiedergegeben. Korrelationen sind jedoch empfindlich gegenüber Ausreißern. Nichtlineare Zusammenhänge werden durch Korrelationsverfahren nicht erkannt. Außerdem wird allen Elementen einer Stichprobe die gleiche Stärke zugewiesen. Embrechts et al. (1999) beschreiben die Anwendungsvoraussetzungen und zeigen mögliche Alternativen auf.

Häufig ist es notwendig, die Wahrscheinlichkeiten für mehrere abhängige Größen zu bestimmen. Zu diesem Zweck können multivariate Verteilungsfunktionen wie bivariate Normal-, Lognormal- und Gammaverteilungen verwendet werden. Diese werden mit einer Reihe von Modellparametern konstruiert, die das Verhalten der Zufallsvariablen sowie die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsverteilung selbst beschreiben. Diese Form der Wahrscheinlichkeitsanalyse wurde in der Vergangenheit auch für die hydrologische Fragestellungen verwendet (z.B. Bacchi et al. 1994; Goel et al. 1998; Yue et al. 1999; Sandoval und Raynal-Villaseñor 2008).

Ein Nachteil multivariater Verteilungsfunktionen besteht darin, dass alle betrachteten Größen der gleichen Randverteilung folgen müssen, was die praktische Anwendung in der Hydrologie und im Küsteningenieurwesen einschränkt. Darüber hinaus müssen die betrachteten Größen voneinander unabhängig sein.

Gerade bei Extremereignissen wie Sturmfluten besteht oft eine positive Korrelation zwischen den Scheitelwerten und den signifikanten Wellenhöhen. Wenn diese Abhängigkeiten nicht berücksichtigt werden, kann dies zu einer Unterschätzung des Gesamtrisikos führen (Nguyen und Molinari 2009; Corbella und Stretch 2012). Für weitere Informationen sei an dieser Stelle auf Hartung und Elpelt (2007) verwiesen.

Eine flexiblere Methode ist die Anwendung von Copula-Modellen. Der Begriff der Copula („to couple“) kann mit den Wörtern „Band“ oder „Verbindung“ übersetzt werden. Copulas sind in der Lage, die Abhängigkeitsstruktur von zwei oder mehr Größen unabhängig von deren Randverteilungen zu modellieren. Im mathematischen Sinne sind Copulas Funktionen, die die gemeinsame Verteilung von Zufallsvariablen mit den entsprechenden Randverteilungen verknüpfen (Nelsen 2006). Copula-Modelle wurden ursprünglich in der Finanz- und Versicherungswirtschaft zur Risikobewertung (z.B. Frees und Valdez 1998; Cherubini et al. 2004; Koe et al. 2007; Bouyé et al. 2008; Fan und Patton 2014) eingesetzt. Seitdem hat die Verwendung von multivariaten Copula-Modellen stark zugenommen. Im Jahr 2003 lieferte eine Anfrage nach dem Wort „Copula“ in der Suchmaschine Google 10.000 Treffer. Zwei Jahre später, im Jahr 2005, stieg die Anzahl auf 650.000 (Mikosch 2006). Im Jahr 2022 liefert dieselbe Suche ungefähr elf Millionen Ergebnisse. Copulas werden zunehmend in nahezu allen Wirtschafts- und Wissenschaftsbereichen eingesetzt, wie beispielsweise in der Medizin (Hoyer und Kuss 2015), der Ökonomie (Patton 2012), der Klimaforschung (Schölzel und Friederichs 2008), der Meteorologie (Scheffzik 2015) oder der Biologie (Dokuzoğlu und Purutçuoğlu 2017). In der Hydrologie werden Copulas u.a. zur Charakterisierung von Extremniederschlägen (u.a. Michele und Salvadori 2003; Salvadori und Michele 2004; Zhang und Singh 2007; Serinaldi und Kilsby 2014; Phillips et al. 2022), Niederschlags- und Abflussanalysen (Zhang und Singh 2012), Dürren (u.a. Shiau 2006; Janga Reddy und Ganguli 2012; Michele et al. 2013; AghaKouchak et al. 2014) und von Hochwassergefahren in Flusssystemen (Chen et al. 2012; Pinya et al. 2009) genutzt.

Auch im Küsteningenieurwesen werden neben analytischen und numerischen Modellen vermehrt statistische Modelle eingesetzt, um die Abhängigkeiten zwischen meteorologischen bzw. hydrodynamischen Parametern mit Copulas zu beschreiben. Die Ergebnisse dienen zunehmend als Grundlage für behördliche Entscheidungsprozesse und Planungsaufgaben.

Ferreira und Guedes Soares (2002) haben Bojendaten vor der portugiesischen Küste (Figueira da Foz) verwendet, um die Abhängigkeit der signifikanten Wellenhöhe von der mittleren Wellenperiode mit Copulas zu modellieren. Der Vergleich mit den parametrisch ermittelten Perioden zeigt eine hohe Übereinstimmung. Waal und van Gelder (2005) schlagen für die statistische Abhängigkeit der Seegangparameter Wellenhöhe und -periode ebenfalls die Verwendung von Copulas vor. Die Ergebnisse des Modells wurden mit den Ergebnissen eines empirischen Modells verglichen, das auf den physikalischen Eigenschaften von Wellen basiert. Im Projekt MUSTOK wurden erste Untersuchungen zu gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserständen und Wellenhöhen an der deutschen Ostseeküste (Rostock-Warnemünde) durchgeführt (Fröhle und Schlamkow 2009).

Die Wasserstände wurden durch Messungen ermittelt, während die Wellenhöhen aufgrund der begrenzten Datenverfügbarkeit mit numerischen Modellen berechnet wurden.

Zur Quantifizierung potenzieller Hochwasserschäden modellierten Salecker et al. (2011) die Abhängigkeiten zwischen extremen Wasserständen und der Fülle von Sturmflut-Ganglinien mit Copulas an verschiedenen Standorten entlang der deutschen Ostseeküste. Zwischen beiden Parametern konnte eine moderat positive Korrelation nach Pearson ermittelt werden. Eine geeignete archimedische Copula zur Beschreibung der Abhängigkeiten wurde nicht eindeutig identifiziert. Aufbauend auf dem Modell leiteten Gruhn et al. (2012) Fragilitätskurven für die Zuverlässigkeitsbewertung von Küstenschutzdünen an der deutschen Ostseeküste ab.

Chini und Stansby (2012) nutzten eine Gumbel-Copula in einem integrierten Modellsystem, um die Überströmung eines lokalen Deiches in Walcott (an der Ostküste Großbritanniens) zu modellieren. Das Modellsystem wird genutzt, um die Häufigkeiten und Wiederkehrintervalle in Bezug auf zukünftige Veränderungen der Wasserstände und des Wellenklimas zu untersuchen. Für Hochwasserrisikoanalysen in Cuxhaven und Hörnum in der Deutschen Bucht stellten Wahl et al. (2012) einen Copula-basierten Ansatz zur Ableitung von Überschreitungswahrscheinlichkeiten vor. Dazu wurden die Sturmflutparameter Scheitelwert, Sturmflutintensität (Fülle) und signifikante Wellenhöhe mit einer trivariaten archimedischen Copula verknüpft. Der Begriff der Überschreitungswahrscheinlichkeit sowie weitere stochastische Grundbegriffe im Zusammenhang mit hydrologischen und küstenwasserbaulichen Fragestellungen sind u.a. in Jensen und Frank (2003) und Maniak (2016) erläutert.

Anhand von Wellendaten einer Messboje mit einem Umfang von 18 Jahren untersuchten Corbella und Stretch (2012) die Abhängigkeit zwischen der Strand- und Dünenerosion sowie Sturmflutparametern in der Nähe der Stadt Durban in Südafrika. Ein Sturmflutereignis wurde durch die Parameter Wellenhöhe, Wellenperiode, Wellenanaufrichtung, Dauer, Eintrittszeit und Wasserstand definiert. Die Parameter mit dem größten statistischen Einfluss auf die Erosion sind die Wellenhöhe und die Dauer der Belastung durch Wellen. Li et al. (2013) quantifizierten das Erosionspotenzial einer Küstenschutzdüne in der Gemeinde Norrdwijk in den Niederlanden mit einer vierdimensionalen Copula. Dabei wurden die Abhängigkeiten zwischen der maximalen Wellenhöhe, der Sturmdauer, der Wellenperiode, der Wellenanaufrichtung sowie dem maximalen Wasserstand modelliert. Mit dem Modell DUNERULE (van Rijn 2009) wurde die Dünenerosion anhand von Parameterkombinationen mit definierten Eintrittswahrscheinlichkeiten modelliert. Dabei wurden verschiedene Projektionen des Meeresspiegelanstiegs berücksichtigt (Katsman et al. 2011). Antão und Guedes Soares (2014) modellierten die Abhängigkeit zwischen den Höhen von Tiefwasserwellen und den zugehörigen Wellensteilheiten anhand von Messdaten aus dem Wellenbecken des DHI. Für die Beschreibung der Abhängigkeiten wurden die Gumbel-, Frank-, Gauß-, Clayton- und t-Copula verwendet. Die Ergebnisse, die mit allen fünf Copulas erzielt wurden, sind von vergleichbarer Qualität. Visuell stellen die Gumbel- und Gauß-Copula die Abhängigkeiten am besten dar.

Masina et al. (2015) stellten einen Copula-basierten Ansatz zur Modellierung der Abhängigkeitsstruktur von Wasserstand, Wellenhöhe, Wellenanaufrichtung und der Jahreszeit für Sturmflutereignisse an der Küste von Ravenna (Italien) vor. Der Ansatz bietet Potenzial für verschiedene Anwendungen im Hochwasserrisikomanagement.

Er ermöglicht die Definition einer Reihe von probabilistischen Szenarien für die Umsetzung strategischer Maßnahmen zur Verringerung des Risikos von Verlusten durch zukünftige gefährliche Ereignisse sowie die Entwicklung der am besten geeigneten Notfallpläne. Im Forschungsprojekt HoRisk (Hochwasserrisikomanagement für den Küstenraum) ermittelten Salecker et al. (2017) gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten der Parameter Wasserstand und der Fülle von Ganglinien sowie Wasserstand und Wellenhöhen an verschiedenen Standorten der deutschen Nord- und Ostseeküsten mit Copulas. Diese dienen als Grundlage für die Ermittlung von Versagenswahrscheinlichkeiten von Hochwasserschutzbauwerken.

Für die regelmäßige Sicherheitsüberprüfung der Regionaldeiche in Schleswig-Holstein durch den Landesbetrieb für Küstenschutz, Nationalpark und Meeresschutz (LKN.SH) modellierten Kaehler et al. (2017) und Saathoff und Kaehler (2021) mit Copulas die gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Wellenhöhe für drei Untersuchungsgebiete an der schleswig-holsteinischen Ostseeküste. Die benötigten Seegangsdaten wurden mit lokalen Seegangsmodellen (SWAN) ermittelt und anhand von Bojendaten validiert und ggf. korrigiert. Basierend auf den ermittelten Eintrittswahrscheinlichkeiten und den zugeordneten Parameterkombinationen wurden die zu erwartenden Überlauftaten berechnet. Orzel et al. (2021) modellierten die gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten für die drei Parameter Wellenhöhe, Wellenperiode und Wasserstand bei Sturmfluten mit trivariaten Copulas, um die zukünftige Bemessung von Küstenschutzbauwerken hinsichtlich der Wellenbelastung in Le Havre und Saint Malo (Frankreich, Ärmelkanal) unter Berücksichtigung des Meeresspiegelanstiegs zu ermöglichen. Die numerisch erzeugten Seegangsdaten stammen aus der Hindcast-Datenbank „Anemoc“, die Wasserstandsdaten aus verschiedenen lokalen Pegeln. Die besten Ergebnisse wurden mit einer geschachtelten hierarchischen trivariaten Copula erzielt.

Yan (2006) gibt einen Überblick über die multivariate Modellierung mit Copulas und deren ingenieurtechnische Anwendung. Einen Überblick über Entwicklungen zu Copulas geben Kolev et al. (2006). Salvadori et al. (2007) behandeln theoretische und praktischen Aspekte von Extremwerten in der Natur. Eine kritische Betrachtung von Copulas wurde von Mikosch (2006) verfasst. Weitere Untersuchungen zu Copulas wurden unter anderem von Grimaldi und Serinaldi (2006), Bender et al. (2014) sowie Phillips et al. (2022) durchgeführt.

2.4 Küstenschutz und Verfahren zur Bestimmung der Bemessungswerte

Es gibt zahlreiche technische Lösungen für den Hochwasser- und Küstenschutz, die in aktive und passive Maßnahmen unterteilt werden können. Beim aktiven Küstenschutz wird der Wirkungsbereich der angreifenden Kräfte möglichst weit seewärts verlagert, sodass sie nicht mehr direkt auf die Küste einwirken können. Der passive Küstenschutz hingegen wehrt die angreifenden Kräfte des Meeres direkt an der Küste ab (Klug 1986). Abbildung 1 unterteilt die technischen Lösungen für sandige Küsten in aktive und passive Lösungen. Wie Kohlhasse (1991) verdeutlicht, sind die Lösungen kombinierbar. Alle Schutzmaßnahmen werden besonders bei Sturmfluten mit hohen Wasserständen und gleichzeitig wirkenden Energieeinträgen durch Seegang beansprucht. Sie sind entsprechend der zu erwartenden Belastung zu bemessen. Die Kenntnis der lokalen hydrodynamischen Verhältnisse ist für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken von grundlegender Bedeutung (Weichbrodt et al. 2013).

Im Küstenbereich werden auch Bauwerke errichtet, die nicht dem Küstenschutz dienen, sondern zur Steigerung der Attraktivität der Küstengebiete, zur Förderung des Tourismus oder aus wirtschaftlichen Gründen (z.B. Häfen). Auch diese Bauwerke müssen unter Berücksichtigung der lokalen hydrodynamischen Eingangsparameter bemessen werden. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die wesentlichen technischen Lösungen zum Küstenschutz an der deutschen Ostseeküste sowie Konstruktionen, die nicht direkt dem Küstenschutz dienen. Die Methoden des Küstenschutzes an der deutschen Ostseeküste sind im Regelwerk für Mecklenburg-Vorpommern (Regelwerk MV 2009a) und im Generalplan Küstenschutz für Schleswig-Holstein (Generalplan SH 2022) beschrieben. Die Ausführungen werden regelmäßig aktualisiert.

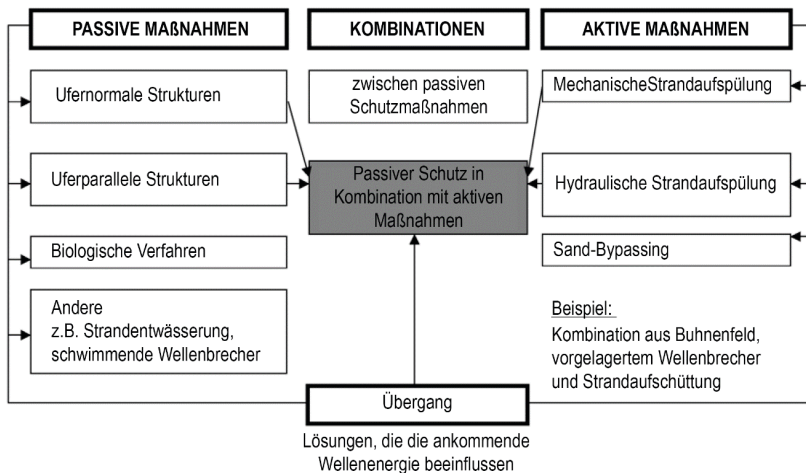


Abbildung 1: Technische Lösungen für den Schutz von Sandstränden (nach Kohlhasse 1991).

Tabelle 1: Beispiele für technische Lösungen zum Küstenschutz und für Konstruktionen ohne direkte Küstenschutzfunktion.

Technische Lösungen zum Küstenschutz	Konstruktionen ohne direkte Küstenschutzfunktion
Deiche Dünen Wellenbrecher Bühnen Sandaufspülungen Deckwerke / Ufermauern Sperrwerke / Schleusen	Seebrücken Offshore-Windparks Hafenstrukturen Strandpromenaden Anlegestellen und Stege

Die Methoden zur Ermittlung der hydrodynamischen Bemessungsparameter und die Methoden zur anschließenden Bemessung von Küstenbauwerken unterliegen keinen harmonisierten Normen der Europäischen Union. Harmonisierte Normen für Bauwerke sind technische Standards, die speziell für die Planung, das Design, die Konstruktion und die Sicherheit von Bauwerken entwickelt wurden. Europäische Normungsorganisationen wie das Europäische Komitee für Normung (CEN) erarbeiten diese Normen, um eine einheitliche und standardisierte Herangehensweise an Bauprojekte in Europa zu gewährleisten (Große Hüttmann 2013). Dies hat zur Folge, dass es keine DIN-Normen für die Bemessung von Küstenbauwerken oder technische Lösungen gibt. Es existieren jedoch Handlungsempfehlungen, die beispielsweise in den Empfehlungen für die Ausführung von Küstenschutzbauwerken (EAK 2020) zusammengefasst sind. Die Empfehlungen für die Planung und Ausführung von Küstenschutzwerken an der Nord- und Ostsee werden vom gemeinsamen Arbeitskreis „Küstenschutzwerke“ der Deutschen Gesellschaft für Geotechnik (DGGT) und der Hafentechnischen Gesellschaft (HTG) erarbeitet.

Für die Abschätzung des Wellenaufbaus bei geböschten Bauwerken wie Deichen empfiehlt die EAK die Anwendung der HUNT-Formel (Hunt 1959). Eine überarbeitete Methode zur Berechnung des Wellenaufbaus ist im EurOtop-Manual beschrieben (EurOtop Manual 2018). Das erforderliche Blockgewicht der Bruchsteine bei Böschungen mit Bruchstein- und Formkörperabdeckungen bei geschütteten Wellenbrechern kann mit dem Ansatz nach Hudson (1961) ermittelt werden. Mit dem Ansatz nach Van der Meer (1988) ist es möglich den notwendigen Steindurchmesser zu berechnen. Für die Bemessung von Pfahlbauwerken gegen Wellenkräfte, wie zum Beispiel Seebrücken und Offshore-Windenergieanlagen, empfiehlt die EAK die Anwendung des Überlagerungsverfahrens nach Morison, O'Brien, Johnson und Schaaf (Morison et al. 1950). Derzeit existiert in der EAK keine Empfehlung für die Bemessung von Dünenbauwerken. Das Bundesland Mecklenburg-Vorpommern verwendet das numerische Modell NEWDUNE um Mindestdünenquerschnitte zu berechnen, die einer Bemessungssturmflut mit gegebenem Seegang standhalten können. Das Modell basiert auf dem Ansatz von Neue (2004). Im BMBF-Forschungsvorhaben Bühnenbau der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau der Universität Rostock wurde ein Bemessungsansatz für die Einbindelänge von Holzpfählen im Bühnenbau entwickelt (Weichbrodt 2008).

In den Methoden zur funktionellen und konstruktiven Bemessung der Küstenschutzbauwerke gehen die hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Wellenhöhe als Bemessungshochwasserstand (BHW) und Bemessungsseegang (BSG) direkt oder indirekt ein. Daher werden nachfolgend die Bemessungsverfahren zur Bestimmung des BHW und des BSG vergleichend vorgestellt. Zuvor werden die Begriffe funktionelle und konstruktive Bemessung, Bemessungs- bzw. Referenzhochwasserstand und Bemessungsseegang definiert.

Bei der Bemessung von Küstenschutzbauwerken wird zwischen der funktionellen und der konstruktiven Bemessung unterschieden. Die funktionelle Bemessung richtet sich nach der speziellen Funktion des Bauwerks. Diese Funktion kann beispielsweise die Kehrung von Sturmfluten, die Umwandlung von Wellenenergie oder die Beeinflussung von Sedimenttransportprozessen sein. Die Bauwerksdimensionen und weitere Eigenschaften wie die Durchlässigkeit werden so festgelegt, dass die Konstruktion die Funktion erfüllt.

Bei der konstruktiven Bemessung sind die hydrodynamischen Parameter so zu wählen, dass das Bauwerk standsicher ist und eine wirtschaftliche Lebensdauer erreicht wird (Weichbrodt et al. 2013). Die für die funktionelle und die konstruktive Bemessung erforderlichen hydrodynamischen Eingangsparameter sind in Abbildung 2 dargestellt.

Bezüglich des Wasserstandes sind für die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung der Referenzhochwasserstand sowie der Bemessungshochwasserstand die maßgeblichen Parameter. Im aktuellen Regelwerk von Mecklenburg-Vorpommern (Regelwerk MV 2022a) sind beide Parameter wie folgt definiert:

„Der Referenzhochwasserstand (RHW) dient ausschließlich zur funktionellen Überprüfung bestehender Küstenschutzbauwerke sowie zur funktionellen Prüfung der Notwendigkeit einer Küstenschutzmaßnahme.“

„Der Bemessungshochwasserstand (BHW) dient dem Entwurf und der Bemessung neuer Küstenschutzbauwerke bzw. dem Ausbau bereits bestehender Anlagen, die den Anforderungen der Sicherheitsüberprüfung nicht entsprechen.“

Beide Parameter sind Ruhewasserstände und ortabhängige Größen, die derzeit für die Dekade 2021-2030 gültig sind. Der BHW ergibt sich aus der Summe des aktuellen RHW und dem Vorsorgemaß von 1 m/100 a. Damit wird der beschleunigte, durch den Klimawandel verursachte Anstieg des Meeresspiegels berücksichtigt. Die Werte sind für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken in Mecklenburg-Vorpommern verbindlich (Regelwerk MV 2012). Die BHW sind in die gesetzlich festgelegten Küstenschutzstrategien der Bundesländer verankert (Heinrichs und Michelsen 2014). Parallel zum BHW wird in Mecklenburg-Vorpommern der Bemessungsseegang (BSG) gemäß dem Regelwerk MV (2022a) definiert. Die Definition lautet:

„Der Bemessungsseegang (BSG) ist der für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung eines Küstenschutzbauwerkes oder einzelner Bauteile maßgebende Seegang und somit eine wichtige Eingangsgröße insbesondere für die konstruktive Bemessung von Küstenschutzbauwerken. [...] Allerdings kann der Bemessungsseegang auch für die funktionelle Bemessung von Küstenschutzbauwerken maßgebend sein, sofern die Einwirkungen des Seegangs die Funktion eines Bauwerks beeinflussen (z.B. Wellenauflaufüberlauf an Hochwasserschutzbauwerken).“

Die wichtigsten Parameter des Bemessungsseegangs sind die signifikante Wellenhöhe, die Wellenperiode und die Wellenanlaufzeit. Weitere Parameter können auf Grundlage statistischer Zusammenhänge aus diesen Parametern abgeschätzt werden. Bei der Verwendung des BSG für funktionelle und konstruktive Bemessungen sind die kleinskaligen naturräumlichen Verhältnisse, örtlichen Wassertiefen sowie Flachwasser- und Bauwerkseffekte zu berücksichtigen. Nachdem grundlegende Begriffe zur Bemessung von Küstenschutzbauwerken definiert wurden, werden im Folgenden die Verfahren zur Ermittlung von BHW und BSG vorgestellt.

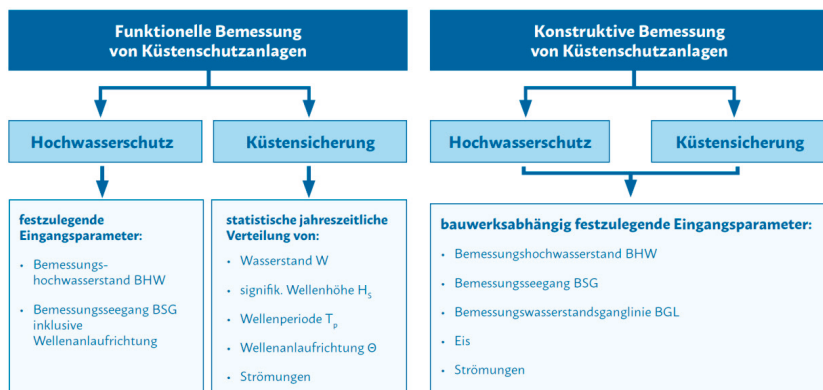


Abbildung 2: Hydrodynamische Eingangsparameter für die funktionelle bzw. konstruktive Bemessung von Küstenschutzbauwerken (Regelwerk MV 2022a).

2.5 Ermittlung von Bemessungshochwasserständen

Bemessungshochwasserstände können durch deterministische und statistische Verfahren ermittelt werden. Die deterministischen Verfahren basieren auf der Überlagerung von bekannten Einzelkomponenten wie der astronomischen Tide, dem Springtideanteil sowie dem Windstauanteil. Alle Komponenten werden separat berechnet, wodurch die Ergebnisse der deterministischen Verfahren reproduzierbar sind. Die stochastischen Verfahren hingegen basieren auf der Wahrscheinlichkeitstheorie. Der Begriff Bemessungshochwasserstand definiert den Wasserstand, der mit einer zuvor festgelegten Eintrittswahrscheinlichkeit oder einem Wiederkehrintervall auftritt. Die Einzelkomponenten von Sturmfluten sind nicht bekannt, daher wird von einer zufälligen Überlagerung ausgegangen. Durch Extrapolation von Wahrscheinlichkeitsanalysen vorhandener Ereignisse wird auf Ereignisse mit geringer Eintrittswahrscheinlichkeit geschlossen. Bei diesen Ereignissen ist die physikalische Plausibilität nicht immer geklärt (Gönnert et al. 2012). Abbildung 3 zeigt die Einteilung der deterministischen und stochastischen Bemessungsverfahren für Sturmflutwasserstände. In Deutschland liegen die Bundesländer Niedersachsen, Bremen (Bremerhaven), Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern direkt an der Küste. Niedersachsen und Bremen grenzen an die Nordsee, Mecklenburg-Vorpommern an die Ostsee. Schleswig-Holstein grenzt im Westen an die Nordsee und im Osten an die Ostsee. Aufgrund der vergleichsweise geringen Küstenlänge des Bundeslandes Bremen werden die Belange des Küstenschutzes in einem gemeinsamen Generalplan der Länder Niedersachsen und Bremen geregelt.

Der BHW für Niedersachsen und Bremen wird durch den Niedersächsischen Landesbetrieb für Wasserwirtschaft, Küsten- und Naturschutz nach der konkreten Vorgabe des Niedersächsischen Deichgesetzes (NDG) mit dem Einzelwertverfahren bestimmt. Das NDG schließt die stochastische Ermittlung des BHW aus und verlangt einen deterministisch begründbaren BHW (Internetauftritt NLWKN; Berkenbrink und Wurpts 2019).

Der LKN.SH ermittelt in Schleswig-Holstein den BWH für die Tideelbe sowie die Nord- und Ostseeküste mit einem univariaten statistischen Verfahren für ein Wiederkehrintervall von 200 Jahren. Dabei wird sichergestellt, dass die Summe des maßgeblichen RHW und des Klimazuschlags nicht niedriger als der bisherige Höchstwasserstand ist (Generalplan SH 2022). Für die Ostseeküste in Mecklenburg-Vorpommern kam in der Vergangenheit das Vergleichswertverfahren zur Anwendung. Seit 2012 wird der BWH ebenfalls mit einem univariaten statistischen Verfahren bestimmt. Der Scheitelwert der bisher höchsten aufgezeichneten Sturmflut von 1872 wird bei der Bestimmung nicht berücksichtigt, sondern nur für vergleichende Betrachtungen herangezogen (Regelwerk MV 2022a).

Im Folgenden werden die deterministischen und statistischen Verfahren erläutert. Die Staukurvenanalyse und die Windstaukurvenanalyse sind nicht Teil der Erläuterungen, da sie bei den Festlegungen der BWH in den deutschen Küstenregionen keine Anwendung finden. Die Staukurvenanalyse berücksichtigt den höchsten Windstau zu allen Tidephasen und ist somit eine Weiterentwicklung des Einzelwertverfahrens (Müller und Gönner 2012). Beim Windstauverfahren werden Sturmfluten in die Komponenten Gezeiten, Windstau und Fernwellen zerlegt und deren Maxima über empirische oder numerische Ansätze nicht-linear überlagert. Für weitere Informationen zu den genannten Methoden wird auf den Abschlussbericht des Forschungsprojektes „Windstauanalysen in Nord- und Ostsee“ (Gönner und Siefert 1999) oder auf entsprechende Publikationen (z.B. Lassen und Gönner 2001) verwiesen.

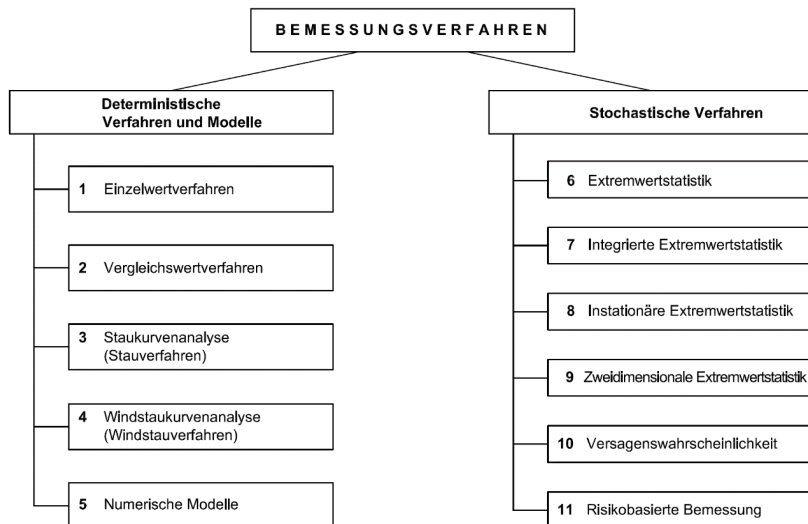


Abbildung 3: Deterministische und stochastische Bemessungsverfahren für Sturmflutwasserstände (Müller und Gönner 2012).

Bei den statischen Verfahren (vgl. Abbildung 3) stellen die Verfahren „Versagenswahrscheinlichkeit“ und „risikobasierte Bemessung“ keine direkten Verfahren zur Ermittlung der Bemessungswasserstände für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken dar. Stattdessen ermitteln sie die Versagenswahrscheinlichkeiten von Küstenschutzbauwerken und bewerten die daraus resultierenden Schäden zum Beispiel über Schadensfunktionen. Dabei fließen sowohl monetäre als auch nicht-monetäre Schäden in eine Risikobewertung ein. Die genannten Verfahren werden in den folgenden Erläuterungen nicht berücksichtigt.

2.5.1 Deterministische Verfahren

Das Einzelwertverfahren

Das Einzelwertverfahren, auch Überlagerungsverfahren oder a-b-c-d-Verfahren genannt, wurde von Hundt (1955) entwickelt und von Lüders (1957) erweitert. Es basiert auf der Kombination der höchsten Werte der Einzelkomponenten aus allen betrachteten Sturmfluten. Das BHW ergibt sich aus der Summe der folgenden vier Komponenten:

- Wert a: Höhe des MThw über NN
- Wert b: Höchste Springtide (HSpThw – MThw)
- Wert c: Höchster bisher eingetretener Windstau
- Wert d: Sicherheitszuschlag

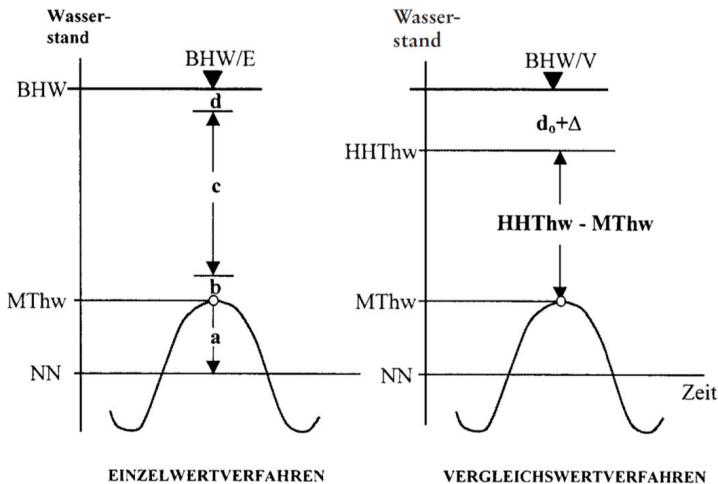


Abbildung 4: Gegenüberstellung des Einzelwertverfahrens (links) und des Vergleichswertverfahrens (rechts) zur Ermittlung des Bemessungswasserstandes (EAK 2020).

MThw steht für das mittlere Tidehochwasser, HSpThw für das Springtidehochwasser und NN bezeichnet die verwendete physikalische Höhenbezugsfläche. Wert c enthält neben dem Windstau noch weitere Komponenten wie den Brandungstau, den Schwingungstau und die durch Fernwellen erzeugte Erhöhung des Wasserstands.

Bei der Festlegung von Wert d wird der lokale zu erwartende Meeresspiegelanstieg infolge des globalen Klimawandels berücksichtigt (EAK 2020). Das Verfahren ist in Abbildung 4 skizziert. Das Einzelwertverfahren ist leicht verständlich und die Ergebnisse sind leicht reproduzierbar. Die Summe der vier Komponenten ergibt einen physikalisch denkbaren, jedoch bisher nicht eingetretenen Sturmflutwasserstand. Allerdings werden bei Sturmfluten die hydrodynamischen Wechselwirkungen der einzelnen Komponenten durch die lineare Überlagerung nicht berücksichtigt. Aus diesem Grund werden die Wasserstände vom Einzelwertverfahren zu hoch geschätzt (Müller und Gönnert 2012).

Vergleichswertverfahren

Gemäß dem Vergleichswertverfahren nach Lüders und Leis (1964) ergibt sich das BHW aus der Summe des höchsten bisher sicher gemessenen lokalen Scheitelwertes ($S_{W,max}$) einer Sturmflut, dem Anstieg des mittleren Wasserstandes (d_0 vom Eintrittsdatum von $S_{W,max}$ bis zum Bemessungsdatum) sowie ein Sicherheitszuschlag (Δ):

$$BHW = S_{W,max} + d_0 + \Delta \quad \text{Gleichung (1)}$$

Der Sicherheitszuschlag umfasst, wie beim Einzelwertverfahren, den lokalen erwarteten Anstieg des Meeres infolge des globalen Klimawandels sowie einen Zuschlag für lokale Besonderheiten (EAK 2020). Das Verfahren, das in Abbildung 4 (rechts) dargestellt ist, ist ebenfalls einfach anzuwenden und leicht reproduzierbar. Es findet keine getrennte Betrachtung der Sturmflutkomponenten statt.

Numerische Modelle

Numerische Modelle bilden physikalische Gesetzmäßigkeiten mit mathematischen Gleichungen ab und werden national und international zur Festlegung und Verifizierung von BHWs eingesetzt (z.B. de Ronde et al. 1995). Durch den fortschreitenden Entwicklungsstand und die wachsende Rechenleistung sind numerische Modelle in der Lage, wesentliche Prozesse und morphologische Einflüsse bei der Entstehung von Sturmfluten in heterogen strukturierten Küstenregionen abzubilden. Hierzu gehören unter anderem die Gezeitendynamik, die Windwirkung, sich ändernde Tiefenverhältnisse und Geländerauheiten. Je nach Größe des Untersuchungsgebiets, der Länge des Simulationszeitraums sowie der zeitlichen und räumlichen Auflösung kann der Modellbetrieb sehr zeitaufwendig sein. Auch die Modellerstellung und -kalibrierung erfordern in der Regel einen hohen zeitlichen Aufwand. Die Modelle benötigen aktuelle topografische Informationen des Untersuchungsgebietes. Die Erhebung von Bathymetriedaten im Küstenbereich ist mit einem hohen technischen und finanziellen Aufwand verbunden. Aus diesem Grund liegen oft keine oder veraltete Bathymetriedaten vor (KFKI 2018).

Numerische Modelle sind in der Lage sowohl historische als auch zukünftige Sturmfluten zu modellieren. Die daraus gewonnen Erkenntnisse können bei der Festlegung des BHW berücksichtigt werden. Des Weiteren ist es möglich die Eingangsparameter zu variieren und somit ungünstige Kombinationen zu finden. Dieser Vorgang ist der Teil Bemessungspraxis in den Niederlanden.

2.5.2 Stochastische Verfahren

Die stochastischen Verfahren basieren auf der Extremwertstatistik. Um belastbare BHW abzuleiten, sind lange Zeitreihen mit einer ausreichenden Anzahl an Extremwertereignissen erforderlich. Aus den Beobachtungen der Vergangenheit können Ereignisse mit geringen Wahrscheinlichkeiten extrapoliert werden, die höher sind als die bisher gemessenen (Müller und Gönner 2012). Dies stellt einen wesentlichen Vorteil gegenüber den deterministischen Verfahren dar. Die stochastischen Verfahren erfordern nach EAK (2020) im Wesentlichen folgende Schritte:

- Datenakquise und Datenplausibilisierung,
- Generierung einer Stichprobe mit extremen Ereignissen,
- Auswahl einer geeigneten extremwertstatistischen Verteilungsfunktion,
- Anpassung der Verteilungsfunktion an die Stichprobe,
- Bewertung der Anpassung und Ermittlung von Konfidenzintervallen und
- Extrapolation der Daten auf zuvor festgelegte Eintrittswahrscheinlichkeiten.

Die Durchführung dieser Schritte mit verschiedenen statistischen Methoden kann zu unterschiedlichen Ergebnissen führen. Zudem ist die Wahl der am besten geeigneten Verteilungsfunktion oft subjektiv beeinflusst (Arns et al. 2013b). In der Praxis sind die statistischen Anforderungen an die zugrundeliegenden Zeitreihen (Homogenität, Plausibilität und Stationarität) zur Durchführung der Extremwertstatistik oft nur eingeschränkt oder gar nicht gegeben. Die Verwendung sehr kurzer Zeitreihen führt zu einer fehlerhaften Anpassung der abgeleiteten Stichprobe an die Verteilungsfunktion und zu unrealistischen Überschreitungswahrscheinlichkeiten (Hamed und Rao 2019). Eine Vergleichbarkeit zwischen regionalen Pegelstandorten ist bei unterschiedlichen Stichprobenumfängen nur begrenzt gegeben. Eine Lösung bietet die Anwendung von Regionalisierungsverfahren (Arns et al. 2013a). Bei der Anwendung der Verfahren ist es wichtig, die physikalischen Grenzbedingungen (Homogenität) zu beachten. Extreme Wellenhöhen hängen von der Wassertiefe ab und können durch die Windwirklänge (auch Fetchlänge genannt) höhenbegrenzt sein. Bei extremen Wasserständen können sich die lokalen Systemeigenschaften ändern, wodurch die durch die Extrapolation gewonnenen Daten unrealistisch werden können (EAK 2020).

Extremwertstatistik und integrierte Extremwertstatistik

Bei der univariaten Extremwertstatistik wird mit einem geeigneten Verfahren eine Stichprobe mit Extremwerten der zugrundeliegenden Zeitreihe gebildet. Anschließend werden die Parameter verschiedener Extremwertverteilungen durch Anpassungsmethoden geschätzt. In der Regel kommen zur Schätzung numerische Methoden zum Einsatz. Zur Bewertung der Anpassung und zur Auswahl der geeigneten Verteilungsfunktion stehen visuelle Methoden und statistische Tests zur Verfügung. Das Bemessungsereignis wird anhand der zuvor festgelegten Eintrittswahrscheinlichkeit extrapoliert. In Mecklenburg-Vorpommern und in Schleswig-Holstein wurde das Wiederkehrintervall für das maßgebende BHW auf 200 Jahre festgesetzt, was einer Unterschreitungswahrscheinlichkeit von $p = 0,995$ entspricht (Regelwerk MV 2022a; Generalplan SH 2022). Abbildung 5 zeigt verschiedene Extremwertfunktionen, die an die Daten des Pegels Warnemünde angepasst sind, sowie die Wasserstände für verschiedene Unterschreitungswahrscheinlichkeiten.

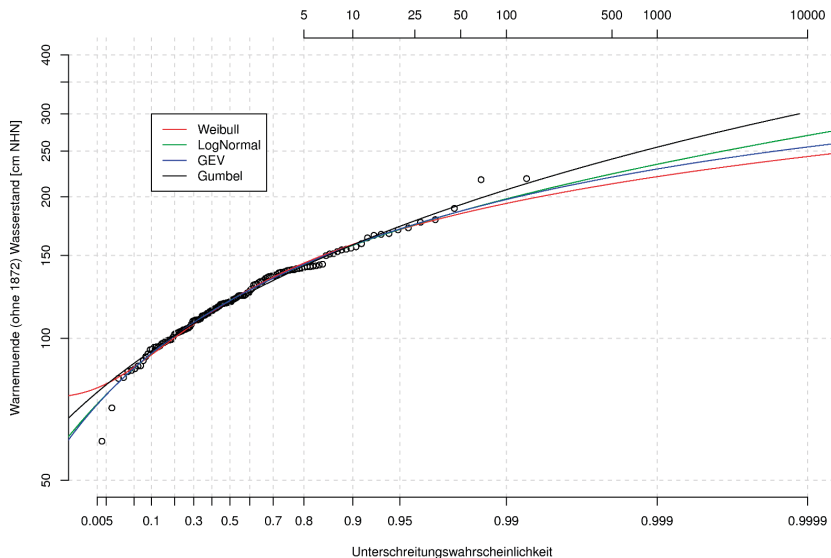


Abbildung 5: Wasserstände für verschiedene Eintrittswahrscheinlichkeiten und angepasste Extremwertfunktionen der Daten des Pegels Warnemünde (Regelwerk MV 2022b).

In der integrierten Extremwertstatistik werden gesicherte historische Sturmflutereignisse in die Stichprobe integriert. Historische Extremwerte werden beispielsweise aus historischen Aufzeichnungen (z.B. Baensch 1875) und Gewässerkundlichen Jahrbüchern entnommen oder aus historischen Flutmarken an Gebäuden abgeleitet (Regelwerk MV 2009a). Bei historischen Ereignissen ist zu beachten, dass in der Regel nicht die Höhe des Wasserstandes der Grund für die Überlieferung war, sondern vielmehr die damit verbundenen Schäden oder Menschenverluste. Es kann also vorkommen, dass ein eher niedriger Wasserstand, der jedoch zu schweren Schäden geführt hat, auch als katastrophale Sturmflut überliefert wird. Ebenso bleiben eventuell extrem hohe Ereignisse, die zu keinen Schäden geführt haben, unerwähnt (Mudersbach und Jensen 2009). Historische Extremereignisse können nicht nur aus historischen Aufzeichnungen, sondern auch aus Modellrechnungen abgeleitet werden. Ein Beispiel hierfür sind die Arbeiten von Bork und Müller-Navara (2005) und Rosenhagen und Bork (2009). Bei der Festlegung der BHW an der Ostseeküste von Mecklenburg-Vorpommern werden historische Extremereignisse berücksichtigt.

Instationäre Extremwertstatistik

Die stationären Verfahren der Extremwertstatistik setzen stationäre Verhältnisse voraus. Allerdings sind Zeitreihen von hydrodynamischen Größen in der Regel nicht stationär, da Wasserstände in der Ostsee durch Landhebungseffekte und den globalen Klimawandel beeinflusst werden und somit langfristig nicht stationär sind (Patzke und Fröhle 2022). Wenn in einer Zeitreihe ein positiver Trend angenommen wird, nimmt auch die Überschreitungswahrscheinlichkeit zu.

Eine wesentliche Grundlage der instationären Extremwertstatistik ist die Berechnung der Veränderung der Überschreitungswahrscheinlichkeiten über die Zeit. Im Gegensatz zur stationären Berechnung basiert die eigentliche Bemessung nicht allein auf der Vorgabe eines Sicherheitsniveaus in Form eines Wiederkehrintervalls, sondern auf der Vorgabe einer Überschreitungswahrscheinlichkeit und einer Bauwerkslebensdauer (Mudersbach et al. 2017). Mudersbach (2009) und Neitzel (2021) haben sich ausführlich mit der instationären Extremwertstatistik befasst. Derzeit gibt es keine einheitlichen Empfehlungen für die Anwendung dieses Verfahrens zur Bemessung von Größen im Küsteningenieurwesen, weshalb die Anwendung bisher auf Einzelfälle begrenzt ist (Müller und Gönner 2012).

Zweidimensionale Extremwertstatistik

Bei der Bemessung von Küstenschutzbauwerken sind oft mehrere hydrodynamische Eingangsgrößen zu berücksichtigen. Daher ist es von Interesse, die gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeit von zwei Parametern zu kennen. Diese kann mit Verfahren der zweidimensionalen Extremwertstatistik, auch bivariate Extremwertstatistik genannt, berechnet werden. Diese Methoden sind dabei nicht auf zwei Größen beschränkt, sondern können mit beliebig vielen Größen (multivariat) angewendet werden. Praktische Anwendungsfälle sind z.B. die Schätzung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Sturmscheitelwerten und Sturmflutfüllen, Wellenhöhen und -perioden oder den Scheitelwerten und der Dauer einer Sturmflut. Gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten mehrerer Größen werden mit multivariaten Verteilungsfunktionen berechnet. Diese sind mathematisch in sich geschlossen, setzen jedoch voraus, dass die betrachteten Größen unabhängig voneinander sind und der gleichen Verteilung folgen. Es stehen nur eine begrenzte Auswahl an multivariaten Verteilungsfunktionen zur Verfügung (EAK 2020). Die zweite Möglichkeit ist die Anwendung von Copula-Modellen. Sie beschreiben den funktionalen Zusammenhang zwischen den Randverteilungen von zwei oder mehreren Größen und ihrer gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsverteilung. Die Größen können dabei verschiedenen Randverteilungen folgen, was die Modellierung mit Copulas flexibler macht (Genest und Favre 2007). Abbildung 6 zeigt die gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten für die Sturmflutparameter Scheitelwert und Fülle am Pegel Cuxhaven (Müller und Gönner 2012).

Für beide Varianten sind lange und konsistente Zeitreihen der untersuchten Parameter erforderlich. Copula-Modelle werden vorwiegend in wissenschaftlichen Betrachtungen behandelt, haben jedoch mittlerweile auch Einzug in die Bemessungspraxis gefunden (Generalplan SH 2022).

Ein Blick zu den europäischen Nachbarländern zeigt, dass es möglich ist, deterministische und stochastische Bemessungsverfahren miteinander zu kombinieren. In den Niederlanden wird ein kombinierter stochastisch-deterministischer Ansatz verwendet. Der stochastische Teil des Ansatzes basiert auf der Extremwertstatistik. Die Daten von Zeitreihen von neun Pegeln werden an entsprechende Extremwertverteilungen angepasst und anschließend Wasserstände mit geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten extrapoliert. Um BHW für weitere Lokationen an der Küste abzuleiten, werden numerische Modelle (deterministischer Teil) eingesetzt. Die Wasserstände werden anhand verschiedener Variationen historischer Wetterlagen modelliert und miteinander verglichen.

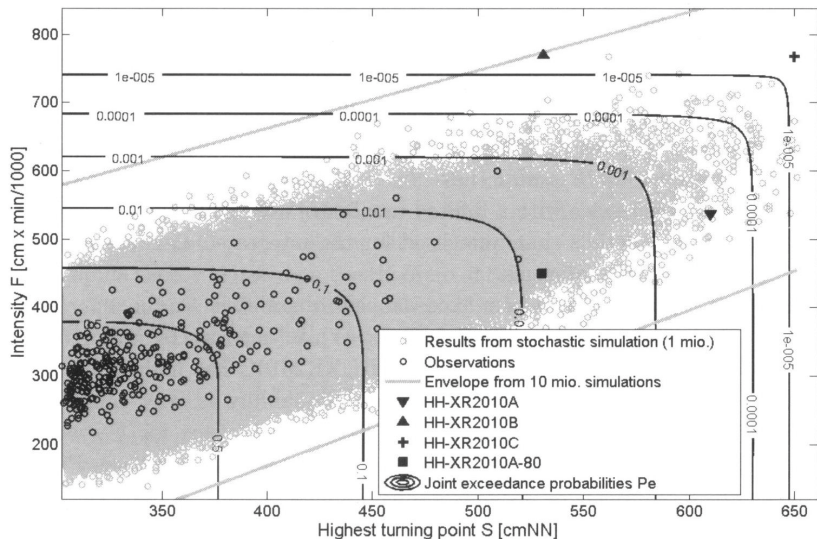


Abbildung 6: Darstellung der Isolinien mit gemeinsamen Überschreitungswahrscheinlichkeiten für die Sturmflutparameter Scheitelwert S und Fülle F am Pegel Cuxhaven (Wahl et al. 2015).

In Belgien sind zwei Regionen durch Sturmfluten bedroht: das Scheldeästuar und die Flandrische Küste. Aufgrund der unterschiedlichen hydrodynamischen Gegebenheiten werden in beiden Regionen die BHW mit unterschiedlichen Verfahren bestimmt. Im Scheldeästuar werden zunächst synthetische Sturmflutganglinien anhand von Pegeldaten der Ortschaft Vlissingen erstellt. Diese Ganglinien werden genutzt, um mit dem hydrodynamischen numerischen Modell „Mike 11“ Bemessungswerte für das gesamte Ästuar abzuleiten. An der Flandrischen Küste werden der astronomische Gezeitenanteil (deterministisch) und der Windstauanteil (stochastisch) getrennt bestimmt. Die Grundlage hierfür bildet der Pegel in Oostende, für den seit 1925 Daten vorliegen. Die Extremwertverteilung der Wasserstände unter Berücksichtigung von Tide und Windstau wird mit einer Faltungsfunktion bestimmt, was im Ergebnis näherungsweise einem gleitenden Mittelwert entspricht (Müller und Gönner 2012).

In Dänemark werden BHW mit der univariaten Extremwertstatistik bestimmt. Hierfür werden 55 Pegelzeitreihen mit einem zeitlichen Umfang von 11 bis 133 Jahren als Grundlage genommen. Um die unterschiedlichen Längen der Zeitreihen anzugleichen, wird eine Regionalisierung durchgeführt. Dabei werden Pegelzeitreihen mit vergleichbaren statistischen Eigenschaften in lokale Gruppen zusammengefasst. Innerhalb dieser Gruppen wird angenommen, dass die Extremwerte der gleichen Verteilung folgen. Anschließend werden die Daten an die Extremwertverteilungen angepasst und Bemessungswerte abgeleitet (Müller und Gönner 2012).

2.6 Ermittlung von Bemessungsseegang

Die zweite wichtige Bemessungsgröße für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken ist der Bemessungsseegang (BSG). Seegang wird bei Bemessungsfragen in der Regel durch die Parameter signifikante Wellenhöhe, Wellenperiode und Wellenanaufrichtung beschrieben. Weitere bemessungsrelevante Parameter können durch statistische Zusammenhänge aus den genannten Parametern abgeschätzt werden (Regelwerk MV 2022a). Die EAK (2020) definiert den BSG als

„[...] das Seegangereignis, das die maßgebende Belastung eines Bauwerks oder eines Bauwerksteils hervorruft, oder die Wirkung eines Bauwerks oder einer Baumaßnahme charakteristisch zum Ausdruck bringt.“

Der Seegang wird lokal von der Wassertiefe und den hydrodynamischen Größen Wasserstrand, Strömung und Wind beeinflusst. Bei der Festlegung des BSG sind diese Faktoren sowie mögliche Flachwasser- und Bauwerkseffekte zu berücksichtigen (Regelwerk MV 2022a). Bei der konstruktiven Bemessung ist der Seegang mit der maximal zu erwartenden Bauwerksbelastung maßgeblich. Für die funktionelle Bemessung hingegen sind nicht zwangsläufig die extremen Ereignisse bemessungsrelevant. Oft wird eine Häufigkeitsverteilung der Seegangereignisse für die funktionale Bemessung zugrunde gelegt. Die Häufigkeitsverteilung wird meist für die Wellenhöhen in Abhängigkeit der Wellenanaufrichtung durchgeführt. Abbildung 7 zeigt beispielhaft die Häufigkeitsverteilung des Seegangs im Küstenvorfeld von Warnemünde.

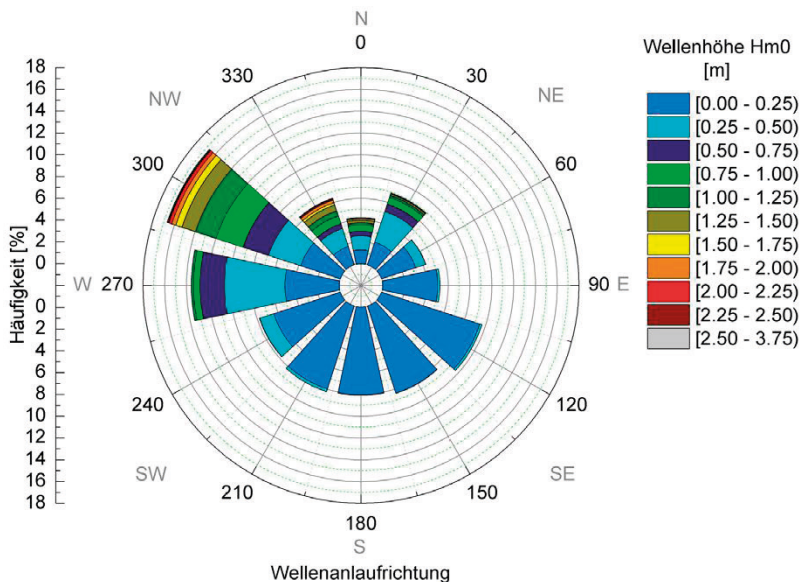


Abbildung 7: Häufigkeitsverteilung der Wellenhöhen in Abhängigkeit der Wellenanaufrichtung für Warnemünde (Regelwerk MV 2022a).

Die Grundlage für den BSG sind lange Seegangszeitreihen, ähnlich wie bei der Ermittlung des BHW. Allerdings liegen diese nicht flächendeckend und in ausreichendem Umfang an den Küsten vor. Zur Abschätzung der Seegangparameter können empirische Berechnungsansätze genutzt werden. Diese haben den Vorteil, dass nur wenige Eingangsdaten benötigt werden. Je nach Ansatz werden die Seegangparameter auf Basis von Windgeschwindigkeiten, Fetchlänge, Windwirkdauer und Wassertiefe bestimmt. Die ersten Seegangsvorhersageverfahren wurden im Jahr 1947 in den USA von Munk und Sverdrup (1947) entwickelt. Sie beruhen auf Erfahrungs- und Beobachtungswerten und erlauben die Berechnung der mittleren Wellenhöhe und mittleren Periode auf Basis von Windgeschwindigkeiten und Fetchlängen. In den Jahren 1968 bis 1977 wurde im Forschungsprojekt „Joint North Sea Wave Project“ (JONSWAP) der Seegang mit internationaler Beteiligung ausgiebig untersucht und wichtige Erkenntnisse zur Genese von Seegang gewonnen (Hasselmann et al. 1973; DWD 1979; EAK 2020). In der Literatur werden folgende Verfahren angewendet:

- Seegangsvorhersage im Flachwasser nach dem Shore Protection Manual (SPM 2001),
- Seegangsvorhersage im Tiefwasser nach dem Shore Protection Manual (SPM 2001) und
- Seegangsvorhersage im Tiefwasser nach Richter (1979).

Ein Nachteil der Vorhersageverfahren ist, dass die örtlichen Begebenheiten, wie beispielsweise die küstennahen Tiefenverhältnisse, unberücksichtigt bleiben. Wenn Seegangs- und Windinformationen im Untersuchungsgebiet vorhanden sind, können statistische Verfahren genutzt werden, um die Zusammenhänge zwischen Wellenhöhen und Windgeschwindigkeiten zu beschreiben. In der Literatur werden diese Verfahren in der Regel als Wind-Wellen-Korrelation bezeichnet. Sie umfassen die Ermittlung der Wellenhöhen sowie die statistische Berechnung der Wellenanaufrichtungen und Wellenperioden. Die Methodik zur Ermittlung der Wind-Wellen-Korrelationen und die relevanten Einflussfaktoren sind in Abbildung 8 schematisch dargestellt.

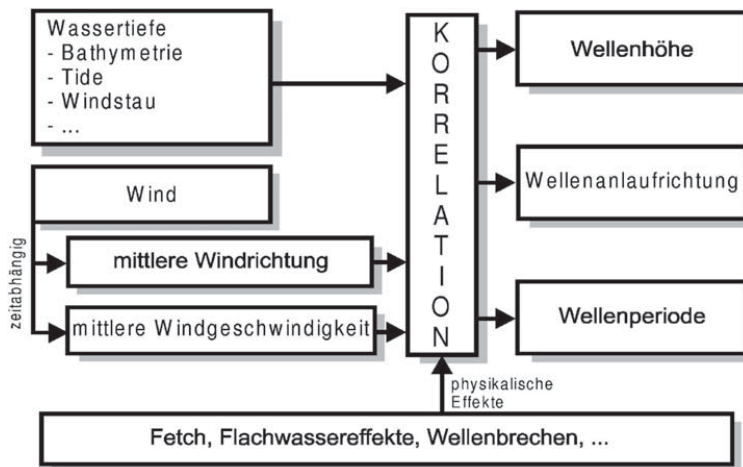


Abbildung 8: Schema der Wind-Wellen-Korrelation (nach Witte et al. 1999, aus Fröhle und Schlamkow 2009).

Um die statistische Abhängigkeit zwischen der lokalen Windgeschwindigkeit und der resultierenden Wellenhöhe zu berechnen, werden die Daten entsprechend der Windrichtung in Klassen eingeteilt. Innerhalb jeder Klasse wird die Abhängigkeit der gemessenen Wellenhöhen von der gemessenen Windgeschwindigkeit durch ein Regressionsmodell beschrieben. Die Qualität des Modells hängt von der Breite der Windrichtungsklasse, der Wahl des Regressionsmodells und dem Zeitversatz zwischen Wind- und Wellenmessungen ab (EAK 2020).

Neben den empirischen Verfahren können numerische Modelle genutzt werden, um Seegang abzubilden. Die Modellierung des Seegangs unterliegt den gleichen Anforderungen wie die Modellierung der Wasserstände (vgl. Abschnitt 2.5.1) und wird daher nicht gesondert erläutert. Die stochastischen Verfahren, die bereits in Abschnitt 2.5.2 erläutert wurden, können auch mit Seegangsdaten angewendet werden.

Die Methoden in den Bundesländern Schleswig-Holstein, Niedersachsen und Mecklenburg-Vorpommern zur Bestimmung des BSG sind vergleichbar. An den Nord- und Ostseeküsten werden Seegangsmessungen durchgeführt, die als Grundlage für numerische Seegangsmodelle dienen. Der BSG wird aus den Modellergebnissen abgeleitet (Generalplan SH 2022; Generalplan NI 2020; Regelwerk MV 2022a). Der LKN.SH weist darauf hin, dass dieses Verfahren in Schleswig-Holstein noch mit Unsicherheiten behaftet ist und weitere Seegangsmessungen erforderlich sind. In Mecklenburg-Vorpommern werden zur Modellverifizierung und Informationserweiterung empirische Verfahren und Wind-Wellen-Korrelationen verwendet, welche in Abschnitt 4.3.2 näher erläutert werden. In Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern wird der BSG mit der univariaten Extremwertstatistik richtungsabhängig für ein Wiederkehrintervall von 200 Jahren ermittelt. In Niedersachsen basiert der BSG auf den Ergebnissen numerischer Modelle. Die Seegangsspektren des Modells SWAN werden im Wellenauf- und Überlaufmodell OTT-1d eingesteuert, welches unterschiedliche Deichgeometrien und Oberflächenrauheiten berücksichtigt (Berkenbrink et al. 2018). Derzeit ist in keinem Bundesland ein Sicherheitszuschlag für Änderungen des Seegangsklimas aufgrund des globalen Klimawandels vorgesehen.

2.7 Zusammenfassung und Bewertung

Grundlage für der Berechnung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Wellenhöhen sind lange Zeitreihen mit einer möglichst großen Anzahl an Extremwerten. Aus diesem Grund wurde zunächst der Stand der Wissenschaft für die Gewinnung von Wasserstandsdaten und Seegangsdaten in der südwestlichen Ostsee analysiert.

Seit Mitte des 19. Jahrhunderts werden Wasserstände regelmäßig und zeitlich hoch aufgelöst gemessen. Der zeitliche Umfang der Messungen ist jedoch heterogen, was die Vergleichbarkeit zwischen den Küstenabschnitten einschränkt. Historische bemessungsrelevante Sturmfluten, wie zum Beispiel die Sturmflut von 1872, liegen nicht zeitlich hochaufgelöst vor. In der Regel ist nur der maximale Wasserstand bedeutender Sturmfluten historisch überliefert. In der Forschung wird versucht, vergangene Ereignisse auf Basis von meteorologischen Informationen in Modellen zu rekonstruieren. Mit den CoastDat-Datensätzen stehen zeitlich lückenlose und umfangreiche Wasserstands- und Seegangsdaten der jüngeren Vergangenheit zur Verfügung. Diese Daten wurden jedoch mit unterschiedlichen numerischen Modellen erzeugt und sind somit nicht konsistent.

Synthetische Sturmflutverläufe mit vorgebenden Eigenschaften (z.B. Scheitelwert und Dauer) können mit entsprechenden stochastischen Modellen und Monte-Carlo-Simulationen erzeugt werden. Im Vergleich zu anderen hydrodynamischen Größen ist der Wasserstand die am längsten gemessene und am häufigsten wissenschaftlich untersuchte Größe.

Die Seegangsdaten in der südwestlichen Ostsee basieren überwiegend auf Modellrechnungen. Messungen liegen nur vereinzelt punktuell und für relativ kurze Zeiträume vor. Dies ist auf die vergleichsweise junge und wartungsintensive Seegangsmesstechnik zurückzuführen. Die längsten Seegangszeitreihen an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns mit einem aktuellen Umfang von 24 Jahren wurden vom Internen Messnetz Küste (IMK) erhoben. Grundsätzlich ist die Modellierung der Hydrodynamik weit zurückliegender Ereignisse mit Unsicherheiten behaftet, da die meteorologischen Verhältnisse nur unzureichend bekannt bzw. reproduzierbar sind. Auch eine Validierung der Modelle ist für historische Ereignisse nur eingeschränkt möglich.

Multivariate Wahrscheinlichkeitsanalysen werden eingesetzt, um die Abhängigkeiten und Eintrittswahrscheinlichkeiten von zwei oder mehr Größen zu beschreiben. Klassische Methoden sind Regressionsanalysen und multivariate Wahrscheinlichkeitsfunktionen, die jedoch Einschränkungen unterliegen. Copula-Modelle bieten eine flexible Möglichkeit zur Beschreibung der Abhängigkeitsstruktur, da die Größen unterschiedlichen Randverteilungen angehören können. Copulas wurden zunächst in der Finanzwirtschaft eingesetzt, werden aber zunehmend auch für hydrologische Fragestellungen und im Küsteningenieurwesen verwendet. Die Anzahl der in den letzten Jahren veröffentlichten wissenschaftlichen Beiträge zeigt, dass die Berücksichtigung gemeinsamer Eintrittswahrscheinlichkeiten bei der Festlegung von Bemessungsgrößen an Bedeutung gewinnt.

Für die funktionelle und konstruktive Bemessung von Küstenschutzbauwerken müssen hydrodynamische Eingangsparameter festgelegt werden. Diese sind so zu wählen, dass das Bauwerk die vorgesehene Funktion erfüllt und für die geplante Nutzungsdauer standsicher ist. Die wichtigsten Parameter sowohl für die funktionelle als auch für die konstruktive Bemessung sind der Wasserstand und der Seegang. Beide Parameter können mit deterministischen und stochastischen Verfahren bestimmt werden. Eine Kombination beider Verfahren ist möglich.

In Deutschland und den europäischen Nachbarländern ist die Wahl der Verfahren heterogen. Dies hat zum einen historische und politische Gründe, zum anderen erfordern die naturräumlichen Gegebenheiten angepasste Strategien bei der Festlegung. Voraussetzung für deterministische und stochastische Verfahren sind lange Zeitreihen der betrachteten Parameter. Der Vorteil der stochastischen Verfahren liegt darin, dass aus Beobachtungen der Vergangenheit Ereignisse mit geringer Eintrittswahrscheinlichkeit extrapoliert werden können. Als Stand der Technik ist das Verfahren der univariaten Extremwertstatistik anzusehen. In Deutschland werden verbindliche Bemessungswerte als Entscheidungsgrundlage in Rahmenplänen oder Regelwerken dokumentiert. Die Werte werden in regelmäßigen Zyklen (in der Regel 10 Jahre) auf der Grundlage neuer Daten und neuer wissenschaftlicher Erkenntnisse überprüft.

Extreme Wasserstände und extremer Seegang bei windinduzierten Sturmfluten werden durch die gleichen meteorologischen Ereignisse verursacht und treten daher nicht unabhängig voneinander auf. Die derzeit in den Bundesländern verwendeten Verfahren zur Bestimmung von BHW und BSG sind univariat und berücksichtigen nicht die Abhängigkeiten zwischen den beiden Parametern. Dies kann zu einer suboptimalen Bemessung von Küstenbauwerken führen.

Mit den Copula-Modellen steht ein flexibles Werkzeug zur Berechnung einer gemeinsamen Verteilungsfunktion und zur Ableitung gemeinsamer Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserstand und Wellenhöhe, als wichtigster Seegangparameter, zur Verfügung. Damit ist es möglich, die Abhängigkeiten beider Parameter bei der Festlegung von Bemessungswerten zu berücksichtigen, was einen Mehrwert für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenbauwerken darstellt. Voraussetzung für die Anwendung von Copula-Modellen sind Daten, die die Abhängigkeiten zwischen Wasserstand und Wellenhöhe physikalisch konsistent beschreiben. Es ist daher zu prüfen, inwieweit konsistente Daten für die Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns vorliegen bzw. generiert werden können. In den Regelwerken des Küstenschutzes der Bundesländer und in den Empfehlungen für Küstenschutzbauwerke wird betont, dass die Parameter standortspezifisch festzulegen sind, da sie von der Morphologie und anderen Effekten beeinflusst werden. Dies gilt insbesondere für die Seegangparameter. Es ist daher auch zu prüfen, ob die hydrodynamischen Verhältnisse an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns mit einem Wahrscheinlichkeitsmodell beschrieben werden können oder ob die heterogenen naturräumlichen Verhältnisse der Küstenabschnitte den Aufbau mehrerer Modelle erfordern.

3. Das Untersuchungsgebiet

3.1 Entstehung und naturräumliche Verhältnisse der südwestlichen Ostsee

Die Ostsee ist mit einem Alter von etwa 8000 Jahren ein vergleichsweise junges Meer. Am Ende der letzten Kaltzeit (Weichsel-Kaltzeit) schmolzen die skandinavischen Gletscher und füllten das Ostseebecken mit dem geschmolzenen Süßwasser. Durch den globalen Anstieg des Meeresspiegels entstand eine physikalische Verbindung zur Nordsee, die den Austausch von Wassermassen ermöglicht. Das Land in Skandinavien, das durch das Abschmelzen der Gletscher vom Eis befreit wurde, hob sich an (Isostasie) und isolierte erneut das junge Meer, wodurch der Ancylus-See entstand. Durch den weiteren Anstieg des Meeresspiegels wurde die Verbindung zur Nordsee (Kattegat) wiederhergestellt und der Austausch von Salz- und Süßwasser wurde möglich (Spielhagen 2020). Seitdem ist die Ostsee ein Brackwassermeer. Landhebungs- und Meeresspiegelanstiegsprozesse finden auch heute noch statt. Etwa alle 10 Jahre kommt es zu größeren Salzwassereinbrüchen durch das Kattegat zwischen Dänemark und Schweden. Diese Einbrüche transportieren sauerstoffreiches Wasser in die Ostsee und bilden die Lebensgrundlage für ein intaktes Ökosystem. Der Salzgehalt nimmt von Nordwesten nach Süden hin ab. Im nordwestlichen Teil beträgt er durchschnittlich 3 ‰, während er im Südosten auf 1,9 ‰ sinkt. Die niedrigsten Konzentrationen werden im Finnischen Meerbusen gemessen, wo sie zwischen 0,5 ‰ und 0,3 ‰ liegen. In die Ostsee münden zahlreiche Flüsse. Der stetige Zufluss von Süßwasser verhindert eine vollständige Versalzung (Feistel 2006).

Tabelle 2: Charakteristische Kennwerte der Ostsee.

Kennwert	Größe
Nord-Süd-Ausdehnung	1300 km
West-Ost-Ausdehnung	1000 km
Maximale Breite	300 m
Mittlere Tiefe	52 m
Maximale Tiefe	460 m

Die Ostsee hat eine Fläche von 420.000 km² und ein Volumen von 22.000 km³. Weitere charakteristische Kennwerte sind in Tabelle 2 aufgeführt. Sie ist in mehrere Becken unterteilt, die durch Schwellen miteinander verbunden sind: Das Arkonabecken (max. Tiefe ca. 45 m), das Bornholmbecken (max. Tiefe ca. 100 m), das östliche und westliche Gotlandbecken (max. Tiefe 460 m), der Finnische Meerbusen (max. Tiefe 120 m), das Bottnische Meer und die Bottnische Bucht (Tiefen von 120 m bzw. 80 m). Die durchschnittliche Tiefe beträgt 52 m (Feistel et al. 2008).

Die heutigen Küstenformen der Ostsee sind das Ergebnis von Prozessen während der vergangenen Kaltzeit. In dieser Zeit floss Schmelzwasser aus den nördlichen Gebieten in das Ostseebecken und transportierte dabei Sedimente, Geröll und Felsblöcke nach Süden. Die Abtragungs- und Anlandungsgebiete sind in Abbildung 9 dargestellt. Noch heute sind diese Felsblöcke, auch Findlinge genannt, in Norddeutschland zu finden. Typisch für den nördlichen Küstenbereich sind Felsküsten mit vielen Buchten, wie Schären- und Förde-Küsten. Die Sedimente, die im Norden abgetragen wurden, lagerten sich südlich der heutigen Ostsee ab und füllten die stark gegliederte Küste auf.

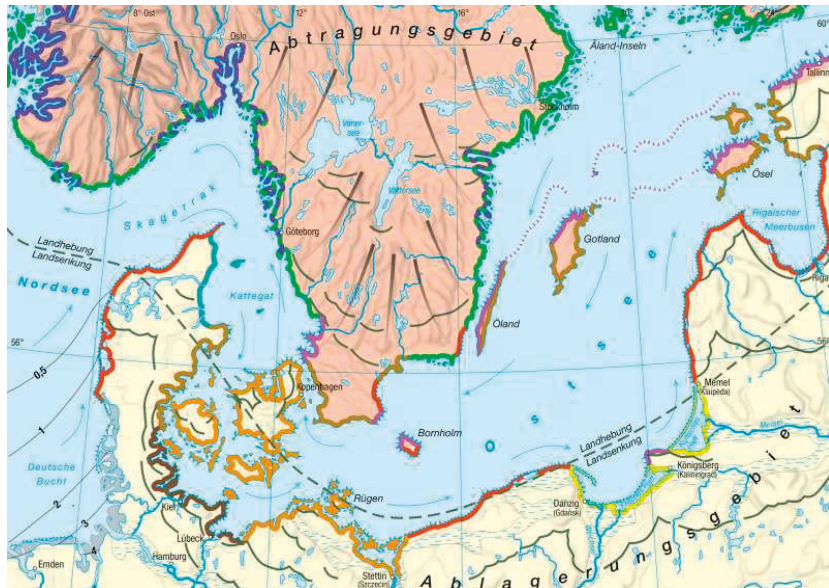


Abbildung 9: Darstellung der kaltzeitlichen Abtragungs- und Ablagerungsgebiete an den Küsten der Ostsee (Michael und Munt 2012).

Die feinkörnigen Sandstrände an den Küsten Deutschlands und Polens sind das Ergebnis dieser Prozesse (Michael und Munt 2012). Die geologische Entwicklung im Pleistozän und die Entwicklung der Ostsee und der Küsten haben in Mecklenburg-Vorpommern zur Ausbildung von drei wesentlichen morphologischen Küstentypen geführt (Abbildung 10). Diese werden im folgenden Abschnitt beschrieben.

3.2 Die Küsten der Ostsee

Die Küste von Mecklenburg-Vorpommern lässt sich in drei morphologische Küstentypen einteilen (vgl. Abbildung 10). Von Schleswig-Holstein bis zur Insel Poel ist die Küste schwach gegliedert und durch glaziale Zungen in große Buchten unterteilt, wie zum Beispiel die Lübecker und Wismarer Bucht. Dieser Küstenabschnitt wird als Großbuchtenküste bezeichnet. Nach Osten hin nehmen die Ausgleichsprozesse zu. Der Bereich zwischen Poel und der Rostocker Heide wird als Ausgleichsküste bezeichnet. Die Küste strebt durch Sedimenttransportprozesse aus überwiegend westlicher Richtung eine geradlinige Küstenlinie an. Sedimente werden an einer Stelle abgetragen (Erosion) und an anderer Stelle wieder abgelagert (Akkumulation).

Der Küstenabschnitt von der Rostocker Heide über die (Halb-)Inseln Fischland-Darß-Zingst und Rügen bis zur Insel Usedom wird als Boddenausgleichsküste klassifiziert. Zwischen den kaltzeitlichen Moränenkuppen entstanden durch ostwärts gerichtete Sedimenttransport- und Akkumulationsprozesse wachsende Landbrücken (Nehrungen) (Regelwerk MV 2009a).

Im Laufe der Zeit sind die Landmassen zusammengewachsen und haben die ehemals offenen Becken von der Ostsee abgeschlossen. In den so entstandenen Boddengewässern wurde die Wellenenergie so stark gedämpft, dass sich in diesen Bereichen eine eigene Litoraldynamik entwickeln konnte. Das Ergebnis ist eine Boddenlandschaft, die einen einzigartigen Subtyp der Ausgleichsküsten hervorgebracht hat. Aufgrund des geringen Energieeintrags des Meeres und eines Tidenhubs von nur wenigen Zentimetern (ca. 10-15 cm) sind die Boddenküsten morphologisch wenig aktiv. In den Verlandungszonen sammelt sich ohne den Einfluss der Hydrodynamik viel organisches Material an. Die Verlandungszonen bieten Lebensraum für seltene Pflanzen (Schellnhuber und Sterr 1993). Aus diesem Grund sind die meisten Lebensräume der Küstenlandschaften im Bundesnaturschutzgesetz und im Landesnaturschutzgesetz von Mecklenburg-Vorpommern als schutzwürdige Lebensräume ausgewiesen (Schröder et al. 2014).

Küstenzuwächse sind dynamische Prozesse, die die Küste ständig formen. Die wichtigsten formenden Kräfte sind Wind, Seegang und Brandung. Sedimente werden in Bereichen mit hohem Energieeintrag abgetragen und in ruhigen Bereichen wieder abgelagert. Der Sedimenttransport ist aufgrund der vorherrschenden westlichen Windrichtung ostwärts gerichtet. Besonders deutlich werden die Veränderungen nach hohen Sturmfluten. Extreme Wasserstände in Verbindung mit starkem Seegang können die Küstenlinie innerhalb weniger Stunden stark verändern. Die Küste Mecklenburg-Vorpommerns weist insgesamt eine negative Sedimentbilanz auf. Etwa 65 % der Außenküste sind rückläufig, 22 % sind ausgeglichen und nur an 13 % findet eine Akkumulation statt. Die Rückgangsraten liegen im Mittel bei 0,3 m pro Jahr und unterliegen starken lokalen Schwankungen. In der Rostocker Heide östlich von Rostock sind die Rückgangsraten mit 2,1 m pro Jahr deutlich höher (Regelwerk MV 2009a). Abbildung 10 zeigt die Sedimenttransportbilanzen entlang der Küste Mecklenburg-Vorpommerns.

Während der letzten Eiszeit wurde das Land im Ostseeraum durch das Gewicht der Gletscher abgesenkt. Nach dem Abschmelzen der Gletscher vor etwa 11.000 Jahren begann sich die Erdkruste allmählich wieder zu heben, um ein Gleichgewicht herzustellen.

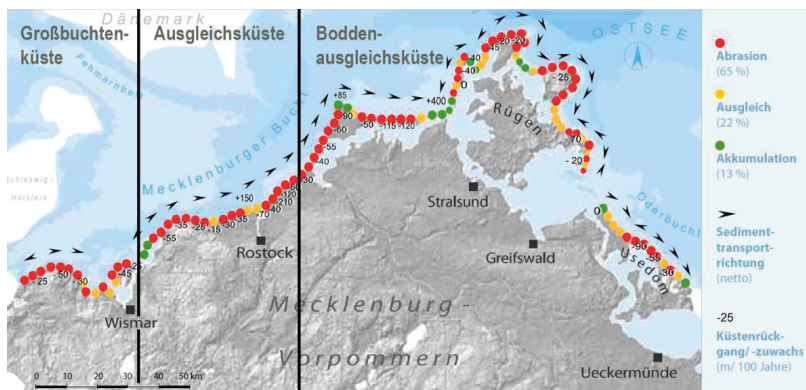


Abbildung 10: Küstentypen und Sedimenttransportrichtungen an der mecklenburgischen Ostseeküste (verändert nach Regelwerk MV 2009a).

Dieser Vorgang wird als isostatische Hebung bezeichnet. Im Ostseeraum hat dieser Prozess dazu geführt, dass sich einige Gebiete im Ostseeraum gehoben und andere gesenkt haben. Das Land um den Bottnischen Meerbusen hebt sich immer noch um etwa 10 mm pro Jahr. Als Ausgleichsbewegung sinkt das Land im südlichen Teil der Ostsee (Hünicke et al. 2015). Im Bereich der deutschen Ostseeküste sinken die Landmassen im Mittel um ca. 1 mm pro Jahr (Richter et al. 2012). Diese isostatischen Einflüsse beeinflussen die regionalen Meeresspiegeländerungen durch den Klimawandel.

Abbildung 11 zeigt den Verlauf der Küstenlinie und die starke Gliederung der Küste. Die geomorphologischen Strukturen wie Halbinseln (z.B. Fischland-Darß), Inseln (Rügen, Usedom, etc.), Boddengewässer (Saaler Bodden, Rügensch Bodden, etc.) und Buchten (Wismarer Bucht, Peenemünder Bucht, etc.) führen zu lokal unterschiedlichen hydrodynamischen Verhältnissen. Insbesondere bei Sturmfluten werden diese maßgeblich von der geomorphologischen Struktur, den lokalen Tiefenverhältnissen und von der Fetchlänge, welche sich aus der Ausrichtung der Küstenlinie ergibt, beeinflusst. Die unterschiedlichen hydrodynamischen Verhältnisse bei Sturmfluten werden durch den BHW entlang der Küste reflektiert.

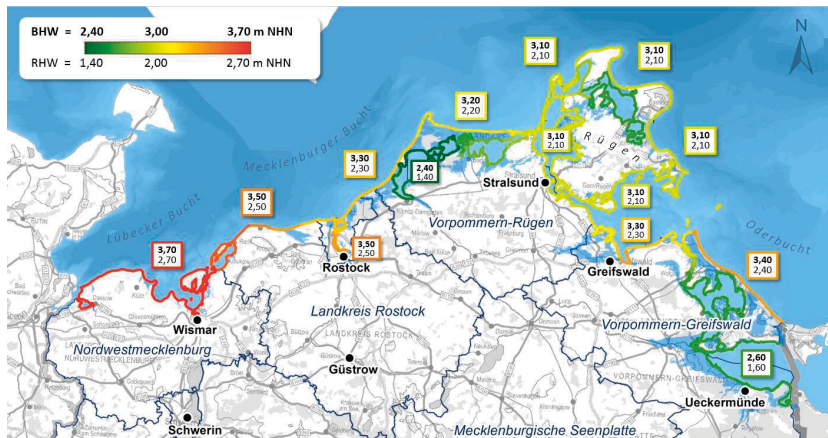


Abbildung 11: Übersichtskarte der aktuell im Küstengebiet von Mecklenburg-Vorpommern geltenden RHW/BHW Werte (Regelwerk MV 2022b).

3.3 Meteorologische Bedingungen

Aufgrund großräumiger Prozesse in der Atmosphäre und der daraus resultierenden Windströmungen befinden sich die Ostsee und weite Teile Europas in einer Zone mit mittleren westlichen Winden. Die Dynamik wird hauptsächlich von den Druckunterschieden zwischen den nordatlantischen Einflussgebieten des Azorenhochs (Hochdruckgebiete) und des Islandtiefs (Tiefdruckgebiete) beeinflusst. Als Aktionszentren werden quasistationäre dynamische Hoch- und Tiefdruckgebiete bezeichnet. Sie besitzen durch ihre Lage und Intensität eine dauerhafte klimatische Ausprägung (Klimalexikon DWD). Wind entsteht durch die energetische Wechselwirkung zwischen den Aktionszentren. Die Luftströmungen verlagern sich aufgrund der Erdrotation und der Luftdruckgradienten auf der Nordhalbkugel nach Westen.

Über den Landmassen des europäischen Kontinents schwächen sich die nordatlantischen Strömungen auf ihrem Weg nach Osten ab. Die westliche Strömung transportiert dabei feuchte und kühle Luftmassen vom Nordatlantik nach Mittel- und Nordeuropa (Feistel et al. 2008). Im Winter ist der Druckunterschied zwischen den Luftmassen am größten, weshalb die Windgeschwindigkeiten in den Wintermonaten höher sind als in den Sommermonaten. Lokale Winde können durch lokale Strukturen, Bodenrauheit oder andere lokale Gegebenheiten beeinflusst werden und sich daher von den Ausprägungen großräumiger Windsysteme unterscheiden.

Extreme Windereignisse wie Wirbelstürme entstehen durch große Temperaturunterschiede, die vor allem durch die unterschiedliche Einstrahlung der Sonnenenergie auf Wasser- und Landmassen verursacht werden. Im Nordatlantik herrschen günstige Bedingungen für die Entstehung von Zyklonen. Diese folgen nach ihrer Entstehung typischen Zugbahnen („storm tracks“) in Richtung Europa. Je nach Ausprägung des Azorenhochs und des Islandtiefs treffen sie auf das skandinavische oder das südliche europäische Festland. Die Verlagerung der Zugbahnen von Wirbelstürmen ist ein Maß dafür, die Auswirkungen des Klimawandels in Europa abzuschätzen (Brasseur et al. 2017). Darüber hinaus beeinflussen Zugbahnen und Zuggeschwindigkeiten die Wasserstandsvariabilität und das Sturmflutgeschehen in der südwestlichen Ostsee (Benkel et al. 2008; Kahma et al. 2023). Etwa 60 % der Winde in der südlichen Ostsee sind das ganze Jahr über Westwinde (Zhang et al. 2011; Bierstedt et al. 2022). Im Winter sind vor allem nordwestliche Winde vorherrschend, während im Sommer eher westliche Winde dominieren (z.B. Ganske et al. 2009; Bierstedt et al. 2022). Das Klimasystem im Nordatlantik unterliegt einer natürlichen Variabilität, die das Klima im Ostseeraum und in anderen Teilen der Welt beeinflusst. Diese Variabilität wird in der Meteorologie durch den NAO-Index ausgedrückt, wobei NAO für Nordatlantische Oszillation steht. Diese Oszillation beeinflusst die Luftdruck- und Windverhältnisse über dem Nordatlantik (Hurrell et al. 2003; Pinto und Raible 2012).

Die Ostseeküste liegt klimatisch in der gemäßigten Klimazone und weist Merkmale eines typischen Küstenklimas auf. Bei auflandigen Winden ist die Küste maritim geprägt. In diesem Fall liegen die Temperaturen im Frühjahr und Sommer tagsüber unter denen des Binnenlandes. Im Herbst und Winter hingegen hat der Seewind einen milden Einfluss auf das Küstenklima. Die ablandigen Winde hingegen erzeugen kontinentale Klimateigenschaften. Im Sommer können tropische Temperaturen von über 30°C erreicht werden, während im Winter Minustemperaturen von unter 10°C möglich sind. Die mittleren Tages- und Jahreslufttemperaturen in küstennahen Gebieten unterliegen aufgrund der unmittelbaren Nähe zur Ostsee geringeren Schwankungen als im Binnenland (Mauersberger 2022).

3.4 Hydrodynamische Belastungen an der deutschen Ostseeküste

3.4.1 Sturmfluten

Die Bezeichnung Sturmflut für hohe Wasserstände impliziert ein Zusammenspiel von Wetter und Gezeiten. In der südwestlichen Ostsee hat der Tidehub aufgrund der Eigenschaften des Binnenmeeres mit etwa 10-15 cm keinen signifikanten Einfluss auf extreme Wasserstände (Mudersbach und Jensen 2009). Daher ist der Begriff Sturmhochwasser für den Ostseeraum wissenschaftlich korrekt. In der Umgangssprache und in wissenschaftlichen Publikationen werden Sturmhochwasser dennoch meist als Sturmflut bezeichnet. Auch in dieser Arbeit wird folgend der Begriff Sturmflut für Hochwasserereignisse im Ostseeraum verwendet.

Die Definition einer Sturmflut variiert je nach Kontext. In der wissenschaftlichen Literatur werden Sturmfluten häufig als Ereignisse definiert, bei denen der Wasserstand eine bestimmte Höhe überschreitet. Der Scheitelwasserstand, also der höchste Wasserstand während der Sturmflut, wird dabei als charakteristischer Kennwert verwendet. Das Deutsche Institut für Normung definiert in der DIN 4049-3 (1994) eine Sturmflut als

„durch starken Wind verursachtes Ansteigen des Wassers an der Meeresküste und in den Flussmündungen im Küstengebiet, wenn die Wasserstände einen bestimmten Wert überschreiten.“

Andere Autoren und Institute beziehen in ihren Definitionen weitere hydrodynamische Größen wie den Tidehub und den Seegang mit ein (NOAA 2021; Führböter 1982). Das Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH) definiert Sturmfluten als eine Funktion der Wahrscheinlichkeit (Sztobryn et al. 2005).

Tabelle 3: Klassifizierung von Sturmfluten nach dem Regelwerk Küstenschutz Mecklenburg-Vorpommern (Regelwerk MV 2009a).

Sturmflutstufe	Scheitelwerte
Erhöhte Wasserstände	0,50 – 0,99 m ü. NMW
Leichte Sturmflut	1,00 – 1,24 m ü. NMW
Mittlere Sturmflut	1,25 – 1,49 m ü. NMW
Schwere Sturmflut	1,50 – 1,99 m ü. NMW
Sehr schwere Sturmflut	≥ 2,00 m ü. NMW

Bundes- und Landesbehörden wie das Staatliche Amt für Landwirtschaft und Umwelt Mittleres Mecklenburg (StALU-MM), der LKN.SH oder das BSH klassifizieren Sturmfluten nach ihrem Scheitelwasserstand (Tabelle 3). Die Kategorien der Sturmflutstufen haben ähnliche Grenzen, jedoch verwenden die Behörden zum Teil unterschiedliche Höhennetze und beziehen die angegebenen Wasserstände auf unterschiedliche Höhen. Das StALU-MM gibt die Wasserstände in NMW (Normalmittelwasser) an. Das NMW ist ein fester, generalisierter Mittelwasserstand für alle Küstenpegel in Mecklenburg-Vorpommern. Es liegt 1 cm über dem DHHN92 (NHN) und damit 14 cm unter dem SNN76 (HN). In Bezug auf den Küstenschutz in Mecklenburg-Vorpommern wird vereinfachend angenommen, dass der NMW dem Niveau des DHHN92 entspricht (Regelwerk MV 2009a). In dieser Arbeit wird folgend die Klassifizierung der Sturmflutstufen des StALU-MM verwendet.

Für das Auftreten einer Sturmflut in der Ostsee sind im Wesentlichen zwei Faktoren ausschlaggebend: Ein hoher Referenzwasserstand an einem bestimmten Küstenabschnitt und starke, meist stürmische auflandige Winde. Diese Wetterlagen treten am häufigsten in den Wintermonaten November bis Februar auf. Das BSH hat verschiedene sturmflutauslösende Luftdrucklagen untersucht und festgestellt, dass diese nur schwer zu klassifizieren sind. An den Küsten der südlichen Ostsee führen Stürme aus westnordwestlichen bis ostnordöstliche Richtungen am häufigsten zu erhöhten Wasserständen. Die Wasserstände in Küstennähe werden neben der Windstärke und der Fetchlänge maßgeblich von den lokalen morphologischen und hydrologischen Bedingungen beeinflusst (Sztobryn et al. 2005).

Neben dem Scheitelwert ist die Verweilzeit ein weiteres charakteristisches Merkmal einer Sturmflut. Die Verweilzeit ist die Zeit, in der ein bestimmter Wasserstand überschritten wird. Während der gesamten Sturmflutdauer stellen sich aufgrund des geringen Tideeinflusses in der Ostsee hohe Wasserstände ein. Dadurch können Küstenschutzbauwerke auch bei mittleren Hochwasserständen über mehrere Tage hinweg unvermindert durch Seegangsenergie belastet werden. In der Nordsee erreichen Sturmfluten höhere Scheitelwasserstände als in der Ostsee. Aufgrund des Tidehubs haben sie jedoch meist eine kurze Verweilzeit. Sturmfluten mit hohen Verweilzeiten in niedrigen Höhenbereichen können Schäden an Stränden, Steilufern und Dünen verursachen. Bei höheren Scheitelwerten sind auch Deckwerke und Deiche gefährdet (Führböter 1982; Weiße und Meinke 2017). Die Scheitelwerte und Verweilzeiten von Sturmfluten werden von verschiedenen Faktoren beeinflusst.

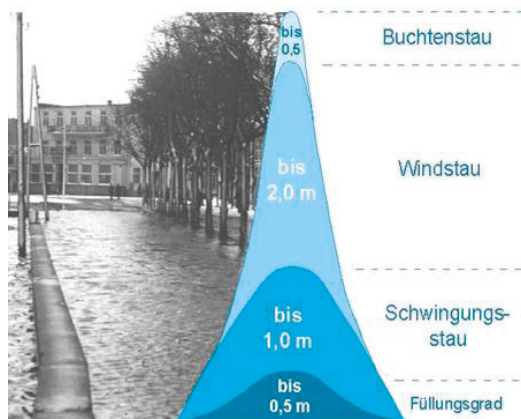


Abbildung 12: Schematische Darstellung der Einflussfaktoren auf Sturmfluten in der Ostsee (Regelwerk MV 2009a).

Für die südwestliche Ostsee sind der Füllungsgrad, der Schwungungsstau, der Windstau und -je nach Lage- der Buchtenstau die wesentlichen Einflussfaktoren auf die Sturmflutentstehung (Abbildung 12). Im Folgenden werden die Faktoren kurz charakterisiert und hinsichtlich ihres Einflusses quantifiziert.

Einfluss der Gezeiten

Die Ursache für die geringen Tidebewegungen in der Ostsee ist die relativ enge Verbindung zur Nordsee zwischen Dänemark und Skandinavien (Kattegat). Innerhalb einer Tideperiode können nur begrenzte Wassermassen durch die Enge in das Ostseebecken transportiert werden, wodurch der Tidehub in der Ostsee stark gedämpft wird. Außerdem sind Gezeitenwellen in Gewässern mit großen Ost-West-Ausdehnungen besonders ausgeprägt. Im Vergleich zu den Ozeanen hat die Ostsee eine geringe Ausdehnung. Die Höhe der Tidewellen nimmt zum Osten der Ostsee hin tendenziell ab. In der Beltsee (Teil der westlichen Ostsee mit Verbindung zur Nordsee) erreichen die Tidewellen je nach Standort eine Höhe von 14 bis 22 cm (Hupfer 2010). In der südwestlichen Ostsee werden die Tidewellen mit Amplituden von etwa 5 cm angegeben.

In der zentralen Ostsee liegen die Amplituden unter 3,5 cm (Mudersbach und Jensen 2009). Weitere Untersuchungen zum Tidegeschehen in der Ostsee finden sich in Schmager et al. (2008).

Füllungsgrad

Mudersbach und Jensen (2009) definieren den Füllungsgrad der Ostsee als den mittleren Wasserstand der Ostsee über einen Zeitraum von Tagen bis Wochen. Der mittlere Füllungsgrad ist der über mehrere Jahre gemittelte Wasserstand. Der mittlere Wasserstand in der Ostsee kann durch den durch Wind verursachten Ein- oder Ausstrom von Wasser aus der Nordsee über das Seegebiet Kattegat erhöht oder erniedrigt werden. Wenn diese Winde lange genug anhalten, werden Wassermassen aus der Nordsee in die Ostsee transportiert. Gegenläufige Windfelder aus östlicher Richtung kehren den Transportprozess um und verringern das Wasservolumen im Ostseebecken. Die Transportvorgänge dauern in der Regel mehrere Tage bis Wochen. Im Ostseeraum führen die vorherrschenden westlichen Windfelder (vgl. Abschnitt 3.3) im Mittel zu einem höheren Auffüllungsgrad. Die Ostsee weist aufgrund der Windverhältnisse, der unterschiedlichen Wasserdichte in der nördlichen und südlichen Ostsee sowie des Süßwasserzuflusses im Norden im Mittel ein permanentes Nord-Süd-Gefälle auf. Der Wasserstand in St. Petersburg ist im Mittel etwa 15 cm höher als in der südwestlichen Ostsee (Huber 2000). Der Füllungsgrad der Ostsee kann Sturmfluten um 0,5 m erhöhen (vgl. Abbildung 12), bei geringer Füllung auch um 0,5 m verringern.

Schwingungsstau

Die Ostsee weist aufgrund ihrer schmalen Verbindung zur Nordsee (Belte und Sunde) die Eigenschaften eines geschlossenen Beckens auf. Ein geschlossenes Becken führt zur Ausbildung von Eigenschwingungen, auch Seiches genannt. Diese zeigen sich in periodischen Wasserspiegelschwankungen mit lokal unterschiedlichen Amplituden an den Küsten. Die Schwingungen werden durch Luftdruckgradienten oder über die Ostsee ziehende Tiefdruckgebiete verursacht. Bei schnell abfallenden Windgeschwindigkeiten kann der Wind eine Schräglage der Wasseroberfläche erzeugen, die eine Wippbewegung des Wassers auslöst (Badewanneneffekt genannt). Aufgrund der starken Gliederung des Ostseebeckens lassen sich abhängig von den meteorologischen Bedingungen drei wesentliche Oszillationssysteme unterscheiden (Koppe 2002):

- Die gesamte Ostsee,
- die zentrale Ostsee, ohne den Bottnischen und den Finnischen Meerbusen sowie
- der Bottnische Meerbusen.

Das Reflexionsverhalten und die Oszillationsperiode unterscheiden sich bei gegebener Windrichtung aufgrund der unterschiedlichen geographischen Ausrichtung und Größe der Oszillationsräume. Die Anzahl der Knoten einer Schwingung wird durch ihre Ordnungszahl definiert. Schwingungen erster Ordnung haben in der Regel die größten Amplituden und längsten Perioden. Die Periodendauer variiert je nach Ordnung und Schwingungssystem zwischen 10 h und 39 h (Koppe 2002; Huber 2000). Durch die unterschiedliche geographische Ausrichtung und Größe der Oszillationsräume unterscheiden sich bei gegebener Windrichtung das Reflexionsverhalten und die Oszillationsperiode.

Beckmann und Tetzlaff (1999) stellen fest, dass sich selten mehr als vier Schwingungen durch die Dämpfung der Schwingungssysteme ausbilden. Der Knotenpunkt für Eigenschwingungen erster Ordnung befindet sich in der zentralen Ostsee zwischen der schwedischen Insel Landort (südlich von Stockholm) und der Hafenstadt Liepāja in Lettland (die mit „0“ beschriftete Linie in Abbildung 13). Das StALU-MM gibt an, dass der maximale Einfluss des Schwingungsstaus bei Sturmfluten an der Küste Mecklenburg-Vorpommerns 1 m beträgt (Abbildung 12). Wubber und Krauss (1979) führten detaillierte Untersuchungen zu den Eigenschwingungen der Ostsee durch.

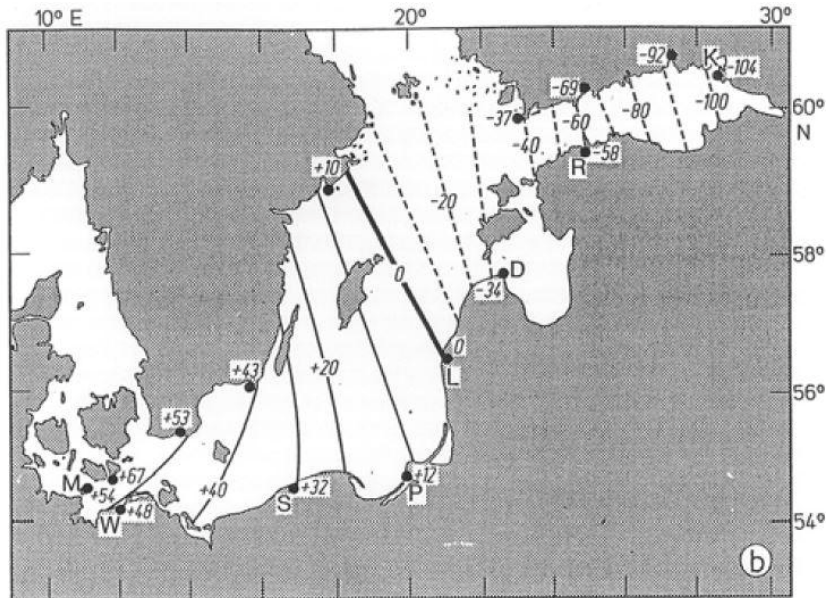


Abbildung 13: Darstellung der Linien mit gleichen mittleren Abweichungen des Wasserstandes vom Mittelwert bei einknotiger Eigenschwingung des Systems „westliche Ostsee - Finnischer Meerbusen“ (Huber 2000).

Windstau

Die stärksten kurzfristigen Wasserstandsschwankungen in der Ostsee werden durch starke Windereignisse hervorgerufen, die das Wasser in Richtung Küste transportieren. Huber (2000) unterscheidet zwischen Großwetterlagen der zentralen Ostsee und lokalen Wetterlagen. Tiefdruckwetterlagen über der zentralen Ostsee können je nach Zugbahn und Intensität zu mehrtägigen Rückstauerscheinungen führen. Kurzfristige Wasserstandsanstiege innerhalb weniger Stunden können durch lokale Winde verursacht werden. Tiefdruckgebiete über der zentralen Ostsee können den Wasserstand innerhalb weniger Tage um bis zu 3 m erhöhen (langfristig). Lokale Winde beeinflussen den Wasserstand um bis zu 1 m (kurzfristig). Die Höhe des Windstaus hängt von der Windgeschwindigkeit, -richtung, Anströmlänge, Anströmdauer und Exposition der Küste ab.

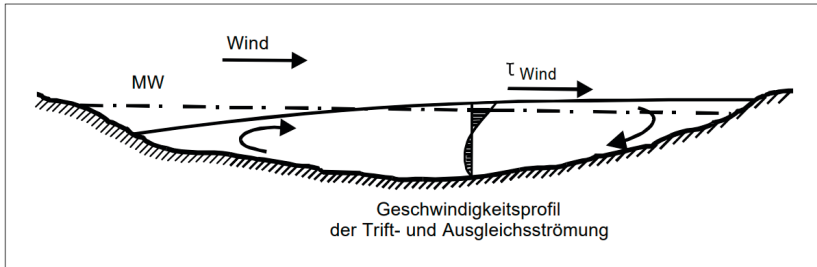


Abbildung 14: Schematische Darstellung der Triftströmung (Koppe 2002).

Die kinetische Energie des Windes wird durch Reibung zwischen zwei Grenzschichten mit unterschiedlichen Geschwindigkeiten auf das Wasser übertragen. Die Reibungskraft wird als tangentielle Schubkraft des Windes bezeichnet und ist für die Entstehung von Windwellen und Triftströmungen verantwortlich (Abbildung 14). Mit zunehmender Winddauer und -länge nimmt die sich ausbildende Triftströmung zu. Im Küstenbereich führt die Strömung zu einer Schrägstellung der Meeresoberfläche. Bei auflandigen Winden sammelt sich Wasser an, während es bei ablandigen Winden zu niedrigen Wasserständen kommt (Baerens und Hupfer 2003).

Der Windstau kann Sturmfluten an der Küste von Mecklenburg-Vorpommern um bis zu 2 m erhöhen (Regelwerk MV 2009a). Weitere Untersuchungen zum Einfluss von Großwetterlagen auf Sturmfluten in der Ostsee wurden von Möller (2011), Baerens und Hupfer (2003), Bork und Müller-Navarra (2009) und Sztobryn et al. (2005) durchgeführt.

Buchtenstau

Der Buchtenstau ist ein lokal begrenztes Phänomen, das stark von der Topographie des Standortes abhängt. Durch meist abnehmende Wassertiefen und eine zunehmende Enge landeinwärts übt das eindringende Wasser einen zusätzlichen Stau effekt aus. Dieser Effekt führt dazu, dass die Grenzwerte der Sturmflutklassen in Buchten häufiger als an Inseln oder an gradlinigen Außenküsten überschritten werden (Koppe 2002). Im Zeitraum von 1901 bis 1993 wurden am Pegel Flensburg 117 Sturmfluten bei einem Grenzwert von 100 cm über NN gemessen, während am Pegel Saßnitz auf Rügen im gleichen Zeitraum nur 26 Ereignisse ermittelt wurden (Baerens 1998).

An der Küste von Mecklenburg-Vorpommern ist der Einfluss des Buchtenstaus besonders in den Buchten von Wismar und Greifswald zu beobachten. Meinke (2012) fand heraus, dass die stauwirksamsten Winde in Warnemünde hauptsächlich aus nördlichen Richtungen kommen, während es über der zentralen Ostsee größtenteils östliche Richtungen sind. In 50 % der Sturmfluten seit 1953 dominieren Windstauereignisse das Sturmflutgeschehen. Die übrigen 50 % wurden durch den Effekt der Eigenschwingungen bestimmt. Bei 75 % aller Sturmfluten konnte ein positiver Vorfüllungsgrad der Ostsee festgestellt werden (Meinke 1999).

3.4.2 Seegang

Der zweite maßgebliche Parameter bei der Bemessung von Küstenschutzbauwerken ist der Seegang. Fröhle (2000) definiert Seegang als

„als die durch Wind hervorgerufene zeitliche und örtliche veränderliche unregelmäßige Auslenkung der Oberfläche des Meeres und kann gedanklich als Überlagerung oder Folge von Wellen unterschiedlicher Amplitude (Höhe), Periode und Anlaufrichtung aufgefasst werden.“

Für die Bemessung von Bauwerken im Küstenbereich sind insbesondere Wind- und Dünungswellen aus der Gruppe der ozeanischen Oberflächenwellen von entscheidender Bedeutung. Windwellen sind durch zeitlich veränderliche und örtlich unregelmäßige Auslenkungen der Meeresoberfläche gekennzeichnet. Die Größe und die Form von Windwellen hängen von der Windstärke, der Dauer der Windwirkung, der Wassertiefe und der Ausrichtung der Küstenlinie mit der damit einhergehenden Fetchlänge ab. Windwellen können örtlich und zeitlich begrenzt sein und werden nicht durch entfernte Stürme oder Gezeiten beeinflusst. Dünungswellen sind Windwellen, die durch langanhaltende Winde in entfernten Gebieten entstehen und sich teilweise über große Entfernungen auf die Küste zu bewegen. Auf ihrem Weg homogenisieren sich Höhe, Länge, Periode und Richtung der Wellen. Die Wellenkämme haben eine regelmäßige Form. Die Intensität des Seegangs hängt stark von der vorherigen Energiezufuhr ab (EAK 2020). Beide Wellenformen können sich überlagern.

Die Ostsee ist charakterisiert durch einen vergleichsweise kurzen Seegang mit Wellenperioden von etwa 5 s und Wellenlängen bis etwa 80 m. Im Gegensatz dazu können in der Nordsee aufgrund der größeren Fetchlängen und der Verbindung zum Atlantik Wellen mit größeren Perioden und Wellenlängen auftreten (LKN 2017). Wenn sich eine Welle der Küste nähert, bewegt sie sich aus tiefem in flaches Wasser. Verschiedene Transformationsprozesse führen dabei zu einer Verformung der Welle. Diese Transformationen werden unter dem Begriff Flachwassereffekte zusammengefasst und umfassen

- Shoaling,
- Wellenbrechen,
- Refraktion,
- Bodenreibung und Perkulation.

Je nach örtlichen Gegebenheiten und der Stärke der Effekte können sich Wellenform, -geschwindigkeit, -höhe, -länge und -richtung ändern. Im Küstenwasserbau bezeichnet Shoaling die gleichzeitige Abnahme der Wellenlänge und Zunahme der Wellenhöhe.

Wenn eine Tiefwasserwelle in den Flachwasserbereich übergeht und auf den Meeresboden trifft, wird die Wellengeschwindigkeit und damit die Wellenlänge reduziert. Aus Gründen der Energieerhaltung wandelt sich die kinetische Energie in potentielle Energie um. Dadurch erhöht sich die Welle. Der Shoaling-Effekt verstärkt sich, wenn das Wasser flacher wird, bis die Welle schließlich bricht. Dieser Effekt ist für den schnellen Anstieg der Wellen verantwortlich, wenn ein Tsunami auf flache Küstengewässer trifft. Neben der Ausrichtung ändert sich auch die Höhe der Welle. Die Ausrichtung kann in Analogie zum Brechungsgesetz von Snellius für Lichtwellen bestimmt werden (EAK 2020). Die Richtungsänderung durch Refraktion ist in Abbildung 15 schematisch dargestellt.

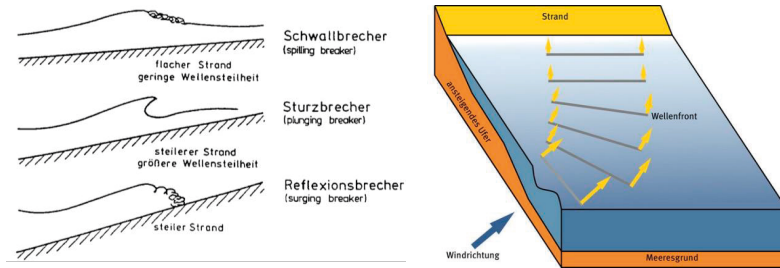


Abbildung 15: Links: Schematische Klassifizierung der Brecherformen (EAK 2020). Rechts: Schematische Darstellung der Refraktion. Laufen die Wellenkämme schräg auf die Küste zu so richten sie sich beim Einlaufen in flaches Wasser durch Refraktion parallel zur Küste aus (Kamp 2014).

Wenn eine Welle in geringen Wassertiefen auf den Meeresboden trifft, findet eine Dissipation der Wellenenergie durch Bodenreibung und Perkolation statt. Perkolation beschreibt im Küsteningenieurwesen den Prozess, bei dem Wasser durch poröses Material wie Sand oder Kies (Meeresboden) fließt (Reeve et al. 2018). Der Energieverlust einer Welle durch Perkolation und Bodenreibung ist vernachlässigbar gering.

Es gibt verschiedene Messverfahren zur Erfassung des Seegangs. Jedes Verfahren hat Vor- und Nachteile. Die Wahl des geeigneten Verfahrens hängt von verschiedenen Faktoren ab, wie beispielsweise der Wassertiefe, der Größe des Untersuchungsgebietes, der Genauigkeit, dem finanziellen Budget und dem Wartungsaufwand. Tabelle 4 fasst die gängigen Seegangsmessverfahren zusammen. Weitere Informationen sind in Rossi et al. (2021) und Piscopo et al. (2022) zu finden.

Tabelle 4: Übersicht ausgewählter Verfahren zur Erfassung von Seegang.

Verfahren	Beschreibung
Wellenradar	Laufzeitmessungen von elektromagnetischen Wellen zur Messung von Höhe, Periode und Richtung von Wellen
Boje	Messung der Wellenhöhen auf Basis von Beschleunigungs- und Neigungssensoren
Akustische Wellenmessung	Das Messprinzip basiert auf der Erfassung von Laufzeitänderungen des Ultraschallsignals bei der Oberflächenauslenkung durch eine Welle
Seegangsmessung über Wasserdruck	Bestimmung der Wellenhöhe durch die Änderungen des hydrostatischen Drucks bei einer Wellenbewegung
Laserscanner	Ähnlich wie bei der akustischen Wellenmessung, wird die Wellenhöhe über die Laufzeitmessung von Laserstrahlen bestimmt
Satellitenfernerkundung	Ermittlung der Wellenhöhe durch die Reflexion elektromagnetischer Wellen auf der Wasseroberfläche

Natürlicher, windinduzierter Seegang wird in der Regel durch sich überlagernde Wellen mit unterschiedlichen Parametern verursacht, die als unregelmäßige Auslenkungen der Meeresoberfläche sichtbar werden. Aus diesem Grund wird Seegang im Küsteningenieurwesen als stochastisches Phänomen betrachtet. Um den Seegang mathematisch zu beschreiben und statistische Kenngrößen abzuleiten, müssen die Seegangparameter idealisiert und vereinfacht werden. Die Parametrisierung des Seegangs geht mit einem Informationsverlust einher. Die wichtigsten Parameter sind Wellenhöhe, Wellenperiode und Wellenaufaufrichtung (EAK 2020; Malcherek 2010).

Seegang kann grundsätzlich im Zeitbereich und im Frequenzbereich analysiert werden, wobei aus beiden Analysen entsprechende Kenngrößen abgeleitet werden können. Für die Analyse im Zeitbereich müssen zunächst einzelne Wellen in Zeitreihen definiert werden. Hierfür können geeignete Verfahren wie das Nulldurchgangsverfahren oder das Wellkammverfahren verwendet werden. Anschließend können die Seegangparameter mit verschiedenen Mittelungsverfahren berechnet werden. Die Analyse im Frequenzbereich basiert auf der Annahme, dass das Signal der überlagerten Wellen durch Fourier-Transformationen in ein Seegangsspektrum transformiert werden kann.

In diesem Spektrum wird jeder Wellenfrequenz eine entsprechende Energiedichte zugeordnet. Zur Bestimmung der Parameter werden die Momente n -ter Ordnung (m_n) aus dem Spektrum verwendet.

Die mathematische Definition der einzelnen Seegangparameter kann je nach Fragestellung variieren. Im Küsteningenieurwesen wird die Anwendung der Berechnungsvorschriften nach IAHR (1989) empfohlen. Die für Entwurfs- und Bemessungsaufgaben im Küstenbereich gebräuchlichen Parameter sind in Tabelle 5 (Zeitbereich) und Tabelle 6 (Frequenzbereich) zusammengefasst. Neben den Seegangparametern wird bei beiden Verfahren üblicherweise auch die Wellenaufaufrichtung Θ_w bestimmt.

Tabelle 5: Gebräuchliche Parameter des Seegangs im Zeitbereich.

Parameter	Beschreibung
\bar{H} / H_m	mittlere Wellenhöhe der ausgewerteten Zeitreihe
$H_{1/3}$	mittlere Wellenhöhe der 33 % höchsten Wellen der ausgewerteten Zeitreihe
$H_{1/10}$	mittlere Wellenhöhe der 10 % höchsten Wellen der ausgewerteten Zeitreihe
\bar{T} / T_m	mittlere Periode der ausgewerteten Zeitreihe
$T_{1/3}$	Mittelwert der Perioden der 33 % höchsten Wellen der ausgewerteten Zeitreihe
$T_{1/10}$	Mittelwert der Perioden der 10 % höchsten Wellen der ausgewerteten Zeitreihe

Tabelle 6: Gebräuchliche Parameter des Seegangs im Frequenzbereich.

Parameter	Beschreibung
H_{m0}	signifikante Wellenhöhe der gemessenen Seegangssituation ($4 \cdot \sqrt{m_0}$)
T_{01}	mittlere Periode, ermittelt aus dem 0. und 1. Moment ($\sqrt{m_0/m_1}$)
T_{02}	mittlere Periode, ermittelt aus dem 0. und 2. Moment ($\sqrt{m_0/m_2}$)
T_p	Peakperiode, die Periode des absoluten spektralen Energiemaximums ($1/f_p$)

Es existieren folgende Zusammenhänge zwischen den im Zeit- und Frequenzbereich ermittelten Parametern (EAK 2020):

$$H_{m0} = H_{1/3}$$

$$T_m = T_{02}$$

Voraussetzung ist eine ausreichend hohe Digitalisierungsfrequenz bei der Seegangsmessung. Ausführliche Beschreibungen zur Ermittlung von Seegangsparametern im Zeit- und Frequenzbereich finden sich unter anderen in IAHR (1989), Malcherek (2010) und EAK (2020).

3.5 Einfluss des Klimawandels auf die Hydrodynamik der südwestlichen Ostseeküste

Der Anstieg des Meeresspiegels und mögliche Veränderungen im Extremwetterregime werden erhebliche Auswirkungen auf die Hydrodynamik der Küstengewässer und auf die angrenzenden Gebiete haben. Menschen werden insbesondere durch Sturmfluten, verstärkte Erosion, Landverlust durch Überschwemmungen, Anstieg des Grundwasserspiegels, Eindringen von Salzwasser in Oberflächengewässer und Grundwasser und biologische Veränderungen in Küstenökosystemen betroffen sein. Die Auswirkungen können je nach regionalen Gegebenheiten und Meeresspiegelentwicklungen variieren (Watson 1998). Auch in der Ostsee werden die Auswirkungen spürbar sein. Es ist daher wichtig neue Küstenschutzbauwerke entsprechend der aktuell gültigen Klimaprojektionen zu bemessen und Bestandsbauwerke anzupassen.

Die Wasserstände entlang der deutschen Ostseeküste werden durch eine Vielzahl von Prozessen beeinflusst, die sich auf unterschiedlichen räumlichen und zeitlichen Skalen überlagern. Zu den kurzfristigen Faktoren gehören die in Abschnitt 3.4.1 beschriebenen Einflüsse von Gezeiten, Füllungsgrad, Schwingungs-, Wind- und Buchtenstau. Klimaänderungen können diese kurzfristigen Prozesse in der Ostsee beeinflussen, indem sie zu Änderungen in der Häufigkeit und Intensität führen. Langfristig können globale Entwicklungen wie das Abschmelzen von Eismassen und die wärmebedingte Ausdehnung des Wasserkörpers zu einem Anstieg des mittleren Meeresspiegels in der Ostsee führen. Vertikale Bewegungen der Erdkruste seit der letzten Kaltzeit beeinflussen zusätzlich den Wasserstand in der Ostsee und stehen in Wechselwirkung mit den anderen Prozessen. Um isostatische Prozesse zu berücksichtigen, wird die Änderung des Meeresspiegelanstiegs relativ und absolut gemessen. Die absolute Änderung des Meeresspiegels bezieht sich auf die Höhe der Meeresoberfläche über dem Erdmittelpunkt, unabhängig davon, ob sich das umgebende Land hebt oder senkt. Im Gegensatz dazu bezieht sich die relative Änderung des Meeresspiegels auf das Ansteigen oder Absinken des Meeresspiegels im Verhältnis zum Land an einem bestimmten Ort.

Basierend auf Satellitenaltimetriedaten (1992-2012) haben Stramska und Chudziak (2013) einen mittleren absoluten Meeresspiegelanstieg von ca. 3,3 mm pro Jahr für die Ostsee ermittelt. Der Trend folgt damit in etwa dem globalen Trend. Die Raten des mittleren absoluten Meeresspiegelanstiegs schwanken in der gesamten Ostsee für den Zeitraum 1995 bis 2019 zwischen ca. 2 mm bis 3 mm pro Jahr, in den südwestlichen Teilen und ca. 5 bis 6 mm pro Jahr in den nördlichen Teilen (Passaro et al. 2021).

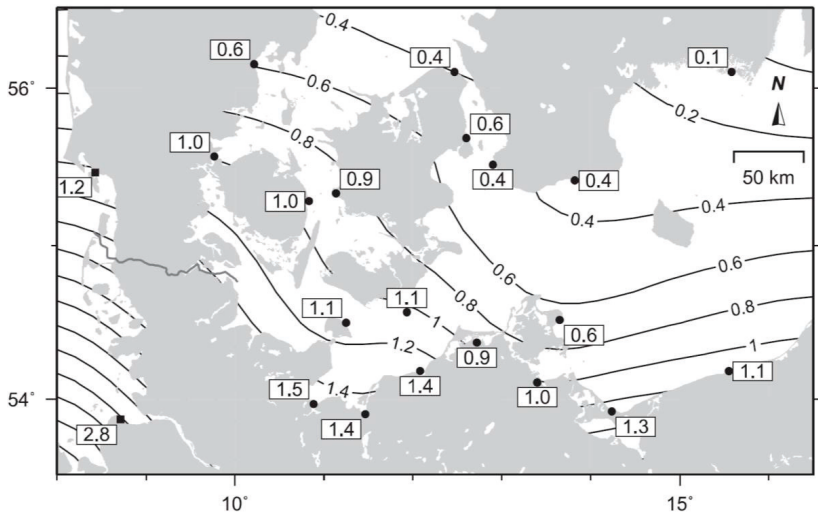


Abbildung 16: Karte mit Isolinien der säkularen relativen Meeresspiegeländerungen (mm/Jahr) in der südwestlichen Ostsee. Die Punkte repräsentieren verschiedene Referenzstationen an den Ostseeküsten (Richter et al. 2012).

Richter et al. (2012) ermittelten variable positive Raten für den säkularen relativen Meeresspiegelanstieg in der südwestlichen Ostsee. Abbildung 16 zeigt Isolinien der säkularen relativen Meeresspiegeländerungen (mm/Jahr) in der südwestlichen Ostsee. Der Anstieg weist ein deutliches Gefälle von Südwesten nach Nordosten auf. Entlang deutschen Ostseeküste schwanken die Trends im Mittel um 1 mm pro Jahr, wobei sie zwischen 1,5 mm (Travemünde) und 0,6 mm (Sassnitz) liegen. Das isostatische Absinken der Landmassen trägt zum Anstieg des Meeresspiegels bei, wodurch der Meeresspiegel an der deutschen Ostseeküste derzeit im Verhältnis zum Land ansteigt. Im letzten Jahrhundert wurde an den Pegeln entlang der deutschen Ostseeküste ein mittlerer Meeresspiegelanstieg von etwa 1 mm pro Jahr beobachtet (Mudersbach und Jensen 2009).

Die Veränderungen des Sturmflutklimas im Untersuchungsgebiet hängen vom betrachteten Pegel und dem Untersuchungszeitraum ab. Am Pegel Warnemünde hat die Sturmfluthäufigkeit leicht zugenommen. Im Zeitraum von 1883 bis 1997 hat die Anzahl der sturmflutfreien Jahre von drei Jahren in der ersten Hälfte des Zeitraums auf zwei Jahre in der zweiten Hälfte abgenommen (Meinke 1999). Die stärkste Zunahme ist in der Kategorie der leichten Sturmfluten zu verzeichnen. Die Häufigkeit von Sturmfluten nimmt zu, was auf eine erhöhte Vorfüllung der Ostsee zurückzuführen ist (Weidemann 2014). Die jährlichen Verweilzeiten der Sturmfluten nehmen leicht, aber nicht signifikant zu. Die Zunahme der jährlichen Verweilzeiten ist nicht ereignisbedingt, sondern wird auf die zunehmende Häufigkeit leichter Sturmfluten zurückgeführt. Im Mittel beträgt die Verweilzeit von Sturmfluten an den deutschen Ostseepiegeln ca. 20-30 h/a. Mit ca. 30 h/a treten die längsten Verweilzeiten am Pegel Kiel-Holtenau auf. Der Pegel Sassnitz hat mit 5 h/a die geringste Verweilzeit (Fröhle und Patzke 2019).

Die jährlichen Höchstwasserstände auf Basis der GIA-korrigierten Pegelzeitreihen der südwestlichen Ostsee zeigen einen signifikanten mittleren Trend von 2,4 mm pro Jahr. Dieser ist größer als der langfristige Anstieg des mittleren Meeresspiegels. Innerhalb kurzer Zeiträume ist ein durchgehend hohes Trendniveau im signifikanten Bereich festzustellen. Für den Zeitraum ab 1950 ergibt sich ein mittlerer Trend von 4,7 mm pro Jahr. Dies kann als Hinweis auf eine Zunahme bzw. Erhöhung der Höchstwasserstände bei seltenen Ereignissen interpretiert werden (Fröhle und Patzke 2019). Je nach SSP-Szenario steigt der Wasserstand am Pegel Warnemünde bis zum Jahr 2100 um 0,4 m (SSP1-1.9) oder 0,8 m (SSP5-8.5) an (NASA Sea Level Change Portal 2021). SSP steht für „Shared Socioeconomic Pathways“ (dt.: gemeinsame sozioökonomische Entwicklungspfade), welche unterschiedliche Entwicklungen unserer Gesellschaft beschreiben (z.B. Riahi et al. 2017).

Das mittlere Seegangsklima an einem Ort und seine Veränderungen werden hauptsächlich durch die übergeordnete atmosphärische Zirkulation sowie die vorherrschenden Windmuster und deren Variationen beeinflusst. Stürme mit hohen Windgeschwindigkeiten spielen eine entscheidende Rolle bei der Entstehung von extremem Seegang. Längerfristige Änderungen des Seegangsklimas gehen daher in der Regel mit entsprechenden Änderungen der atmosphärischen Bedingungen einher. Lokale Veränderungen der Sturmhäufigkeit und -intensität können Veränderungen in der Seegangsstatistik bewirken. Aussagen über Veränderungen des globalen Seegangsklimas in der Vergangenheit sind aufgrund der begrenzten Datenverfügbarkeit schwierig (Weisse et al. 2018). Der Einfluss des anthropogenen Klimawandels auf das globale Seegangsklima ist derzeit nur beschränkt quantifizierbar. Dies liegt an der geringen Anzahl von Studien, der mangelnden Konsistenz der Windprognosen und der Schwierigkeit, zukünftige extreme Winde zu modellieren. Die starke Korrelation zwischen Wellenhöhe und extremen Windereignissen bedeutet jedoch, dass sich zukünftige Veränderungen in der atmosphärischen Zirkulation voraussichtlich in der signifikanten Wellenhöhe widerspiegeln werden (Seneviratne et al. 2012).

Aufgrund ihrer komplexen Geometrie und der damit verbundenen hohen Variabilität der Windfelder stellt die Ostsee eine große Herausforderung für die Seegangmodellierung dar. Die Variabilität der Windfelder führt zu einer großen räumlichen und zeitlichen Variabilität der Wellenfelder. Daher erfordern Seegangmodellierungen eine hohe räumliche Auflösung und Seegangsmessungen zur Modellvalidierung (The BACC II Author Team 2015). Darüber hinaus bestehen Unsicherheiten über die zukünftige Entwicklung der mittleren und extremen Windverhältnisse im Ostseeraum. Die meisten Studien, die sich mit der Sturmaktivität beschäftigen, deuten insgesamt darauf hin, dass die Anzahl der Stürme über Mitteleuropa und der Nordsee bis zum Ende des 21. Jahrhunderts zunehmen (Feser et al. 2015). Regionale Modellrechnungen prognostizieren eine generelle Zunahme der Böengeschwindigkeiten im Norden und Nordwesten Deutschlands sowie entlang der Nord- und Ostseeküste (Walter et al. 2006; Rauthe et al. 2010). Dadurch ist in Zukunft mit einem höheren Eintrag von Windenergie in die Ostsee zu rechnen. Bisherige Analysen zeigen keine signifikanten Änderungen der mittleren Wellenaktivität im Ostseebecken. Es gibt jedoch große räumliche Muster von Veränderungen innerhalb des Beckens, die möglicherweise zu langfristigen Schwankungen in den Gebieten mit der höchsten Wellenintensität führen. Regionale Studien zeigen unterschiedliche Trends in den mittleren und extremen Wellenbedingungen, die wahrscheinlich auf systematische Änderungen der Windrichtung zurückzuführen sind (Hünicke et al. 2015).

Dreier et al. (2021) untersuchten das Seegangsklima an verschiedenen Standorten entlang der deutschen Ostseeküste mit dem regionalen Klimamodell REMO für drei RCP-Szenarien. Es zeigten sich Änderungen der mittleren Wind- und Wellenbedingungen. Die größten Änderungen traten für das RCP8.5-Szenario gegen Ende des 21. Jahrhunderts auf. An Standorten, die Westwinden ausgesetzt sind, wurden vor allem Zunahmen der Windgeschwindigkeit, der signifikanten Wellenhöhe und der mittleren Wellenperiode beobachtet. An Standorten mit Ostwind überwiegen dagegen abnehmende Werte. Hinsichtlich der Änderung der mittleren Wind- und Wellenrichtung werden westliche Richtungen häufiger.

3.6 Zusammenfassung des dritten Kapitels

Die Ostsee ist ein vergleichsweise junges Meer. Ihre heutige Form und Verbindung zur Nordsee erhielt sie durch geologische Prozesse während der letzten Kaltzeit. Sedimente, die im Norden (Skandinavien) durch Schmelzwasser abgetragen wurden, lagerten sich in der südlichen Ostsee ab und bilden die Grundlage für die morphologischen Küstentypen entlang der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns. Auch heute noch wird die Küste durch Erosions- und Akkumulationsprozesse geformt. Die hydrodynamischen Verhältnisse an der Küste, insbesondere bei Extremereignissen, werden maßgeblich durch die Topografie der südwestlichen Ostsee beeinflusst. Aufgrund der heterogenen Küstenmorphologie ist anzunehmen, dass die Parameter Wasserstand und Wellenhöhe nicht mit einer gemeinsamen bivariaten Verteilung beschrieben werden können. Die festgelegten BHW entlang der Küste (siehe Abbildung 11) geben einen ersten Hinweis darauf.

Die wichtigsten hydrodynamischen Antriebsprozesse für Erosion und Akkumulation sind Sturmfluten in Verbindung mit Seegang. Auslöser für Sturmfluten sind starke, auflandige und langanhaltende Winde. In der Ostsee wird die Entstehung von Sturmfluten maßgeblich durch den Füllungsgrad, den Schwingungsstau, den Windstau und den Buchtenustau beeinflusst. Im Gegensatz zur Nordsee spielen Gezeiten bei der Entstehung von Sturmfluten in der Ostsee eine geringere Rolle. Deshalb haben Sturmfluten in der Ostsee in der Regel eine längere Verweilzeit als Sturmfluten in der Nordsee und belasten Küstenstrukturen und -bauwerke entsprechend länger. Für die Festlegung des BHW wird der Scheitelwert verwendet. Dieser entspricht dem maximalen Wasserstand während einer Sturmflut.

In der Ostsee herrscht typischerweise ein kurzweiliger Seegang mit einer Periode von etwa 5 s und Wellenlängen von bis zu 80 m. Wenn Wellen in flache Küstengewässer einlaufen, werden sie durch Flachwassereffekte transformiert, bis sie schließlich brechen. Beim Brechen der Welle wird Energie freigesetzt und es kommt zu Sedimentumlagerungen. Wenn Wellen auf Küstenbauwerke treffen, werden diese belastet. Bei Sturmfluten wird durch den erhöhten Wasserstand mehr Energie von den Wellen an die Küste transportiert. Je nach Wellenenergie können Bauwerke erheblichen Belastungen ausgesetzt sein. Der messtechnisch erfasste Seegang wird zunächst im Zeit- oder Frequenzbereich ausgewertet. Anschließend werden vereinfachte Kenngrößen (wie die signifikante Wellenhöhe) abgeleitet. Diese Kenngrößen bilden die Grundlage für den BSG.

Aufgrund der Folgen des Klimawandels ist der mittlere Wasserstand an den Pegeln in der Ostsee im Laufe des letzten Jahrhunderts um etwa 1 mm pro Jahr gestiegen. Das bedeutet, dass eine Sturmflut wie die vom 12./13. November 1872 heute, bedingt durch den Meeresspiegelanstieg, zwischen 5 cm und 20 cm höher auflaufen würde als sie es damals tat.

Die Häufigkeit und Dauer von leichten Sturmfluten nehmen leicht zu. Durch den höheren Meeresspiegel werden die Wasserstände für die Kategorien „erhöhte Wasserstände“ und „leichte Sturmflut“ schneller und deshalb häufiger erreicht. Die Wasserstände werden global und regional weiter steigen. Basierend auf dem 6. Sachstandsbericht des Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) wird bis zum Jahr 2100, abhängig vom SSP-Szenario, ein Anstieg des Wasserstands am Pegel Warnemünde von 0,4 m (SSP1-1.9) bis 0,8 m (SSP5-8.5) projiziert (NASA Sea Level Change Portal 2021).

Die Abschätzung der durch den Klimawandel bedingten Veränderungen im Seegangsklima der Ostsee gestaltet sich derzeit schwierig. Vorhersagen für das zukünftige Seegangsklima basieren auf Klimamodellen, welche mit Unsicherheiten behaftet sind. Laut Dreier et al. (2021) nimmt die seegangsinduzierte Belastung im Szenario RCP8.5 an westlich ausgerichteten Küstenlinien zu, während sie an östlich ausgerichteten Küstenlinien abnimmt. Es ist davon auszugehen, dass sich die mittleren Seegangsverhältnisse in Küstennähe zukünftig verändern werden. Durch den steigenden Meeresspiegel brechen weniger Wellen im Küstenvorfeld und es wird mehr Seegangenergie an die Küste transportiert. Durch höher auflaufende Sturmfluten werden Küstenschutzbauwerke und Küstenstrukturen stärker belastet. Da welleninduzierte Küstenprozesse wie der küstenparallele Sedimenttransport oder Erosionsprozesse hauptsächlich von den mittleren Seegangsverhältnissen beeinflusst werden, können auch geringfügige Veränderungen im Seegangsklima Auswirkungen haben.

4. Datengrundlagen und erste Auswertungen

Für die Ermittlung belastbarer Bemessungswerte des Wasserstands und der Wellenhöhe sind Daten unerlässlich. Diese liegen in der Regel in Form von Zeitreihen vor. Bei der Auswahl der Daten für statistische Auswertungen müssen verschiedene Kriterien berücksichtigt werden. Gemäß des Leitfadens zur Hydrometrie des Bundes und der Länder (LAWA 2018) müssen hydrometrische Daten

- frei von Lücken (Kontinuität),
- frei von natürlichen oder anthropogenen Einflüssen (Homogenität),
- frei von Ausreißern (Plausibilität) und

in standardisierter und systematischer Weise erhoben und verarbeitet werden (Konsistenz). Neben den genannten Kriterien müssen die Daten die Verhältnisse im Untersuchungsgebiet widerspiegeln (Repräsentativität). Zusätzlich wird das Kriterium des zeitlichen Umfangs für die Extrapolation von Parametern mit geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten hinzugefügt. Der Datenauswahl wird somit eine besondere Rolle zuteil. Das übergeordnete Ziel dieses Kapitels ist die Schaffung einer konsistenten Datenbasis für die Ableitung robuster Bemessungsparameter auf Basis der bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse.

Im ersten Teil dieses Kapitels wird geprüft, welche Daten des Wasserstands und des Seegangs an der Küste von Mecklenburg-Vorpommern verfügbar sind. Die verfügbaren Messstationen werden auf Karten dargestellt und hinsichtlich ihrer räumlichen Verfügbarkeit und ihres zeitlichen Umfangs miteinander verglichen. Der Datenumfang wird unter Berücksichtigung der zeitlichen Auflösung des entsprechenden Parameters grafisch dargestellt und die jährliche Verfügbarkeit farblich kodiert, um eine schnelle Abschätzung zu ermöglichen. Wasserstände und Seegang können mit Winddaten numerisch und statistisch modelliert werden, wenn diese vorliegen. Deshalb werden auch die verfügbaren Windinformationen nach den beschriebenen Methoden untersucht. Die Daten des IMK, das vom StALU-MM betrieben wird, werden gesondert ausgewertet, da das Messnetz mehrere Daten erfasst.

Nach der Datenakquise werden die gewählten Daten auf Plausibilität geprüft. Dies ist wichtig, da es bei der Messung von hydrodynamischen Größen es immer wieder zu Fehlern bzw. Ausreißern kommen kann. Die Ursachen dafür können vielfältig sein. Das Intergovernmental Oceanographic Commission (IOC) nennt unterschiedliche Effekte, die bei hydrometrischen Daten zu Ausreißern führen können (UNESCO/IOC 2020):

- Zählendreher bei manueller Erfassung,
- Verzerrung durch elektronisches Rauschen,
- Übertragungsfehler in der Telekommunikation,
- fehlerhafte Sensorkalibrierung,
- Beeinflussung der Messung durch schwimmende Objekte,
- Drift,
- Änderung der Beobachtungspraxis oder Gerätewechsel und
- bauliche Veränderungen im Einzugsgebiet des Sensors.

Um belastbare Ergebnisse aus statistischen Untersuchungen zu erhalten, müssen die Daten gemäß den zuvor genannten Anforderungen an hydrodynamische Zeitreihen möglichst vollständig und frei von Ausreißern sein. Voraussetzung für die Lückendetektion sind äquidistante Zeitreihen. Äquidistanz bedeutet, dass jeder Messwert den gleichen zeitlichen Abstand hat. Eine Lücke in einer Zeitreihe besteht aus einem oder mehreren Zeitpunkten, denen kein gültiger Messwert zugeordnet ist. In der Regel werden diese durch einen zuvor definierten Fehlercode markiert. Die Länge einer Lücke ergibt sich aus der Anzahl der Zeitstempel mit den aufeinanderfolgenden ungültigen Messwerten.

Es ist außerdem sinnvoll, die durch die Eliminierung von Ausreißern entstandenen Lücken zu schließen. Neben der visuellen Detektion gibt es eine Reihe von statistischen Verfahren zur Identifizierung von Ausreißern. Beispiele dafür sind die Sigma-Regeln sowie die Ausreißertests nach Grubbs (1950), Dean und Dixon (1951) und Walsh (1950). Ein Nachteil statistischer Verfahren ist, dass sie außergewöhnlich extreme Ereignisse als Ausreißer erkennen können. Die Eliminierung solcher Ereignisse aus dem Datenkollektiv kann Ergebnisse weiterführender Analysen signifikant beeinflussen. Bei hydrodynamischen Zeitreihen wird empfohlen auf die Anwendung von statistischen Verfahren zu verzichten (Miegel und Büttner 2003; DWA 2012).

Basierend auf der teilweise redundanten Datenerfassung entlang der deutschen Ostseeküste ist es möglich, die Validierung der IMK-Daten mit der „Buddy-Checking“-Methode durchzuführen. Bei dieser Methode werden Daten von benachbarten Stationen verwendet, um zu prüfen, ob ein Messwert mit denen der umliegenden Standorte übereinstimmt (z.B. Heuser et al. 2014; UNESCO/IOC 2020). Es wird angenommen, dass die Zeitreihen des DWD und der Wasserstraßen- und Schifffahrtsverwaltung des Bundes (WSV) aufgrund der durchgeführten Qualitätskontrollen fehlerfrei sind.

Um die IMK-Daten der sechs Küstenabschnitte zu validieren, müssen zunächst geeignete Zeitreihen identifiziert werden. Hierfür werden die IMK-Zeitreihen mit räumlich naheliegenden Zeitreihen anderer Institutionen verglichen und anhand von Korrelationskoeffizienten sowie den Fehlermaßen RMSE und MAE (vgl. Abschnitt 10.1.2.1 im Anhang) bewertet. Bei der Gegenüberstellung einer IMK-Zeitreihe mit der Zeitreihe einer Bezugsstation können bei größeren räumlichen Distanzen Abweichungen durch einen zeitlich verzögerten Verlauf des betrachteten Signals entstehen. Um diese Abweichungen zu minimieren, werden beide Signale solange um einen zeitlichen Faktor t gegeneinander verschoben, bis die höchstmögliche Korrelation erreicht wird. Für die Validierung werden geeignete Zeitreihen anhand eines hohen Korrelationskoeffizienten und geringer Fehlermaße gewählt.

Anhand der zugeordneten Zeitreihen werden im Anschluss Bereiche mit Inhomogenitäten in den IMK-Zeitreihen identifiziert. Um systematische Abweichungen zu eliminieren, werden die Zeitreihen zuvor über ihren Erwartungswert und die Standardabweichung normiert:

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \quad \text{Gleichung (2)}$$

Um große Inhomogenitäten zu identifizieren, werden die Differenzen der jährlichen Mittelwerte der Wasserstände zwischen der normierten IMK-Zeitreihe und den Vergleichszeitreihen gebildet. Diese Differenzen werden als M bezeichnet. Wenn M einen Wert über Null annimmt, wird die betrachtete Größe der IMK-Station im Vergleich zu den Messungen der Vergleichsstation im Mittel überschätzt.

Wenn M kleiner als Null ist, wird sie unterschätzt. Wenn sich M um Null bewegt, gibt es unter Berücksichtigung von unterschiedlichen Messverfahren und standortbedingten Abweichungen keine großen Inhomogenitäten.

Im zweiten Teil des vorliegenden Kapitels werden zunächst die Lücken der an den IMK-Stationen erfassten Parameter detektiert und hinsichtlich ihrer Größe ausgewertet. Anschließend werden die Daten anhand von redundanten Messwerten mit der „Buddy-Checking“-Methode plausibilisiert. Im Rahmen der Plausibilisierung sowie in weiteren Untersuchungen werden statistische Fehlermaße, Methoden der Korrelationsmessung und die lineare Regressionsanalyse verwendet. Die Methoden sind daher in Abschnitt 10.1.2 des Anhangs näher erläutert.

Im letzten Abschnitt werden die Seegangsdaten in den Küstenabschnitten des IMK Seegangsdaten statistisch modelliert. Dazu wird das Verfahren der Wind-Wellen-Korrelation verwendet. Grundlage des Verfahrens sind die Winddaten des DWD und die Seegangsdaten des IMK. Durch die statistische Seegangsmodellierung kann der Umfang der Zeitreihen vergrößert werden, sodass in der bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse eine vergleichsweise größere Anzahl extremer Wasserstands- und Seegangsereignisse berücksichtigt werden kann.

4.1 Akquise geeigneter Daten an der deutschen Ostseeküste

4.1.1 Wind

Winddaten können physikalisch gemessen oder durch numerische Modelle erzeugt werden. In der Regel setzen sich Winddaten aus den Parametern Windgeschwindigkeit u und der Windrichtung Θ_w zusammen. In dieser Arbeit werden die Windgeschwindigkeiten in den Einheiten Meter pro Sekunde (m/s) und die Windrichtungen in Grad ($^\circ$) angegeben.

In Deutschland werden Winddaten offiziell vom DWD erfasst und aufbereitet. Der DWD ist der zivile Wetterdienst Deutschlands, der dem Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung unterstellt ist. Zu den Aufgaben des DWD gehört der Betrieb der erforderlichen Mess- und Beobachtungssysteme zur Erfassung der meteorologischen Vorgänge (Aufgaben DWD). Die im Rahmen des gesetzlichen Auftrags erhobenen Umweltdaten werden kostenfrei auf dem Open Data Server des DWD zur Verfügung gestellt (Open Data DWD 2022).

An 292 Stationen werden deutschlandweit die Windgeschwindigkeit und -richtung mit einer stündlichen Auflösung erfasst (Messstationen DWD 2019). Es stehen Messungen mit höherer zeitlicher Auflösung zur Verfügung, diese weisen jedoch in der Regel einen geringeren zeitlichen Umfang auf. Alle Messstationen werden gemäß den Vorschriften der World Meteorological Organization (WMO) einheitlich betrieben. Die Daten durchlaufen verschiedene Prozesse der manuellen und automatisierten Qualitätskontrolle (Kaspar et al. 2013; CDC 2022). Die Windmessungen werden vom DWD ausschließlich auf dem Land durchgeführt mit Ausnahme von zwei Stationen in der Ostsee: "Greifswalder Oie" und "Leuchtturm Kiel". Diese Stationen befinden sich auf einer kleinen Insel vor der Küste (Greifswalder Oie) bzw. auf einer Lotsenstation (Leuchtturm Kiel). Der DWD betreibt neun aktive Stationen in Mecklenburg-Vorpommern zur Erfassung der Windparameter in Küstennähe. Die Standorte sind mit Angabe des zeitlichen Umfangs in Abbildung 17 dargestellt (Stand 2022). Lage und Umfang wurden dem Open-Data-Server entnommen. Die jährliche Verfügbarkeit der DWD-Daten kann Abbildung 18 entnommen werden.



Abbildung 17: Übersicht über die Standorte der aktiven küstennahen DWD-Stationen an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns (Open Data DWD 2022).

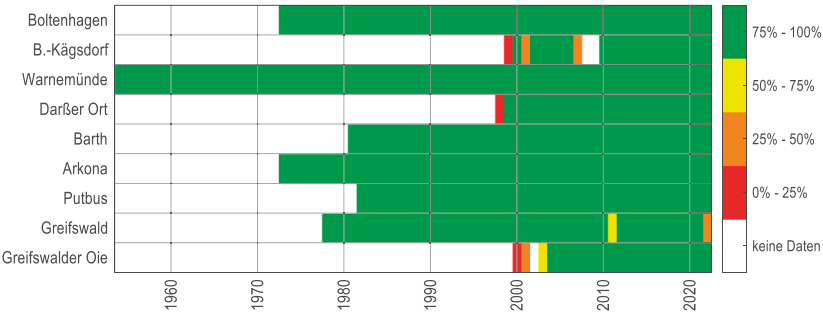


Abbildung 18: Jährliche Verfügbarkeit von Winddaten an den küstennahen DWD-Stationen (Open Data DWD 2022).

Die Beschreibung vergangener Windverhältnisse durch numerische Modelle wird als Reanalyse genannt. Reanalysen sind in der Meteorologie konsistente Beschreibungen des atmosphärischen Zustands in der Vergangenheit, die auf fortschrittlichen Modellen und aktuellen Daten basieren (DWD 2022). Alle Parameter werden dabei konsistent auf einer Gitterstruktur berechnet, was lückenlose und zeitlich sowie räumlich konsistente Ergebnisse gewährleistet. Reanalysen sind wertvolle Werkzeuge um unter anderem vergangene Wetterereignisse und außergewöhnliche Sturmfluten zu untersuchen oder Trends zu analysieren (KFKI 2018). Sie unterscheiden sich üblicherweise in ihrer räumlichen und zeitlichen Auflösung sowie in ihrer zeitlichen Reichweite. Im Vergleich zu globalen Reanalysen zeichnen sich regionale Reanalysen durch eine vergleichsweise höhere räumliche und zeitliche Auflösung aus.

Wichtige Reanalysen für den europäischen Raum und Deutschland sind die COSMO-Reanalysen des DWD. Der regionale REA6-Modelllauf hat eine räumliche Auflösung von 6 km und deckt derzeit einen Zeitraum von 24 Jahren ab. Die REA2-Reanalysen wurden mit einer räumlichen Auflösung berechnet. Das Europäische Zentrum für Mittelfristige Wettervorhersage (European Centre for Medium-Range Weather Forecasts, ECMWF) stellt globale meteorologische Reanalysen in stündlicher Auflösung bereit. Die neueste Reanalyse des ECMWF ist die ERA5-Reanalyse. Sie bietet Daten zu atmosphärischen, Landoberflächen- und Meereszustandsparametern auf globaler Ebene in stündlicher Auflösung. Die räumliche Auflösung beträgt 9 km. Derzeit sind Daten ab dem Jahr 1950 verfügbar und werden kontinuierlich im 5-Tages-Rhythmus aktualisiert. Tabelle 7 gibt einen Überblick über die räumlichen und zeitlichen Auflösungen der Reanalysen sowie relevante Publikationen.

Tabelle 7: Spezifikationen der Reanalysen und Angabe relevanter Publikationen.

Name	Institution	Räumliche und zeitliche Auflösung	Zeitlicher Umfang	relevante Publikationen
REA6	DWD	6 km / 1 h	1995-2019	Bollmeyer et al. (2015) REA6 (2022)
REA2	DWD	2 km / 1 h	2007-2013	Wahl et al. (2017) REA2 (2022)
ERA5	ECMWF	9 m / 1 h	Ab 1950 (laufend)	Hersbach et al. (2018) ERA5 (2019)

Zur Verifizierung der Reanalysedaten werden die Windgeschwindigkeiten der ERA5-Reanalyse mit den gemessenen Windgeschwindigkeiten des DWD an zwei Standorten verglichen. Aufgrund der vergleichsweise langen Messzeitreihen (Abbildung 18) wurden die ERA5-Reanalyse und die Standorte Warnemünde und Arkona auf Rügen gewählt. Die modellierten Windgeschwindigkeiten werden aus denen der DWD-Stationen am nächsten gelegenen Gitterpunkten extrahiert. Für den Vergleich werden die mittleren jährlichen Windgeschwindigkeiten (50%-Perzentil) und die extremen jährlichen Windgeschwindigkeiten (99%-Perzentil) gegenübergestellt. Der Vergleich ist in Abbildung 19 dargestellt.

Die mittleren Windgeschwindigkeiten der Datenkollektive zeigen an beiden Standorten eine hohe Übereinstimmung. In Warnemünde wird die Windgeschwindigkeit im Mittel von der ERA5-Reanalyse um 1 m/s höher angegeben als bei den Messwerten. Die mittlere Abweichung von 0,06 m/s am Standort Arkona ist vernachlässigbar klein. Die extremen Windgeschwindigkeiten werden von der Reanalyse an beiden Standorten stark unterschätzt. In Warnemünde beträgt die mittlere Abweichung 2,61 m/s, in Arkona 3,41 m/s. Das zugrunde liegende Modell der Reanalyse gibt die jährliche Variabilität der gemessenen Extremereignisse nicht wieder. Die dargestellten Trends der mittleren und extremen Windgeschwindigkeiten sind für beide Datenkollektive an den Standorten vergleichbar. Ganske et al. (2009) führten ähnliche Untersuchungen mit dem statistischen Windmodell MKW (Messkonsistentes Windmodell) durch und erhielten ähnliche Ergebnisse. Die Windgeschwindigkeit wird lokal von topografischen Strukturen und Geländerauigkeiten beeinflusst. Es ist möglich, dass diese Strukturen aufgrund der begrenzten räumlichen Auflösung von den Reanalyse-Modellen nicht ausreichend berücksichtigt werden.

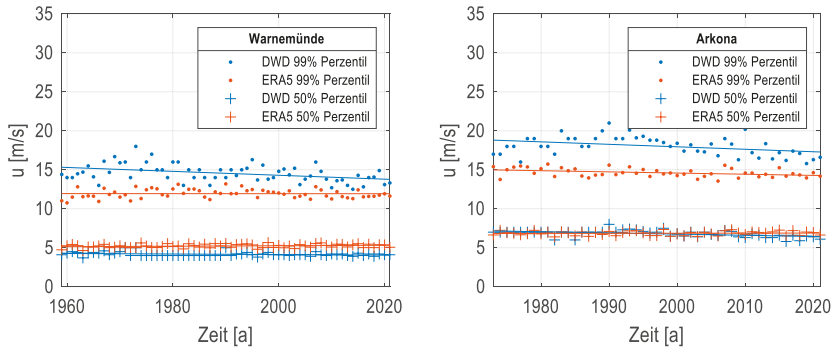


Abbildung 19: Vergleich der modellierten (ERA5) und gemessenen (DWD) mittleren bzw. extremen Windgeschwindigkeiten an den Standorten Warnemünde und Arkona (Open Data DWD 2022).

Sturmfluten sind das Resultat großräumiger meteorologischer Prozesse, während hohe Wellen in der Regel durch extreme Windgeschwindigkeiten erzeugt werden, die jedoch regional oder lokal begrenzt sind (vgl. Abschnitte 3.4.1 und 3.4.2). Die ERA5-Reanalyse gibt die extremen Windgeschwindigkeiten an den untersuchten küstennahen Standorten nicht ausreichend genau wieder, um den lokalen Seegang zu modellieren. Daher werden für die weiteren Untersuchungen die Messzeitreihen des DWD verwendet.

4.1.2 Wasserstand

Seit vielen Jahren messen verschiedene Behörden den Wasserstand entlang der deutschen Ostseeküste. Die Wasserstraßen- und Schifffahrtsämter sind als Unterorganisationen der WSV verantwortlich für die Instandhaltung der Wasserstraßen des Bundes und ihrer Anlagen, einschließlich Schleusen, Wehre und Brücken sowie für die Gewährleistung des Schiffsverkehrs (Aufgaben des WSV). Zur Erfassung der hydrographischen und ozeanologischen Zusammenhänge werden zahlreiche gewässerkundliche Messungen durchgeführt. Dazu gehört auch die regelmäßige Erfassung der Wasserstände an Pegeln von Binnen- und Küstengewässern. Die WSV stellt plausibilisierte Messwerte anderen Behörden und wissenschaftlichen Institutionen zur Verfügung. Je nach Pegellage reichen die zeitlich hochaufgelösten Küstenpegelstanddaten bis zu 60 Jahre zurück. Abbildung 20 zeigt die Pegelstandorte der WSV an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns mit Angabe der zeitlichen Abdeckung. Es existieren auch historische Daten von verschiedenen Küstenpegeln. Diese Daten liegen vorrangig als Jahresmaxima (Einzelwert) vor und werden im Rahmen dieser Untersuchung nicht berücksichtigt, da keine Informationen zum Seegang vorhanden sind und sich auch nicht ableiten lassen. Diese Daten können beispielsweise für numerische Modellierungen, Korrekturverfahren oder zur Regionalisierung von extremen Hochwasserständen an Küstenstandorten ohne ausreichende Wasserstandsdaten verwendet werden (Arns et al. 2013a). Die jährliche Verfügbarkeit der Messdaten an den Pegeln ist in Abbildung 21 dargestellt. Der geringe Datenbestand zu Beginn jeder Messung ist, wie bei den Winddaten, auf den Beginn der Aufzeichnungen im November (Beginn des hydrologischen Jahres) zurückzuführen.

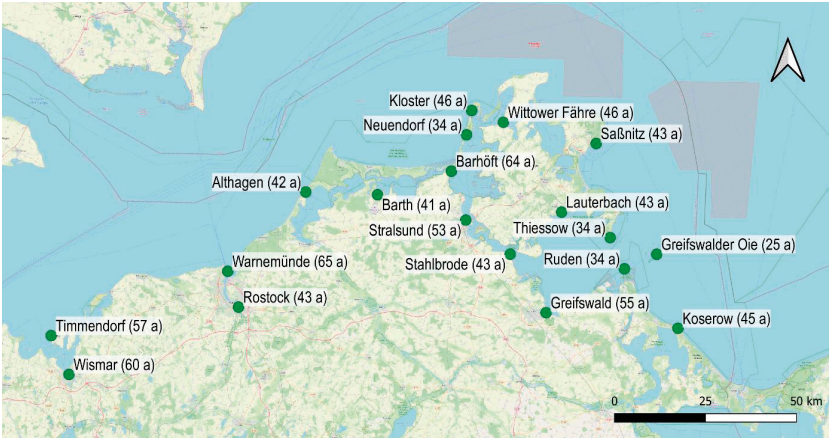


Abbildung 20: Übersicht der aktiven Pegelstandorte der WSV an der Küste Mecklenburg-Vorpommerns (Daten GK 2022).

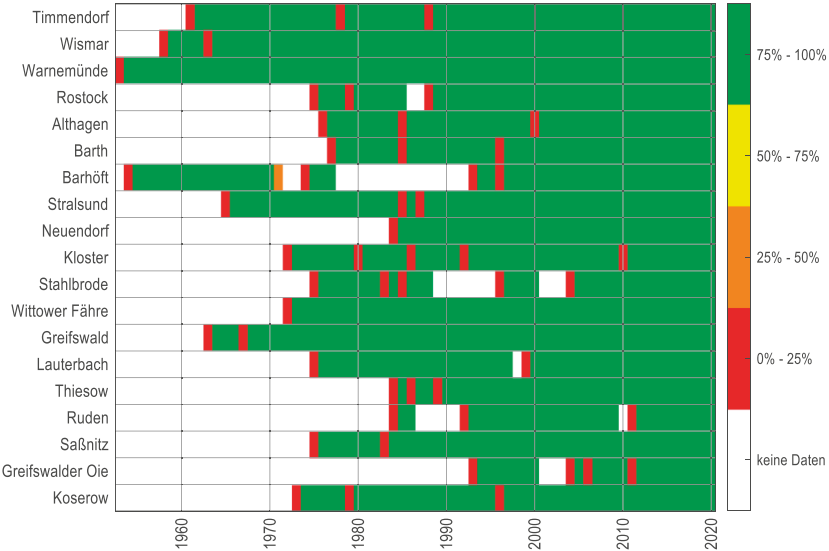


Abbildung 21: Jährliche Verfügbarkeit der Wasserstandsdaten an den küstennahen Pegeln des WSV (Daten GK 2022).

Die WSV betreibt darüber hinaus das gewässerkundliche Informationssystem "Pegelonline". Das System veröffentlicht tagesaktuelle Wasserstände der Küsten- und Binnenpegel in Deutschland. Diese Daten sind jedoch als ungeprüfte Rohwerte zu betrachten.

4.1.3 Seegang

Im Untersuchungsgebiet werden Seegangdaten numerisch modelliert oder gemessen. Das BSH erfasst den Seegang an drei Standorten in der zentralen südwestlichen Ostsee, vier weitere Messkampagnen wurden von der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau der Universität Rostock durchgeführt. Bis auf die „RADOST“-Messkampagnen sind alle beendet und haben einen vergleichsweise geringen zeitlichen Umfang. Die Messverfahren sowie die Anzahl der gemessenen Seegangparameter variieren je nach Kampagne. Die relevanten Parameter wie Wellenhöhe, -periode und -anlaufzeit werden in allen durchgeführten oder laufenden Messungen erfasst. Abbildung 22 zeigt alle Standorte und den zeitlichen Umfang der Messungen. Die Informationen stammen aus dem Seegangportal des BSH sowie aus einer Datenbank der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau der Universität Rostock (Portal BSH 2022; Daten GK 2022). Das BSH führt eine Echtzeit-Qualitätskontrolle zur Plausibilisierung der Seegangsmessungen durch. Diese umfasst eine Reihe von Qualitätstests, die öffentlich verfügbar sind (DQC 2022). Es konnten keine Informationen über Verfahren zur Plausibilisierung der Seegangsdaten der Universität Rostock gefunden werden. Die jährlichen Verfügbarkeiten der küstennahen Seegangsdaten sind in Abbildung 23 dargestellt. Die aktuellen Messungen des BSH werden bei der Auswertung der Verfügbarkeiten nicht berücksichtigt.

Das Seegangsklima der Ostsee wurde in verschiedenen wissenschaftlichen Forschungsprojekten modelliert. Der Fokus lag auf der allgemeinen Beschreibung des Seegangsklimas sowie auf speziellen Themen wie Untersuchungen zu klimawandelbedingten Veränderungen des Wellenklimas. Der CoastDat-Datensatz der Helmholtz-Zentrum Hereon GmbH bietet einen Hindcast für Seegangsdaten in der Ostsee. Der Hindcast wurde mit dem Wellenmodell WAM 4.5 erzeugt, wobei der atmosphärische REMO Hindcast als Antrieb verwendet wurde. Die Daten haben eine räumliche Auflösung von etwa 5,5 km x 5,5 km. Die vorliegenden Daten umfassen den Zeitraum von 1958 bis 2002, also insgesamt 44 Jahre (Weisse 2015).

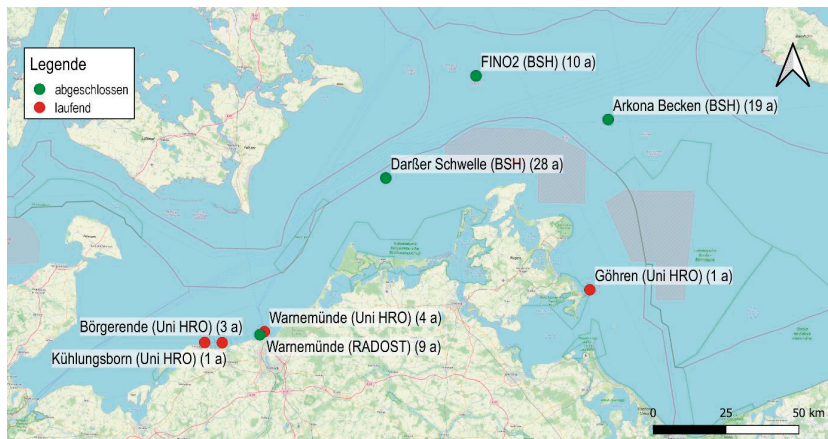


Abbildung 22: Standorte der abgeschlossenen bzw. aktiven Messkampagnen in der südwestlichen Ostsee.

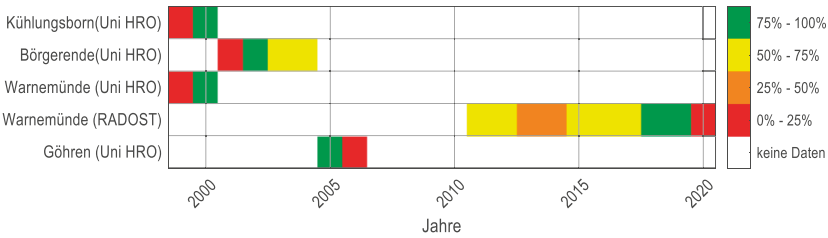


Abbildung 23: Jährliche Datenverfügbarkeit der küstennahen Messkampagnen zur Erfassung des Seegangs (Daten GK 2022).

Analog zum in Abschnitt 4.1.2 durchgeführten Vergleich der modellierten und gemessenen Windgeschwindigkeiten werden auch bei den Wellenhöhen die 50%-Perzentile und die 99%-Perzentile an zwei Standorten verglichen. Als Standorte werden Warnemünde und Varnkevit (Rügen) gewählt, da dort gemessene Seegangsdaten des IMK vorliegen (Abschnitt 4.1.4). Die Wellenhöhen werden aus den seeseitigen Gitterpunkten der CoastDat-Daten extrahiert, die den Koordinaten der jeweiligen IMK-Messsonde am nächsten liegen. In beiden Fällen beträgt der Abstand zwischen dem Gitterpunkt und der IMK-Lokation etwa 3 km. Abbildung 24 zeigt die Ergebnisse.

In Warnemünde sind die Abweichungen zwischen den modellierten und gemessenen jährlichen mittleren Wellenhöhen gering, sie liegen bei 0,02 m. Hingegen gibt es bei den extremen Wellenhöhen große Unterschiede. Das Modell schätzt die extremen Wellen im Mittel um 0,7 m höher ein. In Varnkevit werden sowohl die mittleren Wellenhöhen mit 0,38 m als auch die extremen Wellenhöhen mit 0,93 m stark überschätzt. Aufgrund des kurzen Zeitraums von vier Jahren ist ein Vergleich der Trends nicht zielführend. Es wird deutlich, dass vor allem die extremen Wellenhöhen vom Modell stark überschätzt werden. Daher ist zu vermuten, dass das Modell aufgrund der begrenzten räumlichen Auflösung die lokale Morphologie und die damit verbundenen Transformationsprozesse des Seegangs in Küstennähe nicht ausreichend genau berücksichtigt. Die Verwendung einer Wind-Reanalyse als Modellantrieb kann zu weiteren Unsicherheiten bei der Seegangsmodellierung führen (vgl. Abschnitt 4.1.1).

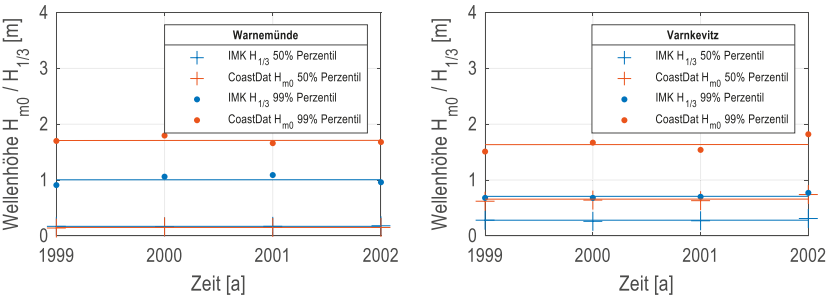


Abbildung 24: Vergleich der modellierten (CoastDat) und gemessenen (IMK) mittleren bzw. extremen Wellenhöhen an den Standorten Warnemünde und Varnkevit (Weisse 2015; IMK 2020).

4.1.4 Das Interne Messnetz Küste

Die untere Landesbehörde StALU-MM betreibt seit 1998 das Interne Messnetz Küste. An repräsentativ verteilten Standorten an der Küste werden kontinuierlich meteorologische und hydrologische Umweltdaten in einer zeitlichen Auflösung von 10 Minuten erhoben. Die Messungen liefern redundante bzw. ergänzende Messdaten zu dem Messnetz der WSV und des DWD. Das IMK umfasste zunächst 14 Messstandorte an den Außen- und Boddenküsten von Mecklenburg-Vorpommern (vgl. Abbildung 25). Im Jahr 2007 reduzierte das StALU-MM die Messstandorte des IMK auf sechs. Die Stationen dienen dem Hochwassermelddienst zur Verfügungstellung von Informationen zu Wasserständen, Seegang und Wind im operativen Betrieb. Im Langzeitbetrieb bilden die Daten die Grundlage für die Bewertung von Küstenprozessen. An den Standorten des IMK werden die folgenden Umweltdaten erfasst (Regelwerk MV 2009b):

- Strömungsgeschwindigkeit,
- Luftdruck,
- Wasser- und Lufttemperatur,
- Windgeschwindigkeit und Windrichtung und
- Seegang (Parameter im Zeitbereich: $H_{1/3}$, $H_{1/3\max}$, $T_{H1/3}$, Θ_M).

Die Messdaten werden in einer von der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau der Universität Rostock entwickelten Datenbank fortlaufend abgelegt und stehen ebenfalls für die Bearbeitung von wissenschaftlichen Fragestellungen zur Verfügung. Die Messdaten sind für die aktiven Stationen seit 24 Jahren (Stand 2022) und für die inaktiven Stationen für 10 Jahre verfügbar. Die Datenverfügbarkeit der aktiven IMK-Stationen ist in Abbildung 26 dargestellt. Abbildung 27 veranschaulicht den schematischen Aufbau einer IMK-Messstation. Die hydrodynamischen Daten werden von der Mehrparametersonde ISM-2000M erfasst. Am Standort Warnemünde werden Seegangsdaten ergänzend von einer Waverider-Messboje in 10 m Wassertiefe erfasst. Detaillierte technische Erläuterungen können dem Regelwerk zum internen Messnetz Küste (Regelwerk MV 2009b) entnommen werden.

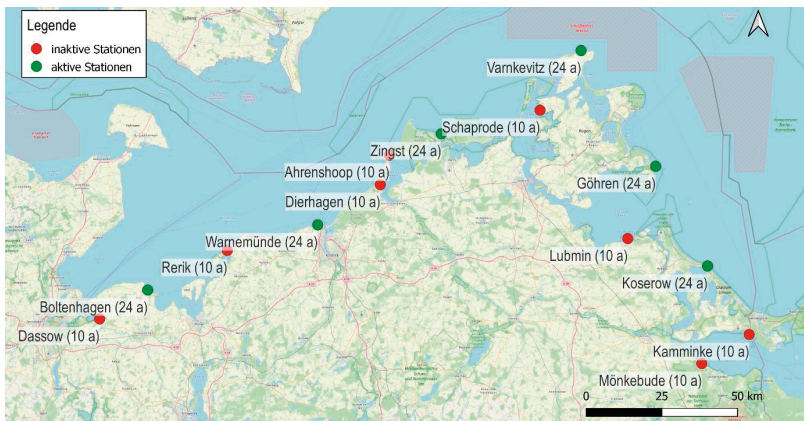


Abbildung 25: Standorte der aktiven und inaktiven IMK-Stationen an der deutschen Ostseeküste mit Angaben zum zeitlichen Umfang (Daten GK 2022).

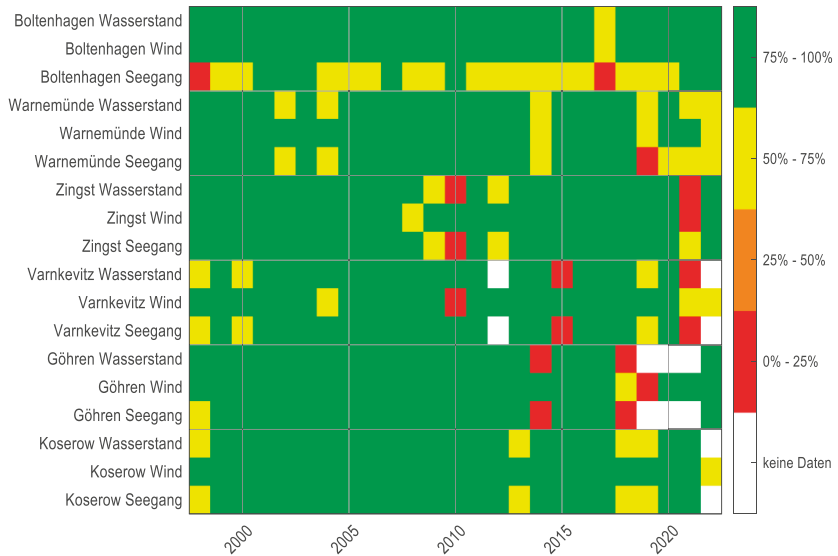


Abbildung 26: Jährliche Datenverfügbarkeit für die Größen Wind, Wasserstand und Seegang der aktiven IMK-Stationen (Daten GK 2022).

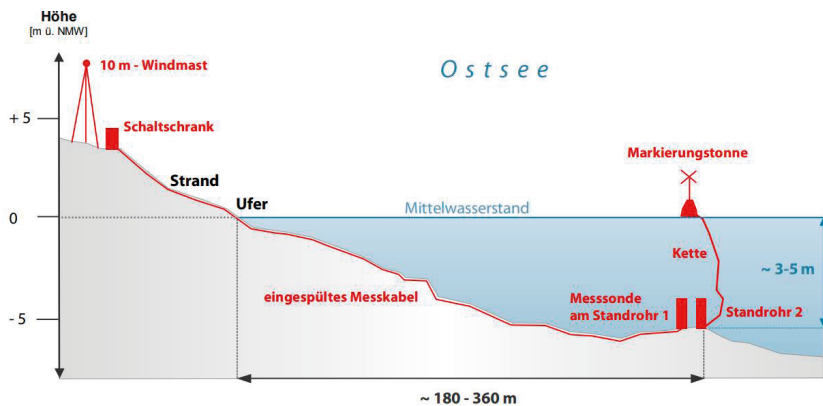


Abbildung 27: Schematische Darstellung des Aufbaus einer IMK Station (Regelwerk MV 2009b).

4.1.5 Beurteilung und Datenauswahl

Der Vergleich der modellierten Daten mit den gemessenen Daten für Wind und Seegang hat gezeigt, dass beide Parameter die kleinräumigen Verhältnisse in Küstennähe von den Modellen für die Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten nur unzureichend abgebildet werden. Als Ursachen werden die atmosphärischen Modellantriebe und die räumlichen Modellauflösungen vermutet. Des Weiteren existieren im Ostseeraum keine Modelldaten, die den Wasserstand und den Seegang konsistent abbilden.

Der zeitliche Umfang der Winddaten variiert je nach Standort. Die kürzeste Zeitreihe mit 23 Jahren liegt am Standort Bastorf-Kägsdorf vor, während in Warnemünde der Wind bisher mit einem Umfang von 65 Jahren entlang der Küste von Mecklenburg-Vorpommern am längsten messtechnisch erfasst wurde. Die DWD-Stationen sind homogen an der Küste verteilt, mit Ausnahme der Region um die Insel Usedom. In Karlshagen betreibt der DWD eine Station, an der jedoch keine Windmessungen durchgeführt werden. Der geringe Datenbestand für den Standort Darßer Ort im Jahr 1998 (vgl. Abbildung 20) ergibt sich aus dem Beginn der Aufzeichnungen im November.

Trotz durchgeführter Qualitätskontrolle existieren in den Messdaten Inkonsistenzen, die vermutlich während der Prozessierung entstanden sind. In Abbildung 28 sind die Inkonsistenzen am Beispiel der Windgeschwindigkeiten in Warnemünde dargestellt. Im linken Diagramm ist ersichtlich, dass die Geschwindigkeiten im Zeitraum von 1971 bis 1991 (rotes Rechteck) häufig den Wert 0 aufweisen. Die Ursache wird im rechten Diagramm sichtbar. Innerhalb dieses Zeitraums treten die Windgeschwindigkeiten in ganzen Zahlen und ohne rationale Anteile auf. Ein ähnlicher Effekt ist bei den Windgeschwindigkeiten der DWD-Station Arkona zu beobachten und könnte auf unterschiedliche Rundungsverfahren zurückzuführen sein. Trotz dieser Abweichung können die Daten als qualitativ hochwertig bezeichnet werden, da sie keine signifikanten Auswirkungen auf die weiteren Untersuchungen haben.

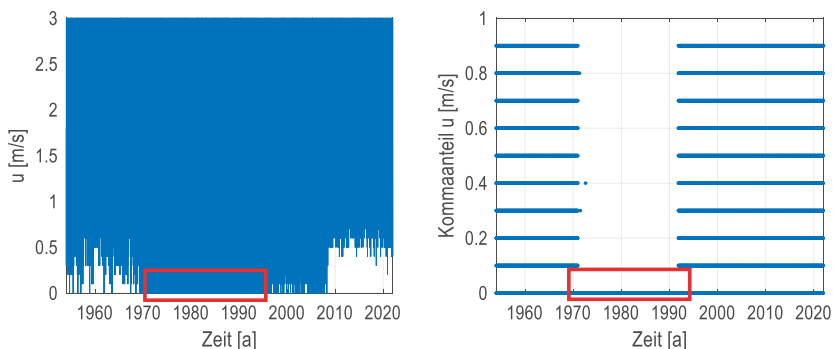


Abbildung 28: Inkonsistenzen bei der Prozessierung der Windgeschwindigkeiten des DWD am Standort Warnemünde (Open Data DWD 2022).

Entlang der Ostseeküste von Mecklenburg-Vorpommern verfügt die WSV mit über 19 Pegel das Messnetz mit der größten räumlichen Dichte aller betrachteten meteo-hydrodynamischen Parameter. Die meisten Zeitreihen beginnen Anfang der 1970er Jahre und umfassen somit mindestens 30 Jahre mit vereinzelt Lücken. Der geringe Datenbestand zu Beginn jeder Messung ist darauf zurückzuführen, dass die Aufzeichnungen im November begannen (Beginn des hydrologischen Jahres), was auch für die Winddaten gilt. Die längste Messung am Pegel Warnemünde beträgt 65 Jahre. Der Pegel der Greifswalder Oie umfasst den kürzesten Zeitraum von 25 Jahren. Die vorliegenden Daten sind von hoher Qualität. Die von der WSV herausgegebenen Daten sind unter anderem Grundlage für die Dimensionierung von Küstenschutzbauwerken in Mecklenburg-Vorpommern.

Die küstennahen Seegangsmessungen haben die vergleichsweise geringste räumliche Dichte. Mit Ausnahme des Standorts Göhren wurden die Seegangsdaten ausschließlich entlang der westlichen Küste von Mecklenburg-Vorpommern erfasst (vgl. Abbildung 22). Die Messkampagnen dauerten zwischen ein und vier Jahren und sind abgeschlossen. Eine Ausnahme bildet die laufende Messkampagne "RADOST", die derzeit neun Jahre umfasst. Der Betreiber ist das StALU-MM. Die jährlichen Verfügbarkeiten der Seegangsmessungen schwanken und häufig treten Ausfälle der Messtechnik aufgrund von Wartung oder Havarien auf (vgl. Abschnitt 4.1.3). Dadurch ist ein reduzierter Bestand an Daten vorhanden. Im Vergleich zu den zuvor beschriebenen Messungen in Küstennähe haben die laufenden Messungen des BSH an der Darßer Schwellen und im Arkona Becken (zentrale südwestliche Ostsee) einen großen zeitlichen Umfang. Diese Daten sind aufgrund ihrer räumlichen Distanz zur Küste nicht geeignet, um lokale, küstennahe Seegangsverhältnisse zu analysieren. Daher werden sie bei weiteren den Untersuchungen hier nicht berücksichtigt.

Die sechs aktiven Stationen des IMK sind entlang der Küste von Mecklenburg-Vorpommern homogen verteilt. Aktuell umfassen die Daten aller Stationen einen Zeitraum von 24 Jahren. Die Datenverfügbarkeit variiert hierbei je nach betrachteter Größe und Standort (vgl. Abbildung 26). Die Seegangsmessungen weisen die meisten Lücken und ungültigen Messdaten auf. Im Vergleich zeigen die Zeitreihen des DWD und der WSV eine größere zeitliche Abdeckung. Die Seegangsdaten des IMK werden seit über zwei Jahrzehnten nahezu kontinuierlich in Küstennähe erfasst und sind unverzichtbar zur Beschreibung der lokalen Seegangsverhältnisse entlang der Küste von Mecklenburg-Vorpommern. An jedem IMK-Standort werden neben Seegangsdaten ebenfalls Wind- und Wasserstandsdaten erfasst. Diese können zur Systemanalyse und zur Beschreibung der Abhängigkeiten genutzt werden. Des Weiteren existieren redundante Messungen des DWD und der WSV in räumlicher Nähe der Standorte. Aus diesem Grund werden die folgenden Untersuchungen mit den IMK-Daten durchgeführt.

Tabelle 8: Bezeichnungen der Küstenabschnitte und die zugehörigen Seegebiete.

Küstenabschnitt	Seegebiet
Bollthagen	Mecklenburger Bucht
Warnemünde	Mecklenburger Bucht
Zingst	Fischland-Darß
Varnkevit	Nördlich Rügen
Göhrn	Östlich Rügen
Koserow	Östlich Usedom

In Anlehnung an die verwendeten Termini des IMK werden die Untersuchungsgebiete entlang der Küste im Folgenden als Küstenabschnitte bezeichnet. Dabei werden die Namen der Abschnitte aus IMK (2009) verwendet. Tabelle 8 fasst die Namen der sechs Küstenabschnitte und die dazu gehörenden Seegebiete zusammen. Außerdem sind die Abschnitte in Abbildung 29 dargestellt. Aufgrund des geringen Datenumfangs und der Lage in den Boddengewässern werden die inaktiven IMK-Stationen von weiteren Untersuchungen ausgeschlossen.

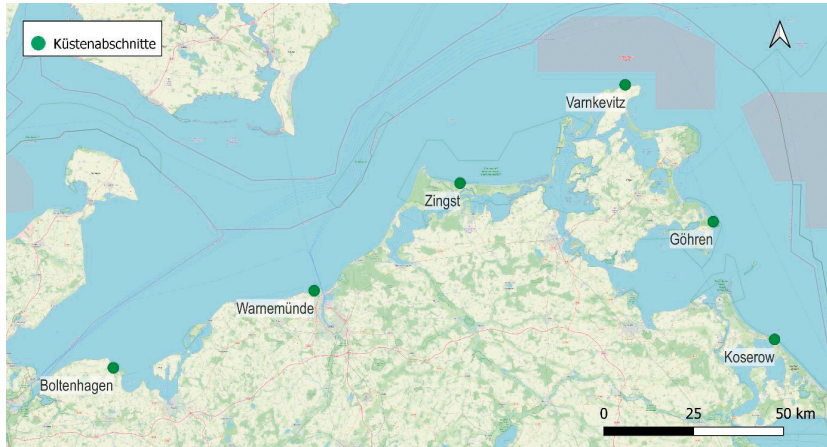


Abbildung 29: Lage der ausgewählten Küstenabschnitte.

4.2 Plausibilisierung der IMK-Daten

4.2.1 Analyse der Lücken

Die Zeitreihen des IMK liegen mit einer zeitlichen Äquidistanz von 10 Minuten vor. Tabelle 9 zeigt die Anzahl und Längen der Lücken der IMK-Stationen, unterteilt in die Küstenabschnitte und die Messgrößen Wasserstand, Wind und Seegang. Die Längen der Lücken sind in zeitliche Skalen unterteilt, welche zeitliche Horizonte von einer Stunde bis zu einem Jahr umfassen. Für die Auswertung der Lücken in den Winddaten wird nur der Parameter u betrachtet. Es wird angenommen, dass ein Datensatz, bestehend aus den Parametern u , θ_W und u_{max} ungültig ist, sobald u zu einem betrachteten Zeitpunkt nicht erfasst wurde. Gleiches gilt für den Seegang: Wenn $H_{1/3}$ nicht vorhanden oder ungültig ist, wird der gesamte Datensatz als ungültig definiert. Beim Wasserstand werden keine zusätzlichen Parameter erfasst. Ein Datensatz ist ungültig, wenn kein gültiger Messwert vorliegt.

Die Häufigkeitsverteilung in Tabelle 9 zeigt, dass etwa 90 % der Lücken in allen Zeitreihen eine Länge von 24 h nicht überschreiten. Ein Großteil der Lücken ist nicht länger als eine Stunde und kann ohne großen Informationsverlust durch lineare Interpolation geschlossen werden. Lücken mit einer Länge von mehreren Stunden erfordern aufwendige Verfahren zur Schließung. Hierbei sei auf Liebig (1994), LAWA (1997), und das Projekt „Detektion von küstenhydrologischen Phänomenen und Artefakten in minütlichen Tidepegeldaten“ (Depart 2021) verwiesen.

Tabelle 9: Anzahl der Lücken in Abhängigkeit ihrer Länge für die Messgrößen Wasserstand, Wind und See-gang der IMK-Stationen in den Küstenabschnitten.

Abschnitt	Datenart	Lückengröße				
		0 h – 1 h	1 h – 1 d	1 d – 7 d	7 d – 31 d	31 d – 1 a
Boltenh.	Wst.	11085 (98,97 %)	100 (0,89 %)	12 (0,11 %)	2 (0,02 %)	1 (0,01 %)
	Wind	2630 (82,26 %)	566 (17,70 %)	1 (0,03 %)	0 (0,00 %)	0 (0,00 %)
	See	22754 (61,24 %)	14332 (38,57 %)	65 (0,17 %)	4 (0,01 %)	1 (0,00 %)
Warnem.	Wst.	12781 (99,18 %)	77 (0,60 %)	20 (0,16 %)	5 (0,04 %)	4 (0,03 %)
	Wind	974 (98,58 %)	12 (1,21 %)	1 (0,10 %)	0 (0,00 %)	1 (0,10 %)
	See	16433 (96,35 %)	594 (3,48 %)	19 (0,11 %)	5 (0,03 %)	5 (0,03 %)
Zingst	Wst.	9419 (99,58 %)	28 (0,30 %)	8 (0,08 %)	1 (0,01 %)	3 (0,03 %)
	Wind	1050 (97,13 %)	23 (2,13 %)	5 (0,46 %)	1 (0,09 %)	2 (0,19 %)
	See	10769 (96,36 %)	396 (3,54 %)	8 (0,07 %)	1 (0,01 %)	2 (0,02 %)
Varnkev.	Wst.	10356 (99,32 %)	47 (0,45 %)	13 (0,12 %)	3 (0,03 %)	8 (0,08 %)
	Wind	2668 (87,25 %)	353 (11,54 %)	18 (0,59 %)	16 (0,52 %)	3 (0,10 %)
	See	10587 (98,08 %)	183 (1,70 %)	13 (0,12 %)	3 (0,03 %)	8 (0,07 %)
Göhren	Wst.	2154 (97,07 %)	51 (2,30 %)	4 (0,18 %)	2 (0,09 %)	8 (0,36 %)
	Wind	3226 (87,05 %)	473 (12,76 %)	6 (0,16 %)	0 (0,00 %)	1 (0,03 %)
	See	2935 (85,10 %)	482 (13,98 %)	22 (0,64 %)	3 (0,09 %)	7 (0,20 %)
Koserow	Wst.	4960 (98,51 %)	52 (1,03 %)	9 (0,18 %)	10 (0,20 %)	4 (0,08 %)
	Wind	3709 (86,94 %)	554 (12,99 %)	2 (0,05 %)	1 (0,02 %)	0 (0,00 %)
	See	7218 (87,44 %)	992 (12,02 %)	30 (0,36 %)	12 (0,15 %)	3 (0,04 %)

4.2.2 Plausibilisierung der Winddaten

Die IMK-Winddaten werden anhand geeigneter DWD-Winddaten plausibilisiert. Dazu werden den IMK-Zeitreihen DWD-Zeitreihen zugeordnet, für die sich der maximale Korrelationskoeffizient ergibt. Die Windgeschwindigkeiten werden an den Stationen in verschiedenen Höhen gemessen. Vor der Plausibilisierung werden die Windgeschwindigkeiten der IMK- und DWD-Zeitreihen mit Gleichung (3) auf eine einheitliche Höhe von 10 m umgerechnet (CERC 1984).

$$u(10) = u(z) \frac{10^{\frac{1}{7}}}{z} \quad \text{Gleichung (3)}$$

Die Variable z steht für die Höhe, in der die Messung durchgeführt wurde. Die Messhöhen (vgl. Tabelle 37 im Abschnitt 10.1.1 des Anhangs) wurden dem Regelwerk MV (2009b) und den Stationsmetadaten des DWD (Open Data DWD 2022) entnommen.

Tabelle 10 zeigt die Zuordnung der DWD-Stationen zu den Küstenabschnitten anhand des Korrelationskoeffizienten und der Fehlermaße. Es ist ersichtlich, dass alle redundanten Zeitreihen des DWD einen positiven Zusammenhang mit den IMK-Zeitreihen aufweisen, dieser jedoch unterschiedlich stark ist. In Warnemünde ist die positive Korrelation hoch, während sie im Küstenabschnitt Göhren nur schwach ausgeprägt ist. In allen Küstenabschnitten ist der RMSE größer als der MAE. Dies deutet auf größere Abweichungen zwischen den Windgeschwindigkeiten in den Zeitreihen hin. Ein zeitlicher Versatz zwischen den Messwerten der IMK- und der DWD-Stationen konnte aus den vorliegenden Daten nicht ermittelt werden.

Tabelle 10: Zuordnung der DWD-Stationen zu den Küstenabschnitten mit Angabe des Korrelationskoeffizienten, der Fehlermaße RMSE und MAE und des Zeitfaktors.

Küstenabschnitt	DWD-Station	Korrelationskoeffizient r	RMSE [m/s]	MAE [m/s]	Zeitfaktor t [h]
Boltenhagen	Boltenhagen	0,79	2,29	1,89	0
Warnemünde	Warnemünde	0,85	1,83	1,41	0
Zingst	Warnemünde	0,52	2,95	1,91	0
Varnkevit	Arkona	0,65	2,89	2,36	0
Göhren	Putbus	0,47	2,06	1,67	0
Koserow	Greifswald	0,59	2,03	1,64	0

Die teilweise schwachen Korrelationen zwischen den Windgeschwindigkeiten der IMK-Stationen und der DWD-Stationen können auf verschiedene Ursachen zurückgeführt werden. Ein Teil der Abweichungen kann durch die verwendeten Messverfahren erklärt werden. Der DWD erfasst die Windparameter nach den Standards der WMO. Die Historie der Gerätetypen, die Sensorhöhe, die verwendeten Messverfahren und weitere wichtige Parameter werden vom DWD protokolliert und sind frei verfügbar (z.B. in CDC 2022). Die Dokumentation des IMK (Regelwerk MV 2009b) enthält lediglich grundlegende Informationen zum Standort und zur Höhe des Sensors. Um systematische Fehler auszuschließen, ist es jedoch notwendig, detailliertere Kenntnisse über die Verarbeitung der IMK-Messwerte zu haben.

Eine weitere Ursache für abweichende Windgeschwindigkeiten sind unterschiedliche lokale topographische Gegebenheiten an den Messstandorten. Grundsätzlich sollten Windmessungen in ebenem, freiem Gelände durchgeführt werden. Lokal wird der Wind durch die Topographie, die Rauigkeit des umgebenden Geländes und durch Hindernisse beeinflusst (Klose und Klose 2015). Diese Einflüsse werden in der Meteorologie durch Rauheitshöhen (auch Rauheitslängen genannt) beschrieben. Die Rauheitshöhe ist ein Maß für die Höhe rauer Oberflächen in einem bestimmten Gebiet, wie Vegetation, Gebäude oder Bodenunebenheiten. Sie ist definiert als der Abstand zwischen der mittleren Rauheitshöhe und der Höhe, in der die Windgeschwindigkeit gemessen wird (Stull 2009). Ein Auszug der mittleren Rauheitshöhen für verschiedene Landschaftstypen ist im Anhang in Tabelle 38 dargestellt.

Bei einer richtungsabhängigen Berechnung des Korrelationskoeffizienten wird der Einfluss der Rauheitshöhe auf die Korrelationsstärke deutlich. Die IMK- und DWD-Winddaten werden dazu in 36 Sektoren mit einer Größe von 10° unterteilt und der Korrelationskoeffizient wird richtungsabhängig berechnet. Das Ergebnis ist exemplarisch für den Küstenabschnitt Varnkevit in Abbildung 30 dargestellt. Zusätzlich ist in Abbildung 30 eine geografische Karte zur Veranschaulichung enthalten. Der Abstand zwischen beiden Messstandorten liegt bei 4 km. Die Windgeschwindigkeiten in den Richtungssektoren zwischen 90° und 200° weisen eine geringere Korrelation auf als in den anderen Sektoren. Dies kann durch die standortsabhängige Rauheitshöhen erklärt werden. Die Messstation des DWD befindet sich auf Kap Arkona, welches exponiert ist und im Norden, Osten und Süden an die Ostsee grenzt. Der Standort der IMK-Station (Varnkevit) grenzt nur im Norden an die Ostsee. Aufgrund der topographischen Verhältnisse ergeben sich für die Standorte des IMK und des DWD unterschiedliche Rauheitshöhen. Im genannten Richtungsintervall sind die Rauheitshöhen an der DWD-Station am Kap Arkona aufgrund der angrenzenden offenen See gering.

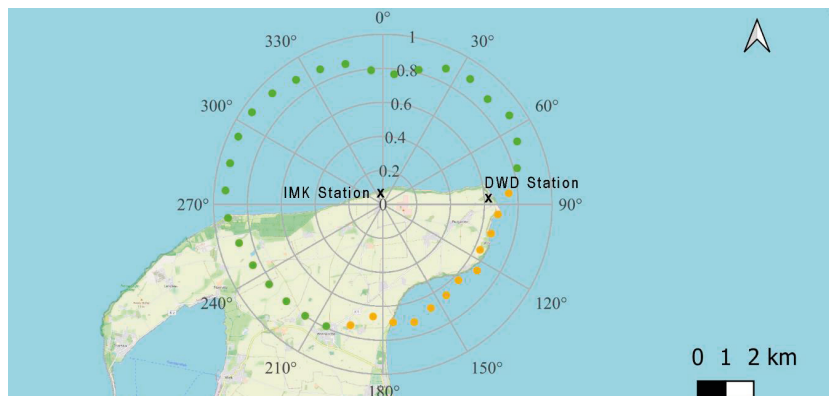


Abbildung 30: Einfluss der Rauheitshöhen auf die Korrelationsstärke am Beispiel der Standorte Varnkevit (IMK) und Kap Arkona (DWD). Durch die angrenzende Ostsee sind die Rauheiten am Kap Arkona im Richtungssektor 90° bis 200° gering.

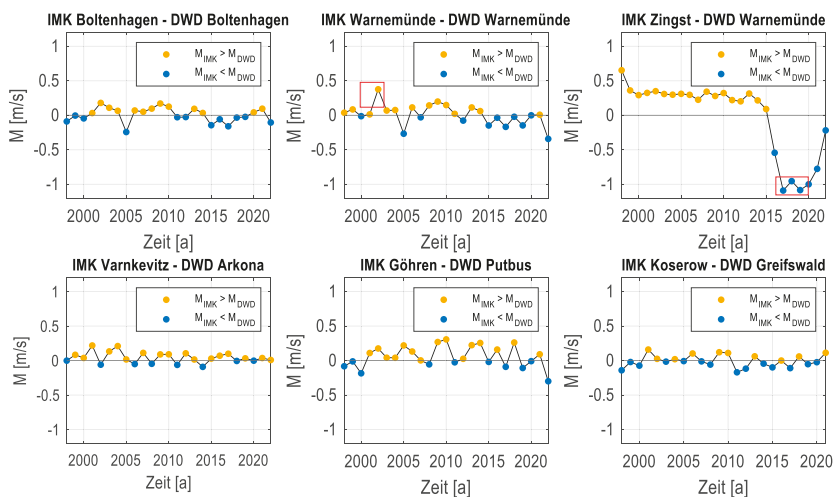


Abbildung 31: Darstellung der jährlichen mittleren Abweichungen M der Windgeschwindigkeiten zwischen den IMK-Stationen und den DWD-Stationen. Gelb: $M_{IMK} > M_{DWD}$, blau: $M_{IMK} < M_{DWD}$.

Im gleichen Intervall ergeben sich aufgrund der Agrarlandschaft und der Vegetation größere Rauigkeitshöhen für die IMK-Station. Die richtungsabhängigen Korrelationskoeffizienten der anderen Küstenabschnitte sind in Abbildung 94 im Abschnitt 10.1.4 des Anhangs dargestellt.

In Abbildung 31 sind die Differenzen der jährlichen Mittelwerte der Windgeschwindigkeiten zwischen den IMK- und DWD-Stationen für jeden Abschnitt dargestellt. Wenn der Mittelwert M positiv ist (gelb), dann liegen die Windgeschwindigkeiten der IMK-Stationen im betrachteten Jahr im Durchschnitt über denen der DWD-Stationen. Ein negativer Mittelwert (blau) bedeutet eine geringere mittlere Windgeschwindigkeit im betrachteten Jahr an der IMK-Station im Vergleich zur DWD-Station. Geringe Unterschiede zwischen den IMK- und DWD-Standorten können durch unterschiedliche Messverfahren oder die richtungsspezifischen Rauheitshöhen erklärt werden. Die angewandte Methode zeigt jedoch, dass es Beobachtungszeiträume mit signifikanten Abweichungen gibt. Zwei Beispiele für diese Abweichungen sind in Abbildung 32 dargestellt. Die Beispiele entsprechen den Mittelwerten, die in Abbildung 31 rot umrandet sind.

Das erste Beispiel in Abbildung 32 (oben) vergleicht die Messwerte der IMK-Station und der DWD-Station über einen Zeitraum von ca. 11 Tagen im September 2002. Zunächst verlaufen beide Signale ähnlich. Vom 3. September bis zum 9. September sind die Windgeschwindigkeiten an der IMK-Station höher, danach liegen sie wieder auf dem gleichen Niveau. Das zweite Beispiel in Abbildung 32 (unten) zeigt die Windgeschwindigkeiten der IMK-Station im Küstenabschnitt Zingst und der DWD-Station in Warnemünde. Es ist ersichtlich, dass die Messwerte der IMK-Station über mehr als fünf Jahre fehlerhaft aufgezeichnet wurden. Die Ursache für diese Fehler kann an dieser Stelle nur spekuliert werden. Möglicherweise sind sie in diesem Zeitraum auf eine defekte Messtechnik zurückzuführen.

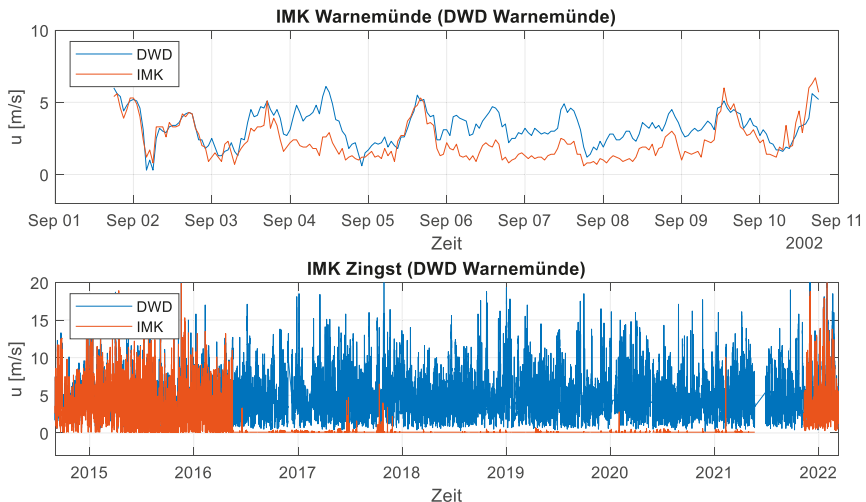


Abbildung 32: Signifikante Abweichungen der Windgeschwindigkeiten zwischen den IMK-Stationen und den zugeordneten DWD-Stationen in den Küstenabschnitten Warnemünde und Zingst.

4.2.3 Plausibilisierung der Wasserstandsdaten

Die Auswahl geeigneter Zeitreihen der WSV zur Validierung der IMK-Zeitreihen wird nach der gleichen Methode wie bei den Winddaten durchgeführt. Geeignete Zeitreihen werden anhand des Korrelationskoeffizienten sowie der Fehlermaße RMSE und MAE identifiziert. Die Ergebnisse sind in Tabelle 11 zusammengefasst. Im Verfahren zur Plausibilisierung hochaufgelöster Wasserstandsdaten, welches von Patzke und Fröhle (2022) entwickelt wurde, wird ein minimaler Korrelationskoeffizient von 0,925 als Kriterium für die Auswahl einer Vergleichszeitreihe verwendet. Die zu vergleichenden Zeitreihen des IMK und der WSV werden normiert und die Differenzen der Jahresmittelwerte werden dargestellt.

Die IMK-Wasserstände in den Küstenabschnitten und die zugeordneten WSV-Wasserstände weisen im Vergleich zu den Windgeschwindigkeiten eine hohe Korrelation und zeigen geringe Fehlermaße auf. In einigen Abschnitten wird das Kriterium von Patzke und Fröhle (2022) leicht unterschritten. Um die Korrelation in den Abschnitten Varnkevitiz und Göhren zu erhöhen, kann eine zeitliche Verschiebung der IMK-Wasserstände um „minus eine Stunde“ vorgenommen werden. Die Differenzen der Jahresmittelwerte sind in Abbildung 33 dargestellt.

Die Validierung der IMK-Pegelzeitreihen zeigt Qualitätsunterschiede zwischen den IMK-Pegeln der Küstenabschnitte. Die Pegel der Abschnitte Boltenhagen und Warnemünde weisen die geringsten Abweichungen auf. Dies lässt sich auf die räumliche Nähe der Messstandorte zurückführen. In den übrigen Abschnitten sind die Differenzen der jährlichen Mittelwerte vergleichsweise groß und zeigen eine hohe Variabilität. Über kurze und lange Zeiträume werden die Wasserstände an den IMK-Stationen systematisch über- oder unterschätzt. Dies kann nicht allein durch unterschiedliche hydrodynamische Bedingungen an den Messstandorten erklärt werden. Abbildung 34 zeigt beispielhaft Zeiträume aus Jahren mit starken Abweichungen an den Pegeln Koserow und Göhren. Die Bereiche entsprechen den rot umrandeten Mittelwerten in Abbildung 33. Am Pegel Koserow verlaufen die Wasserstände der IMK- und WSV-Pegel zunächst synchron, bis im Zeitraum Februar bis September eine nahezu konstante Abweichung sichtbar wird. Das gleiche Muster ist im dargestellten Zeitraum am Pegel Göhren zu beobachten. Außerdem sind punktuelle Ausreißer in den Pegelzeitreihen nachweisbar. Punktuelle Ausreißer sind Messwerte, die einen ungewöhnlich hohen oder niedrigen Wert aufweisen. Eine Möglichkeit der Erklärung besteht darin, dass fehlerhafte Messtechnik verwendet wurde.

Tabelle 11: Zuordnung der WSV-Stationen zu den Küstenabschnitten mit Angabe des Korrelationskoeffizienten, der Fehlermaße RMSE und MAE und des zeitlichen Faktors.

Küstenabschnitt	WSV-Pegel	Korrelationskoeffizient r	RMSE [m]	MAE [m]	zeitl. Faktor t [h]
Boltenhagen	Wismar	0,97	0,07	0,05	0
Warnemünde	Warnemünde	0,96	0,06	0,04	0
Zingst	Warnemünde	0,91	0,1	0,07	0
Varnkevitiz	Sassnitz	0,95	0,08	0,06	-1
Göhrn	Sassnitz	0,91	0,09	0,06	-1
Koserow	Koserow	0,89	0,1	0,05	0

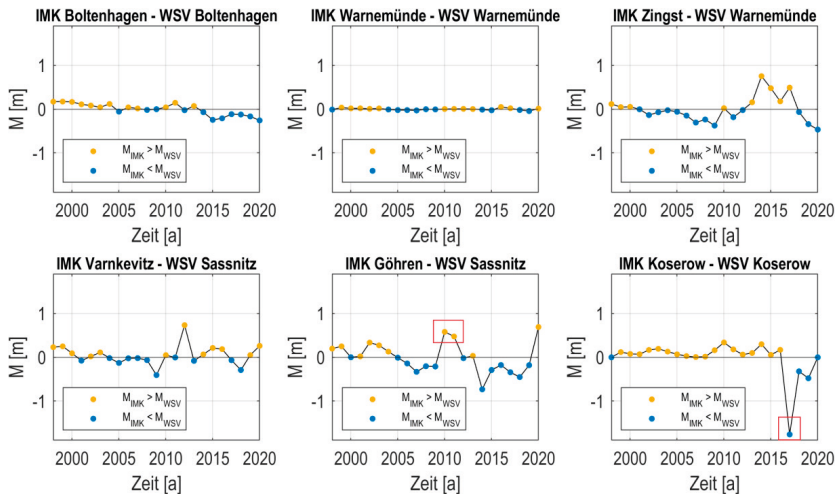


Abbildung 33: Darstellung der mittleren jährlichen Abweichungen M der Wasserstände zwischen den IMK-Pegeln und den WSV-Pegeln. Orange: $IMK > WSV$, blau $IMK < WSV$.

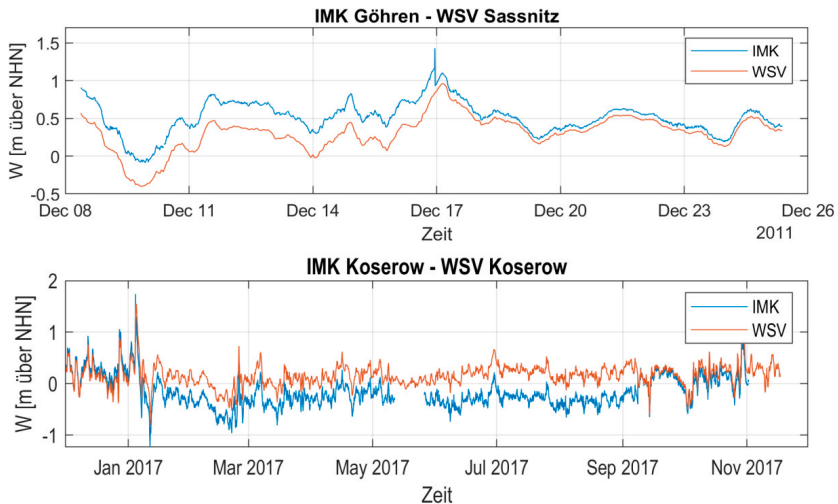


Abbildung 34: Signifikante Abweichungen der Wasserstände zwischen den IMK-Pegeln in den Abschnitten Koserow und Göhren und den zugeordneten WSV-Pegeln.

4.2.4 Plausibilisierung der Seegangsdaten

Eine Plausibilisierung der Seegangsparameter ist nur im Küstenabschnitt Warnemünde möglich, da in den anderen Abschnitten keine redundanten Messungen vorliegen. Es werden die Seegangsparameter Wellenhöhe und Wellenperiode plausibilisiert, da diese in den Verfahren zur Bemessung von Küstenschutzbauwerken Verwendung finden. Die IMK-Seegangsdaten werden mit den Daten der RADOST-Messboje verglichen (vgl. Abschnitt 4.1.4). Es ist zu beachten, dass die Messboje in einer Wassertiefe von 10 m misst, während der IMK-Seegang in einer Tiefe von 3-5 m erfasst wird. Daraus ergibt sich eine Distanz von etwa 1300 m zwischen beiden Messlokalationen. Eine vollständige Plausibilisierung der IMK-Daten ist nicht möglich, da die redundanten Daten der Messboje lückenhaft sind. Die Seegangsparameter der IMK-Stationen werden im Zeitbereich gemessen, während die der Messboje diese im Zeit- und Frequenzbereich erfasst. Eine visuelle Überprüfung der Bojendaten hat ergeben, dass die Parameter im Zeitbereich an vielen Stellen nicht plausibel sind. Die Parameter im Frequenzbereich wurden an der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau der Universität Rostock plausibilisiert und korrigiert. Aus diesem Grund werden die IMK-Daten auf Basis der Bojen-Seegangsparameter im Frequenzbereich plausibilisiert.

Wellenhöhen

Zunächst werden, unter der Annahme, dass die signifikante Wellenhöhe H_{m0} in etwa der mittleren Wellenhöhe der 33 % höchsten Wellen $H_{1/3}$ entspricht (vgl. Abschnitt 3.4.2), die Zeitreihen der Wellenhöhen plausibilisiert. Zwischen beiden Zeitreihen kann durch eine zeitliche Verschiebung (Faktor t) keine höhere Korrelation erreicht werden. Der Korrelationskoeffizient beträgt 0,96. Die Fehlermaße RMSE und MAE betragen 0,23 m und 0,19 m. Abbildung 35 (links) zeigt das Streudiagramm, welches die Abhängigkeit zwischen den Wellenhöhen der Messboje und der IMK-Station darstellt. Es ist ersichtlich, dass an der Messboje höhere Wellen gemessen wurden als an der IMK-Station. Die Abhängigkeit zwischen H_{m0} und $H_{1/3}$ kann durch ein lineares Regressionsmodell beschrieben werden:

$$H_{m0} = 1,44 \cdot H_{1/3} + 0,08 \quad \text{Gleichung (4)}$$

Das Regressionsmodell ist in Abbildung 35 (links) dargestellt. Der rechte Teil der Abbildung zeigt die Differenzen der jährlichen Mittelwerte ($M_{\text{unkorrigiert}}$). Sie betragen in jedem Jahr des analysierten Zeitraums etwa 0,2 m und unterliegen dabei nur geringen Schwankungen. Dies entspricht in etwa der Größenordnung der zuvor ermittelten Fehlermaße RMSE und MAE. Die Differenz wird durch wassertiefenabhängige Prozesse verursacht, die die Seegangsparameter während der Wellenbewegung aus dem Tiefenbereich in den Übergangsbereich transformieren (vgl. Abschnitt 3.4.2). Durch Anwendung des Regressionsmodells können die IMK-Wellenhöhen auf das Höhenniveau der Messboje korrigiert und erneut miteinander verglichen werden. Die korrigierten Differenzen der jährlichen Mittelwerte sind in Abbildung 35 (rechts) mit $M_{\text{korrigiert}}$ bezeichnet. Es zeigen sich nur geringfügige Abweichungen zwischen den IMK-Wellenhöhen und den RADOST-Wellenhöhen. Die leichten Abweichungen wie im Jahr 2018 können durch eine eingeschränkte Datenverfügbarkeit an beiden Stationen verursacht worden sein. Durch die Korrektur der IMK-Wellenhöhen verringern sich die Fehlermaße RMSE auf 0,09 m und MAE auf 0,07 m. Insgesamt werden keine Bereiche mit starken Inkonsistenzen gefunden.

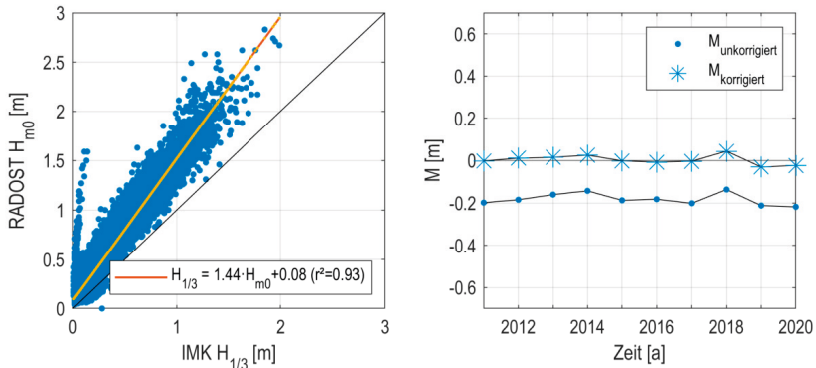


Abbildung 35: Links: Darstellung der Abhängigkeit der Wellenhöhen zwischen der Messboje und der IMK-Station sowie des angepassten Regressionsmodells im Küstenabschnitt Warnemünde. Rechts: Darstellung der unkorrigierten und korrigierten Differenzen der jährlichen Mittelwerte der Wellenhöhen.

Wellenperioden

Die gemessenen Wellenperioden der IMK-Messsonde und der RADOST-Messboje sind unterschiedlich definiert (vgl. Abschnitt 3.4.2). Die Messsonde berechnet die Perioden im Zeitbereich mit dem Mittelwert der Perioden der 33 % höchsten Wellen ($T_{1/3}$), während die Messboje die mittlere Periode T_{02} aus dem 0. und 2. Moment berechnet. Trotz dieser Unterschiede ist ein Vergleich von T_{02} und $T_{1/3}$ möglich. In Abbildung 36 (links) zeigt die Perioden der IMK-Sonde und der RADOST-Messboje in Abhängigkeit von der Wellenhöhe. Die Perioden der Messboje zeigen bei geringen Wellenhöhen eine deutlich geringere Variabilität als die IMK-Perioden. Die höchste gemessene Periode T_{02} an der RADOST-Messboje beträgt 6,7 s bei einer Wellenhöhe H_{m0} von 0,27 m. Die IMK-Sonde misst hingegen auch bei geringen Wellenhöhen ($H_{1/3} \leq 0,05$ m) Perioden mit einer Länge von 3 s bis zu 30 s. Dünungswellen können ausgeschlossen werden, da langperiodische Wellen von der RADOST-Messboje nicht erfasst wurden. Es wird vermutet, dass die langen IMK-Perioden bei geringen Wellenhöhen auf fehlerhafte Messungen zurückzuführen sind. Abbildung 36 (rechts) zeigt die Abhängigkeiten zwischen den Perioden T_{02} und $T_{H1/3}$. Es sind keine Abhängigkeiten zwischen beiden Perioden im Bereich von 2 s bis etwa 5 s erkennbar. Erst ab einer von Periodenlänge von etwa 5 s (orange) werden Abhängigkeiten sichtbar. Die Plausibilisierung auf Basis der gemessenen IMK-Perioden ist somit nicht zielführend. Alternativ zu den Messdaten können die IMK-Perioden in Abhängigkeit der IMK-Wellenhöhen mit einem Regressionsmodell modelliert und anschließend plausibilisiert werden.

Um sicherzustellen, dass lange Perioden bei geringen Wellenhöhen das Modell nicht beeinflussen, wird zunächst die Wellenhöhe ermittelt, bei der die Abhängigkeit zwischen den beiden Größen stabil wird. Dazu werden die Wellenhöhen und die zugehörigen Perioden sukzessive aus der Stichprobe entfernt, beginnend mit der kleinsten, und ein Regressionsmodell erstellt. Anschließend wird das Bestimmtheitsmaß r^2 (vgl. Abschnitt 10.1.2.3 im Anhang) des Modells ermittelt. Das maximale Bestimmtheitsmaß von 0,57 wird bei einer Wellenhöhe von 0,79 m erreicht.

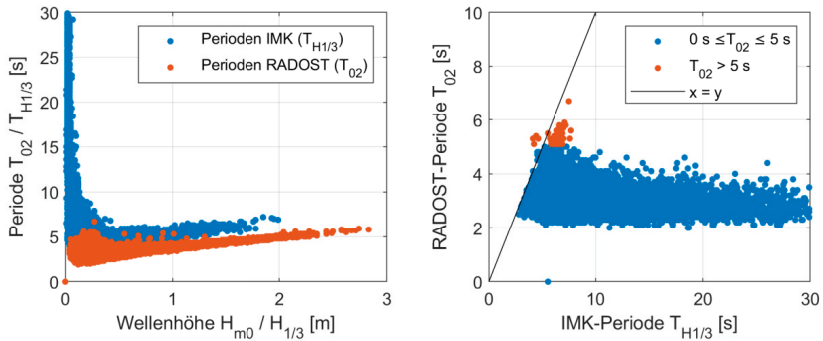


Abbildung 36: Links: Die IMK-Perioden zeigen bei geringen Wellenhöhen Periodenlängen von bis zu 30 s. Rechts: Bei der Gegenüberstellung der RADOST-Perioden (T_{02}) und der IMK-Perioden ($T_{H1/3}$) wird ab etwa 5 s eine Abhängigkeit sichtbar.

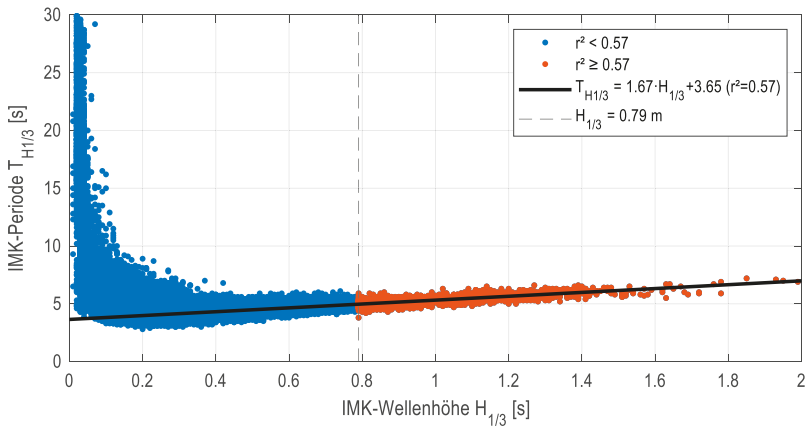


Abbildung 37: Darstellung der Perioden in Abhängigkeit der Wellenhöhen an der IMK-Station in Warnemünde. Die schwarze Linie stellt das lineare Regressionsmodell zur Ermittlung $T_{H1/3}$ in Abhängigkeit der $H_{1/3}$ dar.

Das Regressionsmodell zur Beschreibung der Abhängigkeit zwischen Wellenhöhe und Periode wird folglich auf Basis von Messungen mit $H_{1/3} \geq 0,79$ m angepasst. Die Perioden in Abhängigkeit der Wellenhöhen der IMK-Station lassen sich mit dem linearen Regressionsmodell in Gleichung (5) ermitteln.

$$T_{H1/3} = 1,67 \cdot H_{1/3} + 3,65 \quad \text{Gleichung (5)}$$

Abbildung 37 zeigt die IMK-Perioden in Abhängigkeit von den Wellenhöhen. Die schwarze Linie repräsentiert das Regressionsmodell zur Berechnung der Perioden gemäß Gleichung (5). Die Messungen ($r^2 \geq 0,57$), die dem Modell zugrunde liegen, sind orange markiert und werden durch die gestrichelte Linie ($H_{1/3} \geq 0,79$ m) visuell von der kompletten Stichprobe separiert.

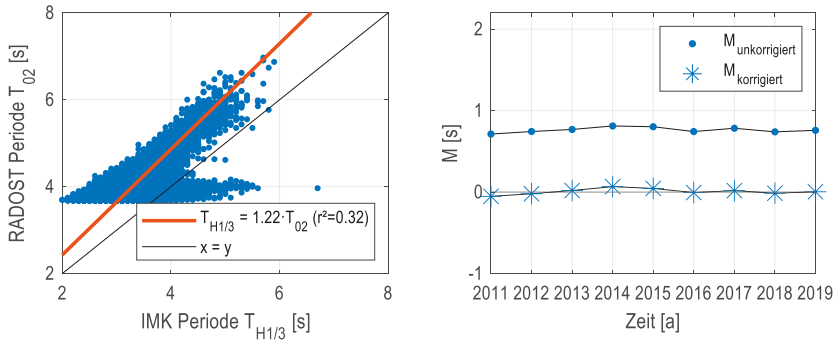


Abbildung 38: Links: Darstellung der Abhängigkeit der IMK-Perioden ($T_{H1/3}$) und der RADOST-Perioden (T_{02}) sowie des angepassten Regressionsmodells im Küstenabschnitt Warnemünde. Darstellung der unkorrigierten und korrigierten Differenzen der jährlichen Mittelwerte der Wellenperioden.

Da sich die Berechnungsvorschriften für die Perioden der IMK-Messsonde und der RADOST-Messboje unterscheiden, ist ein direkter Vergleich nicht möglich. Wie bei den Wellenhöhen ist es notwendig, die Perioden zunächst zu korrigieren. Abbildung 38 (links) zeigt die Abhängigkeiten der statistisch ermittelten IMK-Perioden und der RADOST-Perioden. Die Abhängigkeit kann mit dem folgenden Regressionsmodell beschrieben werden:

$$T_{H1/3} = 1,22 \cdot T_{02} \quad \text{Gleichung (6)}$$

Der Vergleich der Differenzen der jährlichen Mittelwerte ($M_{\text{unkorrigiert}}$) zwischen den Perioden ist im betrachteten Zeitraum konstant (Abbildung 38, rechts). Durch die Korrektur der IMK-Perioden mit dem Regressionsmodell aus Gleichung (6) werden die Differenzen minimiert. Die Validierung zeigt, dass die Perioden keine großen Bereiche mit Inkonsistenzen aufweisen. Dies ist jedoch zu erwarten, da die Perioden in Abhängigkeit der IMK-Wellenhöhen modelliert und diese zuvor als plausibel bewertet wurden.

Die Plausibilisierung der IMK-Daten zeigt, dass die Zeitreihen der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Seegang die Kriterien für weitere statistische Auswertungen nicht erfüllen. Die Wasserstandszeitreihen der meisten IMK-Pegel weisen neben Lücken und punktuellen Ausreißern über längere Zeiträume unplausible Wasserstände auf. Eine Plausibilisierung der Wellenhöhen und Wellenperioden auf Basis redundanter Messungen ist nur im Abschnitt Warnemünde möglich. Dort wurden die Wellenhöhen als plausibel bewertet, während die Wellenperioden bei kleinen Wellenhöhen unplausibel sind.

Es wurde gezeigt, dass die IMK-Winddaten für eine Modellierung der hydrodynamischen Parameter nicht geeignet sind. Sie enthalten lange Perioden mit unplausiblen Daten. Die Messdaten des IMK sind in der vorliegenden Form für die Berechnung von gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserstand und Wellenhöhe mit Copula-Modellen ungeeignet. Für die weiteren Untersuchungen werden die Wasserstände der WSV verwendet. Die Wellenhöhen werden mit dem Verfahren der Wind-Wellen-Korrelation bestimmt.

Grundlage sind die Windzeitreihen des DWD sowie die gemessenen Wellenhöhen des IMK. Für die Bestimmung der Wellenperioden wird das in diesem Abschnitt verwendete Verfahren zur Plausibilisierung übernommen. Die Wasserstände und die Winddaten wurden von den jeweiligen Institutionen plausibilisiert und haben einen vergleichsweise großen zeitlichen Umfang. Durch die Wind-Wellen-Korrelation kann der zeitliche Umfang der Seegangsdaten gegenüber den vorliegenden IMK-Seegangsdaten erweitert werden.

4.3 Modellierung der Seegangsdaten durch Wind-Wellen-Korrelation

Liegen in einem Untersuchungsgebiet Seegangs- und Windinformationen vor, können die Zusammenhänge zwischen Wellenhöhen und Windgeschwindigkeiten durch statistische Korrelationsverfahren beschrieben werden. Diese Korrelationsuntersuchungen werden in der Literatur meist als Wind-Wellen-Korrelation bezeichnet. Sie umfassen neben der Bestimmung von Wellenhöhen auch die statistische Berechnung von Wellenanlaufstufen und -perioden. (Die grundsätzliche Methodik zur Bestimmung der Wind-Wellen-Korrelationen sowie die relevanten Einflussfaktoren sind in Abbildung 8 schematisch aufgeführt.) Zur Berechnung der Abhängigkeit der Windgeschwindigkeit von der Wellenhöhe werden die Daten nach Windrichtung θ_W in Klassen eingeteilt. Innerhalb jeder Klasse wird die Abhängigkeit der beiden Größen durch ein Regressionsmodell beschrieben. Geeignete Modelle sind in Tabelle 12 dargestellt. Die Güte des Modells ist abhängig von der Klassenbreite der Windrichtung, der Wahl des Regressionsmodells und dem Zeitversatz zwischen Wind- und Wellenmessungen (EAK 2020).

Fröhle (2000) führte Untersuchungen zu Wind-Wellen-Korrelationen an der schleswig-holsteinischen Ostseeküste durch. Im Untersuchungsgebiet wurden die besten Übereinstimmungen zwischen gemessenen und modellierten Wellenhöhen mit einer Klassenbreite von 30° und einem Polynom 2. Grades erzielt. Der optimale Zeitversatz ergab sich aus den Windgeschwindigkeiten und Windrichtungen, die 1 h bzw. 2 h vor der Wellenmessung aufgezeichnet wurden.

Für die Modellierung der Wellenhöhen in den Küstenabschnitten werden die Zeitreihen der in Tabelle 10 angegebenen DWD-Stationen verwendet. Die Wind- und Seegangsdaten werden zunächst in 30° große Richtungssektoren eingeteilt, wie von Fröhle (2000) vorgeschlagen, und für jeden Sektor wird der Korrelationskoeffizient berechnet. Anschließend wird geprüft, ob sich durch eine zeitliche Verschiebung der Wellenhöhen eine vergleichsweise bessere Korrelation erreichen lässt. Nachdem die Daten zeitlich optimiert wurden, werden für die Sektoren Modelle erstellt, die in Tabelle 12 aufgeführt sind. Die Modellgüte wird anhand des RMSE (Abbildung 40) bewertet. Ein niedriger RMSE lässt auf eine hohe Modellgüte schließen, da das Modell die Daten präzise vorhersagt. Bei einem RMSE von 0 liegt eine perfekte Vorhersage vor. Ein hoher RMSE hingegen weist auf größere Abweichungen zwischen den Vorhersagen und den tatsächlichen Werten hin, was auf eine geringere Modellgüte hindeutet.

Zur Ermittlung der Wellenperioden $T_{H1/3}$ wird die Methodik zur Plausibilisierung der IMK-Wellenperioden aus Abschnitt 4.2.4 adaptiert. Zunächst wird mit dem Bestimmtheitsmaß r^2 ermittelt, ab welcher Wellenhöhe $H_{1/3}(r_{\text{stabil}})$ die Abhängigkeit zu den Wellenperioden stabil wird. Anschließend wird ein lineares Regressionsmodell an die Stichprobe mit stabilen Verhältnissen angepasst.

Tabelle 12: Modelle zur Beschreibung der Abhängigkeit zwischen Wellenhöhe und Windgeschwindigkeit (nach EAK 2020).

Bezeichnung	Modell
Polynom 1. Ordnung	$H_{1/3} = c_0 + c_1 \cdot u$
Polynom 2. Ordnung	$H_{1/3} = c_0 + c_1 \cdot u + c_2 \cdot u^2$
Polynom 3. Ordnung	$H_{1/3} = c_0 + c_1 \cdot u + c_2 \cdot u^2 + c_3 \cdot u^3$
Potenzfunktion	$H_{1/3} = c_0 + c_1 \cdot u^{c_2}$
Exponentialfunktion	$H_{1/3} = c_0 + c_1 \cdot e^{(c_2 \cdot u)}$

In der Ingenieurspraxis wird oft angenommen, dass die Wellenanlaufrichtung im Tiefwasser der Windrichtung entspricht. Jedoch hat Fröhle (2000) gezeigt, dass die Wellenanlaufrichtungen in der westlichen Ostsee teilweise völlig unabhängig von den Windrichtungen sind, insbesondere bei ablandigen Winden. Diese Untersuchungen verdeutlichen, dass die Annahme auch in einfach strukturierten Seegebieten nicht haltbar ist. Ursachen für die eingeschränkte Reproduzierbarkeit der Wellenanlaufrichtungen durch statistische Modelle sind die Transformationsprozesse beim Einlaufen der Wellen in flache Gewässer. Eine Möglichkeit besteht darin, mittlere Wellenrichtungen in Abhängigkeit von Windrichtung und -geschwindigkeit zu bestimmen. Die Modellierung der Wellenlaufrichtung orientiert sich an der Methodik, die von Fröhle (2000) empfohlen wird.

4.3.1 Modellierung der Wellenhöhen

Tabelle 13 zeigt die Ergebnisse der zeitlichen Optimierung. In einigen Sektoren kann durch eine zeitliche Verschiebung der Wellenhöhen, angegeben durch den Faktor t , in positive Richtung auf der Zeitachse eine leichte Erhöhung der Korrelation erreicht werden. Abbildung 39 zeigt die optimierten richtungsabhängigen Korrelationskoeffizienten der Küstenabschnitte. Es wird deutlich, dass die Abhängigkeiten je nach Richtung unterschiedlich stark sind. Die Ursache ist auf die Ausrichtung der Küstenlinie in dem jeweiligen Abschnitt zurückzuführen. In den Richtungssektoren mit auflandigen Winden besteht ein hoher positiver Zusammenhang zwischen den Windgeschwindigkeiten und den resultierenden Wellenhöhen ($r > 0,7$). Aus Richtungen mit ablandigen Winden besteht maximal ein schwach positiver Zusammenhang ($r \leq 0,5$). Ablandige Winde erzeugen in Küstennähe aufgrund der kurzen Fetchlänge auch bei höheren Geschwindigkeiten nur Wellen mit geringen Höhen. In den entsprechenden Richtungssektoren führt dies zu Scheinkorrelationen, aus denen teilweise unrealistisch große zeitliche Verschiebungen resultieren (vgl. Abschnitt 10.1.2.2 im Anhang). Aus diesem Grund werden die Faktoren in den Sektoren mit schwachen Korrelationskoeffizienten mit $t > 3$ h nicht berücksichtigt. Die entsprechenden Sektoren sind in Tabelle 13 rot markiert.

Abbildung 40 zeigt den durchschnittlichen RMSE der angepassten Modelle für alle Küstenabschnitte. In jedem Abschnitt zeigen die Modelle vergleichbare RMSE. Die geringsten Abweichungen zwischen den Mess- und Modelldaten treten in Boltenhagen auf, wo sie einen RMSE von unter 0,1 m aufweisen. In Varnkevit und Göhren hingegen sind sie mit etwa 0,2 m am höchsten. In allen Abschnitten wird der Zusammenhang zwischen Windgeschwindigkeit und Wellenhöhe am besten von einem Polynom 3. Ordnung wiedergegeben, wie bereits von Fröhle (2000) gezeigt wurde. Polynome der 2. Ordnung sind in den meisten Fällen besser geeignet, um die Abhängigkeiten in Bereichen hoher Windgeschwindigkeiten und hoher Wellenhöhen darzustellen, wie Abbildung 41 zeigt.

Da die extremen Bereiche bei der Bemessung von Küstenschutzbauwerken von besonderer Bedeutung sind, wird folgend für die Wind-Wellen-Korrelation ein Polynom 2. Ordnung verwendet.

Die Koeffizienten für die richtungsabhängige Berechnung der Wellenhöhen in den Küstenabschnitten sind in den Tabellen des Abschnitts 10.2.1 im Anhang hinterlegt. Die angepassten Modelle für jeden Richtungssektor sind in den Abbildungen des Abschnitts 10.2.2 im Anhang dargestellt.

Tabelle 13: Faktoren der die zeitliche Verschiebung der Windgeschwindigkeiten und der Wellenhöhen.

Richtungssektor	Faktoren der zeitlichen Verschiebung t [h]					
	Boltenh.	Warnem.	Zingst	Varneke.	Göhrn	Koserow
$0^\circ \leq \Theta_W < 30^\circ$	0	0	0	0	0	0
$30^\circ \leq \Theta_W < 60^\circ$	0	0	0	0	0	0
$60^\circ \leq \Theta_W < 90^\circ$	0	0	0	1	0	1
$90^\circ \leq \Theta_W < 120^\circ$	0	0	0	0	1	1
$120^\circ \leq \Theta_W < 90^\circ$	0	2	2	0	1	0
$150^\circ \leq \Theta_W < 180^\circ$	0	0	0	0	0	0
$180^\circ \leq \Theta_W < 210^\circ$	0	1	0	0	0	0
$210^\circ \leq \Theta_W < 240^\circ$	0	1	0	0	0	0
$240^\circ \leq \Theta_W < 270^\circ$	3	0	1	0	0	0
$270^\circ \leq \Theta_W < 300^\circ$	3	0	0	0	0	2
$300^\circ \leq \Theta_W < 330^\circ$	1	0	0	0	1	0
$330^\circ \leq \Theta_W < 360^\circ$	0	0	0	0	0	0

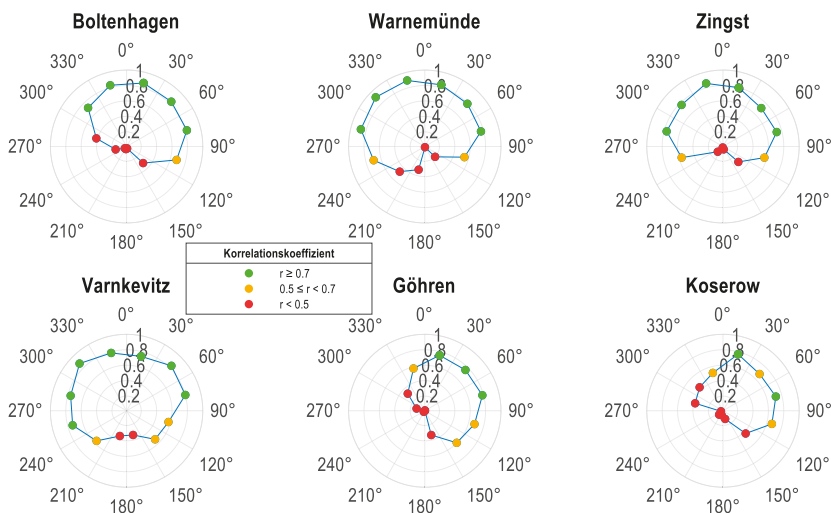


Abbildung 39: Darstellung der richtungsabhängigen Korrelationskoeffizienten für die Parameter Windgeschwindigkeit und Wellenhöhe in den Küstenabschnitten.

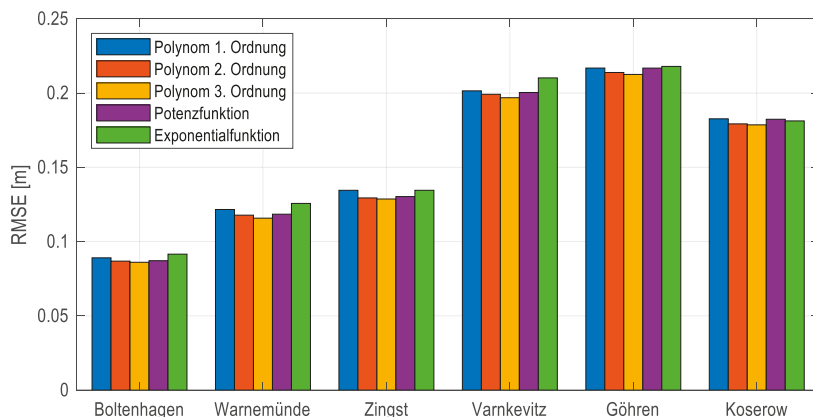


Abbildung 40: Darstellung der mittleren RMSE der untersuchten Modelle zur Modellierung der Wellenhöhen auf Basis von Windgeschwindigkeiten. Der mittlere RMSE ist der Mittelwert der RMSE aller Richtungssektoren.

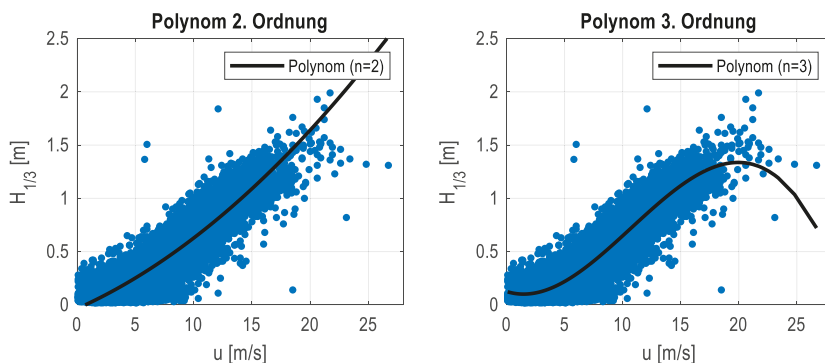


Abbildung 41: Vergleich der Modellierung der Abhängigkeiten zwischen der Windgeschwindigkeit und der Wellenhöhe im Abschnitt Warnemünde ($300^\circ < \theta_w \leq 330^\circ$) mit einem Polynom 2. und 3. Ordnung. In Bereichen hoher Windgeschwindigkeiten werden die Wellenhöhen durch Polynome 3. Ordnung nicht hinreichend genau modelliert.

4.3.2 Modellierung Wellenperioden

Die Wellenperioden in den Küstenabschnitten werden mit linearen Regressionsmodellen berechnet. Die dafür benötigten Koeffizienten sind in Tabelle 14 aufgeführt. Zusätzlich sind das Bestimmtheitsmaß r^2 sowie die Wellenhöhe $H_{1/3}(t_{\text{stabil}})$ angegeben, ab der sich in den Abschnitten stabile Verhältnisse einstellen. Abbildung 42 zeigt die angepassten Regressionsmodelle. Die Periode lässt sich mit dem folgenden Regressionsmodell bestimmen:

$$T_{H1/3} = c_0 \cdot H_{1/3} + c_1$$

Gleichung (7)

Tabelle 14: Koeffizienten des Regressionsmodells zur Ermittlung der Perioden in Abhängigkeit von der Wellenhöhe sowie das Bestimmtheitsmaß r^2 und die Wellenhöhe, ab der die Abhängigkeit zwischen Wellenhöhe und -periode stabil wird.

Küstenabschnitt	C_0	C_1	r^2	$H_{1/3}(r_{\text{stabil}})$ [m]
Boltenhagen	1,44827	3,82398	0,18	0,74
Warnemünde	1,78956	3,57376	0,48	0,53
Zingst	2,27897	3,34275	0,41	0,53
Varnkevit	1,61571	4,09396	0,39	0,39
Göhren	2,34580	3,10683	0,52	1,10
Koserow	3,19442	2,75531	0,53	0,76

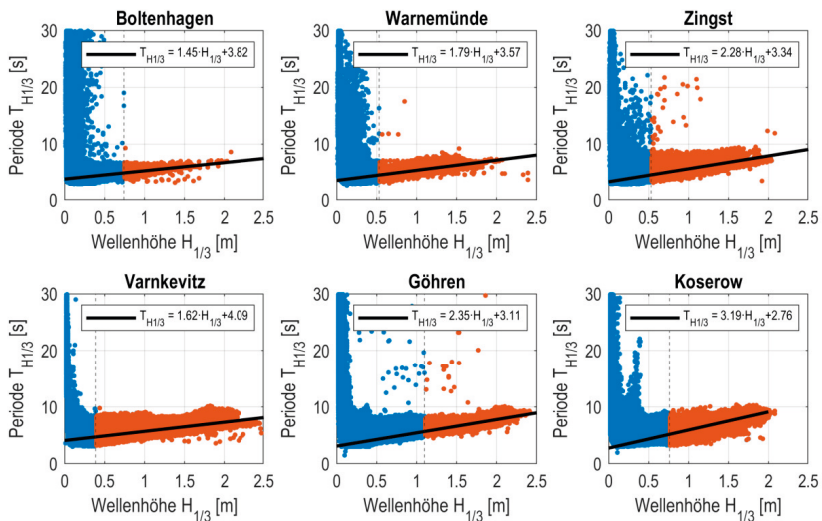


Abbildung 42: Darstellung der linearen Regressionsmodelle zur Berechnung der Wellenperioden $T_{H1/3}$ in Abhängigkeit der Wellenhöhen $H_{1/3}$ in den Küstenabschnitten.

Es ist zu beachten, dass die Modellierung der Perioden in Warnemünde (vgl. Abschnitt 4.2.4) zur Plausibilisierung auf einer anderen Datenbasis durchgeführt wurde. Bei der Plausibilisierung wurden zeitgleiche IMK-Perioden und den RADOST-Perioden verwendet. Im Zuge der Modellierung der Wellen durch die Wind-Wellen-Korrelation werden alle Wellenperioden berücksichtigt. Aus diesem Grund ändern sich die Koeffizienten für das Modell zur Berechnung der Perioden im Abschnitt Warnemünde.

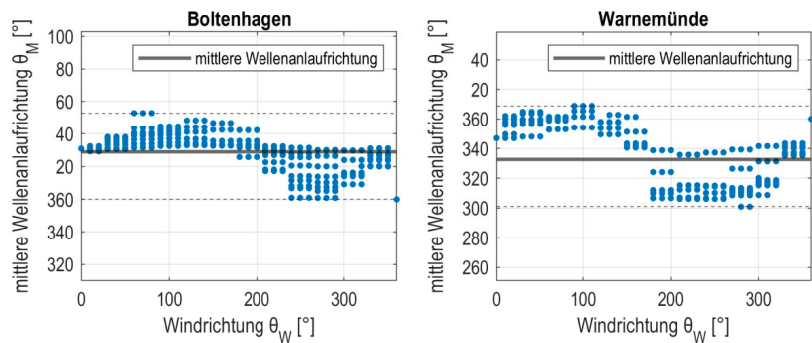


Abbildung 43: Darstellung der Abhängigkeit zwischen der Windrichtung und der mittleren Wellenanaufrichtung in den Küstenabschnitten Boltenhagen und Warnemünde.

Tabelle 15: Richtungsintervall, in dem die Wellen in den Abschnitten auf die Küste zulaufen, sowie die mittlere Wellenanaufrichtung.

Abschnitt	Richtungsintervall	Mittlere Wellenanaufrichtung
Boltenhagen	$360^\circ \leq \Theta_M \leq 52^\circ$	29°
Warnemünde	$300^\circ \leq \Theta_M \leq 9^\circ$	333°
Zingst	$315^\circ \leq \Theta_M \leq 55^\circ$	360°
Varnkevit	$311^\circ \leq \Theta_M \leq 39^\circ$	344°
Göhren	$360^\circ \leq \Theta_M \leq 84^\circ$	40°
Koserow	$349^\circ \leq \Theta_M \leq 99^\circ$	38°

4.3.3 Wellenanaufrichtungen

Die Windrichtungen werden zunächst in 30°-Sektoren unterteilt. Anschließend werden für jeden Richtungssektor die mittleren Wellenanaufrichtungen bestimmt. Die mittleren Wellenanaufrichtungen in Abhängigkeit von der Windrichtung sind beispielhaft für die Abschnitte Boltenhagen und Warnemünde in Abbildung 43 dargestellt. Es ist zu erkennen, dass die Wellen in jedem Küstenabschnitt nahezu unabhängig von der Windrichtung in einem bestimmten Richtungsintervall auf die Küste zulaufen. Ursache hierfür ist die Transformation des Seegangs durch Flachwassereffekte. Diese Transformationen und Richtungseinschränkung sind in jedem Küstenabschnitt zu beobachten (vgl. Abschnitt 10.2.3 im Anhang). Die Richtungsintervalle, in denen die Wellen auf die Küste zulaufen, sowie die mittlere Anaufrichtung der Wellen sind in Tabelle 15 dargestellt.

Es besteht eine Abhängigkeit zwischen den Windgeschwindigkeiten und der mittleren Wellenanaufrichtung. Dies ist in Abbildung 44 für den Abschnitt Warnemünde beispielhaft dargestellt. Bei geringen Windgeschwindigkeiten laufen die Wellen nahezu unabhängig von der Windrichtung aus ähnlichen Richtungen auf die Küste zu. Mit zunehmender Windgeschwindigkeit ändern sich die Anaufrichtungen der Wellen. Diese Änderungen können durch ein Polynom 3. Grades beschrieben werden:

$$\Theta_M = c_0 \cdot u^3 + c_1 \cdot u^2 + c_2 \cdot u + c_3$$

Gleichung (8)

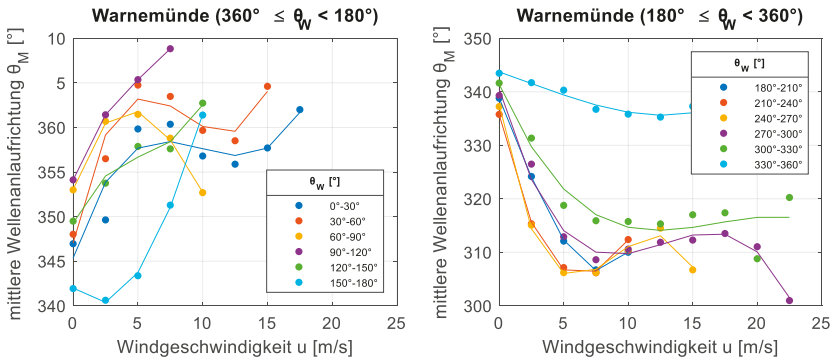


Abbildung 44: Darstellung der Polynome zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit im Küstenabschnitt Warnemünde.

Die richtungsabhängig angepassten Polynome weisen im Mittel ein Bestimmtheitsmaß von 0,94 auf, was auf eine gute Anpassung hinweist. Die Darstellung der angepassten Funktionen zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in den anderen Küstenabschnitten findet sich in den Abbildungen in Abschnitt 10.2.3 des Anhangs. Im gleichen Abschnitt sind die Koeffizienten der Funktionen in Tabelle 42, Tabelle 43 und Tabelle 44 angegeben. Für die weiteren Untersuchungen werden die Wellenanaufrichtungen mit den angepassten Polynomen berechnet.

4.4 Zusammenfassung des vierten Kapitels

Die Grundlage der Verfahren zur Ermittlung belastbarer hydrodynamischer Eingangsgrößen sind Zeitreihen, die verschiedenen Anforderungen genügen müssen. Es wurde zunächst geprüft, welche Wind-, Wasserstands- und Seegangsdaten an der Küste Mecklenburg-Vorpommerns verfügbar sind. Es liegen sowohl numerisch generierte Daten als auch als Messdaten vor. Ein Vergleich der numerisch generierten Parameter Windgeschwindigkeit und Wellenhöhe mit den gemessenen Parametern an mehreren Standorten ergibt signifikante Abweichungen. Die begrenzte räumliche Auflösung der Modelle sowie der Modellantrieb gelten als Hauptursachen für die ungenaue Modellierung im küstennahen Bereich. Für die Ostsee existieren keine Modellierungen, die den Wasserstand und den Seegang konsistent berechnet haben, d.h. auf Basis gleicher Eingangswerte und einer gleichen Modellkonfiguration. Für die weiteren Untersuchungen wurden Messdaten verwendet.

Der DWD und die WSV betreiben entlang der Küste Mecklenburg-Vorpommerns heterogen verteilte Messstationen. Die Daten dieser Stationen haben einen zeitlichen Umfang von mehreren Jahrzehnten und werden von den Institutionen mit unterschiedlichen Verfahren plausibilisiert. Der Seegang wurde dagegen nur punktuell in Küstennähe gemessen. Die Messkampagnen wurden überwiegend an der Küste zwischen Wismar und Rostock durchgeführt und haben einen vergleichsweise kurzen zeitlichen Umfang. Neben der WSV und dem DWD erhebt das StALU-MM mit dem IMK ebenfalls hydrodynamische und meteorologische Messdaten. Die sechs Messstationen sind entlang der Ostseeküste verteilt und haben einen zeitlichen Umfang von 24 Jahren. Die Daten werden an den Messstandorten mit derselben Messtechnik erhoben und einheitlich prozessiert. Daher können sie als konsistent bezeichnet werden.

Es konnten keine Informationen über Verfahren zur Plausibilisierung der IMK-Daten gefunden werden. Deshalb wurden die Parameter Windgeschwindigkeit, Wasserstand, Wellenhöhe und Wellenperiode mit redundanten Daten anderer Institutionen mit der „Buddy-Checking“-Methode verglichen. Es wurde festgestellt, dass die Zeitreihen aller IMK-Stationen Lücken aufweisen. Diese sind jedoch in den meisten Fällen nicht größer als eine Stunde und können durch lineare Interpolationsverfahren ohne großen Informationsverlust geschlossen werden. Bei der Plausibilisierung der Wind- und Wasserstandsdaten wurden außerdem lange Beobachtungszeiträume mit signifikanten Abweichungen zu den redundanten Daten festgestellt. Die Seegangparameter Wellenhöhe und -periode konnten nur im Küstenabschnitt Warnemünde durch eine nahe gelegene Messboje verifiziert werden. Die Wellenhöhen werden als plausibel bewertet, jedoch zeigen die Wellenperioden bei geringen Wellenhöhen nicht plausible Periodendauern. Eine Plausibilisierung der Wellenanaufrichtungen ist nicht möglich, da der Seegang beim Übergang von tiefem Wasser in flaches Wasser durch Flachwassereffekte transformiert und damit die Wellenrichtung verändert wird.

Die Plausibilisierung ergibt, dass die Verwendung von Wind- und Wasserstandszeitreihen des IMK für statistische Auswertungen und die Ableitung von hydrodynamischen Bemessungsgrößen nicht zielführend ist. Aus diesem Grund werden für die Berechnung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten die Wasserstände der WSV und statistisch berechnete Seegangparameter verwendet. Die Seegangparameter Wellenhöhe, Wellenperiode und Wellenanaufrichtung werden mit dem Verfahren der Wind-Wellen-Korrelation auf der Basis von DWD-Winddaten und IMK-Seegangsdaten berechnet. Die Zeitreihen der WSV und des DWD sind lückenlos und wurden plausibilisiert. Zudem decken sie einen vergleichsweise längeren Beobachtungszeitraum ab, wodurch eine größere Anzahl an extremen Ereignissen bei der bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse berücksichtigt werden kann.

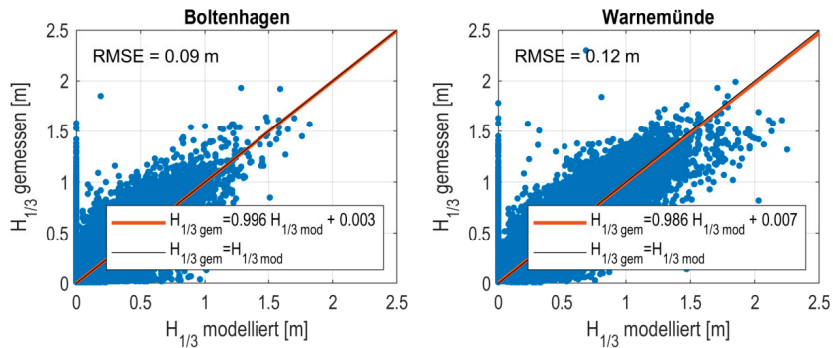


Abbildung 45: Vergleich der gemessenen Wellenhöhen mit den durch die Wind-Wellen-Korrelation modellierten Wellenhöhen in den Küstenabschnitten Boltenhagen und Warnemünde.

Die linearen Regressionsmodelle zur Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von Windgeschwindigkeiten sind in Abbildung 104 im Abschnitt 10.2.4 des Anhangs zu finden. In Abbildung 45 sind die Regressionsmodelle beispielhaft die Abschnitte Boltenhagen und Warnemünde dargestellt. Der Vergleich der gemessenen und modellierten Wellenhöhen zeigt eine hohe Streuung. Die Wellenhöhen werden jedoch im Mittel ausreichend genau von den Regressionsmodellen berechnet. In den Abschnitten liegen die RMSE-Werte zwischen 0,09 m und 0,2 m.

Die Seegangszeitreihen des IMK können durch die Verwendung der langen DWD-Windzeitreihen mit der Wind-Wellen-Korrelation verlängert werden. Der zeitliche Umfang der Zeitreihen des Wasserstands und des Windes variiert entlang der Küstenabschnitte. Um die Vergleichbarkeit zu gewährleisten, werden die Zeitreihen der Parameter in den Küstenabschnitten auf einen einheitlichen Umfang gebracht. Der längste gemeinsame Zeitraum, in dem sowohl WSV-Wasserstandsdaten als auch DWD-Winddaten in den Küstenabschnitten vorliegen, beträgt 38 Jahre (1982-2020). Somit wird der Messzeitraum im Vergleich zu den IMK-Stationen um 16 Jahre erweitert. Die Anzahl der Sturmfluten (Tabelle 16) und die der extremen Seegangseignisse (Tabelle 17) erlaubt eine Quantifizierung des Informationsgewinns.

Tabelle 16: Quantitativer Zuwachs an extremen Wasserständen durch die Verwendung der WSV-Pegeldaten.

Küstenabschnitt	Sturmflutkategorie			
	Erhöhte Wst.	leicht	mittel	schwer
Boltenhagen	424 / 675 (59%)	35 / 65 (86%)	13 / 24 (85%)	5 / 8 (60%)
Warnemünde / Zingst	412 / 647 (57%)	36 / 59 (64%)	3 / 10 (233%)	4 / 5 (25%)
Varnkevit / Göhren	343 / 517 (51%)	11 / 23 (109%)	5 / 7 (40%)	0 / 0 (-)
Koserow	447 / 696 (56%)	29 / 45 (55%)	10 / 23 (130%)	4 / 10 (150%)

Tabelle 17: Quantitativer Zuwachs an extremen Seegangseignissen durch die Anwendung der Wind-Wellen-Korrelation mit den Zeitreihen des DWD.

Küstenabschnitt	Seegangseignisse ($H_{1/3}$ in [m])			
	$0,5 < H_{1/3} \leq 1,0$	$1,0 < H_{1/3} \leq 2,0$	$2,0 < H_{1/3} \leq 3,0$	$H_{1/3} > 3,0$
Boltenhagen	398 / 737 (85%)	40 / 75 (88%)	0 / 1 (-)	0 / 0 (-)
Warnemünde	1118 / 1965 (76%)	240 / 467 (95%)	7 / 13 (86%)	0 / 0 (-)
Zingst	762 / 1447 (90%)	177 / 346 (95%)	7 / 15 (114%)	0 / 2 (-)
Varnkevit	1685 / 2765 (64%)	602 / 1168 (94%)	34 / 97 (185%)	0 / 6 (-)
Göhrn	1097 / 1822 (66%)	373 / 746 (100%)	20 / 72 (260%)	0 / 5 (-)
Koserow	909 / 1399 (54%)	163 / 225 (38%)	2 / 6 (200%)	1 / 2 (100%)

5. Systematische Analyse der hydrodynamischen Daten

Nachdem im letzten Kapitel die verfügbaren Daten im Untersuchungsgebiet zusammengetragen und eine Datenbasis geschaffen wurde, werden in diesem Kapitel die hydrodynamischen Daten der Küstenabschnitte systematisch analysiert und miteinander verglichen. Das übergeordnete Ziel ist die Analyse der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe und die Frage, ob diese mit einem Wahrscheinlichkeitsmodell beschrieben werden können oder ob die heterogenen naturräumlichen Verhältnisse der Küstenabschnitte den Aufbau von mehreren Modellen erfordert. Wasserstände und Seegang werden stark vom Wind beeinflusst. Daher werden auch die Windverhältnisse in den Küstenabschnitten analysiert. Grundlage für die Systemanalysen sind die in Kapitel 4 zusammengestellten Daten. Bei der Analyse des Seegangs werden an geeigneten Stellen Messdaten anstelle von Modelldaten verwendet.

Zur Beantwortung der Frage werden die Parameter Wind, Wasserstand und Seegang mit Methoden der deskriptiven Statistik analysiert. Die Ergebnisse werden in Tabellen, durch geeignete Kennzahlen und Grafiken übersichtlich dargestellt und geordnet. Darüber hinaus werden die Zusammenhänge zwischen den Parametern, insbesondere in den Extrembereichen beschrieben. Die meisten Küstenschutzbauwerke werden hydrodynamisch am stärksten belastet, wenn der maximale Wasserstand und die maximale Wellenhöhe gleichzeitig auftreten. Daher wird der Analyse der zeitlichen Abhängigkeit der Maxima besondere Aufmerksamkeit zuteil.

5.1 Systematische Analyse der Windverhältnisse

In den Untersuchungen zur Wind-Wellen-Korrelation wurden bereits die Wellenhöhen in Abhängigkeit von der Windrichtung analysiert (vgl. Abschnitt 4.3.1). Bei auflandigen Windrichtungen besteht eine starke Korrelation zwischen der Wellenhöhe und der Windgeschwindigkeit sowie der Windrichtung. Wind aus ablandigen Richtungen korreliert nur schwach mit den Wellenhöhen (vgl. Abbildung 39). Das bedeutet, dass nur Winde aus bestimmten Richtungen einen wirksamen Einfluss auf den Seegang in Küstennähe haben. Diese Windrichtungen werden im Folgenden als wirksame Windrichtungen (Θ_{wirk}) bezeichnet. Zur Festlegung der Richtungen wird mit einer Häufigkeitsanalyse untersucht, welche Windrichtungen an den Küstenabschnitten hohe Wellen erzeugen. Aus den Grenzen ergibt sich das Richtungsintervall der wirksamen Windrichtungen. Die nachfolgenden Untersuchungen der Windverhältnisse in den Küstenabschnitten werden in den zuvor ermittelten wirksamen Richtungsintervallen durchgeführt. Damit wird sichergestellt, dass nur die Windverhältnisse betrachtet werden, die die Hydrodynamik in den Abschnitten beeinflussen.

Nach Festlegung der wirksamen Windrichtungen werden die Windgeschwindigkeiten und -richtungen in den Küstenabschnitten miteinander verglichen. Zur Vergleichbarkeit der Windgeschwindigkeiten werden verschiedene Streuungs- und Lagemaße berechnet und in Form von Boxplot-Diagrammen dargestellt (z.B. Maniak 2016). Dadurch lassen sich Unterschiede in den Verteilungen und Streuungen der Windgeschwindigkeiten leicht erkennen. Im nächsten Schritt werden die Windgeschwindigkeiten klassifiziert und ihre Häufigkeit in Abhängigkeit von ihrer Richtung ausgewertet. Die Darstellung als Windrosen-Diagramm ermöglicht eine einfache Identifikation der Hauptwindrichtungen und der zugehörigen Windgeschwindigkeiten.

Für die zeitliche Verteilung der Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen werden diese in den Küstenabschnitten in die vier Klassen „gering“, „mittel“, „hoch“ und „sehr hoch“ eingeteilt. Anschließend wird für die Monate Januar bis Dezember die relative Häufigkeit jeder Klasse bestimmt. Die wirksamen Windrichtungen zeigen, dass extreme Wellen von Winden aus verschiedenen Richtungen erzeugt werden können. Im letzten Teil der systematischen Analyse der Windverhältnisse werden die Wellenanlafrichtungen in Beziehung zu den Windrichtungen bei extremen Wellenhöhen gesetzt. Dazu wird der Mittelwert der Wellenanlafrichtungen in Abhängigkeit von der Windrichtung berechnet. Anschließend werden Windrichtungen und Wellenanlafrichtungen grafisch gegenübergestellt.

5.1.1 Bestimmung der wirksamen Windrichtungen

Um die wirksamen Windrichtungen zu bestimmen, werden die Windrichtungen in 20°-Sektoren eingeteilt. Anschließend wurde die relative Häufigkeit der Wellen berechnet, die von Winden aus dem jeweiligen Sektor stammen und deren Höhe einen definierten Schwellenwert überschreitet. Der Schwellenwert wird in allen Abschnitten als das 0,99-Quantil ($Q_{0,99}$) gewählt.

Zusätzlich werden nur Ereignisse betrachtet, deren relative Häufigkeit über einem Prozent liegt. Dies ist notwendig, da in den Daten vereinzelt Messungen aus unerwarteten Richtungen vorkommen. Beispielsweise können im Küstenabschnitt Zingst Wellen bei Wind aus ablandigen Richtungen ($170^\circ \leq \Theta_W \leq 180^\circ$) identifiziert werden. Auch bei kurzen Fetchlängen können prinzipiell starke ablandige Winde Wellen erzeugen. Jedoch haben diese in der Regel eine geringe Höhe und stellen keine signifikante Belastung für die Küste dar. Daher werden Ereignisse aus Richtungen mit geringer Häufigkeit nicht berücksichtigt. Die empirisch berechneten Wellenhöhen weisen im Vergleich zu den gemessenen Wellenhöhen eine geringe Variabilität auf. Aus diesem Grund werden die wirksamen Richtungen auf Basis der gemessenen Wellen ermittelt. Obwohl der messtechnisch erfasste Seegang nur für einen vergleichsweise kurzen Zeitraum zur Verfügung steht, kann davon ausgegangen werden, dass er die lokalen Verhältnisse hinreichend genau wiedergibt.

Abbildung 46 zeigt beispielhaft die Bestimmung der wirksamen Richtungen in den Küstenabschnitten Boltenhagen und Warnemünde. Die Darstellung für alle Richtungen ist im Abschnitt 10.2.5 des Anhangs zu finden. Die Grenzen der wirksamen Richtungen sowie die Größe des Intervalls sind in Tabelle 18 zusammengefasst. Zusätzlich sind die maximalen Fetchlängen aufgeführt.

Die ermittelten Intervallgrenzen und -größen der wirksamen Windrichtungen in den Küstenabschnitten unterscheiden sich. In Boltenhagen werden hohe Wellen durch Winde aus nordwestlichen, nördlichen und nordöstlichen Richtungen erzeugt. Aufgrund der Buchtenlage ist die Intervallgröße im Vergleich zu den anderen Abschnitten gering. Die Abschnitte Warnemünde und Zingst sind mit Boltenhagen vergleichbar, weisen jedoch größere Richtungsintervalle auf. Varnkevit hat aufgrund seiner exponierten Insellage das größte wirksame Richtungsintervall. Winde aus westlichen, über nördliche bis östliche Richtungen können hohe Wellen an der Küste verursachen. In den Abschnitten Göhren und Koserow werden hohe Wellen aus nordwestlichen, nördlichen und östlichen Richtungen verursacht. Die wirksamen Richtungen sind in Abbildung 51 dargestellt.

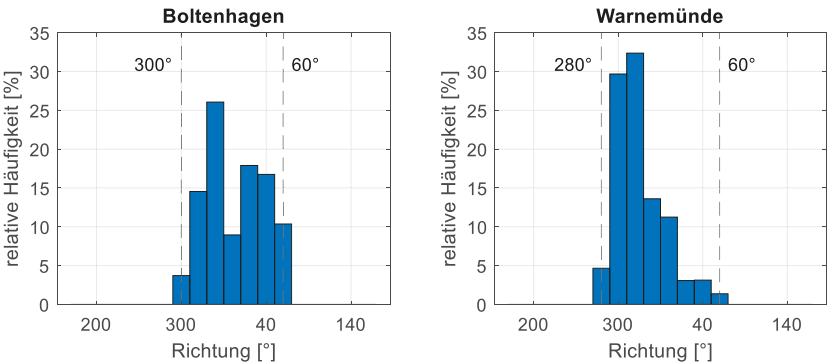


Abbildung 46: Ermittlung der wirksamen Windrichtungen für hohe Wellen ($H_{1/3} > H_{1/3(Q0,99)}$) in den Küstenabschnitten Boltenhagen und Warnemünde.

Tabelle 18: Intervallgrenzen und -größen der Windrichtungen, die hohe Wellen an den Küstenabschnitten verursachen mit zusätzlicher Angabe der maximalen Fetchlänge im Intervall.

Küstenabschnitt	Intervallgrenzen	mittlere Θ_{wirk}	Intervallgröße	max. Fetchlänge
Boltenhagen	300° - 60°	0°	120°	820 km (50°)
Warnemünde	280° - 60°	350°	140°	150 km (30°)
Zingst	260° - 80°	350°	180°	700 km (50°)
Varnkevit	260° - 100°	0°	200°	675 km (50°)
Göhren	300° - 100°	20°	160°	650 km (40°)
Koserow	320° - 100°	30°	140°	680 km (50°)

5.1.2 Analyse der Windgeschwindigkeiten

Abbildung 47 zeigt die Streuungs- und Lagemaße der Windgeschwindigkeiten entlang der Küste anhand der ausgewählten DWD-Stationen. Zur besseren Unterscheidung ist der Median zusätzlich in der Abbildung in Zahlenform angegeben. Die Kennwerte der Verteilung der Windgeschwindigkeiten spiegeln die Exposition der Standorte der Messstationen deutlich wider. Die Geschwindigkeiten an den Stationen Warnemünde und Zingst bzw. Göhren und Koserow zeigen ähnliche Kennwerte, da die Auswertung auf der jeweils gleichen Datengrundlage basiert. Die Unterschiede werden durch variierende wirksame Windrichtungen verursacht.

Die küstennahen DWD-Stationen Boltenhagen, Warnemünde, Zingst und Varnkevit zeigen Mediane von 5 m/s oder höher. Der Interquartilsabstand der Geschwindigkeiten an diesen Stationen ist größer als bei an den Stationen Göhren und Koserow. Die extremen Windgeschwindigkeiten variieren zwischen 22 m/s und 34 m/s an den genannten Stationen. In Göhren und Koserow sind sie mit Geschwindigkeiten von 9 m/s bis 20 m/s deutlich niedriger. Die höchsten Mittel- und Extremwerte weisen die Station Varnkevit aufgrund ihrer topographischen Lage auf. Die Küstenlinie der Halbinsel Wittow, die Teil der Insel Rügen ist, ist exponiert und der Wind wird nur durch geringe Rauheitshöhen der Ostsee beeinflusst.

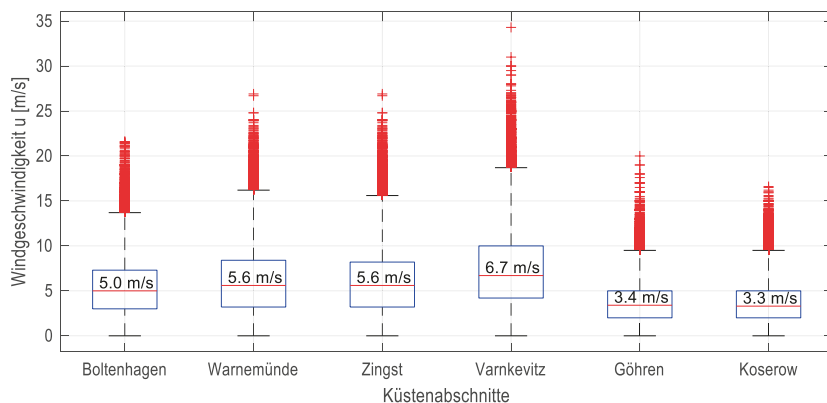


Abbildung 47: Darstellung der Streuungs- und Lagemaße der Windgeschwindigkeiten der DWD-Stationen in den Küstenabschnitten durch ein Box-Plot-Diagramm.

Im Vergleich zu den anderen Stationen weisen die IMK-Station im Abschnitt Koserow sowie die dem Abschnitt zugeordnete DWD-Station in Greifswald vergleichsweise geringere mittlere und extreme Windgeschwindigkeiten auf. Dies lässt sich auf die größeren Rauheitshöhen der umgebenden Landmassen am Standort zurückführen. Lediglich bei Wind aus nordöstlicher Richtung, also aus Richtung der angrenzenden Ostsee, zeigen die Windgeschwindigkeiten in Koserow und Greifswald eine hohe Korrelation (vgl. Abschnitt 4.3.1). Der Vergleich der Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen zwischen der DWD-Station Greifswald und der IMK-Station Koserow ergibt eine Reduktion um ca. 25 % in Greifswald (siehe Abbildung 106 im Abschnitt 10.2.5 des Anhangs).

Die an den DWD-Stationen gemessenen Windgeschwindigkeiten sind für die Küstenabschnitte nur bedingt repräsentativ, da sie von den Rauheitshöhen beeinflusst werden. Dies zeigt sich besonders in den Abschnitten Göhren und Koserow. Die zugeordneten DWD-Stationen Putbus und Greifswald liegen im Binnenland und zeigen geringere Windgeschwindigkeiten als die küstennahen Stationen. Es ist davon auszugehen, dass der Seewind vergleichsweise höhere Windgeschwindigkeiten erreicht.

5.1.3 Analyse der Windrichtungen

Abbildung 48 zeigt die Verteilung der Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen. In Boltenhagen treten am häufigsten extreme Windgeschwindigkeiten aus nordöstlichen Richtungen auf, während in den Abschnitten Warnemünde, Zingst und Varnkevit extreme Windgeschwindigkeiten aus westlichen Richtungen am häufigsten gemessen wurden. In den Abschnitten Göhren und Koserow sind Winde aus östlicher Richtung am häufigsten anzutreffen. Aufgrund der gewählten Klassifizierung der Daten und der Lage der DWD-Stationen wurden hier seltener extreme Windgeschwindigkeiten als an anderen DWD-Stationen gemessen. Extreme Windgeschwindigkeiten aus nördlichen Richtungen sind in allen Abschnitten relativ selten. Tabelle 19 zeigt die relative Häufigkeit des Windes aus den wirksamen Richtungen im Verhältnis zum Wind aus allen Richtungen für die Küstenabschnitte. Zum Vergleich sind die richtungsabhängigen Verteilungen der Windgeschwindigkeiten aus allen Richtungen in Abbildung 107 (Abschnitt 10.2.5 im Anhang) dargestellt.

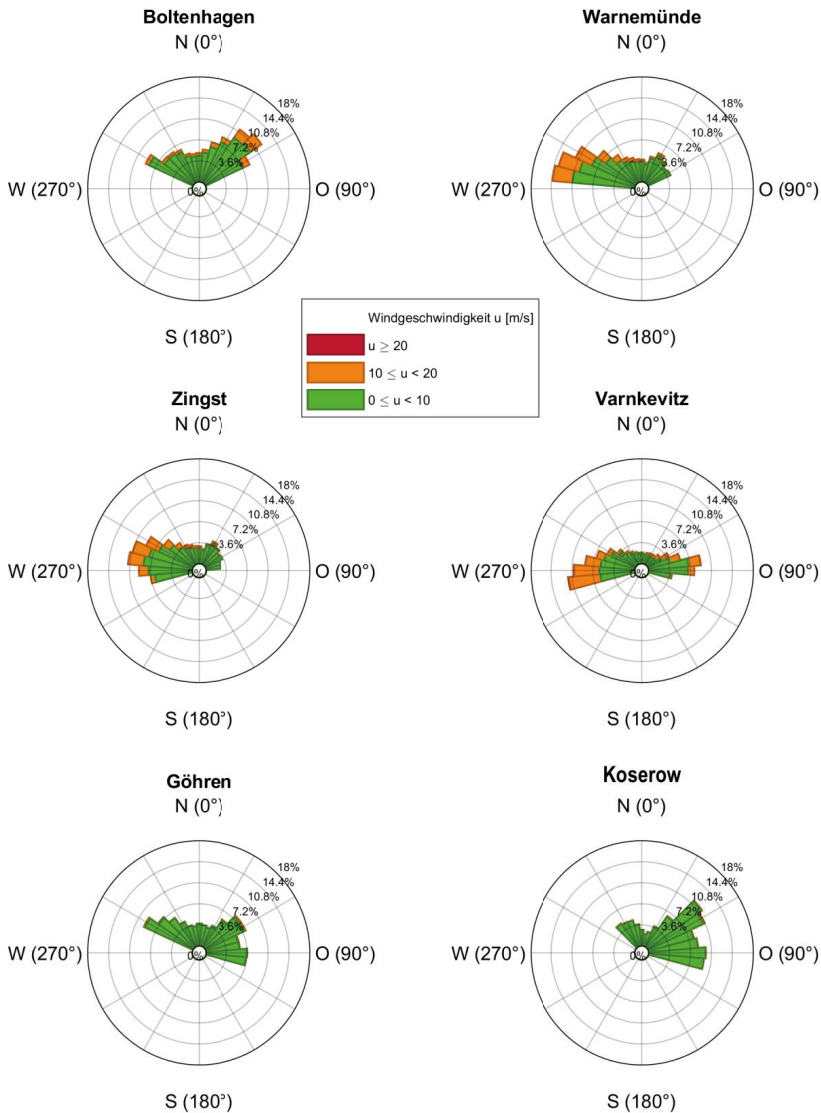


Abbildung 48: Richtungsabhängige Verteilung der Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen in den Küstenabschnitten.

Tabelle 19: Relative Häufigkeit des Windes aus den wirksamen Richtungen im Verhältnis zum Wind aus allen Richtungen.

Küstenabschnitt	Θ_{wirk}	Intervallgröße	relative Häufigkeit
Boltenhagen	300° - 60°	120°	23 %
Warnemünde	280° - 60°	140°	36 %
Zingst	260° - 80°	180°	44 %
Varnkevit	260° - 100°	200°	56 %
Göhren	300° - 100°	160°	31 %
Koserow	320° - 100°	140°	27 %

Der relative Anteil des Windes, der aus den wirksamen Richtungen kommt, variiert entlang der Küstenabschnitte. Im Abschnitt Varnkevit beträgt dieser Anteil mehr als 50 %, während er in Boltenhagen nur bei 23 % liegt. Dies ist auf eine vergleichsweise kleine Intervallgröße zurückzuführen. Bemessungsrelevanter Seegang entsteht durch hohe Windgeschwindigkeiten. Daher ist der relative Anteil der extremen Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen in Bezug auf alle Richtungen von Interesse. Extreme Windgeschwindigkeiten werden in den Küstenabschnitten durch die folgende Ungleichung definiert:

$$u_{\text{extrem}} = u \geq u_{(0,95\text{-Quantil})} \quad \text{Gleichung (9)}$$

Alle Windgeschwindigkeiten mit einer Wahrscheinlichkeit von 5 % gelten als extreme Werte. Abbildung 49 zeigt die Ergebnisse. Der blaue Balken stellt das Verhältnis der Häufigkeit des Windes aus den wirksamen Richtungen in Bezug zu Winden aus allen Richtungen dar (Tabelle 19). Die relativen Anteile von extremen Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen, dargestellt durch orangefarbene Balken, variieren entlang der Küstenabschnitte. Besonders auffällig sind die Abschnitte Warnemünde und Zingst.

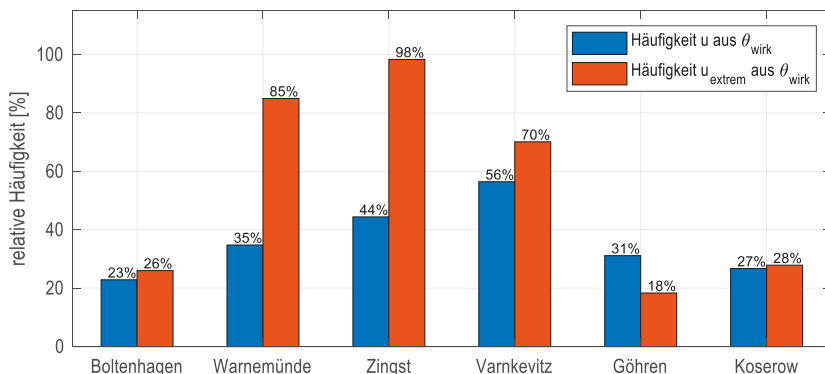


Abbildung 49: Vergleichende Darstellung der relativen Häufigkeiten von allen Winden und extremen Winden aus den wirksamen Richtungen in den Küstenabschnitten.

In beiden Abschnitten kommen mehr als 80 % der extremen Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Richtungen. Beide Abschnitte weisen eine ähnliche Ausrichtung der Küstenlinie und vergleichbare wirksame Windrichtungen auf. Die Auswertungen für Warnemünde und Zingst basieren auf den Daten der DWD-Station Warnemünde. Eine Betrachtung der Verteilung des Windes über alle Richtungen (vgl. Abbildung 107 in Abschnitt 10.2.5 im Anhang) zeigt, dass ein Großteil der extremen Windgeschwindigkeiten an der DWD-Station Warnemünde aus den wirksamen Richtungen der Abschnitte Warnemünde und Zingst stammt. In den Abschnitten Boltenhagen, Varnkevit, Göhren und Koserow entsprechen die Häufigkeiten der extremen Windgeschwindigkeiten in etwa den Häufigkeiten aller Winde aus den wirksamen Richtungen.

5.1.4 Zeitliche Verteilung der Windgeschwindigkeiten

Abbildung 50 zeigt das Ergebnis der Auswertung der monatlichen Verteilung der Windgeschwindigkeiten. Die Häufigkeiten werden durch die Farben Grün, Blau, Gelb und Rot repräsentiert. Es sind saisonale Schwankungen der Windgeschwindigkeiten in allen Abschnitten erkennbar. In den Sommermonaten dominieren geringe und mittlere Windgeschwindigkeiten, wobei auch hohe und sehr hohe Windgeschwindigkeiten vorkommen, ihr relativer Anteil ist jedoch vergleichsweise gering. In den Abschnitten Boltenhagen, Warnemünde, Zingst und Varnkevit treten vermehrt Windgeschwindigkeiten der Kategorie "hoch" und "sehr hoch" aus den wirksamen Richtungen auf, insbesondere in den Monaten Oktober bis März. Im Vergleich dazu werden in Göhren vor allem zwischen Januar und Mai überwiegend Windgeschwindigkeiten der Kategorien "hoch" und "sehr hoch" gemessen.

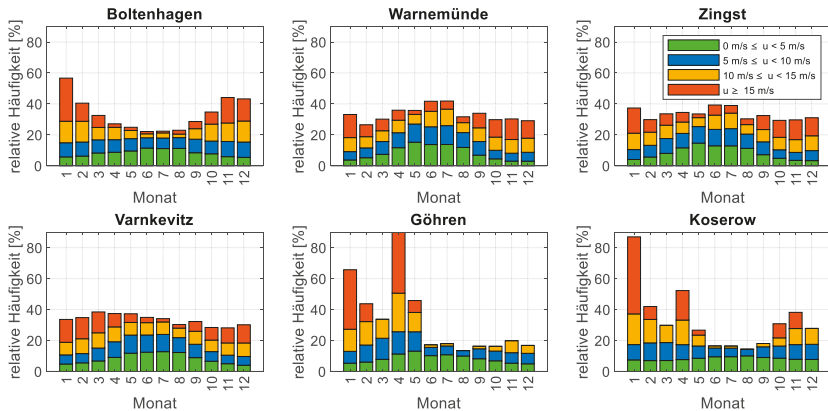


Abbildung 50: Relative Verteilung der Windgeschwindigkeiten über die Monate Januar bis Dezember.

5.1.5 Abhängigkeit der Wellenanaufrichtung von den Windrichtungen

Abbildung 51 zeigt, dass es keinen signifikanten Zusammenhang zwischen den wirksamen Richtungen und den mittleren Wellenanaufrichtungen bei extremen Wellenhöhen gibt. In allen Küstenabschnitten weisen die Wellenanaufrichtungen im Vergleich zu den wirksamen Windrichtungen eine geringe Variabilität auf. Dies kann auf Flachwassereffekte zurückgeführt werden (vgl. Abschnitt 3.4.2).

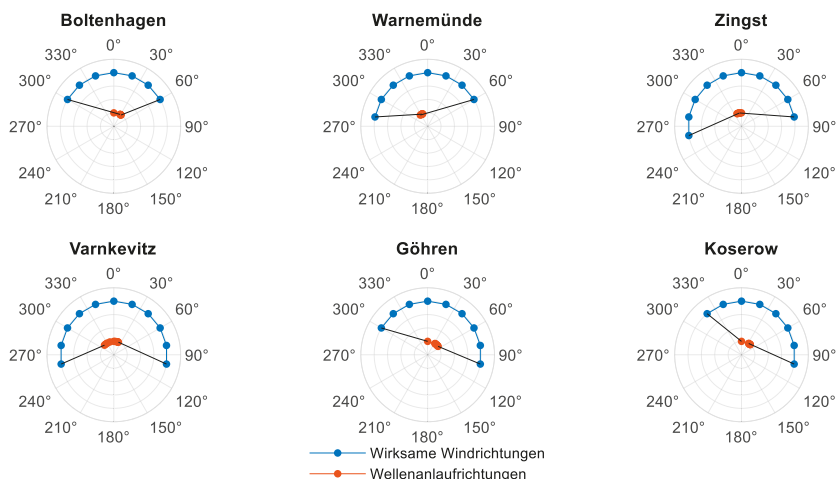


Abbildung 51: Darstellung der wirksamen Windrichtungen und der mittleren Wellenanlafrichtungen bei hohen Wellen an den Küstenabschnitten.

An den Messlokalationen stellen sich aufgrund der hohen Wellen Flachwasserverhältnisse ein. Ausgehend von unterschiedlichen Tiefenverhältnissen im Küstenvorfeld verändert die Refraktion die Wellenanlafrichtung und richtet sie parallel zur Küste aus.

5.2 Systematische Analyse der Wasserstände

Für die systematische Auswertung der Wasserstände werden, wie bei den Windgeschwindigkeiten, zunächst die Streuungs- und Lagemaße der Wasserstände in den Küstenabschnitten ermittelt und in Box-Plot-Diagrammen dargestellt. Die Wasserstände der Abschnitte Warnemünde und Zingst sowie Varnkevit und Göhren werden gemeinsam ausgewertet, da sie vom gleichen Pegel stammen. Für die zeitliche Analyse von Sturmfluten werden die relativen Häufigkeiten der Sturmflutscheitelwerte in den Monaten Januar bis Dezember an den Küstenabschnitten berechnet. Die Scheitelwerte werden gemäß den in Tabelle 3 dargestellten Klassifizierungen eingeteilt. Zwischen jedem Ereignis liegt mindestens ein Abstand von 7 Tagen, um die Unabhängigkeit zu wahren (vgl. Abschnitt 6.2.2).

Im nächsten Teil der Systemanalyse werden die Anzahl der Sturmfluten in den Küstenabschnitten sowie ihre mittleren Verweilzeiten ausgewertet. Dazu wird eine Häufigkeitsanalyse der zuvor kategorisierten Scheitelwerte durchgeführt und grafisch dargestellt. Die Verweilzeit einer Sturmflut ergibt sich aus der Zeit, die der Wasserstand über einem zuvor definierten Grenzwert verweilt. Als Grenzwert wird ein Wasserstand von 0,5 m über NHN gewählt. Die mittleren Verweilzeiten der kategorisierten Sturmfluten werden für die Küstenabschnitte berechnet und verglichen.

Der Anteil des Windstaus bei Sturmfluten kann aus lokalen oder zumindest regionalen meteorologischen Ereignissen resultieren, während die Einflussfaktoren Füllungsgrad und Schwingungsstau den Prozessen des Gesamtsystems Ostsee unterliegen. Es ist davon auszugehen, dass diese Faktoren eine geringe Dynamik aufweisen.

Bei Sturmflutereignissen, die überwiegend windinduziert sind, sollte die Dauer des Anstiegs bis zum maximalen Scheitelwasserstand in etwa der Dauer des Rückgangs entsprechen. Wenn der Wasserstand langsamer abfällt als er zuvor bis zur maximalen Scheithöhe angestiegen ist, kann dies als Hinweis auf starke Einflüsse des Füllungsgrades und des Schwingungsaus interpretiert werden. Diese Faktoren lassen die Wasserstände ohne den Einfluss des Windstaus länger auf einem hohen Niveau verweilen.

Im letzten Teil der Systemanalyse der Wasserstände werden die Verweilzeiten der steigenden und fallenden Flutäste untersucht. Dabei werden alle Ereignisse ab einem Scheitelwasserstand von 1,0 m über NHN betrachtet. Zunächst wird jede Sturmflutganglinie des betrachteten Abschnitts in einen steigenden und einen fallenden Flutast geteilt. Der Scheitelwert stellt die Grenze dar. Anschließend wird die zeitliche Länge (Dauer) der beiden Äste bestimmt. Schließlich werden die Dauern des steigenden und des fallenden Flutastes aus allen detektierten Ereignissen im betrachteten Abschnitt gemittelt und grafisch gegenübergestellt.

5.2.1 Analyse der Wasserstandshöhen

Die Streuungs- und Lagemaße der Wasserstände entlang der mecklenburgischen Ostseeküste sind in Abbildung 52 von West nach Ost geordnet. Boltenhagen ist der westlichste und Koserow der östlichste Küstenabschnitt. Die mittleren Wasserstände steigen von West nach Ost an. In Boltenhagen liegt der Median bei 0,03 m über NHN, während er in den östlich von Boltenhagen gelegenen Abschnitten ansteigt. Der höchste Median mit einem Wert von 0,1 m über NHN wurde in Koserow ermittelt. Dieses Gefälle wird durch die dominierenden Westwinde (vgl. Abschnitt 3.3) verursacht, die die Wassermassen im Ostseebecken in Richtung Osten bewegen. Es gibt eine positive Tendenz in östliche Richtung. Diese Tendenz steigt im Durchschnitt zwischen den nördlichen und östlichen Grenzen der Ostsee (Bottnischer und Finnischer Meerbusen) und den westlichen Grenzen (Beltsee) um etwa 18 – 20 cm an, obwohl sie jährlichen Schwankungen unterliegt (Helsinki Commission 1986; Hupfer et al. 2003).

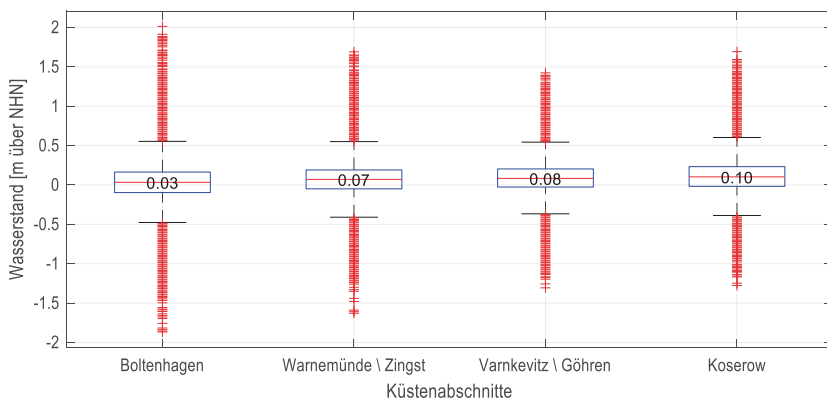


Abbildung 52: Darstellung der Streuungs- und Lagemaße der Wasserstände der WSV-Pegel in den Küstenabschnitten durch ein Box-Plot-Diagramm.

Bei den extremen Wasserständen lässt sich eine gegensätzliche Tendenz feststellen. Im Messzeitraum wurden in Boltenhagen die höchsten Pegelstände gemessen. Im Vergleich dazu wurden in den Abschnitten Varnkevitiz/Göhren und Koserow niedrigere Scheitelwerte gemessen, die etwa 1,5 m über NHN hoch sind. Die Variabilität der extremen Wasserstände wird von verschiedenen Faktoren beeinflusst. Neben den Einflüssen auf Sturmfluten, die im Abschnitt 3.4.1 in Abbildung 12 dargestellt sind, spielen auch meteorologische Bedingungen sowie die Exposition der Küstenabschnitte und die lokale Morphologie eine wichtige Rolle bei der Entstehung von Sturmfluten. Diese räumlichen Zusammenhänge werden von Dimke (2006) als Geofaktoren bezeichnet und beinhalten die Neigung des Meeresbodens, die Form und die Exposition der Küste sowie die Fetchlänge.

Aus geringen Neigungen des Meeresbodens resultieren flache Küstenvorfelder. In diesen Gebieten führen höhere Windgeschwindigkeiten häufiger zu erhöhten Wasserständen als in steil abfallenden Küstenvorfeldern. Die geringe Wassertiefe in Verbindung mit starken Triftströmungen (vgl. Abbildung 14) bewirkt, dass die Wasserströmung in Bodennähe, die normalerweise zur Ausgleichsströmung beiträgt, entweder weniger ausgeprägt oder gar nicht vorhanden ist. Bei der Betrachtung der Küstenvorfelder ist zu berücksichtigen, dass die Ausgleichsströmung durch Reibung am Meeresboden behindert wird, was zu einem erhöhten Wasserstau führen kann.

Dimke (2006) untersuchte die lotrechten Abstände der Pegel zu den 15-m-Isobathen (Tiefenlinien). Im direkten Vergleich (Tabelle 20) können die Küstenvorfelder der Abschnitte Boltenhagen und Koserow als flach eingestuft werden. Warnemünde und Zingst weisen eine mittlere Meeresbodenneigung auf. Die höchsten Neigungen ergeben sich für die Abschnitte Varnkevitiz und Göhren.

Tabelle 20: Geofaktor Meeresbodenneigung für die Küstenabschnitte (nach Dimke 2006).

Küstenabschnitt	Abstand zur 15 m – Isobathe	Meeresbodenneigung
Boltenhagen	71,6 km	0,02 %
Warnemünde	10 km	0,15 %
Zingst	15 km	0,10 %
Varnkevitiz	1,6 km	0,94 %
Göhren	2,4 km	0,63 %
Koserow	60 km	0,03 %

Dimke (2006) konnte keinen direkten Zusammenhang zwischen den Scheitelwerten der Sturmfluten, der Meeresbodenneigung, der Fetchlänge und der Küstenexposition feststellen. Die höchsten Sturmfluten treten im Abschnitt Boltenhagen auf. Die Wasserstände werden hier neben dem Buchteneffekt maßgeblich durch den Windstau, den Schwingungsstau, der Nordostausrichtung der Mecklenburger Bucht (Fetchlänge 820 km) und der geringen Neigung des Meeresbodens beeinflusst. In den Abschnitten Warnemünde und Zingst wird die Entstehung von Sturmfluten von ähnlichen Bedingungen beeinflusst. Beide Küstenabschnitte haben eine ähnliche Ausrichtung und der Meeresboden weist in diesen Gebieten eine vergleichbare Neigung auf. Die Fetchlänge sind in beiden Abschnitten ähnlich.

Die Geofaktoren der Abschnitte Varnkevitiz und Göhren werden vom Pegel Sassnitz hinsichtlich der Küstenexposition nur begrenzt repräsentiert. Dennoch sind Meeresbodenneigung und Fetchlänge (675 km bzw. 650 km) vergleichbar.

Auch die Korrelationsanalyse weist einen starken Zusammenhang zwischen dem Pegel Sassnitz und den IMK-Pegeln der Abschnitte aus (vgl. Abschnitt 4.2.3 Tabelle 11). Durch die starke Neigung des Meeresbodens wird die Ausgleichsströmungen bei hohen Wasserständen kaum behindert. Auch der Einfluss des Windstaueffekts ist in beiden Abschnitten als gering zu bewerten. Durch die Insellage kann von einer gedämpften Stauwirkung bei entsprechenden Windereignissen ausgegangen werden.

Ähnlich wie Boltenhagen zeigt der Abschnitt Koserow eine flache Neigung des Meeresbodens und eine lange Fetchlänge (680 km) aus nordöstlicher Richtung. Aufgrund der vorhandenen geologischen Faktoren und erhöhten mittleren Wasserstände lassen die Bedingungen auf das Auftreten von Sturmfluten mit hohen Scheitelwerten schließen. Die extremen Wasserstände in Koserow sind vergleichbar mit denen in Warnemünde.

5.2.2 Zeitliche Analyse

Abbildung 53 zeigt die relative Häufigkeit der Sturmflutscheitelwerte in den Monaten Januar bis Dezember in den Küstenabschnitten. Es ist eine ähnliche Verteilung der Sturmfluten über die Monate in allen Abschnitten erkennbar. Über 90 % aller Sturmfluten ereignen sich in den Monaten September bis April. Die Monate November, Dezember, Januar und Februar dominieren mit einer kumulierten Häufigkeit von über 50 %. Eine vergleichbare zeitliche Verteilung extremer Wasserstände zeigt die Untersuchung des Pegels Travemünde von Baerens (1998) im Zeitraum von 1831 bis 1993. In den Sommermonaten traten in der Vergangenheit insbesondere in den Abschnitten Boltenhagen und Koserow vergleichbare erhöhte Wasserstände auf. In Boltenhagen begünstigen die geringe Neigung des Meeresbodens und der Buchteneffekt erhöhte Wasserstände. Im Abschnitt Koserow wird die Grenze von 0,5 m über NHN (Kategorie erhöhter Wasserstand) aufgrund der flachen Verhältnisse im Küstenvorfeld und der erhöhten mittleren Wasserstände häufiger überschritten als in anderen Abschnitten. Aufgrund der Insellage und der damit verbundenen geringe Stauwirkung treten in Varnkevitze und Göhren in den Sommermonaten seltener erhöhte Wasserstände auf.

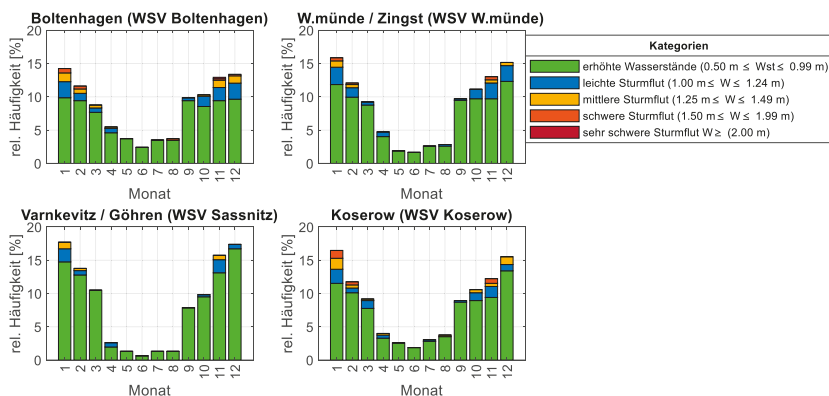


Abbildung 53: Relative saisonale Häufigkeit der kategorisierten Sturmfluten. Die Wintermonate (November bis Februar) weisen in allen Abschnitten die höchste Anzahl an extremen Ereignissen auf.

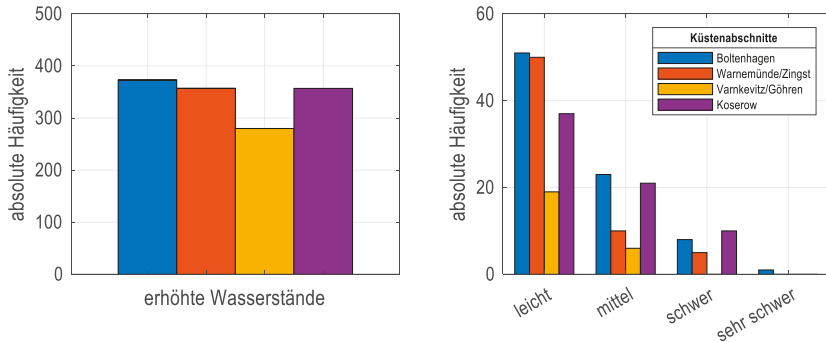


Abbildung 54: Darstellung der absoluten Häufigkeiten von erhöhten Wasserständen (links) und Sturmfluten in den Küstenabschnitten.

5.2.3 Analyse der Sturmflutanzahl und der Verweilzeiten

Abbildung 54 zeigt die Häufigkeitsanalyse der erhöhten Wasserstände sowie der Sturmfluten in den untersuchten Küstenabschnitten. Die Anzahl der Sturmflutereignisse im Abschnitt Varnkevitiz/Göhren ist am geringsten. In den übrigen Abschnitten treten hohe Wasserstände etwa gleich häufig auf, jedoch zeigen sich Unterschiede in den verbleibenden Kategorien. Leichte Sturmfluten treten am häufigsten in den Abschnitten Boltenhagen und Warnemünde/Zingst auf, während mittlere Sturmfluten vor allem in Boltenhagen und Koserow beobachtet werden. Die Variabilität kann auf das Zusammenwirken von Geofaktoren und meteorologischen Randbedingungen zurückgeführt werden.

Der Vergleich der mittleren Verweilzeiten in Abbildung 55 zeigt, dass extreme Wasserstände in den westlichen Abschnitten im Mittel kürzer verweilen als in den östlichen. Eine mögliche Ursache kann die Stärke des dominierenden Einflussfaktors Windstau (vgl. Abschnitt. 3.4.1, Abbildung 12) bei der Sturmflutenstehung sein. Wie bereits festgestellt, ist der Windstau in Abschnitten mit Buchtencharakter und geringen Neigungen des Meeresbodens die bestimmende Einflussgröße für extreme Wasserstände. Diese Konfiguration ist auf den Abschnitt Boltenhagen übertragbar und bei langanhaltenden Sturmereignissen auch für Warnemünde denkbar. Wenn die Windgeschwindigkeit abnimmt, fließt das im betrachteten Abschnitt aufgestaute Wasser mit etwa der gleichen Geschwindigkeit ab, mit der es zuvor aufgestaut wurde.

Abbildung 56 zeigt die mittlere Dauer der steigenden und fallenden Flutäste. Die roten Punkte markieren die mittlere Dauer des Anstiegs des Wasserstandes von 0,5 m über NHN bis zum Scheitelwert. Die blauen Punkte markieren die mittlere Dauer des Rückgangs vom Scheitelwert bis zu einem Wasserstand von 0,5 m über NHN. Die mittlere zeitliche Differenz zwischen beiden Dauern ist ebenfalls in der Abbildung dargestellt. Die Abschnitte Boltenhagen und Warnemünde/Zingst zeigen ähnliche mittlere Dauern für den Anstieg und Abfall der Sturmflut. Dies lässt darauf schließen, dass der Windstau in diesen Bereichen den größten Einfluss auf das Auftreten von Sturmfluten hat. Anders verhält es sich in den östlich gelegenen Abschnitten.

Der Rückgang des Wasserstandes dauert im Mittel länger als der Anstieg. Insbesondere im Abschnitt Koserow beträgt die mittlere Differenz zwischen dem Anstieg und dem Abfall des Flutastes etwa 5 h.

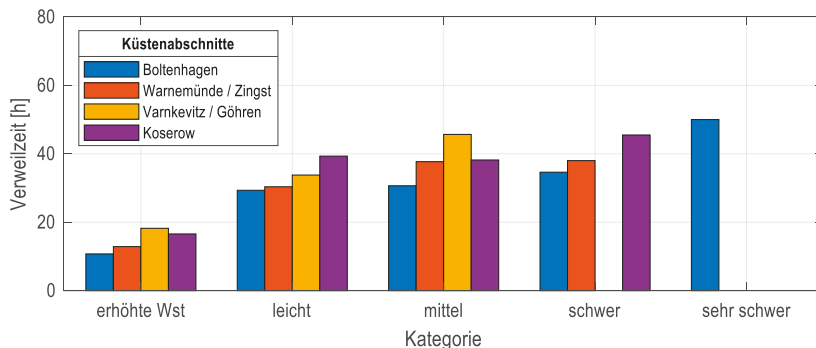


Abbildung 55: Mittlere Verweilzeiten der Hochwasserereignisse an den Küstenabschnitten in Abhängigkeit von der Sturmflutkategorie. Im Mittel verweilen extreme Ereignisse in den östlichen Küstenabschnitten länger als an den westlichen Küstenabschnitten.

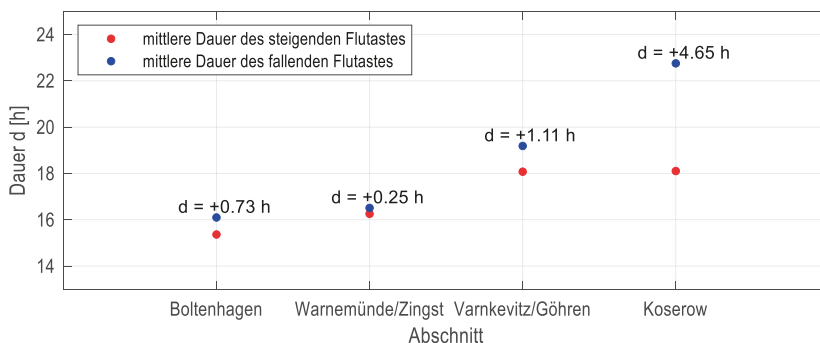


Abbildung 56: Darstellung der mittleren Dauer für den steigenden und fallenden Flutast der Sturmfluten in den Küstenabschnitten.

Diese Feststellung legt nahe, dass neben einem möglichen Windstau auch andere zeitintensive Faktoren die Sturmfluten beeinflussen können. Zur Bestätigung dieser Vermutungen sind weitere Untersuchungen erforderlich, um die Anteile der verschiedenen Einflussfaktoren auf die Pegelstände der Küstenabschnitte zu quantifizieren. Diese Untersuchungen sind nicht Bestandteil der vorliegenden Arbeit.

In den Küstenabschnitten besteht ein moderater, positiver Zusammenhang zwischen Verweilzeit und Scheitelhöhe. Diese beiden Größen können durch lineare Regressionsmodelle beschrieben werden. Allerdings nimmt die Variabilität mit höheren Scheitelwerten und Verweilzeiten zu. In Abbildung 108 im Abschnitt 10.2.7 des Anhangs ist der Zusammenhang zwischen den Sturmflutscheitelwerten S_w und der Verweilzeit z sowie die Gerade des Regressionsmodells dargestellt.

Es ist erkennbar, dass die Verweilzeiten in den östlichen Abschnitten länger sind, da die Steigung der Regressionsgerade dort niedriger ist. Im Allgemeinen besteht ein Zusammenhang zwischen höheren Scheitelwerten und längeren Verweilzeiten, jedoch ist dieser nicht besonders stark ausgeprägt. Die Darstellungen in Abbildung 108 zeigen ebenfalls, dass in allen Abschnitten die höchsten Scheitelwerte nicht unbedingt mit den längsten Verweilzeiten einhergehen. Dies deutet darauf hin, dass der Windstau nur begrenzten Einfluss auf die Verweilzeit hat und dass auch andere Faktoren Einfluss nehmen können. Weiterhin wurde der Zusammenhang zwischen Windgeschwindigkeit und Scheitelwert sowie zwischen Sturmduer und Scheitelwert untersucht. Auch die Abhängigkeit der Scheitelwerte von der Windrichtung wurde analysiert. In allen Fällen konnte nur ein schwacher Zusammenhang festgestellt werden. In Abbildung 109 im Abschnitt 10.2.7 des Anhangs ist der Zusammenhang zwischen der maximalen Windgeschwindigkeit während einer Sturmflut und dem Scheitelwert dargestellt.

Extreme Wasserstände lassen sich nicht direkt aus den lokalen Windverhältnissen an den Küstenabschnitten ableiten. Entscheidend sind vielmehr die lokalen Windverhältnisse sowie die Windverhältnisse über der zentralen Ostsee (Meinke 1999). Generell sind die Windstauanteile an der deutschen Ostseeküste bei nördlichen und östlichen Winden am höchsten, wobei die höchsten Werte bei östlichen Winden auftreten (Hupfer et al. 2003). Im folgenden Abschnitt 5.3 werden die Abhängigkeiten zwischen den Scheitelwerten und den Wellenhöhen untersucht.

5.3 Systematische Analyse der Wellen

Analog zu den Analysen der Größen Windgeschwindigkeit und Wasserstand werden nachfolgend unter anderem die Streuungs- und Lagemaße des wichtigsten Seegangparameters, der Wellenhöhe, in Boxplot-Diagrammen dargestellt. An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass die statistisch ermittelten Wellenhöhen nicht immer den realen Wellenhöhen entsprechen (vgl. Abschnitt 4.3). Im nächsten Schritt werden die Wellenhöhen klassifiziert und ihre Häufigkeit richtungsabhängig in Windrosendiagrammen dargestellt.

Die meisten Küstenschutzbauwerke werden hydrodynamisch am stärksten belastet, wenn der maximale Wasserstand (S_W) und die maximale Wellenhöhe ($S_{H1/3}$) gleichzeitig auftreten. Daher ist es von Bedeutung, das zeitliche Verhalten von S_W und $S_{H1/3}$ zueinander zu kennen. In der zeitlichen Abfolge der Maxima des Wasserstands und der Wellenhöhe gibt es drei mögliche Zustände: Das Maximum des Wasserstands tritt vor dem Maximum der Wellenhöhe auf, beide Maxima treten zeitgleich auf oder das Maximum des Wasserstandes tritt nach dem Maximum der Wellenhöhe auf. Die drei Zustände sind beispielhaft in Abbildung 57 dargestellt.

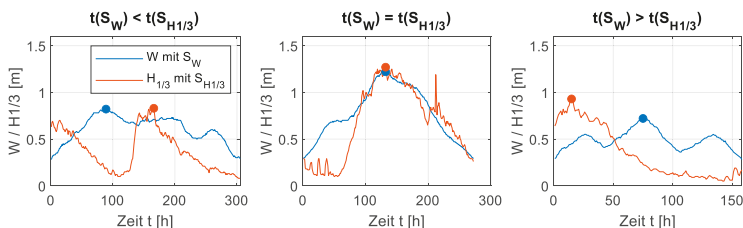


Abbildung 57: Die drei zeitlichen möglichen Abfolgen von S_W und $H_{1/3\max}$: S_W liegt zeitlich vor $H_{1/3\max}$ (linke Grafik), S_W und $H_{1/3\max}$ treten gleichzeitig auf (mittlere Grafik) oder S_W liegt hinter $H_{1/3\max}$ (rechte Grafik).

Im letzten Teil der systematischen Analyse der Wellen wird die zeitliche Abfolge von S_W und $S_{H1/3}$ untersucht. Dazu werden folgende Festlegungen getroffen: Eine Sturmflutereignis wird berücksichtigt, wenn der Scheitelwert des Ereignisses mindestens 0,5 m über NHN beträgt. Das Ereignis beginnt und endet, wenn der Wasserstand 0,3 m NHN unterschreitet. Zwischen zwei Ereignissen muss ein Mindestabstand von 7 Tagen liegen.

Die Sturmflutereignisse werden folgend mit den zugehörigen Wellenhöhen in allen Abschnitten bestimmt. Die Zeitpunkte t von S_W und $S_{H1/3}$ werden für die Vergleichbarkeit relativ zur Länge t_{gesamt} des Ereignisses bestimmt:

$$t_{rel}(S) = \frac{t(S)}{t_{gesamt}}$$

Gleichung (10)

Wenn z.B. eine Sturmflut mit einer Gesamtlänge von 10 h ihren Scheitel nach 6 h erreicht, ist $t_{rel}(S_W) = 0,6$. Auf diese Weise ist es möglich, die zeitliche Abfolge und den zeitlichen Abstand zwischen dem maximalen Wasserstand und der maximalen Wellenhöhe in Bezug auf die Gesamtlänge eines Ereignisses zu bestimmen. Der relative zeitliche Abstand wird im Folgenden mit d bezeichnet. d nimmt einen Wert zwischen -1 und 1 an (siehe Tabelle 21). Je weiter d von 0 entfernt ist, desto größer ist der relative zeitliche Abstand zwischen S_W und $S_{H1/3}$.

Tabelle 21: Mögliche Zustände des Faktors d zur Beschreibung der zeitlichen Abfolge und des zeitlichen Abstands der Maxima von Wasserstand und Wellenhöhe.

Faktor d	zeitliche Abfolge	Beschreibung
$d > 0$	$t(S_W) < t(S_{H1/3})$	S_W tritt früher als $H_{1/3max}$ auf
$d = 0$	$t(S_W) = t(S_{H1/3})$	S_W und $H_{1/3max}$ treten gleichzeitig auf
$d < 0$	$t(S_W) > t(S_{H1/3})$	S_W tritt später als $H_{1/3max}$ auf

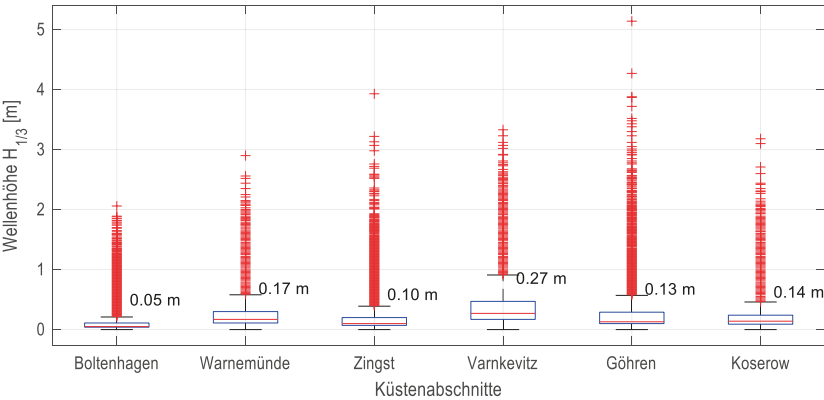


Abbildung 58: Visualisierung der Streuungs- und Lagemaße der Wellenhöhen $H_{1/3}$ der IMK-Stationen in den Küstenabschnitten durch ein Box-Plot-Diagramm.

5.3.1 Analyse der Wellenhöhen

Abbildung 58 zeigt die Streuungs- und Lagemaße der modellierten Wellenhöhen in den Küstenabschnitten. Die niedrigsten mittleren und extremen Wellenhöhen wurden im Abschnitt Boltenhagen ermittelt. Dieser Abschnitt hat eine geringe Neigung des Meeresbodens, wodurch vergleichsweise wenig Energie durch Wellen in den Küstenbereich transportiert wird. Die mittleren Wellenhöhen in den Abschnitten Warnemünde, Zingst, Göhren und Koserow sind vergleichbar. Der Median der Wellenhöhe beträgt zwischen 0,1 m und 0,17 m. In Varnkevitze ist der Median mit 0,27 m höher, was darauf schließen lässt, dass hier im Mittel vergleichsweise höhere Wellen auflaufen. Die extremen Wellenhöhen unterscheiden sich in den Abschnitten. Die höchste Welle wurde in Boltenhagen mit ca. 2 m modelliert. In Warnemünde, Varnkevitze und Koserow erreichen die höchsten Wellen eine Höhe von 3 m bis 4 m. Im Abschnitt Göhren wurde mit ca. 5 m die absolut höchste Welle modelliert.

5.3.2 Analyse der Wellenanlauffrichtungen

Abbildung 59 zeigt die Richtungsverteilungen der Wellenhöhen in den Küstenabschnitten, wobei zur besseren Lesbarkeit auf eine einheitliche Skalierung der relativen Häufigkeiten in den Grafiken verzichtet wurde. Die vorherrschenden Wellenrichtungen sind in Boltenhagen, Göhren und Koserow nordöstlich. In Warnemünde treten hauptsächlich Wellen aus nordwestlicher Richtung auf, während in Zingst Wellen aus nördlicher Richtung dominieren. Die Richtung der Wellen variiert am stärksten im Abschnitt Varnkevitze. Dort wurden Wellen aus Nordwesten, Norden und Nordosten gemessen. In Boltenhagen, Göhren und Koserow treten vor allem Wellen aus nordöstlichen Richtungen auf.

5.3.3 Zeitliche Verteilung der Wellenhöhen

Abbildung 60 zeigt die monatliche Verteilung der Wellenhöhen. Ähnlich wie bei den Wasserständen wurden die Wellenhöhen ereignisbasiert ausgewertet. Es liegt zwischen jedem Ereignis ein minimaler zeitlicher Abstand von 7 Tagen. Die Wellenhöhen in den Küstenabschnitten unterliegen saisonalen Schwankungen. In der Regel sind die Wellen in den Frühjahrs- und Sommermonaten niedriger, während in den Herbst- und Wintermonaten die Anzahl an hohen Wellen zunimmt. Generell können Wellen mit einer Höhe von bis zu 2 m jeden Monat in jedem Abschnitt auftreten. Die monatlichen relativen Anteile der klassifizierten Wellenhöhen variieren abhängig von den Tiefenverhältnissen, der Ausrichtung der Küstenlinie und der Fetchlänge.

Zwei konträre Beispiele sind die Abschnitte Boltenhagen (Buchtenlage) und Varnkevitze (exponierte Lage). Boltenhagen wird im Sommer durch Wellen bis zu einer Höhe von 0,5 m geprägt. Im Winter steigen in Boltenhagen die relativen Anteile der Wellen in der Klasse 0,5 m bis 1 m. Ereignisse mit Wellenhöhen über 1 m sind selten. Lediglich eine Welle mit einer Mindesthöhe von 2 m wurde im November modelliert. Im Vergleich dazu sind in Varnkevitze die relativen Anteile der Wellenhöhen kleiner oder gleich 0,5 m in jedem Monat niedriger als in Boltenhagen. Dort überwiegen Wellenhöhen in der Klasse von 0,5 m und 1 m. In den Wintermonaten steigen in beiden Abschnitten die relativen Anteile der Wellen mit einer Höhe von 1 bis 2 m an. Die höchsten Wellen mit einer Höhe von mindestens 2 m treten häufig in den Monaten Januar, Februar, November und Dezember auf.

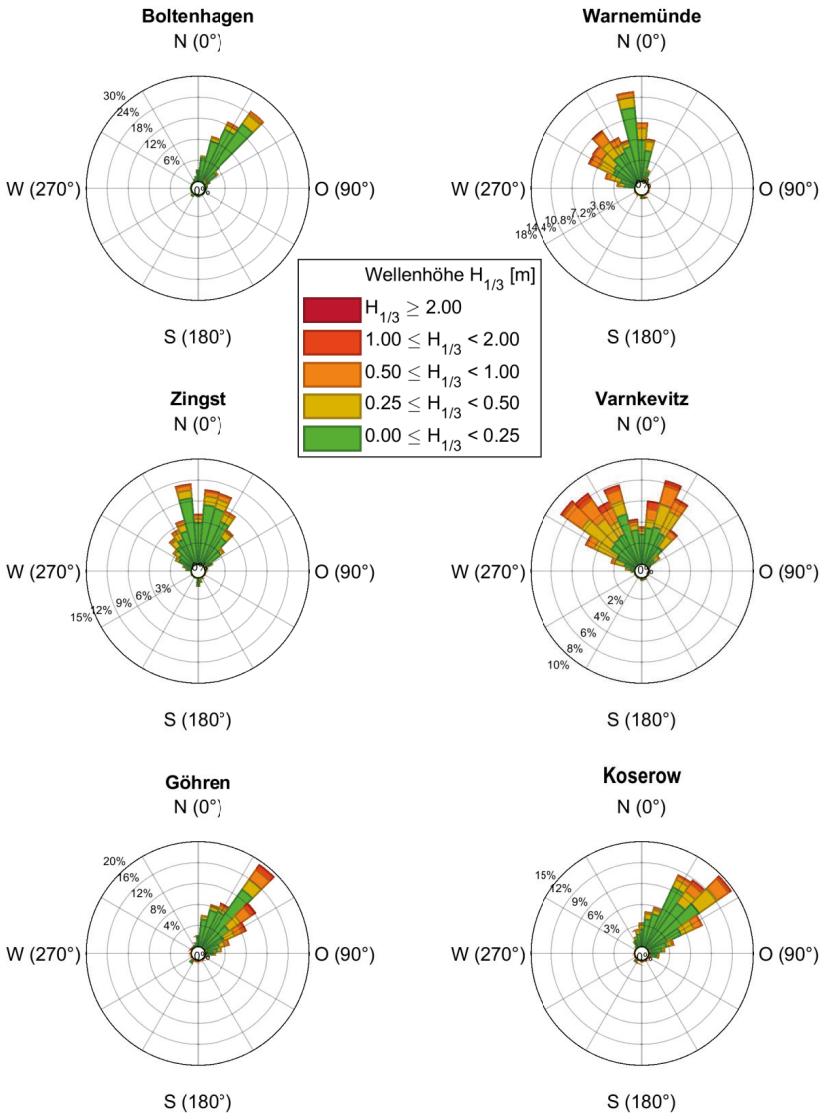


Abbildung 59: Darstellung der richtungsabhängigen Verteilung der Wellenhöhen.

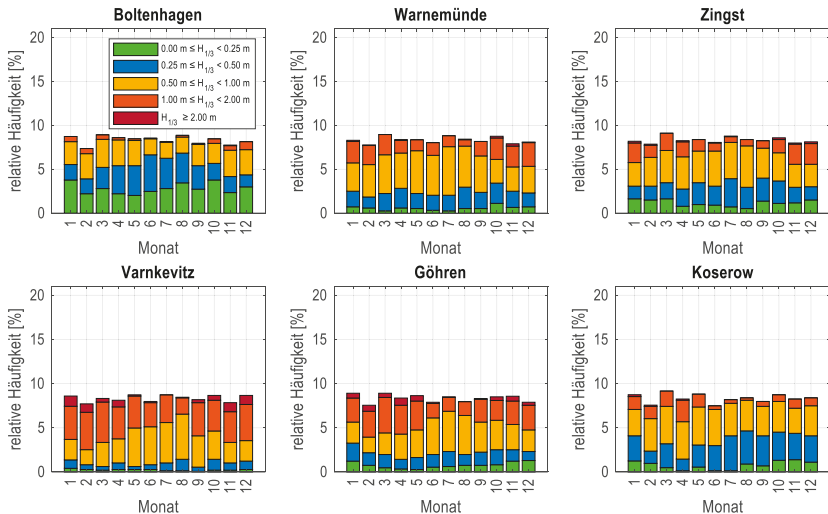


Abbildung 60: Darstellung der Verteilung der Wellenhöhen in den Küstenabschnitten von Januar bis Dezember.

5.3.4 Analyse der zeitlichen Abhängigkeit von Scheitelwert und maximaler Wellenhöhe

Abbildung 61 zeigt den Zusammenhang zwischen den Scheitelwert S_W und dem Faktor d . Blaue Punkte bedeuten einen positiven Faktor d , gelbe Punkte einen Faktor d gleich Null und orange Punkte einen negativen Faktor d . Die Abschnitte Boltenhagen, Warnemünde, Zingst und Varnkevitze zeigen ähnliche Eigenschaften. Nur in 18 % bis 21 % der Fälle erreicht der Wasserstand sein Maximum vor dem Maximum der Wellenhöhe. Der maximale Wasserstand und die höchste Welle treten selten gleichzeitig auf - nur in 4 % bis 8 % der Fälle. In den meisten Fällen (> 70 %) tritt das Maximum der Wellenhöhe vor dem Maximum des Wasserstandes auf. In den Abschnitten mit nach Osten gerichteter Küstenlinie (Göhren und Koserow) ist der relative Anteil der Ereignisse, bei denen das Wellenmaximum zeitlich nach dem Wasserstandsmaximum liegt, mit 37 % bzw. 36 % höher als in den anderen Küstenabschnitten. Ein gleichzeitiges Auftreten der Maxima ist auch in diesen Abschnitten selten.

Weiterhin ist in Abbildung 61 ist zu erkennen, dass sich die positiven und negativen Faktoren mit steigendem Scheitelwert 0 annähern. Eine weitere Betrachtung des Faktors d in Abhängigkeit der klassifizierten S_W (vgl. Abbildung 110 im Abschnitt 10.2.8 des Anhangs) zeigt eine Zunahme von d kleiner 0 und eine Abnahme von d größer 0 mit steigenden S_W . Ereignisse mit d gleich 0 treten nahezu konstant über alle Scheitelwerthöhen auf. Das bedeutet, dass mit steigenden Scheitelwerten die relativen Zeitabstände zwischen den beiden Maxima kleiner werden und die Wellenmaxima zunehmend vor den Maxima des Wasserstandes erreicht wird. Bei niedrigen Scheitelwerten ist die zeitliche Abhängigkeit zwischen den Maxima vergleichsweise gering. Dies lässt sich durch die unterschiedlichen Einflussfaktoren bei der Entstehung von Sturmfluten erklären (vgl. Abbildung 12). Während die Wellen hauptsächlich durch den Wind erzeugt werden, beeinflussen unter anderem der Schwingungsstau und der Füllungsgrad die Entstehung von Sturmfluten.

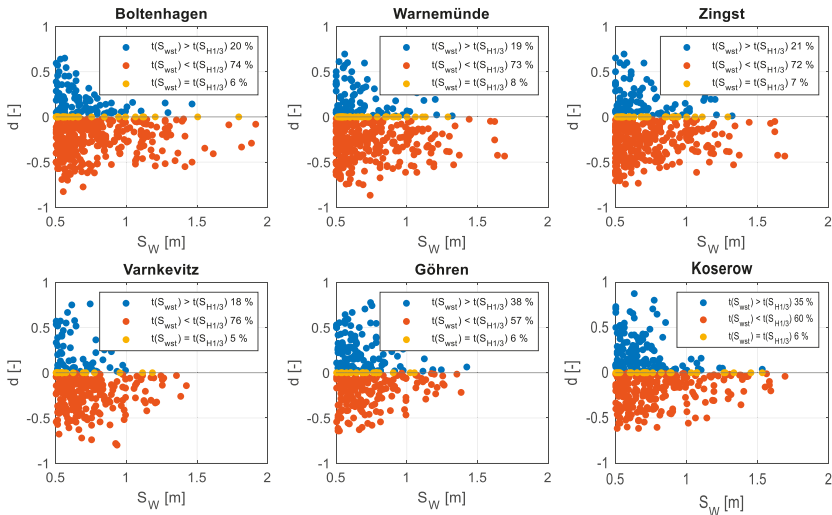


Abbildung 61: Darstellung der zeitlichen Abfolge der Maxima der Wasserstände und der Wellenhöhen. Liegt $t(S_W)$ vor $t(S_{H1/3})$ ist $d > 0$, treten $t(S_W)$ von $t(S_{H1/3})$ zeitgleich auf ist $d = 0$. Liegt $t(S_W)$ hinter $t(S_{H1/3})$ ist $d < 0$.

In einigen Fällen kann der Einfluss dieser Faktoren größer sein als der des Windstaus, insbesondere bei niedrigen Scheitelwerten. Bei niedrigen Windgeschwindigkeiten können Windwellen von Dünungswellen beeinflusst oder überlagert werden. Diese entstehen in entfernten Seegebieten und sind unabhängig von den lokalen Windverhältnissen (EAK 2020). Daher ist eine Abhängigkeit vom maximalen Wasserstand und der Wellenhöhe bei Ereignissen mit geringen Scheitelwerten nicht immer gegeben. Für eine detaillierte Betrachtung der zeitlichen Abhängigkeit von S_W und $H_{1/3max}$ bei Sturmflutereignissen mit geringen Scheitelwerten sind weitergehende Untersuchungen hinsichtlich des Einflusses von Schwingungstau, Füllungsgrads und Wind erforderlich, die nicht Teil der vorliegenden Arbeit sind.

Neben der Untersuchung der zeitlichen Abfolge der Maxima von Wasserstand und Wellenhöhe ist es möglich, die relativen zeitlichen Abstände zwischen den Maxima zu bestimmen. Aufgrund der hohen Streuung und der geringen Korrelation von S_W und $H_{1/3max}$ bei kleinen Scheitelwerten werden nur Ereignisse mit $S_W \geq 1$ m betrachtet. Abbildung 62 zeigt die Streuungs- und Lagemaße der relativen Abstände zwischen den Maxima. Es wird deutlich, dass die Abstände einer großen Variabilität unterliegen.

Göhrn und Koserow weisen von allen Abschnitten die geringste Variabilität auf. Der relative zeitliche Abstand zwischen dem maximalen Wasserstand und der maximalen Wellenhöhe ist in den Abschnitten Boltenhagen, Warnemünde und Zingst größer als in Varnkevit, Göhrn und Koserow. In Tabelle 22 sind die mittleren relativen und absoluten zeitlichen Abstände zwischen den beiden Maxima für Sturmflutereignisse mit $S_W \geq 1$ m dargestellt.

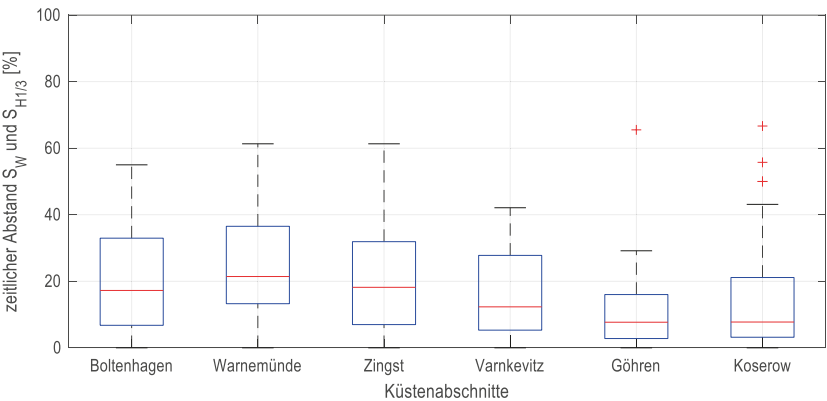


Abbildung 62: Streuungs- und Lagemaße der relativen zeitlichen Abstände zwischen den Maxima des Wasserstandes und der Wellenhöhe in Bezug auf die Sturmflutdauer für Sturmflutereignisse mit einem Scheitelwert ≥ 1 m.

Tabelle 22: Mittlere relative und mittlere absolute zeitliche Abstände zwischen den Maxima des Wasserstands und dem Maxima der Wellenhöhe.

Abschnitt	mittlerer relativer Abstand	mittlerer absoluter Abstand
Boltenhagen	20,39 %	6,30 h
Warnemünde	23,98 %	8,84 h
Zingst	20,14 %	7,87 h
Varnkevit	15,33 %	10,15 h
Göhrén	11,52 %	9,84 h
Koserow	14,26 %	8,84 h

Die mittleren absoluten zeitlichen Abstände folgen nicht den mittleren relativen zeitlichen Abständen zwischen den Maxima. Eine mögliche Erklärung hierfür liegt in den unterschiedlichen mittleren Verweilzeiten der Sturmfluten und den mittleren Dauern der steigenden Flutäste in den Küstenabschnitten, wie in Abschnitt 5.2 beschrieben und in Abbildung 55 und Abbildung 56 dargestellt. Im Vergleich zu Varnkevit weisen die Sturmfluten im Abschnitt Boltenhagen eine geringere Verweilzeit auf. Dies führt dazu, dass der maximale Wasserstand in Boltenhagen in geringerer Zeit erreicht wird als in Varnkevit. Unter der Annahme, dass das Maximum der Wellenhöhe vor dem Maximum des Wasserstands erreicht wird, ist der Abstand zwischen den beiden Maxima in Boltenhagen aufgrund der kürzeren Sturmflutdauer und der kürzeren Anstiegszeit des Flutastes absolut ausgedrückt kürzer als in Varnkevit. In weiteren Untersuchungen sollte geprüft werden, ob ein signifikanter Zusammenhang zwischen den Sturmflutparametern und den Zeitpunkten der Maxima besteht.

Es ist von Interesse zu untersuchen, inwieweit sich Zusammenhänge zwischen den Maxima von Wasserständen und Wellenhöhen beschreiben lassen, da ihre Maxima in den meisten Fällen nicht gleichzeitig auftreten.

Dazu sind der Scheitelwert, die maximale Wellenhöhe $H_{1/3max}$ während einer Sturmflut mit $S_W \geq 1$ m und die Wellenhöhe zum Zeitpunkt des Scheitelwerts $H_{1/3}(S_W)$ in Abbildung 63 dargestellt. Es wird deutlich, dass das Auftreten hoher Wellen nicht zwangsläufig mit hohen Wasserständen verbunden ist. Dies wird durch die Korrelationsanalyse der Zusammenhänge zwischen den genannten Parametern in Abbildung 64 bestätigt. Ist ein Kreis in der Abbildung nicht gefüllt nicht gefüllt Liegt keine Signifikanz vor. Zwischen dem Wasserstand und den Wellenhöhen besteht maximal ein schwacher positiver Zusammenhang. In den Abschnitten Boltenhagen, Warnemünde und Zingst besteht zwischen S_W und $H_{1/3}$ sowie zwischen S_W und $H_{1/3}(S_W)$ eine schwache positive Korrelation. Ein starker bis sehr starker Zusammenhang besteht zwischen der Wellenhöhe zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands und der maximalen Wellenhöhe.

Tabelle 23: Mittlere relative Wellenhöhe in Bezug auf die maximalen Wellenhöhe während eines Sturmflutereignisses.

Abschnitt	$H_{1/3max}$ in Bezug auf die Scheitelhöhe
Boltenhagen	66,50 %
Warnemünde	66,20 %
Zingst	64,29 %
Varnkevit	62,09 %
Göhrn	72,65 %
Koserow	70,25 %

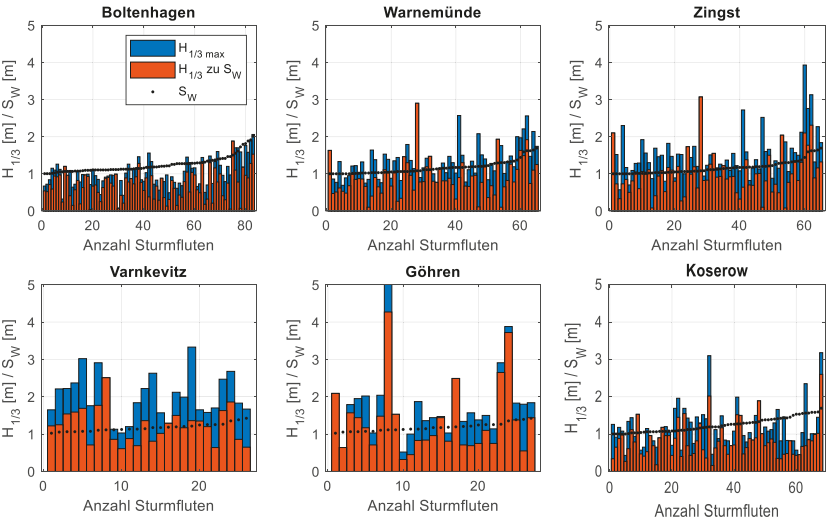


Abbildung 63: Darstellung der Scheitelwerte (S_W) der Sturmfluten, die während der beobachteten Ereignisse mit einem S_W von ≥ 1 m aufgelaufen sind. Die blauen Balken markieren die maximale Wellenhöhe ($H_{1/3max}$) während der Sturmflutereignisse. Die Wellenhöhe ($H_{1/3}$) zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands ist mit einem orangen Balken gekennzeichnet. In den meisten Fällen treten beide Maxima nicht zeitgleich auf.

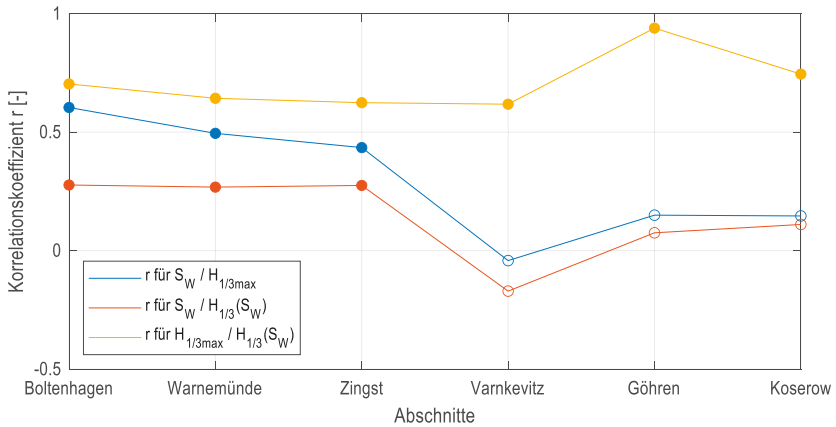


Abbildung 64: Darstellung der Korrelationskoeffizienten r zur Beschreibung der linearen Zusammenhänge zwischen dem maximalen Wasserstand S_W und der maximalen Wellenhöhe $H_{1/3max}$ (blau), dem maximalen Wasserstand S_W und der Wellenhöhe $H_{1/3}$ zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands (rot) sowie der Wellenhöhe $H_{1/3}$ zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands und der maximalen Wellenhöhe $H_{1/3max}$ (gelb), die während einer Sturmflut aufgetreten ist. Ist der Zusammenhang signifikant (p -Wert $< 0,05$), ist r durch einen gefüllten Kreis dargestellt.

In den Abschnitten Varnkevit, Göhren und Koserow kann kein signifikanter linearer Zusammenhang festgestellt werden. Es gibt eine starke bis sehr starke Korrelation zwischen $H_{1/3max}$ und $H_{1/3}(S_W)$, was bedeutet, dass die Wellenhöhe zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands durch die maximale Wellenhöhe geschätzt werden kann. Die Ergebnisse sind in Tabelle 23 dargestellt. Die Wellenhöhe zum Zeitpunkt von S_W entspricht im Mittel etwa 62 % bis 70 % der maximalen Wellenhöhe. Aufgrund der hohen Streuung der Höhenunterschiede (vgl. Abbildung 111 in Abschnitt 10.2.8 Anhang) sowie der Möglichkeit, dass beide Wellen die gleiche Höhe haben, können die Werte in nur als Richtwerte angesehen werden.

5.4 Zusammenfassung des fünften Kapitels

Das Ziel der Systemanalyse war es, die hydrodynamischen Verhältnisse in den Küstenabschnitten zu analysieren und miteinander zu vergleichen. Dazu wurden die Windzeitreihen sowie die Zeitreihen der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Seegang mit statistischen Methoden ausgewertet und die Zusammenhänge zwischen den Parametern beschrieben.

Die Windverhältnisse wurden anhand der Windgeschwindigkeiten, Windrichtungen und Windhäufigkeiten aus den zuvor definierten wirksamen Windrichtungen analysiert. Die Windgeschwindigkeiten an den Küstenabschnitten Boltenhagen, Warnemünde, Zingst und Varnkevit sind im Vergleich zu denen in Göhren und Koserow signifikant höher. Der Grund dafür liegt in der Lage der DWD-Stationen, die den Küstenabschnitten zugeordnet sind. Die Stationen in Göhren und Koserow sind vorwiegend von Land umgeben, was zu einer Verringerung der Windenergie aufgrund von erhöhter Rauheit führt. In Boltenhagen wehen vorwiegend Winde aus nordöstlicher Richtung im betrachteten Richtungsintervall.

In Warnemünde, Zingst und Varnkevitze hingegen kommen die Winde hauptsächlich aus westlichen und nordwestlichen Richtungen. In Göhren und Koserow kommen die Winde am häufigsten aus östlichen Richtungen. Die Windgeschwindigkeiten unterliegen saisonalen Schwankungen. In den Sommermonaten sind die Windgeschwindigkeiten meist gering, während in den Wintermonaten der relative Anteil an hohen und extremen Windgeschwindigkeiten zunimmt. Generell können extreme Winde jedoch in jedem Monat auftreten.

Die Verteilung der Windgeschwindigkeiten hängt zudem maßgeblich von dominierenden Windrichtungen, der Ausrichtung der Küstenlinie und den Rauheitshöhen der umliegenden Topographie ab. Es konnte kein signifikanter Zusammenhang zwischen den wirksamen Windrichtungen und den Wellenanaufrichtungen bei extremen Wellenhöhen in Küstennähe festgestellt werden, was die Ergebnisse von Fröhle (2000) bestätigt. Es wird vermutet, dass die Wellenanaufrichtung aufgrund der Küstennähe der Messlokationen durch Flachwassereffekte beeinflusst wird. Daraus resultieren Wellenanaufrichtungen mit geringer Variabilität in jedem Küstenabschnitt. Tabelle 24 zeigt die Richtungsintervalle sowie die mittleren Richtungen der Wellen bei extremen Wellenhöhen.

In den betrachteten Abschnitten zeigen die Pegel Unterschiede bei den mittleren Wasserständen im Untersuchungszeitraum. Diese Unterschiede sind auf dominierende Westwinde zurückzuführen, welche die Wassermassen der Ostsee nach Osten bewegen und somit eine positive Neigung von West nach Ost verursachen. Der Median in Boltenhagen (Westen) liegt bei 0,03 m über NHN, während er in Koserow (Osten) mit 0,1 m über NHN höher ist. Bei den extremen Wasserständen wurde eine gegensätzliche Tendenz festgestellt. An den westlichen Pegeln wurden höhere Scheitelwerte gemessen als an den östlichen Pegeln. Dies liegt an der Exposition der Küsten in den entsprechenden Abschnitten, der Neigung des Meeresbodens sowie der Fetchlänge. Diese Faktoren werden als Geofaktoren zusammengefasst. Auch die Wasserstände unterliegen saisonalen Schwankungen. In den Wintermonaten (November bis Februar) treten in allen Abschnitten am häufigsten extreme Ereignisse auf, während in den Sommermonaten im betrachteten Zeitraum nur vereinzelt leichte Sturmfluten aufgetreten sind.

Die Analyse der Häufigkeit der verschiedenen Sturmflutkategorien zeigt, dass Extremereignisse in den Abschnitten Boltenhagen und Koserow am häufigsten auftreten, während Varnkevitze und Göhren die geringste Anzahl von leichten und mittelschweren Sturmfluten verzeichnen.

Tabelle 24: Wellenanaufrichtungen bei extremen Wellenhöhen.

Küstenabschnitt	Intervall Wellenanaufrichtung	mittlere Wellenanaufrichtung
Boltenhagen	0° - 33°	26°
Warnemünde	327° - 338°	333°
Zingst	340° - 0°	350°
Varnkevitze	316° - 20°	352°
Göhrn	0° - 51°	37°
Koserow	0° - 40°	33°

Während des Untersuchungszeitraums wurden keine schweren oder sehr schweren Sturmfluten in den Abschnitten detektiert. In Bezug auf die Verweilzeiten zeigt sich ebenfalls ein Trend: Extreme Ereignisse verweilen im Mittel länger an den östlichen Küstenabschnitten als an den westlichen. Ein wesentlicher Grund dafür ist das langsame Absinken der Sturmfluten. In Boltenhagen sowie Warnemünde/Zingst dauert der Wasseranstieg bis zur Höhe des Scheitelpunkts in etwa genauso lange wie der darauffolgende Wasserabfall. Nachdem der Scheitelwert erreicht wurde, verweilen die Sturmfluten in Varnkevitze/Göhrn (+1,11 h) und Koserow (+4,65 h) im Mittel deutlich länger. Diese Feststellung lässt vermuten, dass Einflussfaktoren wie der Schwingungsstau und ein hoher Füllungsgrad die Sturmfluten in stärkerem Maße beeinflussen als in den westlichen Abschnitten. Es wird ein schwacher bis moderater positiver Zusammenhang zwischen der Verweilzeit und den Scheitelwerten festgestellt.

Im letzten Teil der Systemanalyse werden die auf Basis der Wind-Wellen-Korrelation ermittelten Wellenhöhen analysiert. Es zeigt sich, dass die kleinsten Wellen im Durchschnitt in Boltenhagen auftreten. In Warnemünde, Zingst, Göhrn und Koserow sind die mittleren Wellenhöhen vergleichbar. Die höchsten Wellen werden in den Abschnitten Zingst und Göhrn mit 4 m bzw. 5 m modelliert. Im Gegensatz dazu sind die extremen Wellen in Boltenhagen mit maximal 2 m als gering einzustufen. In Boltenhagen, Göhrn und Koserow kommen die Wellen am häufigsten aus nordöstlicher Richtung. In Zingst laufen hauptsächlich Wellen aus nördlicher Richtung auf, während in Warnemünde vor allem Wellen aus nordöstlicher Richtung auf die Küste treffen. Die größte Variabilität der Wellenrichtungen ist im Abschnitt Varnkevitze zu beobachten, da dieser Abschnitt exponiert liegt und Wellen aus nordwestlicher, nördlicher und nordöstlicher Richtung an die Küste gelangen. Ähnlich wie bei den Windgeschwindigkeiten und den Wasserständen gibt es auch bei den Wellenhöhen saisonale Schwankungen. Während der Wintermonate steigt der relative Anteil hoher Wellen in allen Abschnitten an. Die zeitliche Verteilung der Wellenhöhen wird im Wesentlichen von den lokalen Tiefenverhältnissen, der Ausrichtung der Küstenlinie und der Fetchlänge beeinflusst.

Eine weitere wichtige Erkenntnis ergibt sich aus der Analyse der zeitlichen Abfolge der Maxima des Wasserstands und der Wellenhöhe. In allen Küstenabschnitten liegt die maximale Wellenhöhe häufiger zeitlich vor dem Maximum des Wasserstandes. Mit steigendem Scheitelwert nimmt dieser relative Anteil zu, während der relative Anteil der Ereignisse, bei denen das Maximum des Wasserstandes vor der maximalen Wellenhöhe erreicht wird, abnimmt. In jedem Abschnitt wird die maximale Wellenhöhe im Mittel 12 % bis 24 % vor dem Maximum des Wasserstandes erreicht, bezogen auf die Sturmflutlänge. Die Abstände zwischen den Maxima unterliegen einer großen Variabilität. Ereignisse, bei denen die Maxima gleichzeitig auftreten, sind vergleichsweise selten und treten mit einer Wahrscheinlichkeit von 4 % bis 8 % auf. Im Rahmen des Projekts MUSTOK wurden vergleichbare Häufigkeiten des zeitgleichen Auftretens der beiden Maxima an der Station Kiel ermittelt (Bruss et al. 2007). Im Mittel entspricht die Wellenhöhe zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstandes etwa 62 % bis 70 % des Scheitelwertes.

Die Systemanalyse zeigt, dass sich die hydrodynamischen Verhältnisse entlang der Ostseeküste von Mecklenburg-Vorpommern unterscheiden. In Abbildung 65 sind die untersuchten Parameter mittlere Scheitelhöhe, mittlere Wellenhöhe bei maximalem Wasserstand, mittlere Dauer und Häufigkeit gegenübergestellt.

Die Koordinaten der Punkte entsprechen den mittleren Scheithöhen über dem 0,9-Quantil (x-Achse) und den zugehörigen mittleren Wellenhöhen (y-Achse). Die Häufigkeit von Sturmflutereignissen wird durch den Durchmesser der inneren Punkte dargestellt, während der Durchmesser der äußeren Kreise die mittlere Dauer wiedergibt. Die genauen Werte sind in der Legende angegeben. Im Abschnitt Boltenhagen treten vergleichsweise häufig hohe Sturmfluten auf. Dabei sind die mittlere Wellenhöhe und die mittlere Verweilzeit gering. Im Gegensatz dazu sind die Mittelwerte der Scheithöhen in Koserow bei vergleichbarer Häufigkeit etwa 20 cm niedriger als in Boltenhagen. Allerdings verweilen die Sturmfluten in Koserow länger als in Boltenhagen. Die Abschnitte Warnemünde und /Zingst sowie Varnkevitx und Göhren basieren auf denselben Pegeldaten und unterscheiden sich daher nur in Bezug auf die mittlere Wellenhöhe. Die gleichen mittleren Wellenhöhen in den Abschnitten Varnkevitx und Göhren sind zufällig.

Die hydrodynamischen Verhältnisse in den untersuchten Küstenabschnitten unterscheiden sich. Die Festlegung der hydrodynamischen Eingangsparameter auf Basis nur eines Wahrscheinlichkeitsmodells für die gesamte Küste von Mecklenburg-Vorpommern ist für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken nicht geeignet. Aus diesem Grund werden für jeden Küstenabschnitt auf Basis der zusammengestellten Daten folgend Wahrscheinlichkeitsmodelle erstellt.

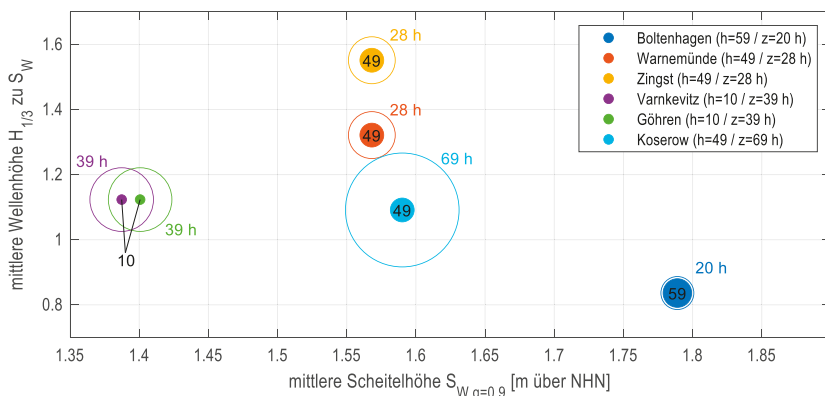


Abbildung 65: Grafische Darstellung der hydrodynamischen Parameter der Küstenabschnitte. Auf der X-Achse wird das Mittel der Scheithöhe über dem 0,9-Quantil dargestellt, während auf der Y-Achse die durchschnittlichen Wellenhöhen zum Zeitpunkt des Scheitels abgebildet sind. Die Häufigkeit (h) wird den Durchmesser der inneren Punkte und die mittlere Dauer der Sturmfluten (z) durch die äußeren Kreise dargestellt. Je größer der Kreisdurchmesser desto höher ist die Häufigkeit bzw. die Verweilzeit.

6. Grundlagen der univariaten und bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse

Die stochastischen Verfahren zur Bestimmung der Bemessungsparameter, die in Kapitel 0 beschrieben sind, basieren auf der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse. Bei dem Entwurf, der Bemessung und der Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken müssen diese Verfahren folgende zentrale Fragen beantworten:

- Wie häufig tritt ein Extremereignis einer bestimmten Größe auf?
- Mit welchem Extremwert muss in einem bestimmten Zeitraum (z.B. 200 Jahre) gerechnet werden?

Die Schritte zur Beantwortung dieser Fragen mit der univariaten Extremwertstatistik sind in Abschnitt 2.5.2 beschrieben. Bei der bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copulas werden die Randverteilungen der univariaten Verteilungsfunktionen miteinander verknüpft. Nach einer kurzen Einführung mit Erläuterungen zu zentralen Grundbegriffen der Stochastik werden die Grundlagen der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse vorgestellt. Im zweiten Teil des Kapitels werden die Methoden der Wahrscheinlichkeitsmodellierung mit Copulas erläutert.

Die theoretischen Grundlagen der Wahrscheinlichkeitsanalyse sind in dieser Arbeit nicht enthalten. An geeigneter Stelle wird auf entsprechende Literatur verwiesen. Dyck und Peschke (1995), DWA (2012), Maniak (2016), Hamed und Rao (2019) sowie die EAK (2020) bieten eine Einführung in die theoretischen Grundlagen und eine Übersicht über gängige statistische Verfahren in der Hydrologie und im Küsteningenieurwesen. Für einen tieferen Einblick in die Copula-Statistik wird auf die Werke von Joe (1997), Nelsen (2006), Salvadori et al. (2007), und Schröter (2022) verwiesen.

6.1 Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitstheorie

Die folgenden theoretischen Grundlagen sind überwiegend aus Dyck und Peschke (1995), Maniak (2016) und EAK (2020) entnommen. Das Ziel bei der Bemessung von Bauwerken auf Basis von Wahrscheinlichkeitsanalysen ist die Ermittlung der Wahrscheinlichkeit, mit der ein definiertes Ereignis eintritt bzw. unter- oder überschritten wird. Die Wahrscheinlichkeit P (eng. Probability) wird im Allgemeinen als Quotient der Anzahl der Fälle definiert, bei denen ein betrachtetes Ereignis E eintritt, und der Anzahl der möglichen Ereignisse:

$$P(E) = \frac{\text{Anzahl der "günstigen" Fälle}}{\text{Anzahl der möglichen Ereignisse}}$$

$P(E)$ nimmt dabei einen Wert zwischen 0 und 1 an. Eine Wahrscheinlichkeit von 1 bedeutet, dass das Ergebnis garantiert eintritt (sicheres Ereignis). Wenn die Wahrscheinlichkeit den Wert 0 annimmt, tritt das Ereignis nicht ein (unmögliches Ereignis). In der Stochastik werden Variablen als Ausdruck von Zufallsprozessen betrachtet. Variablen sind mathematische Funktionen, die die Ergebnisse eines Zufallsprozesses durch eine Zahl ausdrücken. In der Hydrologie lassen sich Messungen des Wasserstands oder der Wellenhöhen beispielsweise als Folge von Zufallsvariablen definieren, die in der Regel mit lateinischen Großbuchstaben wie X_1, X_2, \dots, X_n bezeichnet werden. Eine solche Folge von Zufallsvariablen unterliegt einer Wahrscheinlichkeitsverteilung.

Bei diskreten Zufallsvariablen kann die Verteilung über das Integral der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $f(x)$ dargestellt werden. Dabei ist $f(x)$ stets positiv und ihre Fläche beträgt immer 1:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

Die Dichtefunktion kann als theoretisches Pendant zu einem Histogramm (Häufigkeitsdichtefunktion) betrachtet werden. Die Integration von $f(x)$ ergibt die Verteilungsfunktion $F(x)$, welche jedem Wert von X_n eine Eintrittswahrscheinlichkeit zuordnet:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$$

Die Integration von $f(x)$ im Intervall $[a,b]$ gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit x einen Wert zwischen a und b annimmt. Der Zusammenhang zwischen der Dichtefunktion $f(x)$ und der Verteilungsfunktion $F(x)$ ist in Abbildung 66 für ein Intervall auf Basis einer Normalverteilung mit den Parametern $\mu = 0$ und $\sigma = 2$ veranschaulicht. Im gezeigten Beispiel entspricht die blau eingefärbte Fläche unter der Kurve der Dichtefunktion der Wahrscheinlichkeit P im Intervall $[0,2]$:

$$P(0 \leq x \leq 2) = \int_0^2 f(x) dx = F(2) - F(0)$$

Bei dem Entwurf, der Bemessung und der Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken in der Ingenieurpraxis sind insbesondere die Wahrscheinlichkeiten relevant, mit denen ein Parameter einen definierten Schwellenwert x_i unterschreitet oder überschreitet. Diese Wahrscheinlichkeiten werden als Unterschreitungswahrscheinlichkeiten P_U und Überschreitungswahrscheinlichkeiten $P_{\bar{U}}$ bezeichnet.

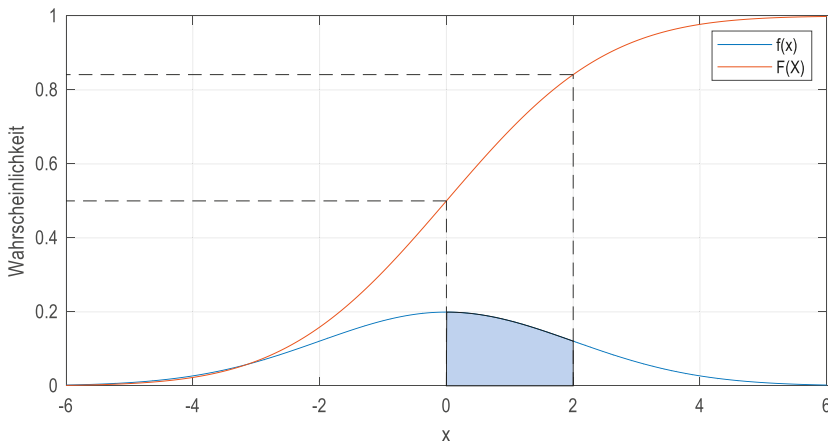


Abbildung 66: Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $f(x)$ und der Verteilungsfunktion $F(x)$ am Beispiel der Normalverteilung mit den Parametern $\mu = 0$ und $\sigma = 2$.

P_U kann ergänzend durch die Berechnung des Reziproken als Wiederkehrintervall T (auch Jährlichkeit oder Wiederkehrzeit genannt) ausgedrückt werden. T steht für die durchschnittliche Zeitperiode, innerhalb der ein Ereignis E auftritt, bei dem der Wert einer betrachteten Größe den definierten Schwellenwert x_i überschreitet. Da es sich um einen Mittelwert handelt, ist es möglich, dass x_i in der betrachteten Zeitspanne gar nicht oder öfter als einmal überschritten wird. In der Hydrologie und im Küsteningenieurwesen wird T meist in Jahren angegeben. Aus der statistischen Bewertung von Ereignissen mit bestimmten Wiederkehrintervallen ergeben sich Begrifflichkeiten wie zum Beispiel Jahrhunderthochwasser oder Jahrhundertflut. Die Zusammenhänge zwischen P_U , $P_{\bar{U}}$ und T sind wie folgt definiert:

$$P_U = P(x \leq x_i)$$

$$P_{\bar{U}} = P(x > x_i)$$

$$P_U + P_{\bar{U}} = 1$$

$$T = \frac{1}{P_{\bar{U}}}$$

6.2 Grundlagen und Methoden der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse

6.2.1 Extremwertstatistische Verteilungsfunktionen

Ein Problem bei der Anpassung hydrodynamischer Daten an die Normalverteilung besteht darin, dass die Extremwerte in den linken (Minima) und rechten (Maxima) Randbereichen nur ungenügend abgebildet werden und somit keine Extrapolationen erlauben. Um dies zu verdeutlichen, wird ein Beispiel gegeben. Abbildung 67 zeigt die Dichtefunktion der an die Wasserstände des Pegels Warnemünde angepassten Normalverteilung. Die Bereiche mit extremen Werten sind in Rot markiert. Der rechte Teil der Abbildung zeigt einen Ausschnitt der kumulativen Wahrscheinlichkeitsfunktion und die damit verbundenen extremen Wasserstände am rechten Rand. Es ist deutlich erkennbar, dass die Wasserstände im Randbereich nur sehr ungenau dargestellt werden. Wasserstände von größer gleich 1 m weisen eine nahezu identische Unterschreitungswahrscheinlichkeit auf. Die angepasste Verteilungsfunktion gibt die extremen Wasserstände im Randbereich nur unzureichend wieder.

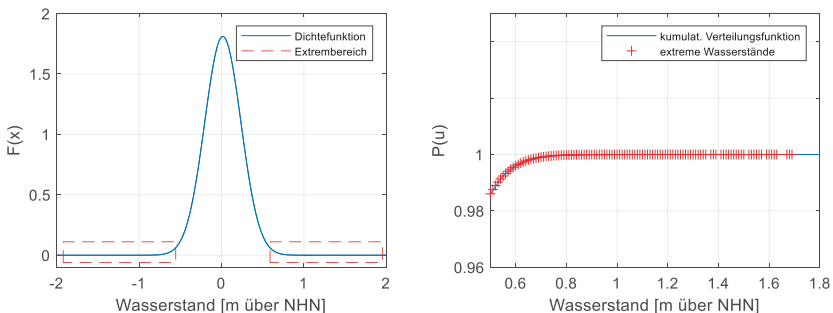


Abbildung 67: Darstellung der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wasserstände am Pegel Warnemünde (links) und ein Ausschnitt der kumulativen Wahrscheinlichkeitsfunktion im Bereich der extremen Wasserstände (rechts).

Das Ziel der Extremwertstatistik besteht darin, aus dem Verhalten der extremen Beobachtungen innerhalb einer Stichprobe Rückschlüsse auf die Eigenschaften der äußersten Verteilungsbereiche zu ziehen, die nur unzulänglich oder gar nicht mehr durch die Stichprobe abgebildet werden, und aus den gewonnenen Informationen und Vorhersagen für zukünftige Extremereignisse abzuleiten. Die Extremwertstatistik beschreibt lediglich das Verhalten einer Zufallsvariablen in den extremen Bereichen und nimmt keine Gesamtbewertung des Verhaltens einer Zufallsvariablen vor. Das Theorem von Fisher und Tippet aus dem Jahr 1928 bildet die Grundlage der Extremwerttheorie. Das Theorem besagt, dass die unabhängigen und normierten Teilmaxima einer Stichprobe eine Folge von unabhängigen und identisch verteilten Zufallszahlen sind, die notwendigerweise zu einer der folgenden drei Klassen gehören: Gumbel-Verteilung (Typ 1), Fréchet-Verteilung (Typ 2) und Weibull-Verteilung (Typ 3) (Basrak 2011). Die Verteilungen werden üblicherweise durch die Parameter ξ , μ und σ charakterisiert. ξ bezeichnet den Gestaltparameter (engl. shape), μ den Lageparameter (engl. location) und σ den Skalenparameter (engl. scale). Es gilt:

$$\xi = 0 \quad \text{Gumbel (Typ 1)}$$

$$\xi > 0 \quad \text{Fréchet (Typ 2)}$$

$$\xi < 0 \quad \text{Weibull (Typ 3)}$$

Weiterführende Ausführungen zur Theorie der Extremwertstatistik sind beispielsweise in Haan und Ferreira (2006), Beirlant (2004) und Pfeifer (1989) zu finden.

In der Praxis werden zur Beschreibung des Verhaltens hydrodynamischer Extremwerte meist 2-parametrische oder 3-parametrische Verteilungsfunktionen verwendet. Beide Funktionstypen weisen Vor- und Nachteile auf, die vom Datenumfang der Stichprobe abhängig sind. Funktionen mit zwei Parametern gelten als robust, da große Einzelwerte nur wenig Einfluss auf die Verteilung haben. Mit nur zwei Parametern ist die Flexibilität geringer als bei Verteilungsfunktionen mit drei Parametern, was die Anpassung an die Stichprobe möglicherweise beeinträchtigt. Es wird empfohlen, für Stichproben mit einem zeitlichen Umfang von weniger als 30 Jahren 2-parametrische Verteilungsfunktionen zu verwenden. Bei einem zeitlichen Umfang von mehr als 50 Jahren werden in der Regel bessere Anpassungen durch die Verwendung von 3-parametrischen Verteilungsfunktionen erzielt, weil diese höhere Flexibilität aufweisen. Für den Bereich zwischen 30 und 50 Jahren gibt es keine Präferenz im DWA (2012). Allgemein ist es aufgrund der heutigen verfügbaren Rechentechnik möglich, mehrere Funktionen an die Stichprobe anzupassen und durch die Anwendung von Anpassungstest (Abschnitt 6.2.4) geeignete Verteilungen zu finden. In Tabelle 25 werden die Vor- und Nachteile der 2-parametrischen und 3-parametrischen Extremwertverteilungen aufgeführt. Beispiele für 2-parametrische Verteilungen sind die Gumbel- und Fréchet-Verteilungen. Die generalisierte Extremwertverteilung und die Weibull-Verteilung hingegen besitzen drei Parameter. Methoden zur Schätzung der Parameter werden im Abschnitt 6.2.3 vorgestellt. Tabelle 45 im Anhang zeigt die Dichte- und Verteilungsfunktionen für ausgewählte Extremwertverteilungen.

Tabelle 25: Vor- und Nachteile von 2-parametrigen und 3-parametrigen Extremwertverteilungen (nach DWA 2012).

Anzahl Parameter	Vorteile	Nachteile	Eignung
2	<ul style="list-style-type: none"> robust vorteilhaft bei wenig Informationen Funktionstyp kann aus Erfahrung vorausgewählt werden, somit können Vorinformation eingebracht werden 	<ul style="list-style-type: none"> schlechtere Anpassungseignung, da nicht so flexibel gibt möglicherweise Gebietsverhalten schlechter wieder als 3-parametrische Verteilungsfunktion 	<ul style="list-style-type: none"> primär für kurze Reihen mit bis zu ca. 30 Jahren
3	<ul style="list-style-type: none"> gute Anpassungsmöglichkeit flexibel 	<ul style="list-style-type: none"> benötigt mehr Information (lange Reihe oder Zusatzinformation) hängt vom Schiefeffizienten ab 	<ul style="list-style-type: none"> primär für lange Reihen mit mehr als 50 Jahren

6.2.2 Methoden der Stichprobengewinnung

Im Wasserbau gibt es zwei grundlegende Verfahren zur Erfassung von Extremwerten aus einer Stichprobe: Die Block-Maxima-Methode und die Peak-Over-Threshold-Methode. Beide Verfahren sind sowohl für sehr niedrige als auch für sehr hohe Beobachtungen geeignet. Die Höchstwasserstände, also die Maxima, sind von grundlegender Bedeutung für die Planung und den Bau von Küstenschutzbauwerken, während in der Binnenschifffahrt auch die Verteilung der sehr niedrigen Wasserstände, also die Minima, von Bedeutung ist. Im Folgenden wird jedoch nur auf die Maxima eingegangen.

Block-Maxima-Methode

Die Block-Maxima-Methode geht von der Annahme aus, dass die generalisierte Extremwertverteilung (GEV) eine gute Annäherung an die Verteilung der Maxima innerhalb eines bestimmten Zeitraums ist (Dixon und Tawn 1994). Bei dieser Methode wird der Beobachtungszeitraum in nicht überlappende Blöcke (Perioden) unterteilt, die jeweils dieselbe Größe haben. Aus jedem Block wird das Maximum ausgewählt. Die Größe der Blöcke ist entsprechend der Fragestellung zu definieren. Für die Bemessung im Küstenwasserbau wird in der Regel eine Blockgröße von einem Jahr gewählt. Daraus folgt, dass der Stichprobenumfang M der Anzahl der analysierten Jahre entspricht:

$$M_n = \max \{x_1, x_2, \dots, x_n\} \quad \text{Gleichung (11)}$$

Bei der Betrachtung saisonaler Größen wie beispielsweise Wasserstände oder Wellenhöhen empfiehlt es sich, einen Block so zu definieren, dass er eine vollständige Saison erfasst. Durch diese Methode kann sichergestellt werden, dass jedes Element der Stichprobe das Maximum einer Sturmflutaison darstellt. Die meisten Sturmfluten an der deutschen Ostseeküste treten im Winterhalbjahr von Oktober bis März auf.

In Abbildung 68 sind die jährlichen maximalen Wasserstände zwischen 1998 und 2004 am Pegel von Warnemünde dargestellt, wobei verschiedene Blockgrenzen verwendet werden.

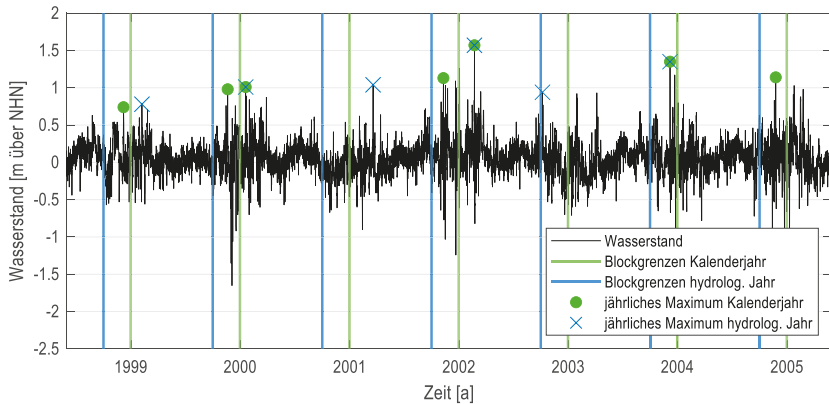


Abbildung 68: Auswahl von extremen Wasserständen basierend auf der Block-Maxima-Methode mit einer Blockgröße von 12 Monaten, am Beispiel des Pegels Warnemünde. Die Grenzen eines kalendarischen Jahres sind durch grüne Linien gekennzeichnet. Die blauen Linien zeigen den Beginn und das Ende des hydrologischen Jahres (Beginn am 31. Oktober). Durch unterschiedliche Festlegungen der Grenzen können die Elemente einer Stichprobe variieren.

Die grüne Linie markiert die Blockgrenzen am 31. Dezember, die den Grenzen eines Kalenderjahres (1.1.-31.12.) entsprechen. Das Jahresmaximum jedes Blocks wird durch ein grünes Kreissymbol markiert. Die blauen Linien zeigen die Grenzen der Blöcke innerhalb eines hydrologischen (1.11.-31.10.) Jahres an und werden durch ein blaues Kreuz gekennzeichnet, welches das Maximum jedes Blocks anzeigt. Je nach den gewählten zeitlichen Begrenzungen können sich durch die Anwendung der Block-Maxima-Methode unterschiedliche jährliche Maxima ergeben. Wenn die Blockgrenze im Dezember liegt, sind sowohl in den Jahren 2000 als auch 2002 zwei Maxima aus der gleichen Sturmflutsaison in der Stichprobe enthalten.

Die Anwendung der Block-Maxima-Methode kann zu einem Verlust an Informationen führen, da extreme Beobachtungen, die unterhalb des maximalen Werts des betrachteten Blocks liegen, in der Stichprobe nicht berücksichtigt werden. Falls in einem Block keine extremen Ereignisse auftreten, werden auch nicht-extremen Ereignisse in die Stichprobe aufgenommen. Um Ereignisse, die nur jährlich auftreten, berücksichtigen zu können, ist eine ausreichend lange Zeitreihe erforderlich (Lang et al. 1999). Smith (1986) erweiterte den Ansatz, indem die r -größten jährlichen Ereignisse einbezogen werden. Mit dieser Methode werden mehr Informationen erfasst als bei der Block-Maxima-Methode. Bei der Wahl von r ist jedoch Vorsicht geboten. Ist r zu groß, können starke Verzerrungen (Bias) auftreten. Bei einem zu kleinen r kann es zu einer Varianz des Schätzers kommen (Bader et al. 2017).

Peak-Over-Threshold

Eine Alternative zur Block-Maxima-Methode stellt die Stichprobengenerierung mit der Peak-Over-Threshold-Methode (POT-Methode oder Schwellenwertansatz) dar. Das Verfahren filtert besonders hohe (oder kleine) Werte durch einen definierten Schwellenwert k aus dem ursprünglichen Datensatz und führt diese in die Stichprobe über.

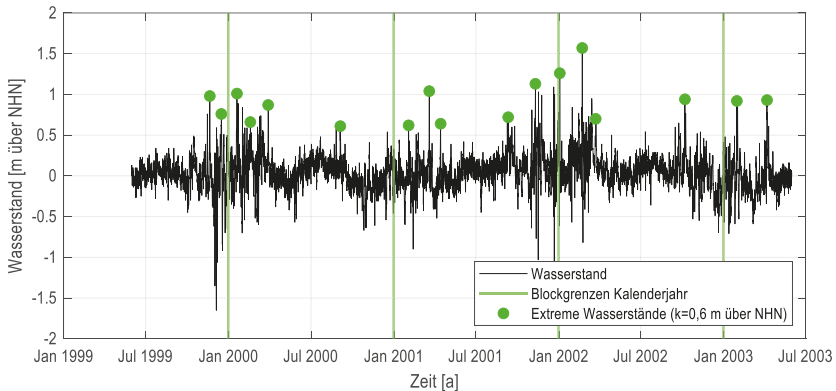


Abbildung 69: Beispielhafte Auswahl von extremen Wasserständen am Pegel Warnemünde unter Verwendung der Peak-Over-Threshold-Methode mit einem Schwellenwert von 0,6 m über dem mittleren Meeresspiegel.

Abbildung 69 veranschaulicht beispielhaft die POT-Methode anhand von extremen Wasserständen bei einem k von 0,6 m über NHN. Die Herausforderung besteht darin, einen angemessenen Schwellenwert festzulegen. Wenn dieser zu hoch angesetzt wird, kann es zu einer hohen Varianz kommen, da möglicherweise zu wenige Elemente in der Stichprobe für eine gute Anpassung der Verteilungsfunktion enthalten sind. Andererseits schließt ein zu niedriger Schwellenwert zu viele Werte aus dem zentralen Teil der Verteilung ein, was zu einer hohen Verzerrung führen kann. Es ist wichtig, einen geeigneten Schwellenwert zu definieren, der ein ausgewogenes Verhältnis zwischen Varianz und Verzerrung des Modells gewährleistet. In der Literatur gibt es verschiedene Verfahren zur Bestimmung des Schwellenwertes. Eine häufig verwendete, aber nicht wissenschaftlich begründete Methode ist die Ableitung von k aus hohen Quantilen (0,9 oder höher). Eine weitere Faustregel zur Annäherung an k ist durch Gleichung (12) gegeben, wobei n für den Stichprobenumfang steht (Loretan und Phillips 1994; Scarrott und MacDonald 2012).

$$k = \frac{\frac{2}{n^{\frac{2}{3}}}}{\log(\log(n))} \quad \text{Gleichung (12)}$$

Diese Regeln ermöglichen eine schnelle Bestimmung eines Schwellenwertes, sind jedoch nicht universell auf verschiedene Datensätze anwendbar. Ein grafisches Verfahren zur Schätzung eines geeigneten Schwellenwertes ist der Parameter-Stability-Plot von Scarrott und MacDonald (2012). Das Verfahren ist eine Sensitivitätsanalyse in dem die Parameter der Verteilungsfunktion unter Variation von k grafisch visualisiert werden. Ein geeigneter Schwellenwert kristallisiert sich an der Stelle heraus, an der die Parameter annähernd stabil sind. Eine weitere Methode ist der Mean-Residual-Life-Plot (MRL-Plot), auch Mean-Excess-Plot genannt, von Davison und Smith (1990). Im Rahmen dieses Verfahrens werden im Diagramm verschiedene Schwellenwerte gegen die mittlere Überschreitungsfunktion in Abhängigkeit der Schwellenwerte aufgetragen. Ein geeigneter Schwellenwert ergibt sich, wenn der Graph annähernd konstant ist (Acero et al. 2018).

Ams et al. (2013b) empfehlen die Anwendung des 99,7%-Perzentils als Schwellenwert für extremwertstatistische Analysen von Wasserständen. Thompson et al. (2009) haben weitere Untersuchungen zur Bestimmung des geeigneten Schwellenwerts für extreme Wellenhöhen durchgeführt. Scarrott und MacDonald (2012) bieten einen ausführlichen Überblick über die Methoden zur Schätzung extremer Schwellenwerte sowie zur Quantifizierung der dabei auftretenden Unsicherheiten. Nach Coles (2001) ist die Peak-over-Threshold-Methode (POT) bei vollständigen Zeitreihen effizienter als die Block-Maxima-Methode, da alle Werte, die einen definierten Schwellenwert überschreiten, als Grundlage für die Modellanpassung dienen. Im Gegensatz dazu berücksichtigt die Block-Maxima-Methode nur den höchsten Wert eines Blocks, auch wenn mehrere extreme Werte enthalten sind. Die POT-Methode ermöglicht somit eine Modellierung mit potenziell mehreren Extremwerten.

Untersuchungen von Mkhandi et al. (2005) zu Hochwasserscheitelwerten auf dem Viktoriasee in Kenia zeigen bei Wiederkehrintervallen von mehr als zehn Jahren, dass beide Methoden zu ähnlichen oder identischen Ergebnissen führen. Bücher und Zhou (2021) untersuchten beide Ansätze auf Basis verschiedener Szenarien und kommen zu dem Schluss, dass die Wahl der Methodik von der Fragestellung und der vorhandenen Datenbasis abhängig ist. Die POT-Methode sollte bei der Schätzung von Quantilen bevorzugt werden, während sich die Block-Maxima-Methode für die Schätzung von Wiederkehrintervallen eignet. Es ist auch wichtig, bei der Entstehung der Stichprobe sicherzustellen, dass die durch das Verfahren identifizierten Ereignisse dem Kriterium der Unabhängigkeit entsprechen. Bei meteohydrodynamischen Ereignissen sollte darauf geachtet werden, dass die Ereignisse sich nicht gegenseitig beeinflussen und nicht von denselben meteorologischen Ursachen abhängen.

Eine allgemeingültige Definition für statistische Unabhängigkeit existiert nicht. Ams et al. (2013b) stellen fest, dass die Kriterien der Unabhängigkeit komplex sind und Entscheidungen subjektiv beeinflusst werden können. Stattdessen wird die Verwendung des Kehrwerts des Extremalindex empfohlen. Nach Bacchi et al. (1992) gelten zwei Hochwasserereignisse als unabhängig, wenn der zeitliche Abstand zwischen beiden Scheitelwerten das 20-fache der Anstiegszeit des zweiten Scheitels beträgt und der Rückgang des Wasserstands nach dem zweiten Scheitel mindestens bei 80 % liegt. Die EAK (2020) empfiehlt den Phasenhäufigkeitstest nach Wallis und Moore (1941). Eine weitere Methode zur Überprüfung der Unabhängigkeit ist die Autokorrelation (Mudersbach 2009). Gemäß dem DWA-Merkblatt M-552 zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten gelten Ereignisse als unabhängig, wenn zwischen zwei aufeinanderfolgenden Ereignissen ein zeitlicher Abstand von mindestens 7 Tagen besteht (DWA 2012).

Bei der Sturmflutentstehung in der südwestlichen Ostsee sind der Füllungsgrad und der Windstau die entscheidenden Prozessgrößen (vgl. Abschnitt 3.4.1). Der Einfluss der Gezeiten ist gering. Je nach Ausprägung der maßgebenden Faktoren variiert die Dauer von Sturmfluten von einigen Stunden bis zu mehreren Tagen. Im Rahmen des Projekts AMSeL Ostsee (Fröhle und Patzke 2019) wurde am Ostseeepegel Kiel-Holtenau eine maximale Dauer von 81 h (rund 3,3 Tage) ermittelt. Für nachfolgende Untersuchungen wird als Kriterium für die Unabhängigkeit von zwei aufeinander folgenden Ereignissen ein Zeitintervall von 7 Tagen gewählt. Die Entscheidung folgt den Empfehlungen des DWA-Merkblattes M-552 (DWA 2012).

6.2.3 Methoden der Parameterschätzung

Um eine Verteilungsfunktion an eine Stichprobe anzupassen, müssen die Verteilungsparameter bestimmt werden. Dieser Vorgang wird als Parameterschätzung bezeichnet. Es gibt zwei Hauptarten der Parameterschätzung: die Punktschätzung und die Intervallschätzung.

Die Punktschätzung liefert einen Schätzwert für einen bestimmten Parameter, ohne jedoch anzugeben, wie weit dieser Schätzwert vom tatsächlichen Wert des Parameters abweicht. Um Unsicherheiten zu berücksichtigen, können Verfahren zur Intervallschätzung verwendet werden. Diese erzeugen Konfidenzintervalle, die den unbekannten Parameter mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit einschließen. Ein bekanntes Beispiel ist die Schätzung des 95%-Konfidenzintervalls, welches den wahren Wert des Parameters mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % beinhaltet. Es gibt verschiedene Schätzverfahren zur Bestimmung der Parameter einer Verteilungsfunktion, die sich in ihren Zielkriterien unterscheiden. Idealerweise erfüllen Schätzverfahren bestimmte Anforderungen wie Erwartungstreue, Effizienz, Konsistenz, Suffizienz und Robustheit. Weiterführende Informationen zu den genannten Anforderungen sind u.a. im Statistikglossar (Reiter 2003) oder im Merkblatt DWA-M 552 (DWA 2012) zu finden. Die drei gängigsten Schätzverfahren sind die Momentenmethode mit Produktmomenten, die Momentenmethode mit wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten und die Maximum-Likelihood-Methode, die alle im Folgenden kurz charakterisiert werden. Auf die Darstellung der Gleichungen wird bei der Charakterisierung verzichtet. Diese finden sich neben weiterführenden Informationen unter anderem in Merkblatt DWA-M 552 und Hamed und Rao (2019).

Momentenmethode mit Produktmomenten

Die Momentenmethode mit Produktmomenten basiert auf der Annahme, dass die Parameter einer Wahrscheinlichkeitsverteilung anhand der Produktmomente dieser Verteilung bestimmt werden können. Bei der Schätzung der Parameter werden die theoretischen Momente der Grundgesamtheit durch die entsprechenden empirischen Momente der Stichprobe ersetzt. Die Anzahl der benötigten Momente unterschiedlicher Ordnung entspricht der Anzahl der zu bestimmenden Parameter. In der Praxis werden erwartungstreue Momente wie das arithmetische Mittel, die Standardabweichung und die Schiefe verwendet, um systematische Fehler bei kurzen Zeitreihen zu minimieren. Bei dieser Methode beeinflussen extreme Ereignisse der Stichprobe den Verlauf der angepassten Verteilungsfunktion relativ stark, da die Produktmomente einzelne große Werte durch die Potenzfunktion stark berücksichtigen. Dies kann als Vor- und Nachteil angesehen werden. Einerseits enthalten sie wertvolle Informationen über die Entstehung von Hochwasser, andererseits sind sie unsicher und können die Schätzung beeinflussen.

Momentenmethode mit wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten (L-Momenten-Methode)

Um die Momentenmethode weniger anfällig für Ausreißer zu machen, wurden von Greenwood et al. (1979) die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente eingeführt. Bei dieser Methode wird auf die Verwendung von Potenzen verzichtet. Stattdessen werden die Momente mit ihren Wahrscheinlichkeiten gewichtet. Auch hier entspricht die Anzahl der benötigten Momente der Anzahl der zu bestimmenden Parameter. Aus Linearkombinationen der gewichteten Momente werden L-Momente berechnet, die analog zu den Produktmomenten zur Parameterschätzung von Verteilungsfunktionen verwendet werden können.

Die L-Momenten-Methode liefert in vielen Fällen robuste Schätzungen, insbesondere wenn die Stichprobe klein ist oder Ausreißer enthält. Sie kann auch nützlich sein, wenn die Daten nicht normalverteilt sind, da die Methode weniger empfindlich auf nicht-normale Verteilungen reagiert.

Eine weitere Modifikation zur Reduzierung des Einflusses von Ausreißern sind die Trimmed L-Moments von Elamir und Seheult (2003). Dabei können die L-Momente symmetrisch oder asymmetrisch getrimmt werden, sodass minimale und maximale Werte der Stichprobe bei der Schätzung unberücksichtigt bleiben. Dadurch können bestimmte Bereiche der sortierten Stichprobe stärker gewichtet werden. Dieser Ansatz ist bisher jedoch wenig verbreitet.

Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode)

Eine der wichtigsten und am weitesten verbreiteten Schätzmethoden ist die Maximum-Likelihood-Methode. Sie wurde 1912 von Ronald Aylmer Fisher entwickelt. Im Vergleich zu den zuvor genannten Methoden haben bei der Maximum-Likelihood-Methode alle Stichprobenwerte den gleichen Einfluss auf die Parameterschätzung. Die Idee des Verfahrens besteht darin, als Schätzwerte für die wahren Parameter der Grundgesamtheit diejenigen zu wählen, unter denen die beobachteten Stichprobenrealisationen am wahrscheinlichsten sind. Dazu wird die Likelihood-Funktion aufgestellt und alle Parameter werden so geschätzt, dass die Funktion maximal wird. In der Regel ist die Funktion sehr komplex, so dass ihre Parameter mit numerischen Verfahren bestimmt werden. Dieses Verfahren gilt als besonders robust.

Tabelle 26: Vor- und Nachteile der Schätzverfahren für die Parameter theoretischer Verteilungsfunktionen (nach DWA 2012).

Methode	Vorteile	Nachteile	Eignung
Momentenmethode mit Produktmomenten	<ul style="list-style-type: none"> große beobachtete Hochwasser, die für die hohen Wiederkehrintervalle aussagekräftiger sind, haben großen Einfluss auf die Schätzparameter 	<ul style="list-style-type: none"> große beobachtete Hochwasser sind unsicher deren reale Wahrscheinlichkeit ist unbekannt 	gut bis befriedigend
Momentenmethode mit L-Momenten	<ul style="list-style-type: none"> Stabilität der Verteilungsfunktion gegeben geringerer Einfluss von Ausreißern 	<ul style="list-style-type: none"> Schätzparameter werden stark durch kleinere Hochwasser beeinflusst 	gut
Maximum-Likelihood-Methode	<ul style="list-style-type: none"> robust Hochwasserwerte werden ausgewogen berücksichtigt 	<ul style="list-style-type: none"> Spezielle Software für iterative Lösung erforderlich 	gut

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die Momentenmethode mit Produktmomenten die Extremwerte der Stichprobe bei der Parameterschätzung stärker berücksichtigt. Im Gegensatz dazu werden bei der Momentenmethode mit wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten die Parameter der Verteilungsfunktion von den kleinen und mittleren Werten der Stichprobe beeinflusst.

Bei der Maximum-Likelihood-Methode haben alle Werte der Stichprobe den gleichen Einfluss auf die Parameter. Das DWA-Merkblatt M-552 gibt keine konkrete Verfahrensempfehlung, da in der Regel alle Methoden zu gleichen oder ähnlichen Ergebnissen führen. Auch die EAK hält die Anwendung der Momentenmethode und der ML-Methode für hydrodynamische Daten für besonders geeignet. Im Zweifelsfall ist die Wahl eines geeigneten Verfahrens anhand der in Tabelle 26 aufgeführten Vor- und Nachteile zu treffen. In dieser Arbeit wird für die Parameterschätzung, wie an der Professur für Geotechnik und Küstenwasserbau üblich, generell die ML-Methode verwendet.

6.2.4 Validierung der Verteilungsanpassung

Nach Anpassung der Parameter einer gewählten Wahrscheinlichkeitsverteilung an die Stichprobe ist zu prüfen, ob die theoretische Verteilungsfunktion die Stichprobe und damit die Grundgesamtheit repräsentiert. Außerdem sollte geprüft werden, ob es eine alternative Verteilungsfunktion gibt, die eine bessere Anpassung ermöglicht.

Die Autoren der EAK (2020) differenzieren bei der Bewertung der Anpassung von Stichproben an Verteilungsfunktionen zwischen der Anwendung von Korrelationskoeffizienten, statistischen Tests und visuellen Methoden. Auch Maniak (2016) bewertet die Anpassungsgüte mit statistischen Tests, weist aber darauf hin, dass z.B. die Berücksichtigung historischer Daten bei der Entscheidung berücksichtigt werden sollten. Im aktuellen DWD-Merkblatt 552 wird jedoch nicht mehr empfohlen, eine Verteilungsfunktion formell anhand der Gütebeurteilung über Anpassungstests auszuwählen, da die Anpassungsgüte keine Aussage über die Eignung einer Verteilungsfunktion zur Extrapolation auf große Wiederkehrintervalle erlaubt. Stattdessen sollte die Auswahl auf Basis von Expertenbewertungen und unter Berücksichtigung aller verfügbaren Informationen getroffen werden (DWA 2012).

Die Wahl der am besten geeigneten Verteilungsfunktion sollte möglichst objektiv erfolgen und nicht von subjektiven Kriterien beeinflusst werden. Ausschlaggebend dabei ist auch die zugrundeliegende Fragestellung. Zur Bewertung der Anpassung von Stichproben an theoretische Verteilungsfunktionen haben sich Korrelationsbetrachtungen, statistische Tests und visuelle Überprüfungen als bewährte und unterstützende Methoden erwiesen und werden auch im Rahmen dieser Arbeit verwendet.

Bei der Bewertung der Anpassung mit Korrelationsmethoden wird der Korrelationskoeffizient r zwischen der kumulierten Wahrscheinlichkeit der theoretischen Verteilung und den Werten der Stichprobe berechnet. Der Betrag von r gibt Auskunft darüber, wie stark der Zusammenhang zwischen den beiden Größen ist. Für weitere Informationen sei an dieser Stelle auf den Abschnitt 10.1.2 im Anhang verwiesen.

Um die Übereinstimmung von Stichproben mit ausgewählten Wahrscheinlichkeitsverteilungen zu untersuchen, werden oft statistische Anpassungstests durchgeführt. Gängige Tests umfassen den Kolmogorow-Smirnow-Test (KS-Test) und den Cramér-von-Mises-Test ($n\omega^2$ -Test). Diese Tests sind unabhängig von der zugrunde liegenden Verteilung und liefern daher aussagekräftige Ergebnisse, selbst wenn die Daten nicht normal verteilt sind. Der KS-Test misst den maximalen vertikalen Abstand zwischen der empirischen Verteilungsfunktion der beobachteten Daten und der kumulativen Verteilungsfunktion der theoretischen Verteilung. Der Test vergleicht somit den maximalen Unterschied zwischen den beiden Verteilungen.

Beim Cramér-von-Mises-Test wird die Summe der quadrierten Abweichungen zwischen der theoretischen und der empirischen Wahrscheinlichkeitsverteilung der beobachteten Größe ermittelt. Er misst somit den vollständigen Unterschied zwischen den beiden Verteilungen, ohne lediglich den maximalen Abstand zu berücksichtigen. Weiterführende Informationen zu den genannten Tests sind unter anderem in Stahel (2008) und Maniak (2016) verfügbar.

Das Prinzip der visuellen Überprüfung basiert auf der vergleichenden grafischen Gegenüberstellung von theoretischen und empirischen Größen. Dazu stehen mehrere Methoden zur Verfügung, die in Abbildung 70 dargestellt sind. Die Grafik oben links zeigt die theoretische und die empirische kumulierte Verteilungsfunktion im Vergleich. Ein Nachteil dieser Darstellungsart besteht darin, dass die Unterschreitungswahrscheinlichkeiten hoher Wasserstände, ähnlich wie in Abbildung 67 bereits dargestellt, nur unzureichend überprüfbar sind. Eine Verbesserung stellt die doppelt-logarithmische Darstellung der Achsen dar.

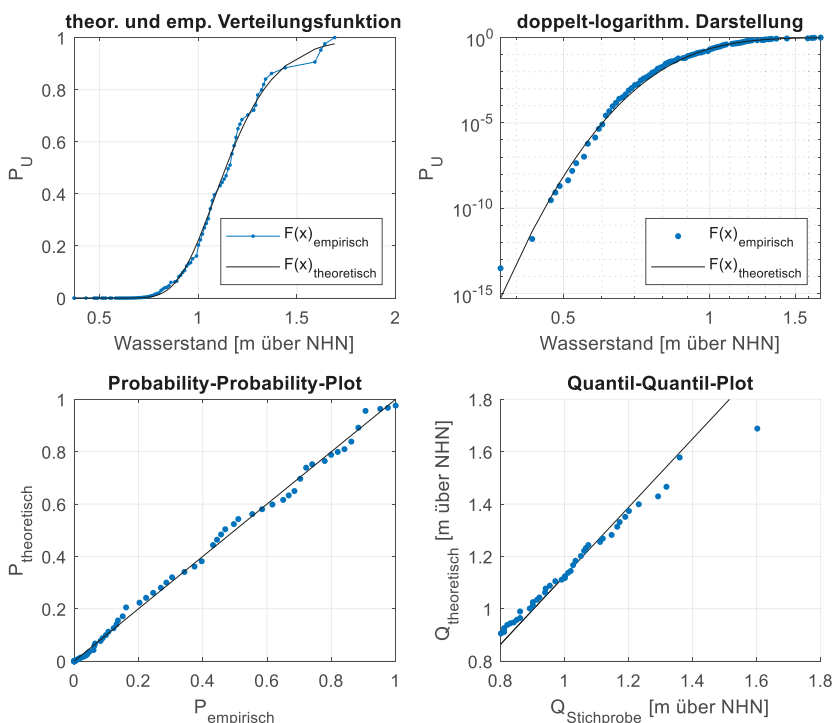


Abbildung 70: Darstellung der Möglichkeiten der visuellen Überprüfung der empirischen Verteilung und der an die Stichprobe angepassten theoretischen Verteilung. Die Grafik oben links stellt die empirische und die theoretische kumulative Verteilungsfunktion gegenüber. Die Grafik oben rechts zeigt die kumulativen Verteilungsfunktionen im doppelt logarithmischen Maßstab. In den unteren Grafiken sind der P-P-Plot (links) und der Q-Q-Plot (rechts) dargestellt.

Diese Darstellungsart ist hilfreich, wenn der Wertebereich des dargestellten Parameters viele Größenordnungen umfasst. Durch die Verwendung einer logarithmischen Darstellung, wie in der Grafik oben rechts gezeigt, werden Zusammenhänge im Bereich besonders oder großer kleiner Werte besser veranschaulicht. Beim Probability-Probability-Plot (PP-Plot) (Grafik unten links) werden in einem Streudiagramm die theoretischen kumulativen Wahrscheinlichkeiten gegen die empirischen kumulativen Wahrscheinlichkeiten aufgetragen. Ähneln sich die Verteilungen liegen Punktepaare auf oder nahe der 45°-Geraden. Im Vergleich dazu werden bei dem Quantil-Quantil-Plot (Q-Q-Plot) (Grafik unten rechts) die Quantile der theoretischen Daten gegen die Quantile der empirischen Daten aufgetragen. Auch hier stimmen die Verteilungen überein, wenn die Punkte auf oder in der Nähe der 45°-Geraden liegen.

6.3 Methoden der multivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse

6.3.1 Allgemeine Theorie der Copula-Modelle

Die folgenden theoretischen Grundlagen sind überwiegend aus Genest und Favre (2007) und Schröter (2022) entnommen. Grundlage einer Copula liefert das Theorem von Sklar (1959). Es besagt, dass jede multivariate Verteilung mit den Randverteilungen F_{X_1}, \dots, F_{X_n} in ihre Randverteilungen und in eine Abhängigkeitsstruktur, ausgedrückt durch die Copula-Funktion C , zerlegt werden kann. Bei kontinuierlichen Randverteilungen ist eine eindeutige Zerlegung möglich. Der Unterschied zu den multivariaten Verteilungsfunktionen liegt darin, dass die Beschreibung der Abhängigkeiten zwischen den Randverteilungen getrennt möglich ist. Das bedeutet, dass die Randverteilungen keine Informationen über die Abhängigkeiten der Variablen enthalten. Die Copula hingegen enthält keine Informationen über die Randverteilungen, sondern beschreibt lediglich die Art und Stärke der Abhängigkeiten.

$$F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = C(F_{X_1}(x_1), \dots, F_{X_n}(x_n)) \quad \text{Gleichung (13)}$$

Im bivariaten Fall beschreibt der linke Teil von Gleichung (13) die gemeinsame kumulative Verteilungsfunktion, während der rechte Teil die beiden stetigen Randverteilungen der Zufallsvariablen beschreibt. In der vorliegenden Untersuchung werden ausschließlich bivariate Modelle ($n = 2$) betrachtet. Zur Vereinfachung werden $F_{X_1(x_1)}$ und $F_{X_2(x_2)}$ durch U und V ersetzt, wobei u und v Werte zwischen 0 und 1 im Definitionsbereich der Verteilungen darstellen. Gleichung (13) kann im bivariaten Fall wie folgt ausgedrückt werden:

$$F_{U,V} = C(F_U(u), F_V(v)) \quad \text{Gleichung (14)}$$

Copula-Funktionen müssen gemäß der Definition von Sklar (1959) die folgenden Bedingungen erfüllen:

- Da u und v positive Zufallsvariablen sind, gilt $C(0, v) = C(u, 0) = 0$,
- die Randverteilungen können durch $C(1, v) = v$ und $C(u, 1) = u$ bestimmt werden, da u und v nach oben hin durch eins begrenzt sind,
- sind u und v voneinander unabhängig, dann gilt $C(u, v) = u \cdot v$.

Zusätzlich erfüllt jede Copula die sogenannte Fréchet-Hoeffding Ungleichung. Diese Ungleichung gibt die maximalen und minimalen Schranken an, innerhalb der sich die Werte einer Copula bewegen können:

$$\max(u + v - 1, 0) \leq C(u, v) \leq \min(u, v) \quad \text{Gleichung (15)}$$

Die obere Schranke ist für alle n -dimensionalen Fälle stellt selbst eine Copula dar, während die untere Schranke nur für $n = 2$ eine Copula ist.

Die Dichtefunktion der Copula $c(u, v)$ ergibt sich durch die partielle Ableitung der Copula-Funktion und kann Werte größer als eins annehmen:

$$c_{(u,v)} = \frac{\partial^2 C(u, v)}{\partial u \partial v} \quad \text{Gleichung (16)}$$

Die Copula-Dichte wird zu Wahrscheinlichkeitsaussagen und Simulationszwecken nicht direkt verwendet, jedoch als Interpretationshilfe für den Grad der Abhängigkeiten herangezogen. Die Dichte einer bivariaten Verteilung ergibt sich aus der Copula-Dichte mit:

$$f(x, y) = c(u, v) \cdot f_x(x) \cdot f_y(y) \quad \text{Gleichung (17)}$$

Für die Durchführung von Anpassungstests ist oft die Berechnung der empirischen Copula erforderlich. Die empirische Copula wird gemäß Deheuvels (1979) mit einem Stichprobenumfang von n und einer Indikatorfunktion I beschrieben, wobei R_i und S_i die Ränge des entsprechenden Stichprobenelements darstellen.

$$C_{\text{emp}}(u, v) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I\left(\frac{R_i}{n+1} \leq u, \frac{S_i}{n+1} \leq v\right) \quad \text{Gleichung (18)}$$

Nelsen (2006) nutzt zur Definition der empirischen Copula direkt die Stichprobenwerte statt der Ränge. In diesem Fall bezeichnen $x_{(i)}$ und $y_{(i)}$ die aufsteigend sortierten Werte der Stichprobe:

$$C_{\text{emp}}\left(\frac{i}{n}, \frac{j}{n}\right) = \frac{\text{Anzahl Stichprobenpaare } (x, y) \text{ mit } x \leq x_{(i)}, y \leq y_{(i)}}{n} \quad \text{Gleichung (19)}$$

Auch bei der Bestimmung hydrodynamischer Eingangsparameter anhand einer bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse ist es von Interesse, welche gemeinsamen Überschreitungswahrscheinlichkeiten für ausgewählte Stichprobenelemente entstehen. Die Wahrscheinlichkeiten können mit der Überlebensfunktion einer Copula berechnet werden:

$$\bar{C}(u, v) = 1 - u - v + C(u, v) \quad \text{Gleichung (20)}$$

6.3.2 Copula-Klassen

In der Literatur werden Copulas bezüglich ihrer Abhängigkeitsstrukturen in verschiedene Klassen eingeteilt. Bekannte Klassen sind die elliptischen Copulas, die Extremwert-Copulas und die Archimedischen Copulas. Bei der multivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse von hydrodynamischen Größen sind insbesondere die Archimedischen Copulas von Interesse. Daher werden die Archimedischen Copulas und ihre Vertreter folgend etwas ausführlicher charakterisiert.

Elliptische Copulas

Elliptische Copulas sind Copulas, die elliptische Verteilungen abbilden. Sie zeichnen sich dadurch aus, dass sie beliebig viele Dimensionen abdecken und vergleichsweise viele Parameter besitzen. Allerdings sind sie auf die Radialsymmetrie beschränkt, was ihre Anwendbarkeit in bestimmten Problemstellungen einschränkt. Bisher wurden sie in multivariaten Wahrscheinlichkeitsuntersuchungen mit hydrodynamischen Variablen wenig genutzt. Die bekanntesten Vertreter sind die Gauss-Copula, die Cauchy-Copula und die Student-T-Copula.

Extremwert-Copulas

Extremwert-Copulas werden aus multivariaten Extremwertverteilungen abgeleitet. Extremwertverteilungen sind die Verteilungen der Maxima einer Zufallsvariable für eine ausreichend große Anzahl von Beobachtungen (vgl. Abschnitt 6.2). Bekannte Vertreter dieser Klasse ist die Marshall-Olkin-Copula, die Hülser-Reiss-Copula, die Galambos-Copula und die Tvan-Copula.

Archimedische Copula

Der Ansatz der Archimedischen Copulas wurde erstmals von Kimberling (1974) vorgeschlagen. Sie werden sie häufig in der Hydrologie zur Modellierung von Abhängigkeiten verwendet, da sie leicht zu konstruieren und sehr anpassungsfähig sind. Die Anpassungsfähigkeit ergibt sich aus der Konstruktion der Copulas über die sogenannte Generatorfunktion φ , welche die folgenden Eigenschaften erfüllen muss:

- $\varphi: [0, 1] \rightarrow [0, \infty]$,
- $\varphi(1) = 0$,
- stetig, konvex und streng monoton fallend.

Die Klasse der geeigneten Generatorfunktionen ist dabei sehr groß, wodurch eine Vielzahl an Abhängigkeitsstrukturen erzeugt werden kann. Wenn eine Funktion die genannten Bedingungen erfüllt, kann die Pseudo-Inverse Funktion φ^{-1} von φ durch

$$\varphi^{-1} = \begin{cases} \varphi^{-1} & 0 \leq x \leq \varphi(0) \\ 0 & x \geq \varphi(0) \end{cases} \quad \text{Gleichung (21)}$$

erzeugt werden.

Im bivariaten Fall kann eine archimedische Copula $C(u, v)$ durch

$$C(u, v) = \varphi^{-1}\{\varphi(u) + \varphi(v), \Theta\} \quad \text{Gleichung (22)}$$

gebildet werden, wobei Θ der Copula-Parameter ist. Über den Parameter Θ wird der Grad der Abhängigkeit gesteuert. Die bekanntesten Vertreter der Archimedischen Copulas sind die Clayton-Copula, die Gumbel-Copula und die Frank Copula. In Tabelle 27 sind die Funktionen der genannten Copulas sowie weitere Vertreter aufgeführt.

Neben den 1-parametrischen Archimedischen Copulas existieren ebenfalls Archimedische Copulas, deren Abhängigkeitsstruktur mit zwei Parametern beschrieben werden kann. Der Vorteil ist eine flexiblere Beschreibung der Abhängigkeit. Die Schätzung eines weiteren Parameters kann jedoch die Unsicherheiten bei der Modellierung erhöhen. Archimedische Copulas mit zwei Parametern sind unter anderem in Joe (1997), Embrechts et al. (2003) und Nelsen (2006) beschrieben.

Die Copulas unterscheiden sich bezüglich ihrer Abhängigkeitsstruktur. Dabei variiert die Stärke der Abhängigkeiten innerhalb einer Verteilung. Es ist bei vielen Fragestellungen von Interesse, die Abhängigkeiten in den Randbereichen der Verteilungen, also in den extremen Bereichen, zu analysieren.

Die Korrelationskoeffizienten, wie sie in Abschnitt 10.1.2 beschrieben werden, sind dafür geeignet, da sie die Abhängigkeit der gesamten Verteilung beschreiben. Für multivariate Verteilungen gibt es das Konzept der "tail dependence", welches die Abhängigkeiten in den extremen Bereichen der Verteilung beschreibt. In der Literatur werden verschiedene Methoden zur Beschreibung der Tail-Abhängigkeit genannt, wie beispielsweise Huang (1992), Joe et al. (1992), Coles et al. (1999) und AghaKouchak et al. (2010). Um den extremen Bereich zu definieren, kann ein fester Grenzwert wie das 0,95-Quantil genutzt werden. Es ist ebenfalls möglich, einen variablen Schwellenwert zu verwenden, der sich zum Beispiel mit dem optimalen Schwellenwert-Ansatz nach Frahm et al. (2005) bestimmen lässt. Weiterführende Informationen zur Tail-Abhängigkeit bei Copulas sind in Großmaß (2007) und AghaKouchak et al. (2013) zu finden.

Tabelle 27: Ausgewählte Archimedische Copulas mit Angaben der Copula-Funktionen, der Generatorfunktion und dem Wertebereich des Parameters (nach Louie 2014).

Copula	$C(u, v)$	φ	$\Theta \in$
Gumbel	$e^{-((- \ln(u))^{\Theta} + (- \ln(v))^{\Theta})^{1/\Theta}}$	$(- \ln(t))^{\Theta}$	$[1, \infty)$
Frank	$-\frac{1}{\Theta} \ln \left(1 + \frac{(e^{-u\Theta} - 1)(e^{-v\Theta} - 1)}{e^{-\Theta} - 1} \right)$	$-\ln \left(\frac{e^{-\Theta t} - 1}{e^{-\Theta} - 1} \right)$	$(-\infty, \infty), \{0\}$
Clayton	$(\max\{u^{-\Theta} + v^{-\Theta} - 1, 0\})^{1/\Theta}$	$(t^{-\Theta} - 1)^{-\Theta}$	$[-1, \infty), \{0\}$
Joe	$1 - ((1 - u)^{\Theta} + (1 - v)^{\Theta})^{1/\Theta}$	$-\ln(1 - (1 - t)^{\Theta})$	$[1, \infty)$
AMH	$\frac{uv}{1 - \Theta(1 - u)(1 - v)}$	$\ln \left(\frac{1 - \Theta(1 - t)}{t} \right)$	$[-1, 1)$
GB	$u v e^{-\Theta \ln(u) \ln(v)}$	$\ln(1 - \Theta \ln(t))$	$(0, 1]$
C7	$(\max\{u^{\Theta} v^{\Theta} - 2(1 - u^{\Theta})(1 - v^{\Theta}), 0\})^{1/\Theta}$	$\ln(2 - t^{\Theta})$	$[0, 0.5]$
C8	$\left(1 + ((u^{-1} - 1)^{\Theta} + (v^{-1} - 1)^{\Theta})^{1/\Theta} \right)^{-1}$	$(1 - \ln(t))^{\Theta}$	$[1, \infty)$
C9	$\max\{1 - ((1 - u)^{\Theta} + (1 - v)^{\Theta})^{1/\Theta}, 0\}$	$(1 - t)^{\Theta}$	$[1, \infty)$
Unabhängig	uv	$-\log(t)$	-

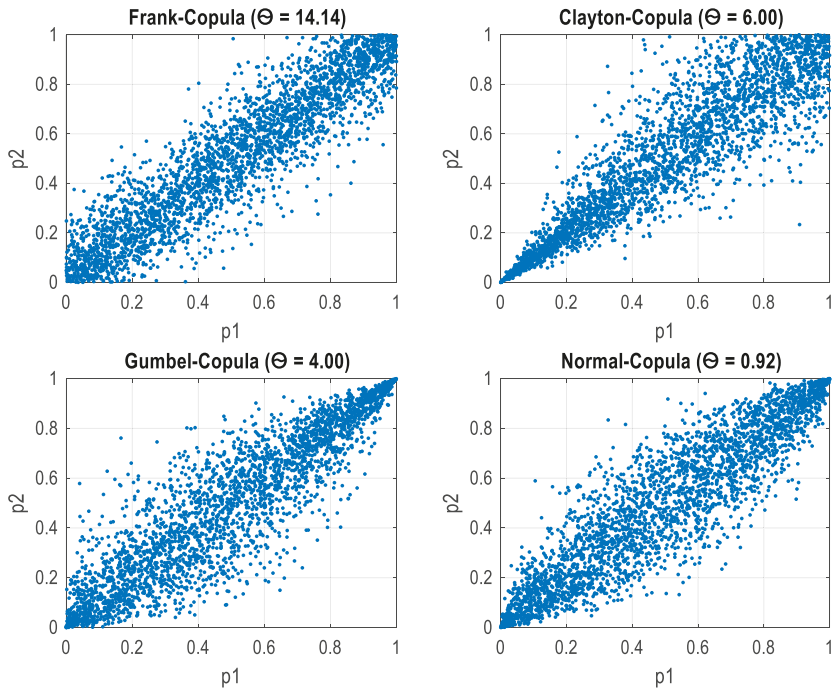


Abbildung 71: Darstellung der Abhängigkeitsstrukturen verschiedener archimedischer Copulas mit Angabe der Copula-Parameter. Die Frank-Copula zeigt keine starke Abhängigkeit an den Rändern. Die Clayton-Copula zeigt eine starke Abhängigkeit am unteren Rand, die Gumbel-Copula am oberen Rand. Eine schwache Abhängigkeit an beiden Rändern wird von der Normal-Copula erzeugt.

In Abbildung 71 sind verschiedene archimedische Copulas und ihre Tail-Abhängigkeiten in Streudiagrammen dargestellt. Die Frank-Copula weist weder am unteren noch am oberen Rand eine starke Tail-Abhängigkeit auf. Eine ausgeprägte Abhängigkeit am linken Rand der Verteilung zeigt hingegen die Clayton-Copula, während die Gumbel-Copula eine starke Abhängigkeit am oberen Rand aufweist. Die Normal-Copula weist eine Abhängigkeit sowohl am unteren als auch am oberen Rand auf, welche im Vergleich zu den Clayton- und Gumbel-Copula jedoch weniger ausgeprägt ist. Die Stärke der Abhängigkeit wird maßgeblich von den Parametern der Copula-Modelle bestimmt.

6.3.3 Methoden der Parameterschätzung

Die Methoden zur Parameterschätzung von Copulas können in parametrische, semiparametrische und nichtparametrische Methoden eingeteilt werden. Ein bekannter Vertreter der parametrischen Verfahren ist die Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode), die bereits in Abschnitt 6.2.3 vorgestellt wurde. Im Vergleich zu den anderen Verfahren gilt die ML-Methode als das konsistenteste Verfahren, allerdings kann die Parametrisierung der Copula-Modelle mit der Methode schnell zu aufwendigen numerischen Lösungsverfahren führen.

Ein alternativer Ansatz ist die sogenannte Inferenzfunktion für Randbedingungen (IMF-Methode, z.B. in Joe 1997). Die IMF-Methode wird auch als zweistufiges Maximum-Likelihood-Verfahren bezeichnet. Im ersten Schritt werden die Randverteilungen für jede Zufallsvariable durch ein beliebiges Verfahren an die univariate Wahrscheinlichkeitsverteilung angepasst. Im zweiten Schritt werden die Parameter des Copula-Modells mit der ML-Methode geschätzt. Die Anpassung der Parameter der Randverteilungen wird somit unabhängig voneinander durchgeführt, was mit effizienten numerischen Lösungsverfahren einhergeht.

Ein semiparametrischer Ansatz ist die Maximum-Pseudo-Likelihood-Methode (MPL-Methode) (Genest et al. 1995). Wie bei der IMF-Methode wird der Copula-Parameter mit der ML-Methode geschätzt. Der Unterschied zur IMF-Methode besteht darin, dass die Randverteilungen nicht auf Basis von (empirischen) Verteilungen geschätzt werden, sondern deren Ränge über die Copuladichte in die Likelihood-Funktion eingehen, was einen nichtparametrischen Ansatz darstellt.

Nichtparametrische Verfahren bieten den Vorteil, dass sie flexibler sind, um unbekannte Abhängigkeiten zu modellieren. In der Literatur gibt es verschiedene Ansätze wie zum Beispiel Chen und Huang (2007), Weiß und Scheffer (2012) und Kauermann und Schellhase (2014). Da in diesem Rahmen ausschließlich die ML-Methode zur Schätzung der Copula-Parameter verwendet wird, werden die nichtparametrischen Ansätze an dieser Stelle nicht weiter erläutert. Weitere Informationen zu Methoden der Parameterschätzung von Copulas sind unter anderem in Trivedi und Zimmer (2006) zu finden.

6.3.4 Methoden der Stichprobenbildung

Ein wichtiger Schritt für die Anpassung von Copula-Modellen ist die Bildung der bivariaten Stichprobe. Bei dem Entwurf, der Bemessung und der Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns auf Basis gemeinsamer Eintrittswahrscheinlichkeiten der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Wellenhöhe sind insbesondere extreme Kombinationen der Parameter relevant. Zunächst muss geklärt werden, welche Ereignisse als extrem zu bewerten sind. Eine allgemeingültige Definition ist im Küsteningenieurwesen schwierig. Wie z.B. im Fall von Wellenbrechern führen nicht immer extreme Ereignisse zu den größten Belastungen (Weichbrodt et al. 2013). Liegt der Wasserstand über der Kronenhöhe eines Wellenbrechers sind diese vergleichsweise geringeren Belastungen ausgesetzt. Weiterhin lassen sich entlang der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns im extremen Bereich Unterschiede in den hydrodynamischen Verhältnissen feststellen. Die Bildung der Stichprobe ist somit von der zugrundeliegenden Fragestellung abhängig und muss im Fall der Bemessung bzw. Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken die lokalen hydrodynamischen Verhältnisse abbilden. Bender (2015) hat in der Literatur gängige Methoden zur bivariaten Stichprobenbildung zusammengestellt:

- das komponentenweise aufgebaute Block-Maxima-Modell nach Tawn (1988),
- das Schwellenwertmodell nach Resnick et al. (1987),
- das Punkt-Prozess-Modell nach Coles und Tawn (1991) und
- das Modell basierend auf konditionalen Extremereignissen nach Heffernan und Tawn (2004).

Die genannten Methoden werden nachfolgend kurz charakterisiert und visualisiert. Für weiterführende Informationen sei an dieser Stelle auf Arbeiten der Autoren verwiesen.

Zur Visualisierung werden die Methoden auf die in dieser Arbeit verwendeten Daten des Küstenabschnitts Warnemünde angewendet. Die Ergebnisse sind in Abbildung 72 dargestellt, dabei entsprechen die schwarzen Punkte den Kombinationen aus Wasserstand und Wellenhöhe. Die farbigen Punkte repräsentieren die Kombinationen, die anhand der entsprechenden Methode ausgewählt wurden.

Das Block-Maxima-Modell basiert auf der Block-Maxima-Methode für univariate Stichproben (vgl. Abschnitt 6.2.2), während das Schwellenwertmodell, das Punkt-Prozess-Modell und das konditionale Schwellenwert-Modell auf der Festlegung von einem oder mehreren Schwellenwerten beruhen.

Im Block-Maxima-Modell werden die Zeitreihen der Variablen X und Y zunächst in Blöcke mit einer sinnvollen Größe eingeteilt und anschließend wird der größte Wert oder die r größten Werte jedes Blocks der Stichprobe hinzugefügt. Die blauen Punkte in der Darstellung oben links zeigen die jährlichen Maxima der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe.

Im Schwellenwertmodell (Darstellung oben rechts) müssen zunächst geeignete Schwellenwerte t_x und t_y für die Variablen festgelegt werden. Methoden zur Festlegung von Schwellenwerten sind unter anderem in Lang et al. (1999) beschrieben. Anschließend werden alle Werte $X > t_x$ und $Y > t_y$ der Stichprobe hinzugefügt. Das Punkt-Prozess-Modell fügt der Stichprobe alle Kombinationen aus X und Y hinzu, die über einem definierten radialen Schwellenwert r_0 liegen (Darstellung unten links). Das konditionale Schwellenwertmodell ist in der unteren rechten Abbildung dargestellt. In diesem Modell müssen, wie im Schwellenwertmodell, zunächst Schwellenwerte t_x und t_y definiert werden. Der Stichprobe werden alle Kombinationen mit $X > t_x$ oder mit $Y > t_y$ hinzugefügt.

Keine der präsentierten Methoden ist für die nachfolgenden Untersuchungen geeignet. Bei der Block-Maxima-Methode werden in jedem Block (normalerweise beträgt die Blockgröße ein Jahr) die Maxima von Wasserstand und Wellenhöhe unabhängig voneinander bestimmt. Das zeitliche Auftreten der beiden Maxima innerhalb eines Jahres ist nicht unmöglich, aber unwahrscheinlich. Dies wurde durch die durchgeführten Untersuchungen in der Systemanalyse bestätigt (vgl. Abschnitt 5.3). In den meisten Ereignissen mit extremen Wasserständen treten beide Maxima nur selten gleichzeitig auf. Meist wird die maximale Wellenhöhe vor dem maximalen Wasserstand erreicht. Durch die Verwendung der Block-Maxima-Methode geht die Abhängigkeit zwischen beiden Größen verloren.

Ein wichtiges Kriterium bei der Analyse von Wahrscheinlichkeiten bei extremen Ereignissen ist deren Unabhängigkeit (vgl. Abschnitt 6.2.2). Während beim Block-Maximum-Modell von unabhängigen Ereignissen ausgegangen werden kann, ist dieses Kriterium bei den anderen Modellen nicht erfüllt. Durch die Anwendung eines oder mehrerer Schwellenwerte zur Trennung von extremen Ereignissen von der Grundgesamtheit ist es wahrscheinlich, dass einige ausgewählte Werte denselben Sturmflutereignissen zugeordnet werden können. Dies bedeutet, dass nicht alle Ereignisse in der Stichprobe als unabhängig klassifiziert werden können. Eine Möglichkeit wäre, die Grundgesamtheit vor der Anwendung der Methoden auf unabhängige Ereignisse zu reduzieren. Aber auch in diesem Fall ist die Stichprobenbildung jedoch direkt von der Wahl der Schwellenwerte abhängig.

Für die Stichprobenbildung wird in dieser Arbeit eine Methode entwickelt, die sich auf das Block-Maxima-Modell stützt und dabei die Abhängigkeiten zwischen Wasserständen und Wellenhöhen berücksichtigt. Nähere Erläuterungen zu dieser Methode finden sich in Abschnitt 7.1.

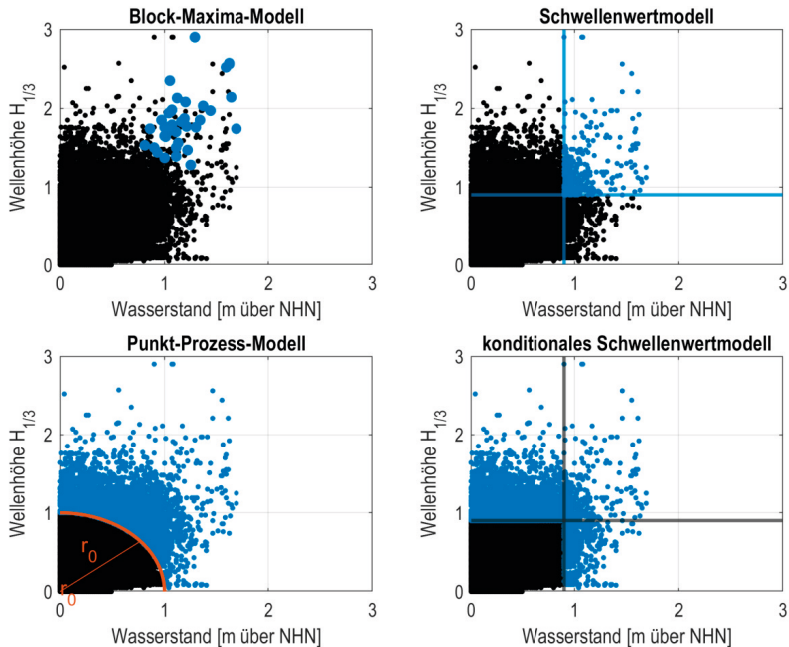


Abbildung 72: Möglichkeiten der Stichprobenbildung für bivariate statistische Analysen (nach Bender 2015) am Beispiel der Parameter Wasserstand und Seegang in Warnemünde: Block-Maxima-Modell (oben links), Schwellenwertmodell (oben rechts), Punkt-Prozess-Modell (unten links) und konditionales Schwellenwertmodell (unten rechts).

6.3.5 Anpassungstests

Wie bei univariaten Daten können verschiedene Anpassungstests durchgeführt werden, um geeignete Copulas zu identifizieren. Diese Tests können in formale und grafische Tests unterteilt werden. Eine ausführliche Übersicht über die Tests findet sich unter anderem in Fermanian (2005), Berg (2009), Genest et al. (2009) und Fermanian (2013).

Eine einfache, aber subjektive Möglichkeit, geeignete Modelle zu identifizieren, ist die grafische Überlagerung der Elemente der Stichprobe mit den modellierten Zufallswerten der angepassten Copula-Modelle. Die modellierten Zufallswerte werden mit den inversen kumulativen Funktionen der gewählten Verteilungsfunktionen in den realen Raum transformiert und zusammen mit den Elementen der Stichprobe in einem Streudiagramm dargestellt. So kann ermittelt werden, in welchem Maße die Merkmale der empirischen und der angepassten theoretischen Verteilung übereinstimmen. Die Durchführung wird erschwert, wenn nur wenige bivariate Stichprobenelemente vorliegen. Zur Unterstützung können, zusätzlich zum genannten Streudiagramm, die relativen Häufigkeitsverteilungen der Elemente der empirischen Stichproben und der modellierten Daten visuell gegenübergestellt und verglichen werden. Dies ist beispielhaft in Abbildung 73 dargestellt.

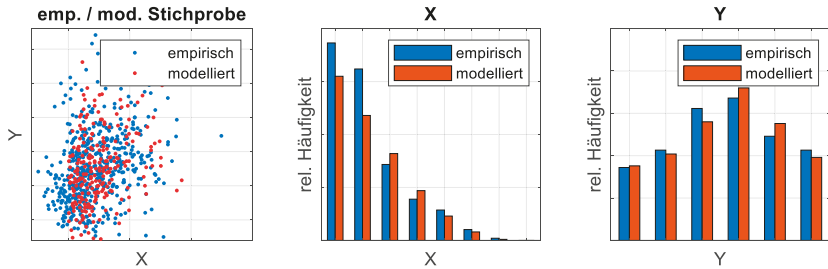


Abbildung 73: Visualisierung der Überprüfung der empirischen Stichprobe und der modellierten Daten. Der linke Teil der Abbildung zeigt die Überlagerung der Wertepaare der empirischen Stichprobe mit den modellierten Daten. Die univariaten Häufigkeitsverteilungen der Stichprobe und der modellierten Daten sind in der mittleren und rechten Grafik gegenübergestellt.

Es ist häufig schwierig, eine Abhängigkeit in Streudiagrammen festzustellen. Um die Art und Struktur von Abhängigkeiten besser grafisch darzustellen, wurde der Chi-Plot von Fisher und Switzer (1985) eingeführt. Der Plot zeigt ein charakteristisches Muster, je nachdem, ob die Daten der bivariaten Stichprobe unabhängig sind, eine mehr oder weniger monotone Beziehung aufweisen oder komplexere Abhängigkeitsstrukturen haben. Der Chi-Plot hängt allein von den Rängen der Daten ab. Für die Konstruktion des Chi-Plots werden zunächst die Größen H_i , F_i und G_i unter Verwendung der Indikatorfunktion bestimmt. Die Indikatorfunktion erhält den Wert 1, wenn die Ungleichung erfüllt ist, andernfalls den Wert 0.

$$H_i = \sum_{j \neq i} I(x_j \leq x_i, y_j \leq y_i) / (n - 1) \quad \text{Gleichung (23)}$$

$$F_i = \sum_{j \neq i} I(x_j \leq x_i) / (n - 1) \quad \text{Gleichung (24)}$$

$$G_i = \sum_{j \neq i} I(y_j \leq y_i) / (n - 1) \quad \text{Gleichung (25)}$$

$$S_i = \text{sign}\{(F_i - 0,5)(G_i - 0,5)\} \quad \text{Gleichung (26)}$$

Nach der Berechnung von S_i können anschließend die Werte für χ_i und λ_i berechnet werden.

$$\chi_i = (H_i - F_i G_i) / \{F_i(1 - F_i)G_i(1 - G_i)\}^{\frac{1}{2}} \quad \text{Gleichung (27)}$$

$$\lambda_i = 4S_i \max\{(F_i - 0,5)^2, (G_i - 0,5)^2\} \quad \text{Gleichung (28)}$$

χ_i kann als Korrelationskoeffizient zwischen den X- und Y-Werten betrachtet werden. Die Werte von χ_i liegen im Intervall von -1 bis 1. λ_i ist ein Maß für den Abstand der Datenpunkte vom Datensatzmittelpunkt. Auch die Werte von λ_i liegen im Intervall von -1 bis 1. Bei unabhängigen Stichproben verlaufen die Punkte entlang der λ -Achse nahezu geradlinig bei $\chi_i = 0$.

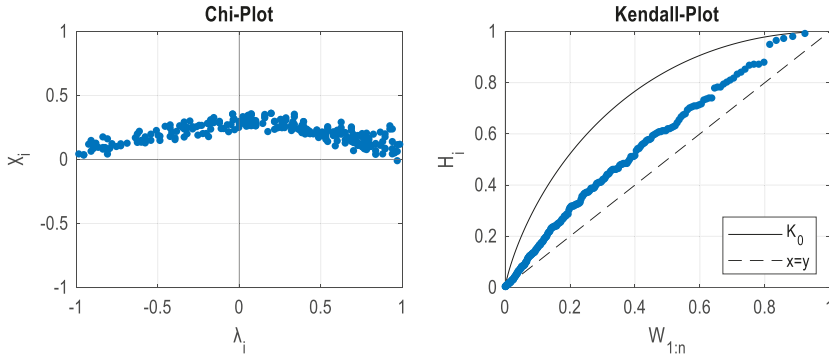


Abbildung 74: Beispielhafte Darstellungen des Chi-Plots (links) und des Kendall-Plots (rechts). Eine höhere Krümmung zeigt eine stärkere Abhängigkeit zwischen den Variablen an.

Handelt es sich hingegen um eine positive Korrelation zwischen den Stichprobenelementen, sind die Werte von χ_i positiv und zeigen oft einen gekrümmten Verlauf. Im Falle einer negativen Korrelation befindet sich χ_i im negativen Bereich. Sollten sich Punkte außerhalb der Punktwolke befinden, kann es sich dabei um Ausreißer handeln. Wenn eine angepasste Copula die Abhängigkeiten der zugrunde liegenden Stichprobe abbildet, sollten die Chi-Plots der empirischen Stichprobe und der modellierten Werte gleiche oder ähnliche Abhängigkeitsstrukturen aufweisen (Abberger 2004; Tobias et al. 2007).

Ein weiteres grafisches Verfahren zur Überprüfung der Anpassung ist der von Genest und Boies (2003) entwickelte Kendall-Plot (auch K-Plot genannt). Kendall-Plots können als bivariates Äquivalent zu den Q-Q-Plots und den P-P-Plots betrachtet werden (vgl. Abschnitt 6.2.4). Das Verfahren beruht auf der Darstellung der sortierten empirischen Wahrscheinlichkeiten, hier H_i genannt und dem i . Erwartungswert der Copula $W_{i:n}$, der durch die Gleichung (29) und (30) ermittelt werden kann (Genest und Favre 2007).

$$W_{i:n} = \left(\frac{n-1}{i-1} \right) \int_0^1 w k_0(w) \{K_0(w)\}^{i-1} \{1 - K_0(w)\}^{n-i} dw \quad \text{Gleichung (29)}$$

$$K_0(w) = w - w \log(w) \quad \text{Gleichung (30)}$$

Wenn die Punktpaare auf der 45°-Diagonalen liegen, dann sind u und v unabhängig. Je größer die Abweichung von der Diagonalen ist, desto stärker ist der Grad der Abhängigkeit. Eine perfekte positive Abhängigkeit liegt vor, wenn die Punkte $(W_{i:n}, H_i)$ auf der oberhalb der Hauptdiagonalen liegenden Kurve K_0 liegen. Befinden sich die Punkte auf der x-Achse, besteht eine perfekte negative Abhängigkeit zwischen u und v . Durch die gemeinsame Darstellung des Kendall-Plots für die Stichprobenelemente und die Werte einer angepassten Copula in einem Diagramm kann die Anpassungsgüte des Modells überprüft werden. Der Chi-Plot und der Kendall-Plot sind beispielhaft in Abbildung 74 dargestellt.

Eine einfache und rechnerische Methode zur Überprüfung der Anpassungsgüte ist die Berechnung der mittleren quadratischen Abweichung (RMSE) zwischen der empirischen Copula C_n und der angepassten theoretischen Copula C_θ . Eine gute Anpassung liegt vor, wenn der RMSE Wert klein ist.

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [C_n(u, v) - C_\theta(u, v)]^2} \quad \text{Gleichung (31)}$$

In der Literatur findet sich eine Reihe von formalen Anpassungstests, die zum Teil vom univariaten auf den multivariaten Fall übertragen wurden. Grundlegendes Prinzip dieser Tests ist der Vergleich zwischen der multivariaten empirischen und theoretischen Verteilung. Berg (2009) untersuchte verschiedene Anpassungstests für Copulas und kam zu dem Schluss, dass sie sich hinsichtlich der Anzahl der Dimensionen, der Stärke der Abhängigkeiten, der Berechnungseffizienz und des Stichprobenumfangs unterscheiden (Tabelle 28).

Tabelle 28: Ausgewählte statistische Anpassungstest für Copulas.

Testverfahren	Autor(ren)
Statistical Inference Procedures for Bivariate Archimedean Copulas	Genest und Rivest (1993)
A Goodness-of-Fit Test for Association in a Bivariate Survival Model	Shih (1998)
Model Selection and Semiparametric Inference for Bivariate Failure-Time Data	Wang und Wells (2000)
A copula goodness-of-fit test based on the probability integral transform	Berg (2006)
Validity of the parametric bootstrap for gof testing in semiparametric models	Genest und Rémillard (2008)
On a new goodness-of-fit process for families of copulas	Mesfioui et al. (2009)
A goodness-of-fit test based on Kendall's process	Bian (2021)

7. Entwicklung eines Ansatzes zur Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserstand und Wellenhöhe

Nach der Einführung in die theoretischen Grundlagen der univariaten und multivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse im vorangegangenen Kapitel werden in diesem die gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Wellenhöhe für die sechs Küstenabschnitte bestimmt. Die Daten, auf denen diese Analyse beruht, wurden in Kapitel 4 erhoben. Zunächst wird eine geeignete Methode zur Bildung von bivariaten Stichproben vorgestellt und angewendet. Basierend auf diesen Stichproben werden geeignete univariate Extremwertverteilungen für die hydrodynamischen Parameter ermittelt. Dabei wird die Anpassung verschiedener Extremwertverteilungen an die Stichproben mit mathematischen und graphischen Methoden verglichen. Nachdem die Stichprobe gebildet wurde, werden verschiedene Copula-Modelle an die Stichprobe angepasst. Es werden 1-parametrische archimedische Copulas eingesetzt, da sie einfach zu konstruieren sind, sehr anpassungsfähig und bereits häufig in hydrologischen Untersuchungen verwendet wurden (vgl. Abschnitt 6.3.2). Auch hier wird die Anpassungsgüte der ausgewählten Copula-Modelle an die Stichprobe durch mathematische und grafische Methoden verglichen. Abschließend werden mit den parametrisierten Copula-Modellen bivariate Parameterkombinationen für verschiedene Wiederkehrintervalle gebildet und mit den Ergebnissen der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse verglichen. Im letzten Teil des Kapitels werden die univariat und bariat ermittelten Parameterkombinationen in einem vereinfachten Bemessungsbeispiel zur Berechnung des Wellenaufbaus auf Deichen angewendet.

7.1 Stichprobenbildung

Die Methoden zur bivariaten Stichprobenbildung sowie ihre Vor- und Nachteile wurden im Abschnitt 6.3.4 dargestellt. Es wurde festgestellt, dass keine der vorgestellten Methoden direkt für die Stichprobenbildung im vorliegenden Fall geeignet ist. Infolgedessen wird im Rahmen dieser Untersuchung eine eigene Methode entwickelt. Um eine belastbare bivariate Wahrscheinlichkeitsanalyse der Zusammenhänge zwischen den Parametern Wasserstand und Wellenhöhe durchzuführen, müssen zunächst Festlegungen getroffen werden. Die Entstehung von Sturmfluten hängt von einer Reihe von meteorologischen Bedingungen ab (vgl. Abschnitt 3.4.1). Das Auftreten hoher Wellen ist somit nicht zwangsläufig an extreme Wasserstände gebunden. Auch der umgekehrte Fall ist möglich: Hohe Wasserstände bedingen nicht in jeder Situation hohe Wellen. Bei mittleren Wasserständen stellen die hohen Wellen in der Regel keinen außergewöhnlichen Belastungsfall dar, da ihre Höhe in Ufernähe physikalisch durch das Wellenbrechen begrenzt wird (vgl. Abschnitt 3.4.2). Aus diesem Grund werden lediglich die Zusammenhänge zwischen hohen Wasserständen und den zeitgleichen Wellenhöhen untersucht. Für den ersten Teil der Stichproben werden extreme Wasserstände aus den Zeitreihen der Küstenabschnitte extrahiert. Im Abschnitt 6.2.2 sind gängige Methoden zur univariaten mm

Ebenfalls untersucht wurde die Anwendung der Peak-Over-Threshold-Methode. Weder durch den Parameter-Stability-Plot noch durch den Mean-Residual-Life-Plot können stabile Schwellenwerte für die Wasserstandzeitreihen identifiziert werden. Es wurden Extremwertverteilungen anhand von Stichproben mit variierenden Schwellenwerten angepasst. In der Mehrheit der Fälle wurden die Anpassungen an die Extremwertverteilungen im Vergleich zu Stichproben, die mit der erweiterten Block-Maxima-Methode gebildet wurden, mit einer geringeren Güte durchgeführt.

Den zweiten Teil der Stichprobe umfassen die Wellenhöhen, welche zeitgleich mit dem Auftreten der extremen Wasserstände durch die Wind-Wellen-Korrelation modelliert wurden. Durch die Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit der Windgeschwindigkeiten mit einem Polynom 2. Grades besteht eine nahezu lineare Abhängigkeit zwischen beiden Größen (siehe Abschnitt 4.3.1). Dies hat zur Folge, dass kurzfristige Variationen der Windgeschwindigkeiten einen direkten Einfluss auf die Wellenhöhen haben und die reale Wellenhöhe zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands unterschätzt werden kann. Abbildung 75 verdeutlicht die beschriebene Situation an einem Beispiel. In der oberen Grafik sind die Windgeschwindigkeiten innerhalb eines Sturmereignisses dargestellt. Die rote Linie zeigt einen plötzlichen und unnatürlichen Sprung in den Windgeschwindigkeiten. Dies kann auf natürliche Ursachen zurückzuführen oder durch Messfehler verursacht worden sein. Der angenommene natürliche Verlauf ist durch die schwarze gestrichelte Linie dargestellt. Die untere Grafik zeigt den Verlauf des Wasserstandes sowie die auf Basis der Wind-Wellen-Korrelation erzeugten Wellenhöhen.

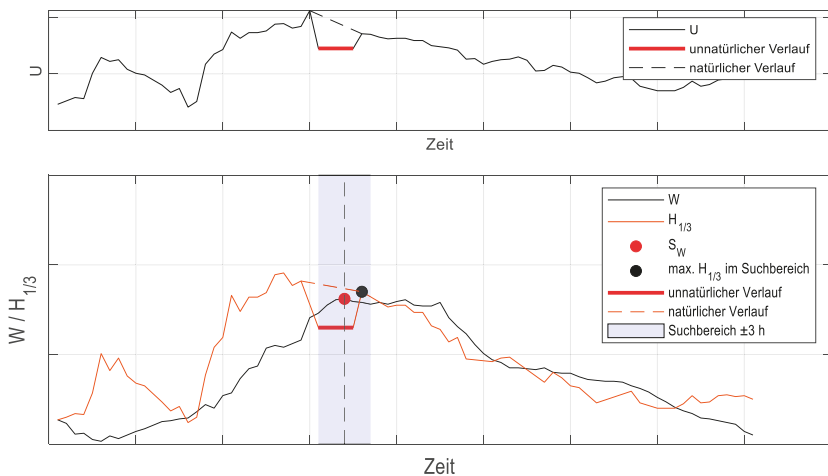


Abbildung 75: Beispielhafte Darstellung der Methode zur Bestimmung der Wellenhöhe als zweiten Teil der bivariaten Stichprobe. Um Unsicherheiten zu minimieren, werden zunächst alle Wellenhöhen in einem Zeitfenster von 6 h um den Scheitelwert bestimmt. Anschließend wird die maximale Wellenhöhe in diesem Zeitfenster dem Scheitelwert zugeordnet.

Der ungewöhnliche Verlauf der Windgeschwindigkeiten führt zu einem ähnlich ungewöhnlichen Verlauf der Wellenhöhen (rote Linie), da eine direkte Abhängigkeit zwischen beiden Größen besteht. Eine direkte zeitliche Zuordnung der Wellenhöhe zum Maximum des Wasserstandes, der als roter Punkt dargestellt ist, würde in diesem Beispiel zu einer Unterschätzung der Wellenhöhe führen. Aus diesem Grund werden zunächst alle Wellen innerhalb eines Zeitfensters von 6 h, mit jeweils 3 h vor und 3 h nach dem Scheitel, erfasst. Anschließend wird die maximale Wellenhöhe aus dem Zeitfenster dem Maximum des Wasserstandes zugeordnet. Mit dieser Methode werden Unsicherheiten bei der statistischen Modellierung der Wellenhöhen verringert.

Der Umfang der Stichprobe bei der erweiterten Block-Maxima-Methode hängt vom Parameter r ab. r sollte so gewählt werden, dass die Stichprobe eine ausreichende Anzahl von Extremwerten aufweist, aber keine Verzerrungen auftreten. Das Ziel der Methode ist es, die Abhängigkeiten von extremen Wasserständen und den zugehörigen Wellenhöhen in der Stichprobe zu beschreiben. Daher wird der Parameter r so festgelegt, dass eine stabile Abhängigkeit zwischen beiden Parametern erreicht wird. In jedem Küstenabschnitt wird hierzu die Abhängigkeit zwischen beiden Parametern, welche durch Kendalls τ (siehe Abschnitt 10.1.2.2 im Anhang) ausgedrückt wird, in Abhängigkeit von r untersucht. r wird schrittweise erhöht, bis ein stabiler Korrelationskoeffizient erreicht wird. Die Ergebnisse sind in Abbildung 76 dargestellt.

In allen Küstenabschnitten zeigt sich eine stabile Abhängigkeit zwischen den extremen Wasserständen und den zugeordneten Wellenhöhen, wenn die 7 höchsten jährlichen Wasserstände berücksichtigt werden. Die Stichproben der Küstenabschnitte werden nachfolgend mit der erweiterten Block-Maxima-Methode nach Smith (1986) mit dem Parameter $r = 7$ generiert.

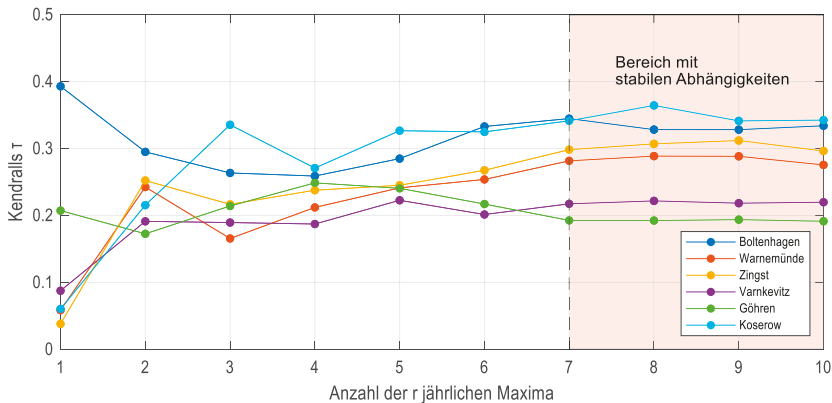


Abbildung 76: Darstellung der Parameterbestimmung für die Anwendung der erweiterten Block-Maxima-Methode nach Smith (1986). Der Parameter r wird sukzessive erhöht, bis sich eine stabile Abhängigkeit zwischen dem Wasserstand und der Wellenhöhe einstellt. In jedem Abschnitt zeigen sich stabile Abhängigkeiten ab $r = 7$.

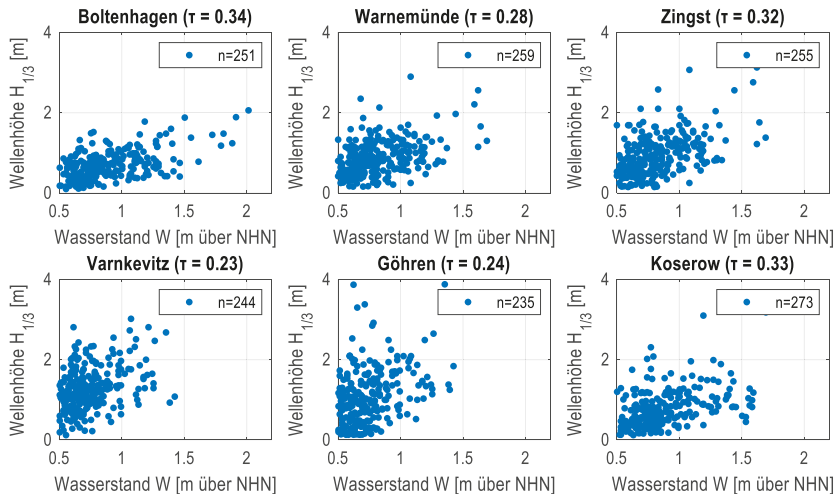


Abbildung 77: Darstellung der bivariaten Stichproben, generiert mit der erweiterten Block-Maxima-Methode nach Smith (1986), für Küstenabschnitte mit einem Parameter $r = 7$.

In Abbildung 77 sind die Ergebnisse dargestellt. Ereignisse mit einem Wasserstand unter 0,5 m über NHN wurden von der Stichprobe ausgeschlossen, da sie keine extremen Ereignisse mit hohen Belastungen für Küstenschutzbauwerke darstellen. Zudem wurden Ereignisse mit hohen Scheitelwerten und sehr kleinen Wellen ($S_W/H_{1/3} > 6$) entfernt. Durch die Wahl von $r = 7$ wurde eine geringfügige Verbesserung der Korrelationen erzielt. Für jeden Abschnitt ergibt sich somit ein theoretischer Stichprobenumfang von 273 Elementen. In einigen Abschnitten wurde der Stichprobenumfang aufgrund der nachträglichen Eliminierung ausgewählter Parameterkombinationen verringert. Die Streudiagramme der Scheitelwerte und der Wellenhöhen zeigen eine hohe Streuung und somit eine geringe Abhängigkeit zwischen den Scheitelwerten und den zugehörigen Wellenhöhen. Gemäß der Klassifikation zur Korrelationsstärke von Hinkle et al. (2003) zeigen die Abschnitte Warnemünde, Varnkevitze und Göhren vernachlässigbar kleine Zusammenhänge, während für die Abschnitte Boltenhagen, Zingst und Koserow schwach positive Korrelationen festgestellt werden können. Vergleichbare Ergebnisse wurden von Brüss et al. (2007) an der Station Kiel-Holtenau erzielt.

Eine tiefergehende Analyse der Abhängigkeiten ist mit den Chi-Plots in Abbildung 78 möglich. Die Stichproben aller Küstenabschnitte weisen eine positive Abhängigkeit ($\chi > 0$) auf, welche im Zentrum der Verteilung ($\lambda = 0$) am stärksten ausgeprägt ist. An den linken und rechten Rändern nimmt der χ -Wert ab, was darauf schließen lässt, dass die Stärke der Abhängigkeit in diesen Bereichen sinkt. In einigen Küstenabschnitten (z.B. Koserow) ist am rechten Rand eine geringe negative Abhängigkeit erkennbar. Außerdem zeigt sich an den rechten Rändern eine starke Streuung. Es gibt eine Korrelation, aber es besteht keine klare Abhängigkeitsstruktur. Vermutlich wird die schwache Abhängigkeit der beiden Parameter insgesamt durch die geringe Korrelation an den Rändern verursacht. Ergänzend ist der Kendall-Plot in Abschnitt 10.4.1 des Anhangs dargestellt.

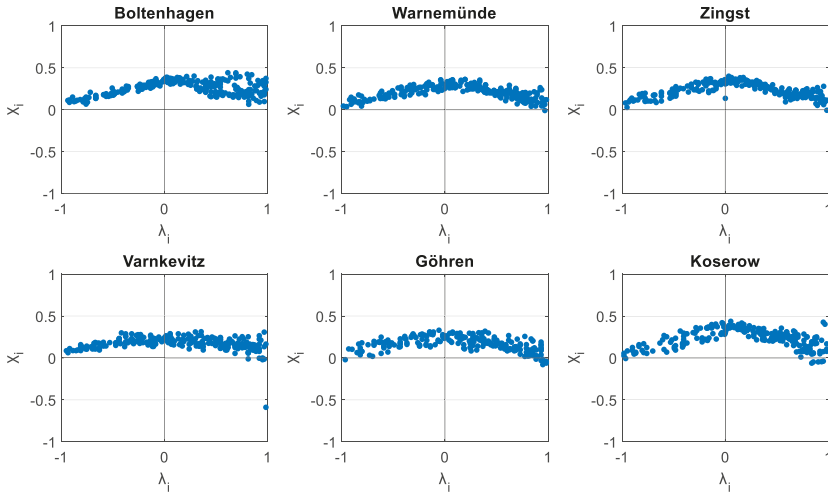


Abbildung 78: Analyse der Abhängigkeiten mit den Chi-Plot. Die größte Abhängigkeit tritt bei $\lambda = 0$ auf. Die Abhängigkeitsstärke nimmt an den linken und rechten Rändern ab. Es besteht eine Korrelation, jedoch ist eine klare Abhängigkeitsstruktur nicht erkennbar.

7.2 Bestimmung der univariaten Randverteilungen

Nach der Stichprobenbildung werden die Randverteilungen bestimmt, mit denen sich die Scheitelwerte und die Wellenhöhen in den Küstenabschnitten am besten beschreiben lassen. Dazu werden die folgenden Verteilungen untersucht:

- Logarithmische Normalverteilung (Log-Normalverteilung oder LogN-Verteilung),
- Normalverteilung,
- Gleichverteilung,
- Exponentialverteilung, Weibull-Verteilung,
- Generalisierte Extremwertverteilung (GEV),
- Logistische Verteilung (kurz: Log-Verteilung) und
- Gumbel-Verteilung.

Die Funktionsparameter werden zunächst mit der Maximum-Likelihood-Methode an die univariaten Stichproben der Wasserstände und Wellenhöhen angepasst. Im Anschluss werden zur Validierung der Modellgüte die Wahrscheinlichkeiten der empirischen Beobachtungen mit denen der angepassten theoretischen Verteilungen auf Basis des RMSE verglichen. Je geringer der RMSE, desto höher ist die Anpassungsgüte der jeweiligen Verteilungsfunktion.

Eine zusätzliche Validierung der Anpassungsgüte wird durch den Kolmogorow-Smirnow-Anpassungstest (KS-Test) durchgeführt. Dieser testet die folgenden Hypothesen:

- H_0 : Die geprüften Daten entstammen derselben Verteilung
- H_1 : Die geprüften Daten entstammen unterschiedlichen Verteilungen

Das Testergebnis H ist 1, wenn der Test die Nullhypothese auf dem 5%-Signifikanzniveau zurückweist, ansonsten ist H gleich 0. Die Ergebnisse der RMSE-Validierung sind in Abbildung 79 dargestellt. Die Testergebnisse sind in den Tabelle 29 und Tabelle 30 zusammengefasst. Die LogN-Verteilung und die GEV zeigen bei den Wasserständen in allen Küstenabschnitten die geringsten RMSE-Werte. Bei den Wellenhöhen erreichen die Normalverteilung, die Weibull-Verteilung, die GEV und die Logistische Verteilung die geringsten Abweichungen. Die RMSE der Gleichverteilung und der Exponentialverteilung sind aus Darstellungsgründen nicht in den Abbildungen enthalten. Sie weisen in allen Küstenabschnitten bei beiden Parametern im Vergleich zu den anderen Verteilungen hohe RMSE-Werte auf.

Die Ergebnisse der KS-Tests sind in Tabelle 29 und Tabelle 30 dargestellt. Die Prüfgröße p (auch p -Wert genannt) ist, in Klammern gerundet, auf 2 Stellen angegeben. Ein kleiner p -Wert bedeutet, dass H_0 nicht von den Beobachtungen gestützt wird, sofern sie nicht abgelehnt wird. Ein hoher p -Wert bedeutet, dass die Beobachtungen nicht als widersprüchlich zu H_0 betrachtet werden können. Der p -Wert definiert eine Wahrscheinlichkeit und ermöglicht den Vergleich von gleichen Testergebnissen. Abhängig von seiner Größe lässt sich beurteilen, ob ein bestimmtes Ergebnis signifikant ist oder nicht. Technisch gesehen gibt der p -Wert die Wahrscheinlichkeit an, dass ein bestimmtes Testergebnis auf einen Zufallseffekt zurückzuführen ist.

Ausgehend von den RMSE-Werten und den Ergebnissen der KS-Tests wird für die Konstruktion der Copula-Modelle die Lognormal-Verteilung für den Wasserstand und die GEV für die Wellenhöhen verwendet. Die angepassten Verteilungsfunktionen und die Plotting Positions nach Gringorten (1963) sind in Abbildung 80 und 81 visualisiert. Das Konzept der Plotting Positions ist u.a. in Makkonen (2006) und EAK (2020) erklärt. Für die Anpassung und Parametrisierung der Copula-Modelle werden nachfolgend die Lognormal-Verteilung für den Wasserstand und die GEV für die Wellenhöhe verwendet. Die Parameter der angepassten Verteilungsfunktionen können Tabelle 31 zu entnehmen werden. Die Wasserstände und Wellenhöhen für ausgewählte T sind Tabelle 32 zu entnehmen.

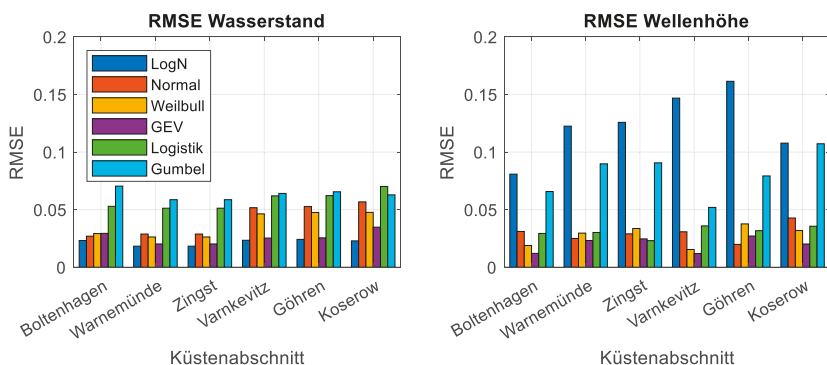


Abbildung 79: Darstellung der RMSE zwischen den empirischen und den theoretischen Verteilungen. Die Lognormal-Verteilung und die GEV stellen bei Wasserständen die am besten angepassten Verteilungen dar, während bei Wellenhöhen die Normalverteilung, die Weibull-Verteilung, die GEV und die Logistische Verteilung die höchste Modellgüte aufweisen.

Tabelle 29: Ergebnisse der KS-Tests mit Angaben der Prüfgrößen (gerundet auf zwei Nachkommastellen) für den Parameter Wasserstand. In allen Abschnitten zeigt die Lognormal-Verteilung (grün) auf Basis der Testergebnisse und des Prüfwertes die beste Anpassung an die Daten.

Verteilung	Boltenhagen	Warnemünde	Zingst	Varnkevit	Göhren	Koserow
LogN	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (1,00)
Normal	0 (0,77)	0 (0,94)	0 (0,94)	0 (0,83)	0 (0,84)	0 (0,77)
Gleichvert.	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,01)
Exp	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)
Weibull	0 (0,77)	0 (0,62)	0 (0,62)	0 (0,92)	0 (0,84)	0 (0,77)
GEV	0 (0,99)	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (0,99)
Logistik	0 (0,77)	0 (0,74)	0 (0,74)	0 (0,70)	0 (0,72)	0 (0,64)
Gumbel	0 (0,17)	0 (0,07)	0 (0,07)	0 (0,09)	0 (0,09)	0 (0,17)

Tabelle 30: Ergebnisse der KS-Tests mit Angaben der Prüfgrößen (gerundet auf zwei Nachkommastellen) für den Parameter Wellenhöhe. In allen Abschnitten zeigt die GEV (Grün) auf Basis der Testergebnisse und des Prüfwertes die beste Anpassung an die Daten.

Verteilung	Boltenhagen	Warnemünde	Zingst	Varnkevit	Göhren	Koserow
LogN	0 (0,40)	0 (0,17)	0 (0,08)	1 (0,03)	1 (0,03)	0 (0,15)
Normal	0 (1,00)	1 (0,88)	0 (0,96)	0 (0,92)	0 (0,84)	0 (0,76)
Gleichvert.	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)
Exp	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)	1 (0,00)
Weibull	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (0,99)	0 (1,00)	0 (0,92)	0 (0,98)
GEV	0 (1,00)	0 (1,00)	0 (0,99)	0 (1,00)	0 (0,92)	0 (1,00)
Logistik	0 (1,00)	0 (0,95)	0 (0,99)	0 (0,99)	0 (0,92)	0 (0,86)
Gumbel	1 (0,05)	1 (0,05)	1 (0,02)	0 (0,07)	0 (0,10)	1 (0,00)

Tabelle 31: Parameter GEV für die Anpassung der Wellenhöhen in den Küstenabschnitten.

Küstenabschnitt	Parameter W für (LogN)		Parameter H _{1/3} (GEV)	
	μ	σ	μ	σ
Boltenhagen	-0,17501	0,30601	-0,07141	0,31571
Warnemünde	-0,24690	0,28738	-0,01333	0,34967
Zingst	-0,24690	0,28738	-0,03149	0,42277
Varnkevit	-0,37143	0,28696	-0,13552	0,49114
Göhren	-0,36712	0,28879	0,044480	0,53143
Koserow	-0,17927	0,31841	0,055270	0,34640

Tabelle 32: Univariat ermittelte Wasserstände und Wellenhöhen für ausgewählte Wiederkehrintervalle.

Abschnitt / T	Boltenhagen Wst / H _{1/3}	Warnemünde Wst / H _{1/3}	Zingst Wst / H _{1/3}	Varnkevit Wst / H _{1/3}	Göhren Wst / H _{1/3}	Koserow Wst / H _{1/3}
10 a	1,63 / 1,64	1,46 / 2,08	1,46 / 2,35	1,29 / 2,60	1,30 / 3,14	1,65 / 2,15
25 a	1,82 / 1,86	1,61 / 2,39	1,61 / 2,69	1,42 / 2,85	1,44 / 3,76	1,84 / 2,57
50 a	1,95 / 2,01	1,73 / 2,62	1,73 / 2,94	1,52 / 3,01	1,54 / 4,24	1,99 / 2,90
100 a	2,09 / 2,15	1,84 / 2,84	1,84 / 3,19	1,62 / 3,16	1,64 / 4,73	2,14 / 3,24
200 a	2,23 / 2,29	1,95 / 3,07	1,95 / 3,42	1,72 / 3,29	1,74 / 5,23	2,28 / 3,59

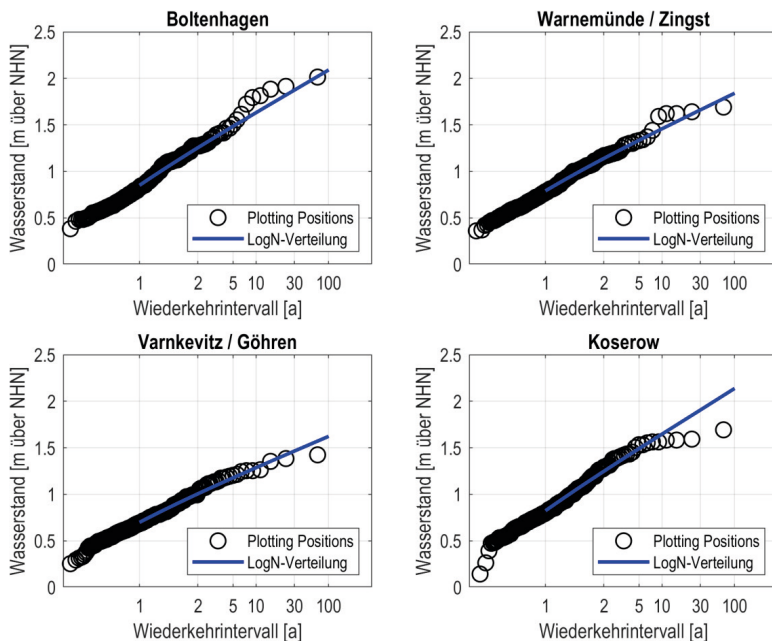


Abbildung 80: Darstellung der angepassten Lognormal-Verteilungen und der Plotting Positions nach Gringorten für den Parameter Wasserstand.

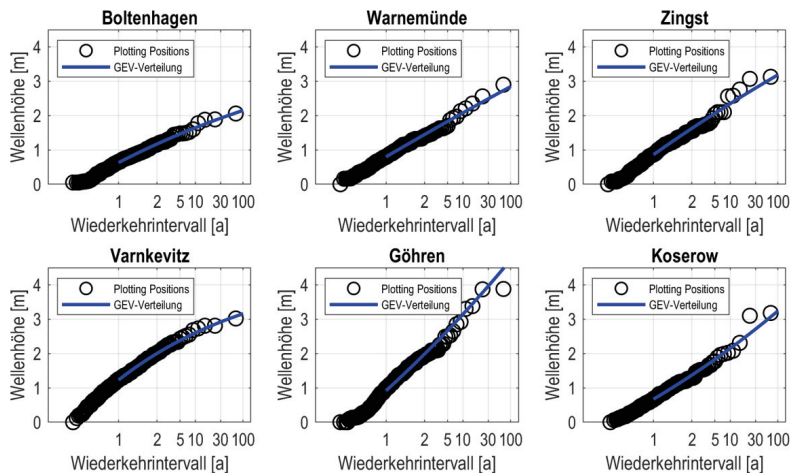


Abbildung 81: Darstellung der angepassten GEV und der Plotting Positions nach Gringorten für den Parameter Wellenhöhe.

7.3 Parametrisierung der Copula-Modelle und Bestimmung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten

Nach der Erstellung der Stichproben und der Anpassung der Verteilungsfunktionen an die univariaten Stichproben der Scheitelwerte und an die zugeordneten Wellenhöhen wird im nächsten Schritt untersucht, welche Copula am besten an die bivariaten Stichproben beider Parameter angepasst werden kann. Es werden die Clayton-Copula, die Frank-Copula, die Gumbel-Copula und die Normal-Copula untersucht. Zur Überprüfung der Anpassungsgüte der Copulas wird der RMSE zwischen der empirischen und der theoretischen Copula berechnet sowie ein grafischer Vergleich durchgeführt.

Zunächst werden die empirischen Copulas der Stichproben der Küstenabschnitte mit Gleichung (18) bestimmt. Anschließend werden die Copula-Modelle mit der Maximum-Likelihood-Methode an die Stichproben angepasst. Die geschätzten Copula-Parameter Θ sind in Tabelle 33 aufgeführt.

Tabelle 33: Geschätzte Parameter für die Clayton-Copula, Frank-Copula, Gumbel-Copula und Normal-Copula der Küstenabschnitte.

Copula / Abschnitt	Boltenhagen	Warnemünde	Zingst	Varnkevit	Göhren	Koserow
Clayton	1,018	0,797	0,941	0,611	0,618	0,971
Frank	3,354	2,749	3,146	2,206	2,225	3,227
Gumbel	1,509	1,399	1,471	1,306	1,309	1,485
Normal	0,505	0,433	0,482	0,359	0,362	0,491

Mit der kumulativen Verteilungsfunktion der jeweiligen Copula kann nun die Wahrscheinlichkeit der Parameterkombinationen modelliert und mit den Wahrscheinlichkeiten der empirischen Copula verglichen werden. Dazu wird der RMSE zwischen empirischer und modellierter Wahrscheinlichkeit berechnet und mit Gleichung (31) geprüft, welche Copula die geringste Abweichung aufweist. Die Ergebnisse sind in Abbildung 82 dargestellt.

Des Weiteren werden Streudiagramme und P-P-Plots zur grafischen Validierung genutzt. In den Streudiagrammen werden die Parameterkombinationen der Stichproben und die mit den Copula-Modellen modellierten Kombinationen gegenübergestellt. Wenn sich die Verteilungen der Parameterkombinationen ähneln, kann eine hohe Anpassung erwartet werden.

In Abbildung 83 ist beispielhaft ein Streudiagramm für den Küstenabschnitt Warnemünde dargestellt. Die restlichen Abbildungen finden sich im Abschnitt 10.4.2 des Anhangs. Im P-P-Plot werden die empirischen kumulativen Wahrscheinlichkeiten der Stichprobe gegen die modellierten kumulativen Wahrscheinlichkeiten der Copulas aufgetragen. Wenn die Datenpunkte nahe der 45°-Linie liegen, deutet dies darauf hin, dass beide Verteilungen ähnlich sind. In Abbildung 84 ist beispielhaft ein P-P-Plot für den Abschnitt Warnemünde dargestellt. Die P-P-Plots der restlichen Abschnitte sind in Abschnitt 10.4.2 im Anhang zu finden.

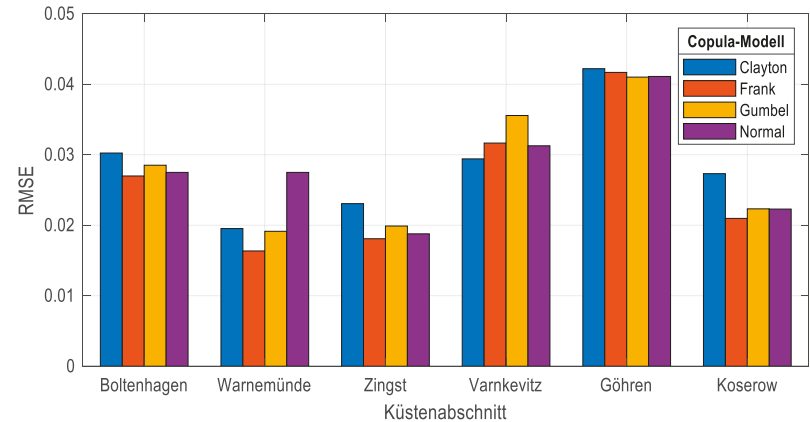


Abbildung 82: Darstellung des RMSE zwischen den Wahrscheinlichkeiten der empirischen und angepassten Copulas. In fast allen Küstenabschnitten zeigt das Frank-Copula-Modell die geringsten Abweichungen auf.

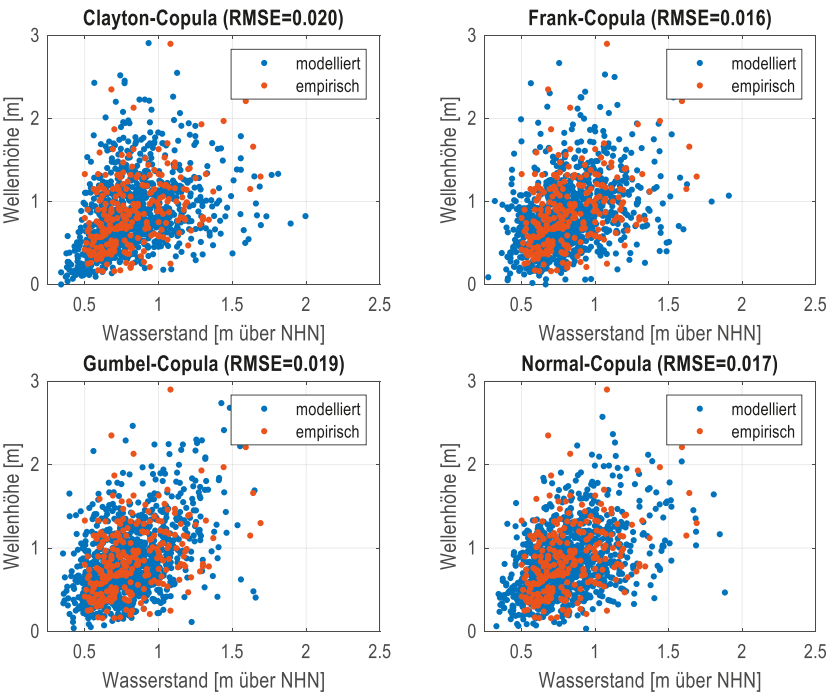


Abbildung 83: Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Warnemünde.

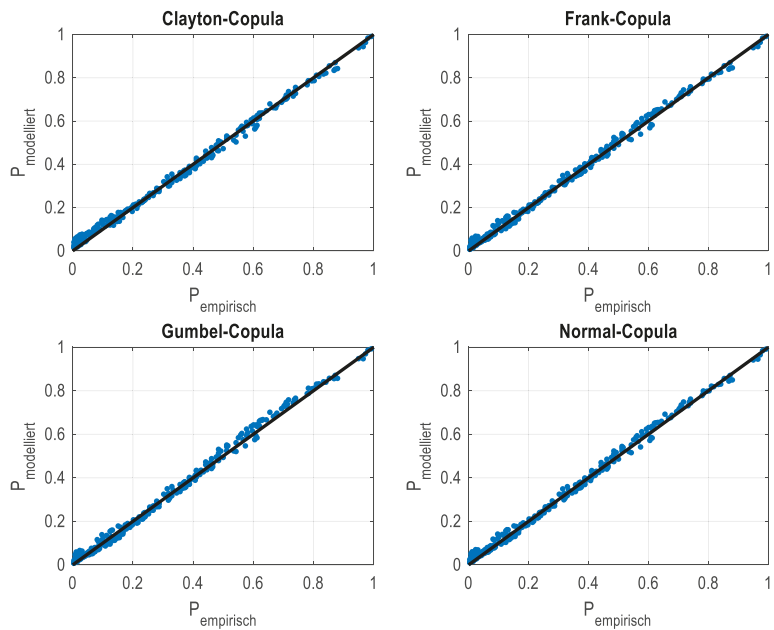


Abbildung 84: Darstellung der P-P-Plots für die empirischen kumulativen Wahrscheinlichkeiten und die durch Copulas modellierte Wahrscheinlichkeiten für den Küstenabschnitt Warnemünde.

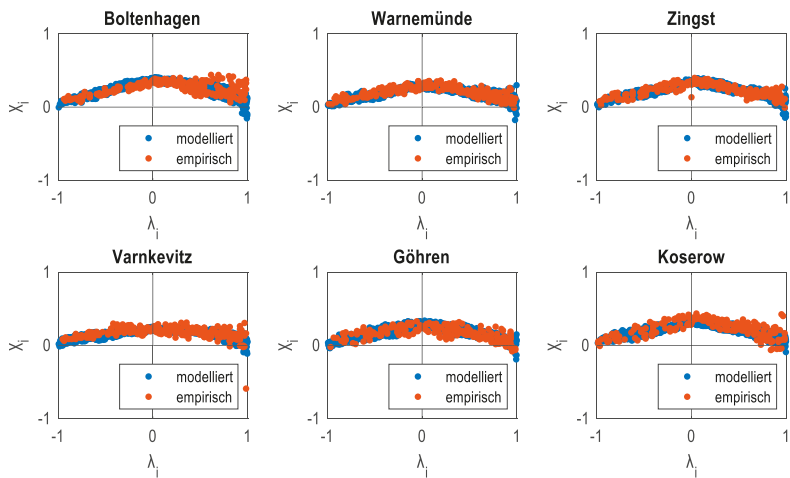


Abbildung 85: Darstellung der Chi-Plots für die empirischen und modellierten Daten. In allen Küstenabschnitten folgen die gegenübergestellten Daten der gleichen Abhängigkeitsstruktur.

Sowohl die RMSE-Werte als auch die grafische Validierung zeigen, dass alle gewählten Copula-Modelle in der Lage sind, die Abhängigkeitsstruktur der Stichproben realistisch darzustellen. Der Vergleich der RMSE-Werte in Abbildung 82 offenbart keine signifikanten Unterschiede zwischen den Modellen. Die Frank-Copula stellt in den meisten Fällen die Abhängigkeitsstruktur am besten dar, während die Clayton-Copula die höchsten RMSE-Werte aufweist. Eine klare und objektive Beurteilung der Modellgüte ist anhand der Streudiagramme und P-P-Plots schwierig. Visuell sind keine signifikanten Unterschiede zwischen den empirischen und den modellierten Parameterkombinationen erkennbar. Dies liegt daran, dass eine geringe Abhängigkeitsstruktur (vgl. Abschnitt 7.1 Korrelation $0,24 \geq \tau \geq 0,34$) zwischen den Scheitelwerten und den zugeordneten Wellenhöhen besteht. Besonders im rechten Teil der Randverteilung existieren in allen Küstenabschnitten nur wenige Parameterkombinationen. Aufgrund der Anzahl dieser Kombinationen kann keine Tail-Abhängigkeit im extremen Bereich nachgewiesen werden. Die Chi-Plots in Abbildung 85 zeigen jedoch, dass die modellierten und die empirischen Daten der gleichen Abhängigkeitsstruktur folgen. Für weitere Untersuchungen wird die Frank-Copula für alle Küstenabschnitten verwendet.

Aus den Zufallswerten eines parametrisierten Copula-Modells lassen sich beliebig viele Parameterkombinationen erzeugen, für die die Unterschreitungswahrscheinlichkeit P_u bzw. das Wiederkehrintervall T bestimmt werden kann. Auf diese Weise ist es möglich, alle Kombinationen aus Wasserstand und Wellenhöhe zu bestimmen, die eine definierte P_u haben. Ein grafisches Mittel zur Visualisierung der Parameterkombinationen sind Isolinien. Dabei handelt es sich um Linien, die alle Kombinationen mit gleichem T verbinden. In Abbildung 86 sind für die Küstenabschnitte die Isolinien für $T = 5$ a, $T = 25$ a und $T = 100$ a dargestellt.

Jede Isolinie kann theoretisch unendlich viele Parameterkombinationen aufweisen. Es existiert kein natürliches Kriterium für die Auswahl eines Bemessungsereignisses. Ein direkter Vergleich der Ereignisse zwischen den verschiedenen Küstenabschnitten gestaltet sich folglich schwierig. Salvadori et al. (2013) entwickelten eine Methode zur Bestimmung einer geeigneten Parameterkombination auf Basis der höchsten Wahrscheinlichkeitsdichte für ein definiertes T . Vereinfacht ausgedrückt wird die Parameterkombination mit der höchsten Wahrscheinlichkeitsdichte auf einer Isolinie gewählt. Diese Methode wurde unter anderem in Gräler et al. (2013) angewandt und wird auch für die nachfolgenden Untersuchungen verwendet. In Tabelle 34 sind die Parameterkombinationen mit maximaler Wahrscheinlichkeitsdichte für ausgewählte T aufgeführt, die nach der Methode von Salvadori et al. (2013) ermittelt wurden. Diese Parameterkombinationen, im Weiteren als $P_{\max D}$ bezeichnet, sind auf den Isolinien in Abbildung 86 durch schwarze Punkte hervorgehoben.

Tabelle 34: Nach der Methode von Salvadori et al. (2013) ermittelte Parameterkombinationen aus Wasserstand und Wellenhöhe für ausgewählte Wiederkehrintervalle.

Abschnitt / T	Boltenhagen Wst / $H_{1/3}$	Warnemünde Wst / $H_{1/3}$	Zingst Wst / $H_{1/3}$	Varnkevitze Wst / $H_{1/3}$	Göhren Wst / $H_{1/3}$	Koserow Wst / $H_{1/3}$
10 a	1,41 / 1,10	1,17 / 1,52	1,35 / 1,23	1,01 / 2,08	1,18 / 1,37	1,38 / 1,35
25 a	1,55 / 1,20	1,27 / 1,67	1,36 / 1,74	1,21 / 1,96	1,30 / 1,50	1,58 / 1,37
50 a	1,62 / 1,31	1,31 / 1,85	1,45 / 1,78	1,11 / 2,45	1,40 / 1,55	1,59 / 1,70
100 a	1,66 / 1,44	1,41 / 1,90	1,56 / 1,82	1,19 / 2,49	1,48 / 1,63	1,70 / 1,77
200 a	1,75 / 1,50	1,50 / 1,94	1,66 / 1,85	1,28 / 2,53	1,73 / 1,70	1,82 / 1,83

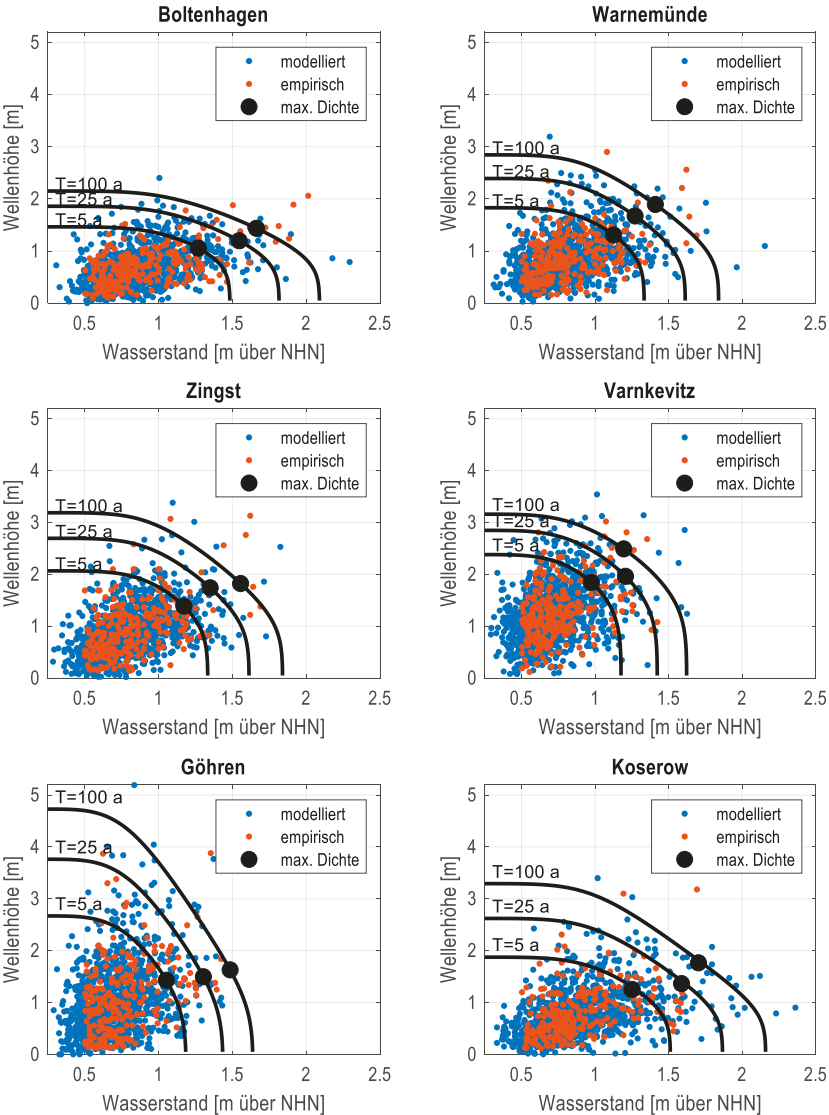


Abbildung 86: Darstellung der Kombinationen von Wasserstand und Wellenhöhen mit Isolinen für ausgewählte Wiederkehrintervalle, die auf der Frank-Copula basieren. Zur übersichtlicheren Darstellung werden nur die Wiederkehrintervalle T = 5 a, T = 25 a und T = 100 a gezeigt.

In den Schnittpunkten der Isolinen mit der jeweiligen Achse finden sich (in Abhängigkeit vom Wiederkehrintervall) die Wasserstände bzw. Wellenhöhen der univariaten Randverteilungen wieder (vgl. Abbildung 80 und Abbildung 81). So sind beispielsweise die höchsten Wasserstände in den Abschnitten Boltenhagen und Koserow zu erwarten, während die höchsten Wellen in Göhren auflaufen. Diese Ergebnisse entsprechen denen der Systemanalyse der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe (vgl. Abbildung 52 und Abbildung 58). Im weiteren Verlauf entwickeln die Isolinen in allen Küstenabschnitten eine flache Wölbung. Das hat zur Folge, dass sich die Höhen von Wasserstand und Welle entlang der Isolinie zur Mitte verringern. Dies wird in Abbildung 87 deutlich. Sie stellt die für ausgewählte Wiederkehrintervalle berechneten univariate und bivariate ($P_{\max D}$) Wasserstände bzw. Wellenhöhen gegenüber. Die Angaben in Tabelle 35 zur mittleren Abweichung zwischen univariaten und bivariaten Parametern stützen diese Erkenntnisse.

Tabelle 35: Mittlere Abweichung zwischen univariat und bivariat bestimmten Kombinationen aus Wasserständen und Wellenhöhen für ausgewählte Wiederkehrintervalle.

Abschnitt / Parameter	Boltenhagen [m]	Warnemünde [m]	Zingst [m]	Varnkevit [m]	Göhren [m]	Koserow [m]
Wasserstand	0,37	0,39	0,25	0,37	0,10	0,40
Wellenhöhe	0,69	0,86	1,28	0,69	2,65	1,40

Die schwarzen Linien in Abbildung 87 Linien zeigen die Ergebnisse für die univariaten Kombinationen, während die roten Linien die bivariaten Kombinationen darstellen. Wasserstände werden durch Punkte und Wellenhöhen durch Quadrate symbolisiert. Die Verläufe der univariaten und bivariaten Wasserstände zeigen lediglich geringfügige Höhenänderungen. Ab $T = 50$ a sind die Verläufe nahezu linear. In allen Fällen sind die univariaten Wasserstände höher als die bivariaten. Die mittleren Abweichungen zwischen den bivariaten und den univariaten Wasserständen (Tabelle 35) unterscheiden sich in den Küstenabschnitten geringfügig. Mit 0,10 m weist der Abschnitt Göhren die geringste Abweichung auf, während sie in Koserow mit 0,40 m am größten ist.

Im Vergleich zu den Wasserständen zeigen die Verläufe der univariaten Wellenhöhen in den Küstenabschnitten lineare und exponentielle Tendenzen. In Boltenhagen steigen die Wellenhöhen bei $T = 50$ a nur noch geringfügig und nahezu linear an. Im Abschnitt Göhren ist hingegen ein vergleichsweise starker exponentieller Anstieg der Wellenhöhen zu beobachten. An den Punkten $P_{\max D}$ zeigen die Wellenhöhen ab $T = 50$ a keine signifikanten Zunahmen. Auch hier lässt sich ein nahezu linearer Verlauf erkennen. Die mittleren Abweichungen zwischen den univariaten und bivariaten Wellenhöhen sind signifikant größer als die der Wasserstände. Außerdem variieren sie stärker in den Küstenabschnitten. Der Abschnitt Boltenhagen weist mit 0,69 m die geringste Abweichung auf, während in Göhren mit 2,65 m die größte mittlere Abweichung festgestellt wurde.

Es lässt sich feststellen, dass die Berücksichtigung der Abhängigkeiten durch die Copula-Modelle bei gleichen T in allen Küstenabschnitten zu vergleichsweise geringeren Parameterhöhen führt. Daraus folgt, dass die univariat bestimmten Wasserstände bzw. Wellenhöhen für ein definiertes T höher sind als bivariaten Fall. Durch die Berücksichtigung der Abhängigkeiten zwischen den beiden Parametern werden die Parameterhöhen reduziert. Dies ist anhand der Isolinen in Abbildung 87 deutlich erkennbar.

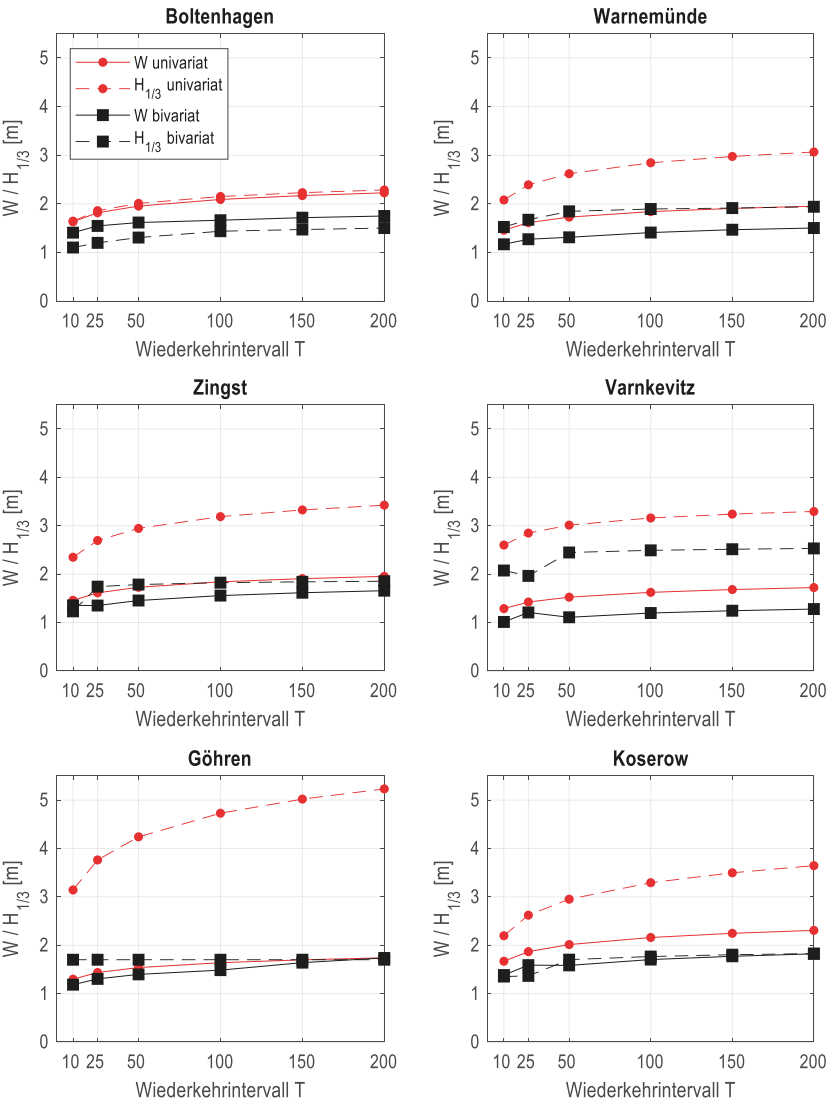


Abbildung 87: Vergleich zwischen den univariaten und bivariaten ermittelten Wasserständen und Wellenhöhen. Die mittleren Abweichungen der Wasserstände sind im Vergleich zu den Wellenhöhen gering. Die Kurven haben einen nahezu linearen Verlauf. Es zeigen sich signifikant höhere univariate als bivariate Wellenhöhen. Der Anstieg der Wellenhöhen ist je nach Küstenabschnitt linear oder exponentiell.

Darüber hinaus werden die Höhen der Parameter durch die Wahl der Parameterkombination entlang der Isolinie beeinflusst. Das Verfahren zur Bestimmung der $P_{\max D}$ gemäß Salvadori et al. (2013) ist mathematisch fundiert, es gibt jedoch keine rationale Begründung, die aus $P_{\max D}$ resultierenden Kombinationen als maßgeblich anzusehen. Um geeignete Kombinationen zu bestimmen, können weitere Verfahren angewendet werden, z.B. die Wahl des Punktes auf der Isolinie, an dem die Summe aus Wasserstand und Wellenhöhe maximal ist. Welche Kombinationen auf einer Isolinie für ein festgelegtes bivariates Wiederkehrintervall das bemessungsrelevante Ereignis darstellen, hängt von der jeweiligen Aufgabenstellung, dem Bauwerk und dem maßgeblichen Parameter ab.

Für Offshore-Pfahlbauwerke in tiefen Wasserverhältnissen ist die Wellenhöhe die maßgebende Beanspruchungsgröße. Bei der Wahl der Bemessungsparameter für ein definiertes T ist es daher sinnvoll, Kombinationen mit hohen Wellen zu betrachten. Im Vergleich dazu sollten bei Untersuchungen zur Dünenerosion Kombinationen mit hohen Wasserständen bevorzugt werden. Den Küstenschutzdünen sind in der Regel Strände vorgelagert. Für Erosionsprozesse an einem Dünenbauwerk muss der Wasserstand höher als die Höhe des Strandes sein, um ausreichend Wellenenergie auf das Bauwerk zu übertragen. Ist der Wasserstand niedriger, brechen sich die Wellen im Dünenvorfeld und es findet keine Belastung statt. Für Wellenbrecher sind die Parameterkombinationen entscheidend, bei denen der Wasserstand unter der Krone des Bauwerks liegt. Ist der Wasserstand höher als die Krone des Bauwerks, nimmt die Schutzwirkung ab, da die Wellen das Bauwerk überwinden können und die Seegangsenergie nicht mehr am Bauwerk dissipiert wird. Umgekehrt brechen hohe Wellen bei niedrigem Wasserstand bereits vor dem Bauwerk. Für Küstenschutzdeiche ist die Kombination aus Wasserstand und Wellenhöhe, die zum größten Wellenüberlauf führt, bemessungsrelevant.

Eine weitere Möglichkeit, die für T maßgebende Parameterkombination zu identifizieren, besteht darin, alle Kombinationen im jeweiligen Bemessungsansatz zu berücksichtigen. Diese Methode kann jedoch bei großräumigen numerischen Modellierungen zu einem erheblichen Zeitaufwand führen. Entlang einer Isolinie ist T für alle Kombinationen konstant, jedoch nimmt die praktische Relevanz der Kombinationen zu den Rändern hin ab. Dies ist in Abbildung 86 daran zu erkennen, dass in den Randbereichen nur wenige oder gar keine empirischen bzw. modellierten Kombinationen vorhanden sind. In der Literatur existieren verschiedene Methoden zur Abgrenzung der maßgeblichen Bereiche. Eine Methode wurde von Volpi und Fiori (2012) entwickelt. Diese Methode bestimmt die Wahrscheinlichkeitsdichte für alle Parameterkombinationen in beide Richtungen, ausgehend vom Scheitelpunkt der Isolinie. Der praxisrelevante Bereich wird durch die Kombinationen definiert, für die ein zuvor festgelegtes Wahrscheinlichkeitsniveau unterschritten wird. Nach Chebana und Ouarda (2011) besteht eine weitere Methode zur Bestimmung der praxisrelevanten Grenzen darin, die Grenzen des praxisrelevanten Bereichs aus den Maximalwerten der empirischen Verteilung entlang einer Isolinie zu bestimmen.

Die Reduktion der Kombinationen entlang einer Isolinie auf praxisrelevante Kombinationen kann bei numerisch aufwendigen Verfahren die Bestimmung der maßgebenden Parameterkombination erleichtern. Im Bemessungsbeispiel zum Wellenaufbau bei Deichen im nächsten Kapitel wird auf eine Reduzierung der Parameter verzichtet, da das verwendete Bemessungsverfahren numerisch nicht anspruchsvoll ist.

7.4 Bemessungsbeispiel zur Ermittlung des Wellenaufbaus auf Deiche

Im letzten Abschnitt des Kapitels werden die Ergebnisse der univariaten und bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse verglichen. Dazu werden die in den Küstenabschnitten ermittelten BHW und BSG für die Deichbemessung gegen den Wellenaufbau verwendet. Deiche sind künstlich aufgeschüttete Erddämme, die in gefährdeten Gebieten das Hinterland gegen Sturmfluten schützen. Die Außenküste von Mecklenburg-Vorpommern erstreckt sich über eine Länge von 377 km und wird auf 45 km mit Deichen geschützt (Regelwerk MV 2009a).

Die Wellenaufbauhöhe an Deichen ist als Abstand zwischen dem BHW und dem höchsten Punkt des Wellenaufbaus definiert und wird u.a. mit den Methoden des EurOtop Manual (2018) ermittelt. Abbildung 88 zeigt die wesentlichen Eingangsparameter der Methode. Das Ziel der Bemessung besteht darin, den Deich so zu dimensionieren, dass der Wellenaufbau an der seeseitigen Böschung die Kronenhöhe nicht überschreitet. Dazu werden die folgenden, zum Teil vereinfachten Annahmen getroffen: Der Deichfuß und das Deichvorland befinden sich auf Höhe des mittleren Wasserstandes. Sowohl das Vorland als auch der Deich sind mit Material mit geringer Rauheit (z.B. Beton oder Gras mit geringer Höhe) bedeckt. Somit geht durch das Vorland und die seeseitige Böschung des Deiches keine signifikante seegangsdämpfende Wirkung aus. Die Böschungsneigung beträgt 1:5. Der Deich besitzt keine Bermen. Die Bemessungswellen laufen senkrecht auf den Deich zu. Der mittlere Wellenaufbau $R_{u2\%}$ wird nach dem EurOtop Manual wie folgt berechnet:

$$\frac{R_{u2\%}}{H_{m0}} = 1,65 \cdot \gamma_b \cdot \gamma_f \cdot \gamma_\beta \cdot \xi_{m-1,0} \quad \text{Gleichung (32)}$$

$R_{u2\%}$ ist die charakteristische Wellenaufbauhöhe, die von 2 % aller Wellen erreicht wird. Der maximale Wellenaufbau ergibt sich aus:

$$\frac{R_{u2\%}}{H_{m0}} = 1,0 \cdot \gamma_b \cdot \gamma_f \cdot \gamma_\beta \cdot \left(4 - \frac{1,5}{\sqrt{\gamma_b \cdot \xi_{m-1,0}}} \right) \quad \text{Gleichung (33)}$$

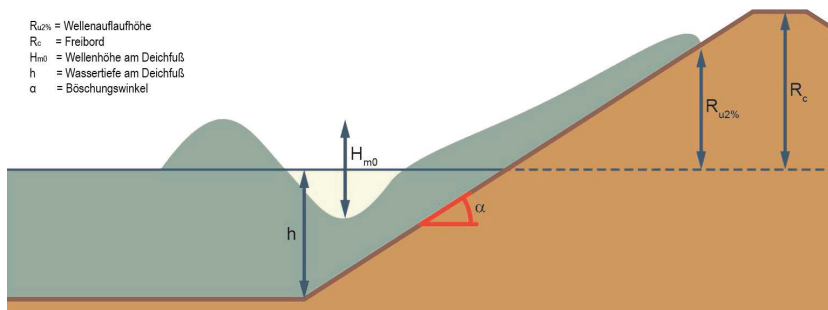


Abbildung 88: Parameter zur Ermittlung der Wellenaufbauhöhe $R_{u2\%}$ (verändert nach EurOtop Manual 2018).

Der Brecher-Parameter $\xi_{m-1,0}$, die Wellenperiode $T_{m-1,0}$ und die Wellenlänge $L_{m-1,0}$ berechnen sich mit:

$$\xi_{m-1,0} = \frac{\tan(\alpha)}{\sqrt{\frac{H_{m0}}{L_{m-1,0}}}} \quad \text{Gleichung (34)}$$

$$T_{m-1,0} = \frac{T_P}{1,1} \quad \text{Gleichung (35)}$$

$$L_{m-1,0} = \frac{g \cdot T_{m-1,0}^2}{2 \cdot \pi} \quad \text{Gleichung (36)}$$

Tabelle 36: Einflussfaktoren bei der Ermittlung der Wellenaufbauhöhe nach EurOtop Manual (2018).

Faktor	Beschreibung	Wert
Y_b	Einflussfaktor Berme	1
Y_f	Einflussfaktor Oberflächenrauigkeit	1
Y_β	Einflussfaktor Wellenanlaufung	1

Die Beiwerte Y_b , Y_f und Y_β sind in Tabelle 36 erläutert. Durch die oben beschriebenen vereinfachten Annahmen entfallen diese oder sind mit 1 anzusetzen. Für Y_f gilt zusätzlich:

$$Y_f = \begin{cases} 1,15 \cdot \sqrt{H_{m0}} & \text{für } H_{m0} < 0,75 \\ 1, & \text{für } H_{m0} \geq 1 \end{cases} \quad \text{Gleichung (37)}$$

Die Eingangswerte für die Methode zur Ermittlung der Wellenaufbauhöhe müssen am Deichfuß vorliegen. Da der BSG auf Basis von Daten aus Tiefwasserverhältnissen ermittelt wurde, muss dieser zunächst an den Deichfuß transformiert werden. Die Seegangstransformation wird in jedem Küstenabschnitt mit dem Seegangsmodell SWAN in der Version 40.72AB modelliert. Dabei werden Refraktion, Shoaling, Wellenbrechen, Bodenreibung und nichtlineare Wellen-Wellen-Interaktion berücksichtigt. Es wird ein vereinfachtes 1D-Modell aufgebaut. Der Modellaufbau ist in Abbildung 89 dargestellt. Es werden die folgenden Annahmen bzw. Vereinfachungen festgelegt: Die Tiefenverhältnisse des Küstenvorfelds sind unbekannt. Aus diesem Grund und zur Vergleichbarkeit wird für das Küstenvorfeld ein Gleichgewichtsprofil nach Bruun (1954) erstellt:

$$h(x) = A \cdot x^{\frac{2}{3}} \quad \text{Gleichung (38)}$$

Dabei bezeichnet h die Wassertiefe und x den Abstand von der Küstenlinie. Der Gleichgewichtsparameter A hängt von den lokalen Sedimenteigenschaften ab. Für alle Küstenabschnitte wird auf Basis des mittleren Korndurchmessers $d_{50} = 0,3 \text{ mm}$ ein Wert von $A = 0,13 \text{ m}^{1/3}$ gewählt (Saathoff et al. 2020b). Das Gleichgewichtsprofil wurde bis zu einer Wassertiefe von 5 m berechnet und mit einer räumlichen Auflösung von 1 m in das Modellprofil überführt. Die Küstenschutzdeiche in Mecklenburg-Vorpommern wurden an vielen Küstenabschnitten in einer Entfernung von 100 m bis 200 m zur Uferlinie errichtet (Regelwerk MV 2009a). Aus diesem Grund wird ein Deichvorland mit einer Breite von 150 m in das Modell integriert. Abschließend wird die seeseitige Böschung mit einer Neigung von 1:5 in das Geländeprofil eingefügt.

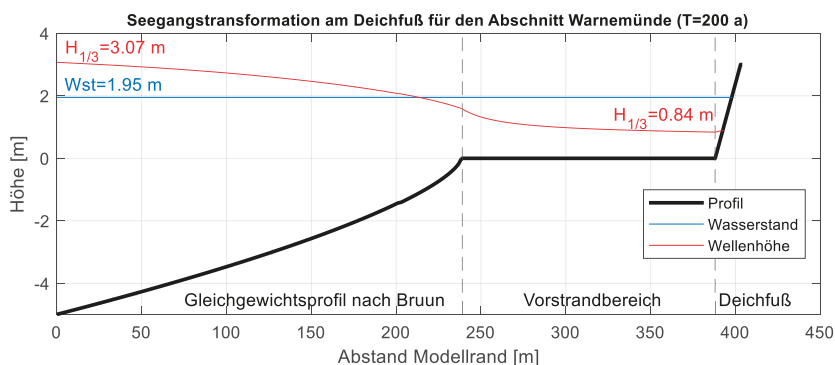


Abbildung 89: Darstellung des Modellprofils und der Wellenhöhe im Tiefwasserbereich und am Deichfuß für den Küstenabschnitt Warnemünde mit Bemessungsparametern für $T = 200$ a.

Das gesamte Profil besitzt die gleiche Rauheit. Bei der Modellierung der Seegangparameter werden die Default-Einstellungen genutzt. Der Vorteil der Modellierung des Seegangs ist, dass die benötigten Seegangparameter direkt am Deichfuß ausgegeben werden können.

Zunächst werden die univariat ermittelten Bemessungswerte betrachtet. Für die Wiederkehrintervalle $T = 10$ a, $T = 25$ a, $T = 50$ a, $T = 100$ a, $T = 150$ a und $T = 200$ a werden der BHW sowie die Wellenhöhe und die Wellenperiode des BSG in das Modell eingesteuert. Die Periode T_p wird mit den Regressionsmodellen aus Abschnitt 4.3.2 in Abhängigkeit von der Wellenhöhe berechnet. Abbildung 90 zeigt die Transformation der Seegangparameter Wellenhöhe, Wellenlänge und Wellenperiode. Die vom Wiederkehrintervall abhängigen Kombinationen des BHW und des dargestellten Parameters sind durch Symbole gekennzeichnet. Die Linien mit Kreissymbolen stellen den entsprechenden Parameter ohne den Einfluss der Seegangstransformation dar. Die transformierten Parameter werden durch Linien mit einem „x“ gekennzeichnet. Die Werte sind zusätzlich tabellarisch im Abschnitt 10.4.4 des Anhangs dargestellt.

Die linken Diagramme in Abbildung 90 stellen die Wellenhöhen in Abhängigkeit des Wasserstands für die genannten Wiederkehrintervalle dar. Unabhängig von der Wellenhöhe am Modellrand werden die Wellen am Deichfuß auf eine nahezu einheitliche Höhe mit einer maximalen Wellenhöhe von 1 m transformiert. Die Wellenlänge ist in den mittleren Diagrammen dargestellt. Simultan zu den Wellenhöhen verringern sich auch die Wellenlänge am Deichfuß. Als Periode wird die Peak-Periode T_p in das Modell eingesteuert. Für die Berechnung der Wellenaufbauhöhe ist jedoch die Periode $T_{m-1,0}$ notwendig. Aus diesem Grund werden die Perioden $T_{m-1,0}$ ausgewertet. SWAN ist in der Lage die Perioden zu konvertieren. Die rechten Diagramme stellen die Periodenlängen am Modellrand und am Deichfuß gegenüber. Es wird deutlich, dass die Perioden sich verkürzen.

Um die bivariaten Bemessungswerte am Modellrand und am Deichfuß zu vergleichen, muss die Auswertung modifiziert werden. Für ein gegebenes Wiederkehrintervall existieren eine Vielzahl von Kombinationen aus Wasserstand und Wellenhöhe. Es ist zunächst nicht bekannt, welche dieser Kombinationen zum höchsten Wellenaufbau führt.

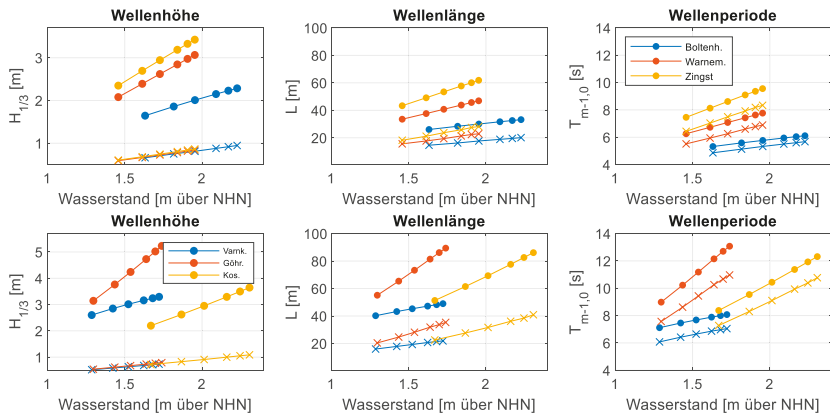


Abbildung 90: Darstellung der Transformation der univariat ermittelten Seegangparameter aus Tiefwasser- verhältnissen (Modellrand) an den Deichfuß.

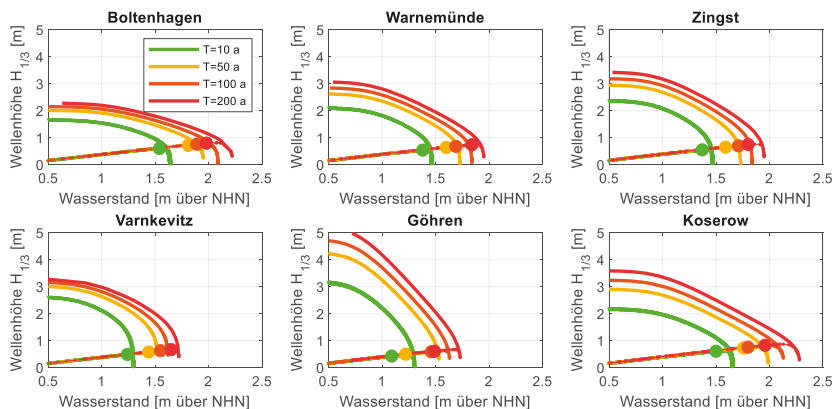


Abbildung 91: Darstellung der Transformation der bivariat ermittelten Wellenhöhen aus Tiefwasser- verhältnissen (Modellrand) an den Deichfuß. Der maßgebliche Wellenaufbau in Abhängigkeit des Wiederkehrintervalls ist durch einen Kreis symbolisiert.

Aus diesem Grund werden in allen Abschnitten für alle Kombinationen der genannten Wiederkehrintervalle zunächst die notwendigen Parameter am Deichfuß modelliert. Anschließend wird für jede Kombination die Wellenaufbauhöhe berechnet.

In Abbildung 91 sind die Parameterkombinationen am Modellrand (Linien mit kreisförmigem Verlauf) und am Deichfuß (Linien mit linearem Verlauf) gegenübergestellt. Die Kombination mit dem höchsten Wellenaufbau zum jeweiligen Wiederkehrintervall ist durch einen Kreis symbolisiert. Auch hier ist die Transformation der Wellenhöhen sichtbar.

Ähnlich wie im univariaten Fall zeigt sich in dem vereinfachten Modell am Deichfuß eine lineare Abhängigkeit der Wellenhöhe vom Wasserstand. Die transformierten Parameter am Deichfuß sind für alle Abschnitte in Tabelle 49 im Abschnitt 10.4.4 des Anhangs aufgeführt. Auf die Darstellung der weiteren, vom Modell berechneten Seegangparameter am Modellrand und am Deichfuß wird verzichtet.

Nach der Modellierung der hydrodynamischen Eingangsgrößen am Deichfuß kann nun der Wellenauflauf für die univariaten und bivariaten Varianten berechnet und miteinander verglichen werden. Im bivariaten Fall wird die Parameterkombination für den Vergleich verwendet, die im betrachteten Wiederkehrintervall den höchsten Wellenauflauf erzeugt. Die Ergebnisse sind in Abbildung 92 und Tabelle 50 in Abschnitt 10.4.4 des Anhangs dargestellt. Der Vergleich zeigt, dass die Wellenhöhen im univariaten Fall höher auflaufen als im bivariaten Fall. Ursache dafür sind die BHW, die mit der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse höher berechnet werden. Durch höhere Wasserstände gelangt mehr Seegangenergie an den Deich, was zu einem höheren Wellenauflauf führt. Der im Tiefwasser berechnete BSG hat in beiden Fällen keinen signifikanten Einfluss auf den Wellenauflauf am Deich, da dieser durch das Deichvorland transformiert wird. Mit dem Wasserstand und der Wellenauflaufhöhe kann die erforderliche Kronenhöhe des Deiches berechnet werden. Die Ergebnisse sind in Abbildung 93 dargestellt. Die hellblauen bzw. gelben Balken zeigen das BHW zum jeweiligen Wiederkehrintervall. Der blaue Balken stellt die erforderliche Kronenhöhe für den univariaten Fall dar, während der gelbe Balken den bivariaten Fall darstellt. Ein Freibord, das in Mecklenburg-Vorpommern mit 0,5 m angesetzt wird, wurde bei der Berechnung nicht berücksichtigt (Regelwerk MV 2009a). Die bivariaten Berechnungen führen in allen Abschnitten zu einer vergleichsweise geringeren Kronenhöhe. Allerdings unterscheiden sich die Differenzen zwischen beiden Varianten in den Abschnitten. Während die Kronenhöhe in Boltenhagen auf einem vergleichbaren Niveau liegt, gibt es in Koserow deutliche Unterschiede.

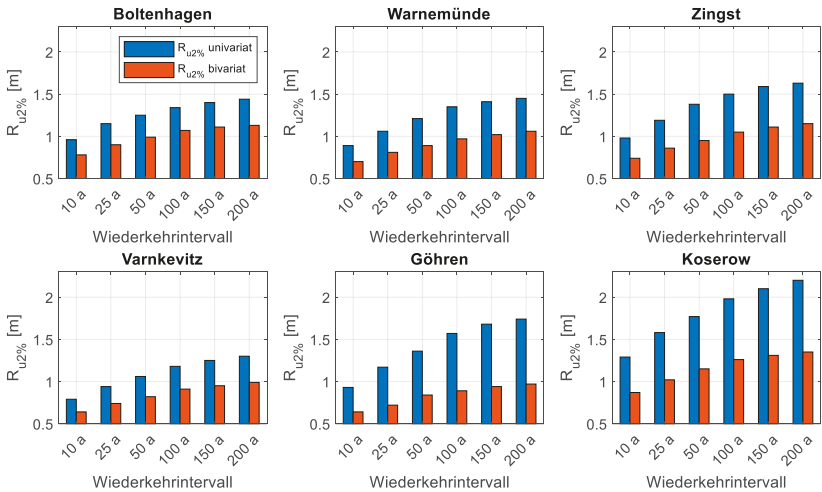


Abbildung 92: Vergleich der univariat und bivariat ermittelten Wellenauflaufhöhen.

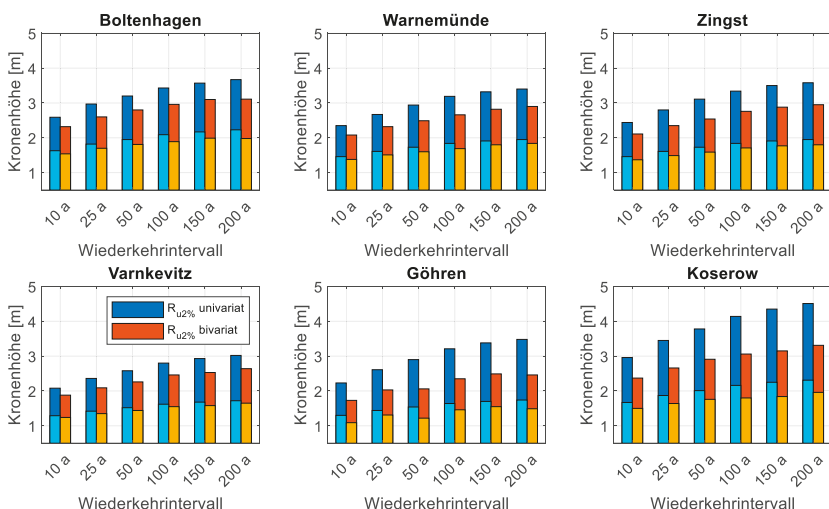


Abbildung 93: Ermittlung der Kronenhöhe der Deiche im univariaten und bivariaten Fall.

An dieser Stelle wird darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse aus diesem Beispiel nicht die realen Verhältnisse in den Küstenabschnitten darstellen. Es handelt sich um ein Beispiel mit vereinfachten Annahmen, um die Unterschiede zwischen den Ergebnissen der univariaten und bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse beispielhaft zu zeigen. Extreme Sturmfluten wie die von 1872 oder am Anfang des 20. Jahrhunderts sind nicht Teil der Stichprobe (z.B. MacPherson et al. 2023). Dies könnte zu einer Unterbemessung eines Deiches führen.

7.5 Zusammenfassung des siebten Kapitels

Zunächst wurde eine Methode zur Bildung einer bivariaten Stichprobe mit den Variablen Wasserstand und Wellenhöhe entwickelt. Die Methode basiert auf der erweiterten Block-Maxima-Methode nach Smith (1986). Hierzu werden alle statistisch unabhängigen Scheitelwerte einer Wasserstandzeitreihe bestimmt. Ein Ereignis wird als unabhängig betrachtet, wenn ein Mindestabstand von 7 Tagen zum nachfolgenden Ereignis besteht. Im Anschluss wird in einem Zeitraum von ± 3 h um den Scheitelwert herum die maximale Wellenhöhe ermittelt. Es konnte eine konstante Abhängigkeit zwischen dem Scheitelwert und der Wellenhöhe festgestellt werden, wenn die sieben größten jährlichen Scheitelwerte berücksichtigt werden. Kendalls τ zur Beschreibung der Abhängigkeiten der Parameter liegt zwischen 0,24 (Göhrn) und 0,34 (Boltenhagen). Nach der Klassifikation der Korrelationsstärke gemäß Hinkle et al. (2003) weisen die Stichproben-Elemente eine vernachlässigbar kleine bis schwach positive Korrelation auf.

Nach der Bildung der Stichprobe wurden die univariaten Randverteilungen der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe angepasst. Die Anpassungsgüte wurde anhand des Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstests, der RMSE-Berechnung und grafischer Verfahren bestimmt.

Es stellt sich heraus, dass sich die Logarithmische Normalverteilung am besten an die Stichprobe des Wasserstands anpassen lässt, während für die Wellenhöhen die generalisierte Extremwertverteilung am besten geeignet ist.

Anschließend wurden die Parameter der Copula-Modelle an die Stichproben angepasst. Für diese Untersuchung wurden die Clayton-Copula, Frank-Copula, Gumbel-Copula und Normal-Copula analysiert, welche zur Familie der Archimedischen Copulas gehören. Die Parameter wurden mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Zur Validierung der Anpassungsgüte der Modelle wurde der RMSE zwischen empirischen und modellierten Verteilungswerten berechnet und verschiedene grafische Methoden angewendet. Alle Modelle weisen eine vergleichbare Anpassungsgüte auf. Die weiteren Analysen wurden auf Basis der Frank-Copula durchgeführt, welche aufgrund ihrer schwachen Tail-Abhängigkeit am oberen Rand geeignet ist. Somit kann die schwache Tail-Abhängigkeit der Stichproben in diesem Bereich gut dargestellt werden.

Die Parameterkombinationen mit gleichen Wiederkehrintervallen wurden durch Zufallswerte der parametrisierten Copulas sowohl tabellarisch als auch grafisch ausgewertet. Abschließend wurden die Höhen der Parameterkombinationen, welche univariat und bivariat für vorgegebene Wiederkehrintervalle ermittelt wurden, grafisch gegenübergestellt. Es zeigt sich, dass die bivariat ermittelten Parameterhöhen an den Punkten maximaler Wahrscheinlichkeitsdichte bei gleichen Wiederkehrintervallen deutlich geringer sind als die mit den univariaten Verteilungsfunktionen ermittelten Parameter.

Im letzten Teil wurden die univariat und bivariat ermittelten Bemessungsparameter in einem Bemessungsbeispiel verarbeitet. Es zeigt sich, dass die Parameter zu verschiedenen Wellenauflaufhöhen und Kronenhöhen führen. In beiden Fällen hat der in Tiefwasserverhältnissen ermittelte BSG keine signifikanten Auswirkungen auf den Wellenaufbau. Durch die Flachwassereffekte im Küstenvorfeld und im Deichvorland werden die Wellen auf ein Höhenniveau transformiert, das im univariaten und bivariaten Fall vergleichbar ist. Die Wellenhöhe am Deichfuß hängt linear vom Wasserstand ab. Im univariaten Fall werden höhere BHW-Werte berechnet als im bivariaten Fall. Durch den höheren Wasserstand gelangt mehr Wellenenergie an den Deichfuß, was zu einem höheren Wellenaufbau führt.

8. Zusammenfassung der Ergebnisse und Beantwortung der Forschungsfragen

In der vorliegenden Arbeit werden drei thematische Schwerpunkte behandelt: Die Datengrundlagen, die systematische Analyse der hydrodynamischen Parameter und die bivariate Ermittlung des Bemessungshochwasserstands und Bemessungsseegangs auf Basis von Copula-Modellen. Zu jedem Schwerpunkt wurde zu Beginn eine Forschungsfrage formuliert. Hier werden die nun wichtigsten Ergebnisse diskutiert, zusammengefasst sowie die Forschungsfragen beantwortet.

8.1 Datengrundlagen

Grundlage aller Verfahren zur Ermittlung der hydrodynamischen Eingangsparameter für Entwurf, Bemessung und Sicherheitsnachweis von Küstenschutzbauwerken sind belastbare und konsistente Daten. Auch die multivariate Ermittlung des BHW und des zugehörigen BSG setzt Daten voraus, die die hydrodynamischen Verhältnisse im Untersuchungsgebiet möglichst genau wiedergeben. Das bedeutet, dass die Daten eine möglichst große Anzahl extremer Sturmfluten und die zugehörigen Seegangparameter entlang der Ostsee enthalten müssen. Aus diesem Grund wird in dieser Arbeit besonderes Augenmerk auf die Datenakquisition an der Küste Mecklenburg-Vorpommerns gelegt. Für die bivariate Wahrscheinlichkeitsanalyse wird zunächst geklärt, ob im Untersuchungsgebiet konsistente meteo-hydrodynamische Daten existieren, die eine Analyse der stochastischen Abhängigkeiten zwischen Wasserstand und Wellenhöhe ermöglichen und wie gut sie geeignet sind (erste Forschungsfrage).

Die Wasserstraßen- und Schifffahrtsverwaltung des Bundes (WSV) betreibt ein heterogenes Messnetz zur Erfassung der Wasserstände an der Ostseeküste. Die Daten sind plausibilisiert und prinzipiell für stochastische Auswertungen geeignet. Der zeitliche Umfang der Daten variiert, was die Vergleichbarkeit zwischen verschiedenen Küstenabschnitten zunächst einschränkt. Zwischen benachbarten Pegeln besteht in der Regel eine starke Korrelation, wodurch Zeitreihen auf Basis von Daten benachbarter Pegel verlängert werden können. Allerdings können den Wasserständen des WSV keine Seegangsinformationen zugeordnet werden, da Seegang im südwestlichen Ostseeraum bisher nur punktuell und für kurze Zeiträume erfasst wird. Die erfassten Zeiträume weisen oft große Lücken auf und sind daher für extremwertstatistische Betrachtungen ungeeignet. Wenn nur wenige Seengangsdaten vorliegen, können diese durch das Verfahren der Wind-Wellen-Korrelation statistisch erzeugt werden. Aus diesem Grund werden auch die Winddaten des Deutschen Wetterdienstes (DWD) analysiert. Die DWD-Stationen sind heterogen an der Küste von Mecklenburg-Vorpommern verteilt und unterscheiden sich hinsichtlich des zeitlichen Umfangs. Die Daten sind plausibel, enthalten nahezu keine Lücken und sind somit für die Anwendung der Wind-Wellen-Korrelation geeignet.

Das Interne Messnetz Küste (IMK) erfasst seit 24 Jahren hydrodynamische und meteorologische Parameter an sechs Abschnitten entlang der Ostseeküste. Basierend auf der Analyse von Wind-, Wasserstands- und Seengangsdaten wird in dieser Arbeit der Sinn des Betriebs IMK zumindest teilweise in Frage gestellt. Die Aufgaben des IMK bestehen in der kurzfristigen Bereitstellung von Informationen im Hochwasserfall sowie in der Bewertung von langfristigen Küstenprozessen. Die Plausibilisierung der Daten zeigt, dass diese Aufgaben nur eingeschränkt erfüllt werden können.

Alle Zeitreihen enthalten zum Teil große Lücken, insbesondere die Zeitreihen der Seegangparameter. In einigen Zeiträumen fehlen die Daten komplett oder sind nur teilweise vorhanden.

Die zeitliche Verteilung der Wellenhöhen in der Systemanalyse zeigt, dass hohe Wellen vermehrt in den Wintermonaten vorkommen, aber auch in den Sommermonaten auftreten können. Aufgrund der Lücken in den Zeitreihen des Seegangs kann somit auch bei einer jährlichen Datenverfügbarkeit von 75 % nicht sichergestellt werden, dass alle extremen Ereignisse in der Vergangenheit messtechnisch erfasst wurden.

Die Plausibilisierung der Windgeschwindigkeiten des IMK zeigt zum Teil gravierende Fehler, die auf eine fehlerhafte Messtechnik oder eine fehlerhafte Datenverarbeitung zurückzuführen sind. Es wurden Zeiträume von mehreren Tagen bis zu mehreren Jahren mit signifikanten Abweichungen zu den Windgeschwindigkeiten der DWD-Stationen gefunden. Es wird vermutet, dass bei der Konzeption des IMK die Standards der World Meteorological Organization (WMO) zur Messung von Winddaten teilweise nicht oder nur unzureichend berücksichtigt wurden. Der Messpfahl im Küstenabschnitt Warnemünde grenzt direkt an den örtlichen Küstenschutzwald, wodurch Winddaten aus bestimmten Richtungen beeinflusst werden. Die Messsituation ist in Abschnitt 10.5 des Anhangs dargestellt. Die Plausibilisierung der IMK-Wasserstandsdaten zeigt ein ähnliches Bild. An einigen Pegeln gibt es große Abweichungen zwischen den IMK-Wasserständen und denen der WSV-Referenzpegel. Diese Abweichungen treten mit Zeitspannen von einigen Tagen bis zu mehreren Monaten auf. Die Seegangsdaten konnten nur im Abschnitt Warnemünde durch redundante Messungen einer Messboje im Tiefwasserbereich plausibilisiert werden. Die Wellenhöhen werden auf Basis des verwendeten Verfahrens als plausibel eingestuft. Die systematisch vergleichsweise geringeren Wellenhöhen zeigen die Transformation des Seegangs durch Flachwassereffekte. Bei geringen Wellenhöhen treten teilweise nicht plausible Wellenperioden auf. Die gemessenen Wellenanlauffrichtungen der IMK-Sonde konnten durch die redundanten Messungen nicht plausibilisiert werden, da diese durch Flachwassereffekte transformiert und nicht mit denen der Messboje vergleichbar sind.

Grundsätzlich können Lücken, die durch fehlerhafte Messwerte und den Ausfall der Messtechnik entstehen, durch redundante Daten und Korrelationsverfahren geschlossen werden. Dies ist jedoch in der Regel mit einem Informationsverlust verbunden. Falls redundante Daten vorliegen, sollte der Nutzen des IMK hinterfragt werden. Der Autor empfiehlt, den Nutzen des IMK neu zu bewerten. Dazu müssen die Datenqualität der bisher erhobenen Daten, die vorhandenen redundanten Daten anderer Institutionen und der Aufwand für den Betrieb des IMK einander gegenübergestellt werden. Es ist zu prüfen, ob die formulierten Aufgaben des IMK auch mit Daten der WSV und des DWD erfüllt werden können. Informationen über Wasserstände im Hochwasserfall können dem WSV-Portal „PegelOnline“ entnommen werden. Aktuelle Messwerte der DWD-Stationen werden ebenfalls vom DWD angeboten (DWD 2023). Seegangsparameter können im Hochwasserfall mit Verfahren der Wind-Wellen-Korrelation abgeschätzt werden. Für die Bewertung langfristiger Küstenprozesse können die plausibilisierten, nahezu lückenlosen Daten der WSV und des DWD verwendet werden. Einen Mehrwert bietet derzeit nur die Messung der Seegangsdaten an den IMK-Stationen. Dies setzt voraus, dass die Seegangsdaten an allen Küstenabschnitten plausibel sind. Sie liefern wertvolle Informationen über die Transformation des Seegangs im küstennahen Bereich und können unter anderem zur Validierung numerischer Modelle herangezogen werden.

Basierend auf den bisher erhobenen Messdaten können die Seegangsverhältnisse auch hier mit dem Verfahren der Wind-Wellen-Korrelation abgeschätzt werden.

Seegangsmessdaten, insbesondere in Küstennähe, sind von besonderer Bedeutung, da der lokale Seegang an der Küste Mecklenburg-Vorpommerns starken Schwankungen unterliegt, die von den derzeit existierenden Seegangsmodellen aufgrund ihrer räumlichen Auflösung nur unzureichend genau modelliert werden. Eine Aussage über die Qualität und Plausibilität der weiteren IMK-Parameter Strömung, Luft- und Wassertemperatur kann nicht getroffen werden, da diese nicht Teil der Analyse sind.

Für die Festlegung von hydrodynamischen Eingangswerten stellen numerische Modelle eine sinnvolle Alternative zur Verwendung von Messdaten dar. Die größten Vorteile von Modellen sind die konsistente Berechnung der hydrodynamischen Parameter und die verfügbaren Daten im gesamten Modellgebiet. Des Weiteren können verschiedene zukünftige Entwicklungen der hydrometrischen Parameter unter Berücksichtigung aktueller Klimaprojektionen mit Modellen berechnet werden. Die Modellierung von Wasserstand und Seegang in der Ostsee ist jedoch an eine Reihe von Herausforderungen verbunden, die bisher noch nicht bewältigt wurden. Sie wird durch die komplexe topografische Struktur des Ostseebeckens sowie die verschiedenen Richtungsstrukturen der vorherrschenden Winde erschwert. Die Vielfalt der Küstenformen, welche sich auf die Wellenwachstumsraten und die Form des Wellenspektrums auswirken können, macht die Wellenmodellierung noch komplexer (Soomere 2023). Mit den CoastDat-Datensätzen existieren Hindcasts mit Wasserstands- und Seegangsdaten. Die Daten wurden jedoch mit unterschiedlichen Modellen und unterschiedlichen atmosphärischen Antrieben erzeugt und sind somit für die Modellierung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserstand und Wellenhöhe nicht geeignet.

Der Autor erachtet es als sinnvoll, ein Modell zur Modellierung der hydrodynamischen Verhältnisse zu entwickeln, welches den Fokus auf den Wassersand und den Seegang in der südwestlichen Ostsee legt. Dieses Modell sollte anschließend operationell betrieben werden. Zunächst ist zu prüfen, mit welchem atmosphärischen Antrieb die hydrodynamischen Verhältnisse im Untersuchungsgebiet am besten modelliert werden können. Der Antrieb sollte für einen ausreichend langen Zeitraum in der Vergangenheit zur Verfügung stehen. In Hinblick auf die Konsistenz ist sicherzustellen, dass der Antrieb auch in Zukunft zur Verfügung steht. Für belastbare hydrodynamische Daten sollte das Modell in der Lage sein, neben der Windwirkung auch den Füllungsgrad und die Schwingungen der Ostsee zu berücksichtigen, da diese Faktoren das Sturmflutgeschehen beeinflussen. Die Modellqualität kann durch den Vergleich mit den Messdaten bewertet werden. Die Modellierung der Hydrodynamik der gesamten Ostsee ist mit einem hohen Rechenaufwand verbunden. Daher ist ebenfalls zu prüfen, ob eine Verkleinerung des Modellgebiets auf den Bereich der südwestlichen Ostsee zu akzeptablen Ergebnissen führt. Die Modellrechnung kann durch eine Verringerung der räumlichen Auflösung beschleunigt werden. Dazu kann auf das Konzept des „Nesting“ (deutsch: Verschachtelung) oder auf unstrukturierte adaptive Gitter zurückgegriffen werden. Die Idee des „Nesting“ besteht darin, Modelle unterschiedlicher räumlicher oder zeitlicher Auflösungen miteinander zu verschachteln. Das kleinere Modell übernimmt die an den Modellrändern berechneten Parameter des größeren Modells. Dies ermöglicht es, verschiedene Skalen und Detailgrade zu berücksichtigen.

Im Gegensatz zu strukturierten Gittern, bei denen die Gitterpunkte in regelmäßigen geometrischen Mustern angeordnet sind, sind unstrukturierte, adaptierte Gitterstrukturen flexibler und können sich durch eine höhere Gitterdichte dynamisch an Bereiche mit komplexen Strukturen anpassen.

Es ist wichtig, dass die zugrundeliegenden Randwerte und die Bathymetrie ähnliche räumliche Auflösungen aufweisen. Die Küste von Mecklenburg-Vorpommern ist stark strukturiert und unterliegt dynamischen Veränderungen. Insbesondere nach schweren Sturmfluten kommt es durch Sedimenttransportprozesse zu starken Veränderungen im Küstenvorfeld. Diese Veränderungen beeinflussen die Sturmflutparameter sowie die Seegangstransformation. Aus diesem Grund wird empfohlen, für Bemessungsfragen in den zu untersuchenden Küstenabschnitten ein sogenanntes Pessimalprofil zu bestimmen und bei der Modellierung zu berücksichtigen. Das Pessimalprofil stellt die größten zu erwartenden bzw. akzeptablen Wassertiefen im Küstenvorfeld bis zum Strand dar (Weichbrodt et al. 2013).

Die Verwendung von Pessimalprofilen führt zu einer erhöhten Sicherheit bei der Bestimmung der Bemessungsparameter im küstennahen Bereich. Die Auflösung der Bathymetrie in küstennahen Gebieten sollte so gewählt werden, dass die morphologischen Strukturen ausreichend genau abgebildet werden. Ein Modell der Hydrodynamik der Ostsee kann als Grundlage für die Beantwortung verschiedener Fragestellungen im Küsteningenieurwesen herangezogen werden, wie zum Beispiel Sedimenttransport, Küstenerosion und Hochwasserrisikomanagement. Auch andere wissenschaftliche Disziplinen wie beispielsweise Schifffahrt, marine Biologie, Offshore-Windindustrie, Hafenmanagement und Tourismus könnten von den Modellergebnissen profitieren.

Basierend auf den durchgeführten Untersuchungen der verfügbaren Daten muss die erste Forschungsfrage verneint werden. Im Untersuchungsgebiet existieren keine konsistenten hydrodynamischen Daten, die eine Analyse der stochastischen Abhängigkeit zwischen extremen Wasserständen und Wellenhöhen ermöglichen. Es gibt jedoch statistische Methoden, um die benötigte Datenbasis zu erzeugen. Dies hat jedoch zur Folge, dass die Konsistenz der Daten verloren geht und die Variabilität des Seegangs durch dessen statistische Modellierung verringert wird.

8.2 Systematische Analyse der hydrodynamischen Daten

Für die Beschreibung der hydrodynamischen Daten in den gewählten Küstenabschnitten wurden die Windparameter, der Wasserstand und die Seegangparameter analysiert. Es wurde festgestellt, dass die Windgeschwindigkeiten stark von den lokalen Rauheitshöhen abhängig und daher nur bedingt vergleichbar sind. Die Intervallgrößen der wirksamen Windrichtungen, aus denen potenziell Seegang durch Windenergie erzeugt werden kann, variieren entlang der Ostseeküste. Auch der relative Anteil der extremen Windgeschwindigkeiten aus den wirksamen Windrichtungen variiert entlang der Küste stark. Es konnte kein eindeutiger Zusammenhang zwischen hohen Windgeschwindigkeiten der küstennahen DWD-Stationen und extremem Seegang auf Basis der verfügbaren Daten gefunden werden. In der Vergangenheit führten nur selten extreme Windgeschwindigkeiten zu extremem Seegang. Die Höhe der Wellen hängt nicht nur von der Windgeschwindigkeit ab, sondern wird auch durch die Windwirkdauer und die Fetchlänge beeinflusst. Die hohe Variabilität der Wellenhöhen in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit, die bei der Wind-Wellen-Korrelation ermittelt wurde, lässt sich dadurch erklären.

Es werden Unterschiede in den Sturmflutparametern zwischen den westlichen (Boltenhagen, Warnemünde und Zingst) und den östlichen Abschnitten (Varnkevit, Göhren und Koserow) festgestellt. Im Westen treten Sturmfluten häufiger und mit höheren Wasserständen auf als im Osten. Im Mittel verweilen die Sturmfluten in den östlichen Abschnitten jedoch länger.

Insbesondere nach Erreichen des Scheitelwerts sinkt der Wasserstand der Sturmfluten in den östlichen Abschnitten deutlich langsamer. Küstenschutzbauwerke werden über einen langen Zeitraum belastet. Deiche können durchweichen und an Stabilität verlieren, was zu Deichversagen führen kann.

Durch vergleichsweise längere Verweilzeiten wird mehr Seegangsenergie an die Küste transportiert. Dadurch sind Strandbereiche und das Küstenvorfeld vergleichsweise höheren Erosionsraten ausgesetzt. Wenn das Sediment erodiert, vergrößert sich die Wassertiefe und mehr Wellenenergie erreicht die Küste. Auch Dünenbauwerke sind im Belastungsfall höheren Erosionsraten ausgesetzt. Die Untersuchungen von Saathoff et al. (2020a) an einer großmaßstäblichen Versuchsdüne an der Ostseeküste zeigen (vgl. auch Kaehler et al. 2022), dass sich Dünenbreschen in Abhängigkeit von der Zeit linear vergrößern. Um das Sicherheitsniveau und die Wirtschaftlichkeit von Küstenschutzbauwerken zu erhöhen, müssen die unterschiedlichen Charakteristika der Sturmfluten in den Küstenabschnitten bei Entwurf, Bemessung und Sicherheitsüberprüfung berücksichtigt werden.

Die höchste Belastung auf Küstenschutzbauwerke tritt auf, wenn die Maxima beider Parameter gleichzeitig auftreten. Eine Ausnahme bilden lediglich Wellenbrecher, bei denen von einer geringen Belastung durch Wellen auszugehen ist, wenn die Kronenhöhe unter dem Wasserstand liegt. Für die Bildung der bivariaten Stichproben und die nachfolgende Modellierung der Abhängigkeiten ist es von großer Bedeutung, in welchem zeitlichen Verhältnis die Parameter während einer Sturmflut zueinander stehen (Forschungsfrage 2). Die Untersuchungen zeigen, dass das zeitliche Verhältnis von der Höhe des Scheitelwerts abhängt. Bei niedrigen Scheitelwerten erreichen die Wellen sowohl vor als auch nach dem Maximum des Wasserstands ihr Maximum. Mit zunehmender Höhe des Scheitelwerts werden die Wellenmaxima zunehmend vor den Scheitelwerten erreicht. Die zeitlichen Abstände zwischen beiden Maxima sind variabel. In seltenen Fällen treten beide Maxima bei niedrigen Scheitelwerten zeitgleich auf. Die Ergebnisse sind physikalisch plausibel. Sturmfluten laufen aufgrund der Trägheit und Masse des Wassers langsamer auf als Seegang entsteht. Diese Trägheit wird besonders bei Sturmfluten mit hohen Scheitelwerten deutlich. Bei der Interpretation der Ergebnisse muss jedoch berücksichtigt werden, dass die Wasserstände und die statistisch erzeugten Wellenhöhen in stündlicher Auflösung vorliegen. Mit der statistischen Modellierung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von Windrichtung und -geschwindigkeiten geht ein Informationsverlust einher. Durch Untersuchungen mit konsistent gemessenen oder modellierten Daten in höherer zeitlicher Auflösung kann der zeitliche Zusammenhang zwischen den beiden Größen präzisiert werden. Diese Erkenntnis beeinflusst die Bildung der bivariaten Stichprobe. Auf der sicheren Seite liegend, können prinzipiell die beiden Maxima einer Sturmflut in die Stichprobe überführt werden und die aus der Wahrscheinlichkeitsanalyse resultierenden Bemessungswerte Eingang in die konstruktive Bemessung eines Küstenschutzbauwerks finden. In diesem Fall bleibt der zeitliche Zusammenhang der Parameter unberücksichtigt. Die Verwendung beider Maxima bei der funktionellen Bemessung ist nicht zielführend, da sie bei hohen Scheitelwerten nicht gleichzeitig auftreten. Dadurch könnte das Bauwerk in Hinblick auf seine Funktionalität überdimensioniert werden.

Die systematische Analyse zeigt, dass die meteorologischen und hydrodynamischen Verhältnisse in den Küstenabschnitten unterschiedlich sind. Die Ableitung von Bemessungswerten auf der Basis eines univariaten oder bivariaten Wahrscheinlichkeitsmodells für die gesamte Küste Mecklenburg-Vorpommerns ist nicht zielführend.

Die Variabilität der Hydrodynamik entlang der Küste wird durch ein einzelnes Wahrscheinlichkeitsmodell nicht hinreichend genau abgebildet. Insbesondere der Seegang wird durch die lokal gegliederte Morphologie der Küstenabschnitte beeinflusst. Sofern verwertbare lokale Wasserstands- und Seegangsdaten vorliegen oder berechnet werden können, sollten auf deren Basis uni- bzw. bivariate Wahrscheinlichkeitsmodelle erstellt und anschließend die BHW und die BSG abgeleitet werden.

Die zweite Forschungsfrage wird wie folgt beantwortet: Bei extremen und somit bemessungsrelevanten Sturmfluten liegt das Maximum der Wellen in den meisten Fällen zeitlich vor dem Maximum des Wasserstands. Der zeitliche Abstand zwischen beiden Maxima unterliegt jedoch einer hohen Variabilität.

8.3 Ansatz zur Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten

In Mecklenburg-Vorpommern werden die hydrodynamischen Eingangsparameter für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken derzeit mit univariaten stochastischen Verfahren bestimmt. Diese Verfahren sind als der derzeitige Stand der Technik anzusehen. Der Vorteil der stochastischen Verfahren liegt darin, dass aus Beobachtungen der Vergangenheit auf Ereignisse mit geringeren Eintrittswahrscheinlichkeiten (große Wiederkehrintervalle) extrapoliert werden können. Es ist möglich, historische extreme Ereignisse zu berücksichtigen. Die meisten Küstenschutzbauwerke sind so bemessen, dass sie den hydrodynamischen Belastungen, die aus Ereignissen mit einem Wiederkehrintervall von 200 Jahren ($p = 0,995$) resultieren, widerstehen. Neben den Vorteilen sind zwei wesentliche Nachteile zu nennen: Typischerweise ist in der Stichprobe eine Abnahme der Anzahl der hydrodynamischen Ereignisse mit zunehmender Höhe festzustellen. Dies führt zu Unsicherheiten bei der Anpassung der Verteilungsfunktionen in Bereichen mit geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten. Die Berücksichtigung zukünftiger hoher Extremereignisse können die hydrodynamischen Eingangsparameter zu den festgelegten Wiederkehrintervallen bei der erneuten Berechnung signifikant verändern.

In der Vergangenheit wurden mehrere Ansätze zur Abschätzung der Wahrscheinlichkeit extremer Wasserstände entwickelt. Derzeit werden unterschiedliche Methoden nicht nur auf internationaler, sondern auch auf nationaler Ebene angewandt, was zu einem heterogenen Schutzniveau führt. Die Anwendung unterschiedlicher statistischer Methoden kann zu deutlich unterschiedlichen Schätzungen der extremen Wasserstände führen. Auch die Anwendung derselben Methodik kann zu signifikanten Diskrepanzen führen, da die Wahl der Parameter in mehreren Schritten des Modellaufbaus subjektiv ist. Arns et al. (2013b) haben die Methoden der Wahrscheinlichkeitsanalyse verglichen und bewertet und geben Empfehlungen zur Durchführung der Wahrscheinlichkeitsanalyse für extreme Wasserstände. Der Autor der vorliegenden Arbeit empfiehlt, sich bei zukünftigen Festlegungen von Bemessungswasserständen an den Empfehlungen von Arns et al. (2013b) zu orientieren. Sturmfluten sind ein überregionales Phänomen, dass keine Landesgrenzen berücksichtigt. Um ein homogenes Schutzniveau sicherzustellen, müssen die Methoden international oder zumindest national zwischen den Akteuren abgestimmt und vereinheitlicht werden.

Eine Handlungsempfehlung zur Durchführung der Wahrscheinlichkeitsanalyse bei Wellenhöhen existiert derzeit nicht. Der Autor erkennt hier einen hohen Handlungs- und Forschungsbedarf und empfiehlt die Entwicklung einer Handlungsempfehlung.

Die unabhängige stochastische Modellierung von BHW und BSG für zuvor definierte Wiederkehrintervalle bildet die realen extremen Verhältnisse nur eingeschränkt ab, da beide Parameter unabhängig und auf Basis unterschiedlicher Datengrundlagen ermittelt wurden. Die Untersuchung des zeitlichen Zusammenhangs zwischen den Maxima des Wasserstands und der Wellenhöhe zeigt, dass diese während einer Sturmflut nur selten zeitgleich auftreten. In den meisten Fällen wird - wie schon im vorangegangenen Abschnitt festgehalten - das Wellenmaximum vor dem Maximum des Wasserstands erreicht. Bei univariat ermittelten Eingangsparametern wird dieser Zusammenhang nicht berücksichtigt, was zu einer funktionellen Überbemessung führen kann. Mit Copula-Modellen ist es möglich, die Zusammenhänge zwischen zwei oder mehreren hydrodynamischen Parametern stochastisch zu beschreiben und deren Eintrittswahrscheinlichkeiten zu berechnen. Der Vorteil gegenüber multivariaten Verteilungsfunktionen besteht darin, dass die betrachteten Parameter nicht der gleichen Verteilung angehören müssen. Damit können Abhängigkeiten deutlich flexibler modelliert werden.

Die Anwendung von Copula-Modellen für hydrodynamische Bemessungsaufgaben im Küsteningenieurwesen ist im Vergleich zur univariaten Anwendung mit hohen Anforderungen an die Daten verbunden. Die Anzahl der in den Copula-Modellen berücksichtigten Größen ist dabei von entscheidender Bedeutung. So müssen entsprechend konsistente und möglichst lange Zeitreihen vorliegen, je nachdem, wie viele Größen in dem Modell berücksichtigt werden. An der deutschen Ostseeküste sind für die Festlegung von BHW und BSG auf bivariater Basis nur eingeschränkt Daten vorhanden. Es ist jedoch wahrscheinlich, dass in naher Zukunft eine bessere Datenbasis geschaffen wird.

Die Durchführung einer bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen baut auf den Methoden der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse auf und erfordert einen zusätzlichen Aufwand. Die wichtigsten Methoden sind jedoch in entsprechende Softwarepakete (z.B. R-Statistics und Matlab) bereits implementiert und stellen bei der heutigen Rechentechnik keine große Herausforderung dar. Durch den Mehraufwand wird der Anwender jedoch vor weiteren Entscheidungen bei der Methodenauswahl gestellt, die die Ergebnisse beeinflussen können. Insbesondere die Stichprobenbildung hat einen großen Einfluss auf das Ergebnis. Zunächst muss festgelegt werden, welche Parameterkombinationen als extrem gelten. Die Festlegung von Extremwerten unterliegt zwangsläufig subjektiven Einflüssen, da es keine mathematisch begründbare Definition eines Extremwertes gibt. Bei Bemessungsaufgaben müssen die Extremwerte entsprechend der geplanten Funktionalität des Bauwerks und des angestrebten Sicherheitsniveaus definiert werden. Um eine robuste Anpassung der Modelle zu gewährleisten, sollten die Daten, die der Wahrscheinlichkeitsanalyse zugrunde liegen, eine ausreichend hohe Anzahl an Extremwerten enthalten. In der vorliegenden Arbeit wurden zunächst geeignete Stichproben mit extremen Wasserständen und den zugehörigen Wellenhöhen mit der Blockmaxima-Methode und der Peak-Over-Threshold-Methode gebildet.

Das Ziel der Stichprobenbildung war es, ausreichend viele extreme Wasserstände und die zugehörigen Wellenhöhen zu berücksichtigen, um ein belastbares Copula-Modell zu konstruieren. Dabei sollten beide Größen in allen Küstenabschnitten eine möglichst große Abhängigkeit aufweisen.

Mit der Block-Maxima-Methode können bei einer Blockgröße von einem Jahr 24 Elemente der Stichprobe hinzugefügt werden. Die jährlichen maximalen Wasserstände und die zugehörigen Wellenhöhen zeigen in allen Abschnitten aufgrund des geringen Stichprobenumfangs nur eine geringe Abhängigkeit mit Ausnahme von Koserow.

Mit der Peak-Over-Threshold-Methode konnten weder mit dem Parameter-Stability-Plot noch mit dem Mean-Excess-Plot geeignete Schwellenwerte identifiziert werden. Es zeigt sich, dass bereits geringe Variationen der Stichprobenelemente große Auswirkungen auf die geschätzten Parameter der univariaten Verteilungsfunktionen und somit auf die Parameterhöhen bei geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten haben.

Die in Abschnitt 6.3.4 erläuterten Methoden zur Bildung bivariater Stichproben sind für die gegebene Fragestellung nicht geeignet, da sie von einem Schwellenwert abhängig sind oder die Auswahl der Parameterkombinationen keine Unabhängigkeit garantieren. Aus diesem Grund werden in dieser Arbeit die Stichproben in den Küstenabschnitten mit einem Verfahren gebildet, welches auf der erweiterten Block-Maxima-Methode nach Smith (1986) basiert. Bei dieser Methode werden die r höchsten Werte innerhalb eines zuvor definierten Blocks ermittelt und der Stichprobe hinzugefügt. Um ein geeignetes r festzulegen, wird die Anzahl der jährlichen Werte sukzessive erhöht, beginnend mit $r = 1$, bis eine stabile Abhängigkeit zwischen den Parametern erreicht wird. Die Abhängigkeit wird durch Kendalls τ ausgedrückt. In allen Küstenabschnitten bleibt die Abhängigkeit ab $r = 7$ stabil.

Nach der Bildung der Stichprobe werden die univariaten Randverteilungen der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe angepasst. Die Anpassungsgüte wird anhand des Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstests, der RMSE-Berechnung und grafischer Verfahren bestimmt. Es stellt sich heraus, dass sich die Logarithmische Normalverteilung am besten an die Stichprobe des Wasserstands anpassen lässt, während für die Wellenhöhen die Generalisierte Extremwertverteilung am besten geeignet ist.

Im Anschluss an die Erstellung der Stichproben sowie die Anpassung der Verteilungsfunktionen an die univariaten Stichproben der Scheitelwerte und an die zugeordneten Wellenhöhen wird im nächsten Schritt untersucht, welche Copula sich am besten an die bivariaten Stichproben beider Parameter anpassen lässt. Dazu werden die Modellparameter mit der ML-Methode berechnet. Anschließend wird der RMSE zwischen empirischer und modellierter Wahrscheinlichkeit berechnet und geprüft, welche Copula die geringste Abweichung aufweist. Des Weiteren werden die Ergebnisse grafisch aufbereitet. Der Chi-Plot erweist sich dabei als wertvolles Instrument zur Visualisierung der Abhängigkeitsstrukturen für empirische und modellierte Daten. Die rechnerische und grafische Validierung zeigt, dass prinzipiell alle untersuchten Copula-Modelle in der Lage sind, die Abhängigkeitsstruktur der Stichproben realistisch darzustellen. Im Rahmen der weiteren Untersuchungen wird die Frank-Copula für alle Küstenabschnitte verwendet. Die Anzahl der Kombinationen ist jedoch zu gering, um eine Tail-Abhängigkeit im extremen Bereich nachzuweisen.

Im Anschluss ist es mit den parametrisierten Copula-Modellen möglich, entsprechend der Abhängigkeitsstruktur, beliebig viele Parameterkombinationen zu modellieren, für die eine Unterschreitungswahrscheinlichkeit bzw. ein Wiederkehrintervall bestimmt werden kann.

Ein praktisches Mittel zur Visualisierung der Wiederkehrintervalle sind Isolinien, die alle Kombinationen mit gleichem Wiederkehrintervall verbinden. Die Isolinien sind für die Wiederkehrintervalle $T = 5$ a, $T = 25$ a und $T = 100$ a dargestellt. Die in der Systemanalyse (vgl. Kapitel 0) beschriebenen hydrodynamischen Verhältnisse finden sich in den Verläufen der Isolinien wieder.

Die Wahl einer bemessungsrelevanten Kombination auf einer Isolinie erweist sich als schwierig, da beliebig viele Kombinationen entlang der Isolinie für ein gewähltes Wiederkehrintervall existieren. Für den Vergleich der Ergebnisse der univariaten und bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalysen ist es zunächst notwendig, die maßgeblichen Kombinationen auf den Isolinien zu bestimmen. Dazu wird das Verfahren von Salvadori et al. (2013) verwendet. In der Folge werden die Wasserstände sowie die Wellenhöhen für zuvor definierte Wiederkehrintervalle univariat und bivariate berechnet. Die mittleren Abweichungen der Wasserstände sind im Vergleich zu den Wellenhöhen gering. Die Kurven verlaufen nahezu linear. Es zeigen sich signifikant höhere univariate als bivariate Wellenhöhen. Das von Salvadori et al. (2013) vorgestellte Verfahren ist mathematisch fundiert, allerdings fehlt eine rationale Begründung, die Kombination mit der größten Wahrscheinlichkeitsdichte als maßgeblich für hydrodynamische Bemessungsfragen anzusehen. An dieser Stelle zeigt sich erneut eine Unsicherheit, die mit der Anwendung von Copula-Modellen einhergeht.

Eine weitere Möglichkeit besteht darin, alle Kombinationen für ein gewähltes Wiederkehrintervall zu berücksichtigen und anschließend die Kombination auszuwählen, die gemäß dem zugrunde liegenden Bemessungsansatz zur höchsten Bauwerksbelastung führt. Dieser Ansatz wird in einem vereinfachten Bemessungsbeispiel für die Ermittlung der Wellenaufbauhöhe auf einen Deich und der daraus resultierenden Kronenhöhe verwendet. In allen Abschnitten ist die bivariate ermittelte Wellenaufbauhöhe zum Teil erheblich niedriger (Faktor 2) als die univariat ermittelten Wellenaufbauhöhen. Dies ist auf die Berücksichtigung der Abhängigkeiten zwischen Wasserstand und Wellenhöhen zurückzuführen. Nur in seltenen Fällen treten die Maxima der beiden Größen zeitgleich auf (vgl. Abschnitt 5.3.4). Bei Anwendung der bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse sind die Deiche in diesem vereinfachten Beispiel gegenüber der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse in Hinblick auf die funktionelle Bemessung (vgl. Abschnitt 2.4) überdimensioniert. Dies führt mit einem größeren Flächenbedarf für das Bauwerk zu Mehrkosten bei der Konstruktion und der späteren Deichunterhaltung. Die Übertragung dieser Tatsache auf die Realität ist jedoch aufgrund der ungenügenden Datenbasis nur eingeschränkt möglich. Die Anwendung der Copula-Modelle auf konsistente und zeitlich umfangreiche Daten könnte zu Ergebnissen mit mehr Aussagekraft führen. Hier sieht der Autor weiteren Forschungsbedarf.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit konnte nicht geklärt werden, welche der beschriebenen Methoden optimale Ergebnisse für die Modellierung der Zusammenhänge und Eintrittswahrscheinlichkeiten der hydrodynamischen Parameter Wasserstand und Wellenhöhe liefert. Es ist erforderlich, die Eignung der vorgestellten Methoden durch weitere wissenschaftliche Untersuchungen sowie praktische Anwendungen zu überprüfen. Im Rahmen dieser Arbeit werden ausschließlich Copulas aus der Klasse der Archimedischen Copulas untersucht. Des Weiteren ist unklar, ob die Anwendung von Copulas aus anderen Klassen (vgl. Abschnitt 6.3.2) zu besseren Ergebnissen führen wird.

Derzeit gibt es keinen Methodenvergleich und keine offiziellen Empfehlungen für die praktische Anwendung der multivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen im Küsteningenieurwesen, wie sie beispielsweise von Arns et al. (2013b) zur Ermittlung von Eintrittswahrscheinlichkeiten extremer Wasserstände formuliert werden. Auch hier erkennt der Autor der vorliegenden Arbeit einen hohen Forschungsbedarf.

Eine falsche Anwendung der Modelle oder eine falsche Interpretation der Ergebnisse kann fatale Folgen nach sich ziehen, wie es die jüngere Vergangenheit bereits gezeigt hat. Im Kontext der Bankenkrise von 2008 wurde das Risiko bei Immobilienkäufen in den USA unter anderem mit Gauss-Copulas modelliert. Die Modelle gingen davon aus, dass die Zahlungsunfähigkeit von Käufern im Krisenfall kaum korrelieren würde. Die Gauss-Copula suggeriert eine schwache Tail-Abhängigkeit (vgl. Abschnitt 7.3) und somit einen geringen Wertverlust eines Banken-Portfolios im Krisenfall. Diese Fehleinschätzung resultierte in einer der größten Bankenkrisen der letzten Jahrzehnte.

*„A formula in statistics, misunderstood and misused,
has devastated the global economy.“*

Diese Aussage von Salmon (2012) kann auch auf die Anwendung von Copula-Modellen für Bemessungsfragen, aber auch auf andere Modelle wie z.B. im Küsteningenieurwesen übertragen werden. Weiterführende Informationen zur Rolle der Copula-Modelle in der Finanzkrise von 2008 sind u.a. in Donnelly und Embrechts (2010) zu finden. Die Wahl des Modells liegt beim Menschen und muss immer mit Bedacht und Vorsicht getroffen werden. Gemäß der Aussage „All models are wrong, but some are useful“ ist es wichtig, Annahmen und Ergebnisse unter Anwendung von entsprechendem Fachwissen kritisch zu hinterfragen und regelmäßig den fachübergreifenden wissenschaftlichen Austausch zu suchen.

Abschließend wird somit also die dritte und letzte Forschungsfrage beantwortet. Die Ermittlung der hydrodynamischen Eingangswerte mit Copula-Modellen stellt derzeit eine sinnvolle Ergänzung der stochastischen Verfahren dar, insbesondere zur funktionellen, aber auch zur konstruktiven Bemessung. Der Vorteil ist zum einen die Flexibilität der Modelle, zum anderen die Fähigkeit, die stochastischen Zusammenhänge zwischen zwei oder mehreren hydrodynamischen Parametern zu beschreiben. Die multivariate Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen hat das Potenzial die univariate Wahrscheinlichkeitsanalyse als Grundlage der Bestimmung der hydrodynamischen Parameter im Küstenwasserbau abzulösen. Dazu sind jedoch weitere Untersuchungen und ein Zuwachs an Erfahrung notwendig. Bei Bemessungsfragen empfiehlt der Autor, neben der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse auch eine bivariate Wahrscheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen durchzuführen, sofern ausreichend Daten vorliegen. Der Autor schließt sich damit den von Weichbrodt et al. (2013) gestellten Forderungen an:

„Zukünftig (bei Vorliegen längerer Zeitreihen) sollten auch kombinierte Eintrittswahrscheinlichkeiten der verschiedenen hydrodynamischen Parameter unter genauer Betrachtung Unsicherheiten bei Entwurf, Bemessung und Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzbauwerken in Mecklenburg-Vorpommern ermittelt und bei der Bemessung berücksichtigt werden.“

9. Literaturverzeichnis

Abberger, Klaus (2004): A simple graphical method to explore tail-dependence in stock-return pairs. Zentrum für Finanzen und Ökonometrie (CoFE Discussion Paper, 04/03). Online verfügbar unter <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:352-opus-11707>.

Acero, F. J.; Gallego, M. C.; García, J. A.; Usoskin, I. G.; Vaquero, J. M. (2018): Extreme Value Theory Applied to the Millennial Sunspot Number Series. In: *The Astrophysical Journal* 853 (1), S. 80. DOI: 10.3847/1538-4357/aaa406.

AghaKouchak, Amir; Cheng, Linyin; Mazdiyasni, Omid; Farahmand, Alireza (2014): Global warming and changes in risk of concurrent climate extremes: Insights from the 2014 California drought. In: *Geophys. Res. Lett.* 41 (24), S. 8847–8852. DOI: 10.1002/2014gl062308.

AghaKouchak, Amir; Ciach, Grzegorz; Habib, Emad (2010): Estimation of tail dependence coefficient in rainfall accumulation fields. In: *Advances in Water Resources* 33 (9), S. 1142–1149. DOI: 10.1016/j.adwatres.2010.07.003.

AghaKouchak, Amir; Easterling, David; Hsu, Kuolin; Schubert, Siegfried; Sorooshian, Soroosh (2013): *Extremes in a Changing Climate*. Dordrecht: Springer Netherlands (65).

Antão, E. M.; Guedes Soares, C. (2014): Approximation of bivariate probability density of individual wave steepness and height with copulas. In: *Coastal Engineering* 89, S. 45–52. DOI: 10.1016/j.coastaleng.2014.03.009.

Arns, Arne; Wahl, Thomas; Dangendorf, Sönke; Muddersbach, Christoph; Jensen, Jürgen (2013a): Ermittlung regionalisierter Extremwasserstände für die Schleswig-Holsteinische Nordseeküste. In: *Hydrologie und Wasserbewirtschaftung* (57). DOI: 10.5675/HyWa_2013,6_1.

Arns, Arne; Wahl, Thomas; Haigh, Ivan D.; Jensen, Jürgen; Pattiaratchi, Charitha (2013b): Estimating extreme water level probabilities: A comparison of the direct methods and recommendations for best practise. In: *Coastal Engineering* 81 (3), S. 51–66. DOI: 10.1016/j.coastaleng.2013.07.003.

Aufgaben des WSV: Die Aufgaben der Wasserstraßen- und Schifffahrtsverwaltung des Bundes. Wasserstraßen- und Schifffahrtsverwaltung des Bundes. Online verfügbar unter https://www.gdws.wsv.bund.de/DE/gdws/01_ueber-uns/aufgaben/aufgaben-node.html, zuletzt geprüft am 13.08.2022.

Aufgaben DWD: Die Aufgaben des DWD. Deutscher Wetterdienst. Frankfurt. Online verfügbar unter https://www.dwd.de/DE/derdwd/aufgaben/aufgaben_node.html, zuletzt geprüft am 03.04.2022.

Bacchi, Baldassare; Becciu, Gianfranco; Kottegoda, Nath.T. (1994): Bivariate exponential model applied to intensities and durations of extreme rainfall. In: *Journal of Hydrology* 155 (1-2), S. 225–236. DOI: 10.1016/0022-1694(94)90166-X.

Bacchi, Baldassare; Brath, Armando; Kottegoda, Nath T. (1992): Analysis of the relationships between flood peaks and flood volumes based on crossing properties of river flow processes. In: *Water Resour. Res.* 28 (10), S. 2773–2782. DOI: 10.1029/92WR01135.

- Bader, Brian; Yan, Jun; Zhang, Xuebin (2017): Automated selection of r for the r largest order statistics approach with adjustment for sequential testing. In: *Stat Comput* 27 (6), S. 1435–1451. DOI: 10.1007/s11222-016-9697-3.
- Baensch, Otto (1875): Die Sturmfluth an den Ostsee-Küsten des Preussischen Staates vom 12./13. November 1872. In: *Zeitschrift für Bauwesen*, 1875.
- Baerens, Christiane (1998): Extremwasserstandereignisse an der deutschen Ostseeküste. Dissertation. Freie Universität Berlin, Berlin. Fachbereich Geowissenschaften.
- Baerens, Christiane; Hupfer, Peter (2003): Die Wasserstände an der Ostseeküste. Entwicklung, Sturmfluten, Klimawandel. Heide: Boyens (Die Küste, 66).
- Basrak, Bojan (2011): Fisher-Tippett Theorem. In: Miodrag Lovric (Hg.): *International Encyclopedia of Statistical Science*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, S. 525–526.
- Beckmann, Björn-Rüdiger; Tetzlaff, Gerd (1999): Veränderungen in der Häufigkeit von Sturmhochwassern an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns und deren Ursachen. In: *Die Küste* (61), S. 73–87. Online verfügbar unter <https://hdl.handle.net/20.500.11970/101417>.
- Beirlant, Jan (2004): *Statistics of extremes. Theory and applications*. Chichester: Wiley (Wiley series in probability and statistics). Online verfügbar unter <http://www.loc.gov/catdir/description/wiley042/2004051046.html>.
- Bender, Jens (2015): Zur Ermittlung von hydrologischen Bemessungsgrößen an Flussmündungen mit Verfahren der multivariaten Statistik. Dissertation. Universität Siegen, Siegen. Online verfügbar unter <http://dokumentix.ub.uni-siegen.de/opus/volltexte/2015/965/>.
- Bender, Jens; Wahl, Thomas; Jensen, Jürgen (2014): Multivariate design in the presence of non-stationarity. In: *Journal of Hydrology* (514), S. 123–130. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2014.04.017.
- Benkel, Andreas; Meinke, Insa; von Storch, Hans (2008): Bedeutung der Zyklonenzugbahnen auf die Sturmfluthöhe in der Ostsee. MUSTOK-Workshop Rostock. GKSS-Forschungszentrum Geesthacht GmbH; Meteorologisches Institut der Universität Hamburg.
- Berg, Daniel (2006): A copula goodness-of-fit test based on the probability integral transform. International Conference on High Frequency Finance. Konstanz, 19.05.2006.
- Berg, Daniel (2009): Copula goodness-of-fit testing: an overview and power comparison. In: *The European Journal of Finance* 15 (7–8), S. 675–701. DOI: 10.1080/13518470802697428.
- Berkenbrink, Cordula; Niemeyer, Hanz Dieter (2018): Integrierte Bemessung von See- und Ästuardeichen. In: *Die Küste* (86), S. 531–543. Online verfügbar unter <https://izw.baw.de/publikationen/die-kueste/0/k086133.pdf>.
- Berkenbrink, Cordula; Wurpts, Andreas (2019): Aktuelle Bemessungspraxis für See- und Ästuardeiche in Niedersachsen. In: *Die Küste* (87), S. 1–18. DOI: 10.18171/1.087107.
- Bian, N'dri Hubert (2021): A goodness-of-fit test based on Kendall's process: Durante's bivariate copula models. In: *Afrika Statistika* 16 (3), S. 2851–2882. DOI: 10.16929/as/2021.2851.187.

- Bierstedt, Svenja E.; Hünicke, Birgit; Zorita, Eduardo (2022): Variability of wind direction statistics of mean and extreme wind events over the Baltic Sea region. In: *Tellus A: Dynamic Meteorology and Oceanography* 67 (1), S. 29073. DOI: 10.3402/tellusa.v67.29073.
- Björkqvist, Jan-Victor; Lukas, Ingvar; Alari, Victor; van Vledder, Gerbrant Ph.; Hulst, Sander; Pettersson, Heidi et al. (2018): Comparing a 41-year model hindcast with decades of wave measurements from the Baltic Sea. In: *Ocean Engineering* 152, S. 57–71. DOI: 10.1016/j.oceaneng.2018.01.048.
- Blomgren, S.; Larson, Magnus; Hanson, Hans (2001): Numerical Modeling of the Wave Climate in the Southern Baltic Sea. In: *Journal of Coastal Research* (17), Artikel 2, S. 342–352. Online verfügbar unter <http://www.jstor.org/stable/4300184>.
- Bollmeyer, C.; Keller, J. D.; Ohlwein, C.; Wahl, S.; Crewell, S.; Friederichs, P. et al. (2015): Towards a high-resolution regional reanalysis for the European CORDEX domain. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 141 (686), S. 1–15. DOI: 10.1002/qj.2486.
- Bonaduce, Antonio; Staneva, Joanna; Behrens, Arno; Bidlot, Jean-Raymond; Wilcke, Renate Anna Irma (2019): Wave Climate Change in the North Sea and Baltic Sea. In: *Journal of Marine Science and Engineering (JMSE)* 7 (6), S. 166. DOI: 10.3390/jmse7060166.
- Booij, Nico; Holthuijsen, Leo; Battjes, Jurjen (2001): Ocean to Near-Shore Wave Modelling with SWAN. In: Hans Hanson und Magnus Larson (Hg.): *Coastal Dynamics '01. Fourth Conference on Coastal Dynamics*. Lund, Sweden, June 11-15, 2001. Reston, VA: American Society of Civil Engineers, S. 335–344.
- Bork, Ingrid; Müller-Navarra, Sylvain (2005): Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten an der Deutschen Nordseeküste (MUSE). Teilprojekt: Sturmflutsimulationen. Abschlussbericht. Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH). Hamburg.
- Bork, Ingrid; Müller-Navarra, Sylvain (2009): Modellierung von extremen Sturmhochwassern an der deutschen Ostseeküste. In: *Die Küste* (75). Online verfügbar unter <https://hdl.handle.net/20.500.11970/101629>.
- Bouyé, Eric; Salmon, Mark Howard; Gaussel, Nicolas (2008): Investing Dynamic Dependence Using Copulae. In: *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.1272353.
- Brasseur, Guy P.; Jacob, Daniela; Schuck-Zöller, Susanne (Hg.) (2017): *Klimawandel in Deutschland. Entwicklung, Folgen, Risiken und Perspektiven*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg. Online verfügbar unter <https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-662-50397-3#about-this-book>.
- Bruns, Erich (1963a): *Forschungen und theoretische Berechnungen zur Ausarbeitung von Methoden der Seegangs- und Wellenvorhersage für die westliche Ostsee und die Küstengebiete der DDR*. Forschungsbericht. Institut für Meereskunde Warnemünde. Rostock.
- Bruns, Erich (1963b): *Seegang in der Ostsee*. Forschungsbericht. Institut für Meereskunde Warnemünde. Rostock.

Bruns, Erich (1964): Seegangs- und Wellenvorhersage aus Forschung und Berechnung für die westliche Ostsee. Abschlussbericht. Institut für Meereskunde Warnemünde. Rostock.

Bruss, Gerd; Jimenez, Nestor; Eiben, Hartmut; Mayerle, Roberto Mayerle (2007): Entwicklung von Methoden zur Bestimmung maßgeblicher Bemessungsparameter an der deutschen Ostseeküste (Abschlussbericht 2.2). Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmhochwasserständen mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten an der Deutschen Ostseeküste (MUSTOK). Forschungs- und Technologiezentrum Westküste, Universität Kiel. Online verfügbar unter https://izw.baw.de/publikationen/kfki-projekte-berichte/0/084_086_2_6_e35858.pdf.

Bruun, Per M. (1954): Coast Erosion and the Development of Beach Profiles. In: *Beach Erosion Board, Corps of Engineers* (44).

BSH (2017): Operationelle Modelle. Hg. v. Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie. Rostock, Hamburg. Online verfügbar unter https://www.bsh.de/DE/PUBLIKATIONEN/_Anlagen/Downloads/BSH-Informationen/BSH-Flyer/Operationelle_Modelle.pdf?__blob=publicationFile&v=6, zuletzt geprüft am 10.02.2022.

BSH Seegang (2022): Beobachtungssysteme. Ziel und Zweck von Seegangsmessungen. Online verfügbar unter https://www.bsh.de/DE/THEMEN/Beobachtungssysteme/Messnetz-MARNET/Seegang/seegang_node.html, zuletzt geprüft am 10.01.2023.

Bücher, Axel; Zhou, Chen (2021): A horse racing between the block maxima method and the peak-over-threshold approach. In: *Statistica Science* (36), Artikel 3, S. 360–378. DOI: 10.1214/20-STS795.

Bundesamt für Justiz (1965): Gesetz über die Aufgaben des Bundes auf dem Gebiet der Seeschifffahrt (Seeaufgabengesetz - SeeAufgG). SeeAufgG, vom 17.06.2016. Online verfügbar unter <https://www.gesetze-im-internet.de/bseeschg/BJNR208330965.html>, zuletzt geprüft am 01.09.2022.

CDC (2022): Historische stündliche Stationsmessungen der Windgeschwindigkeit und Windrichtung für Deutschland. Version v21.3. Hg. v. DWD Climate Data Center (CDC). Deutscher Wetterdienst. Offenbach. Online verfügbar unter https://opendata.dwd.de/climate_environment/CDC/observations_germany/climate/hourly/wind/historical/BESCHREIBUNG_obsgermany_climate_hourly_wind_historical_de.pdf.

CERC (1984): Shore Protection Manual. Volume 1. 4. Aufl. 2 Bände. Washington DC. Online verfügbar unter <https://luk.staff.ugm.ac.id/USACE/USACE-ShoreProtectionManual1.pdf>.

Chebana, F.; Ouarda, T.B.M.J. (2011): Multivariate quantiles in hydrological frequency analysis. In: *Environmetrics* 22 (1), S. 63–78. DOI: 10.1002/env.1027.

Chen, Lu; Singh, Vijay P.; Shenglian, Guo; Hao, Zenchao; Li, Tianyuan (2012): Flood Coincidence Risk Analysis Using Multivariate Copula Functions. In: *Journal of Hydrologic Engineering* 17 (6), S. 742–755. DOI: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000504.

Chen, Song Xi; Huang, Tzee-Ming (2007): Nonparametric estimation of copula functions for dependence modelling. In: *Canadian Journal of Statistics* 35 (2), S. 265–282. DOI: 10.1002/cjs.5550350205.

- Cherubini, Umberto; Luciano, Elisa; Vecchiato, Walter (2004): Copula methods in finance. Chichester, Weinheim: Wiley (Wiley finance series).
- Chini, N.; Stansby, P. K. (2012): Extreme values of coastal wave overtopping accounting for climate change and sea level rise. In: *Coastal Engineering* 65, S. 27–37. DOI: 10.1016/j.coastaleng.2012.02.009.
- Cieślakiewicz, Witold; Papińska-Swerpel, Barbara (2008): A 44-year hindcast of wind wave fields over the Baltic Sea. In: *Coastal Engineering* 55 (11), S. 894–905. DOI: 10.1016/j.coastaleng.2008.02.017.
- Cleff, Thomas (2012): Regressionsanalyse. In: Thomas Cleff (Hg.): Deskriptive Statistik und moderne Datenanalyse. Wiesbaden: Gabler Verlag, S. 147–185.
- Cohen, Jacob (1988): Statistical power analysis for the behavioral sciences. 2. ed. Hillsdale, NJ: Erlbaum. Online verfügbar unter <http://www.loc.gov/catdir/enhancements/fy0731/88012110-d.html>.
- Coles, Stuart (2001): An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. London, s.l.: Springer London (Springer Series in Statistics).
- Coles, Stuart; Heffernan, Janet; Tawn, Jonathan (1999): Dependence Measures for Extreme Value Analyses. In: *Extremes* 2 (4), S. 339–365. DOI: 10.1023/A:1009963131610.
- Coles, Stuart G.; Tawn, Jonathan A. (1991): Modelling Extreme Multivariate Events. In: *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 53 (2), S. 377–392. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1991.tb01830.x.
- Corbella, S.; Stretch, D. D. (2012): Multivariate return periods of sea storms for coastal erosion risk assessment. In: *Natural Hazards and Earth System Sciences* 12 (8), S. 2699–2708. DOI: 10.5194/nhess-12-2699-2012.
- Daten GK (2022): Datenbank der Professur Geotechnik und Küstenwasserbau. Unter Mitarbeit von Fokke Saathoff, Jörg Radomski, Christian Schlamkow und Christian Kaehler. Hg. v. Universität Rostock. Professur Geotechnik und Küstenwasserbau. Rostock.
- Davison, A. C.; Smith, R. L. (1990): Models for Exceedances Over High Thresholds. In: *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 52 (3), S. 393–425. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1990.tb01796.x.
- de Ronde, J G; Dillingh, D; Philippart, M E (1995): Design criteria along the Dutch coast. In: *Proceedings of the international workshop on water related problems in low-lying coastal areas* (95), 130–151.
- Dean, R. B.; Dixon, W. J. (1951): Simplified Statistics for Small Numbers of Observations. In: *Analytical Chemistry* 23 (4), S. 636–638. DOI: 10.1021/ac60052a025.
- Deheuvels, Paul (1979): La fonction de dépendance empirique et ses propriétés. Un test non paramétrique d'indépendance. In: *Bulletins de l'Académie Royale de Belgique* (65), S. 274–292.

- Depart (2021): Detektion von küstenhydrologischen Phänomenen und Artefakten in minütlichen Tidepegelraten. Hg. v. Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen. Online verfügbar unter <https://www.kfki.de/de/projekte/details?id=78cf360b6e1ae7190e31502f82d2db34>.
- Dimke, Steffi (2006): Zusammenhängende Analyse von Sturmflutwasserständen an der Ostseeküste Mecklenburg-Vorpommerns. Diplomarbeit. Universität Rostock, Rostock. Institut für Umweltingenieurwesen.
- DIN 4049-3 (1994): DIN 4049-3: Hydrologie. Begriffe zur quantitativen Hydrologie. Deutsches Institut für Normung e.V. Berlin (3).
- Dixon, Mark J; Tawn, Jonathan A (1994): Extreme sea-levels at the UK A-class sites: site-by-site analyses. Estimates Of Extreme Sea Conditions - Final Report. Proudman Oceanographic Laboratory Internal Document. Birkenhead, Merseyside (Internal Document No. 65). Online verfügbar unter https://ntslf.org/sites/ntslf/files/pdf/other_reports/id65.pdf.
- Dodet, Guillaume; Piolle, Jean-François; Quilfen, Yves; Abdalla, Saleh; Accensi, Mickaël; Arduin, Fabrice et al. (2020): The Sea State CCI dataset v1: towards a sea state climate data record based on satellite observations. In: *Earth System Science Data* 12 (3), S. 1929–1951. DOI: 10.5194/essd-12-1929-2020.
- Dokuzoğlu, D.; Purutçuoğlu, V. (2017): Comprehensive Analyses of Gaussian Graphical Model under Different Biological Networks. In: *Acta Physica Polonica A* 132 (3-II), S. 1106–1111. DOI: 10.12693/APhysPolA.132.1106.
- Donnelly, Catherine; Embrechts, Paul (2010): The Devil is in the Tails: Actuarial Mathematics and the Subprime Mortgage Crisis. In: *ASTIN Bulletin* 40 (1), S. 1–33. DOI: 10.2143/AST.40.1.2049222.
- DQC (2022): Real-Time Data Quality Control (DQC). Version 2.0. Unter Mitarbeit von Mayumi Wilms und Kai Herklotz. Hg. v. Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie. Department M2 Ocean Physics and Climate. Online verfügbar unter https://www.bsh.de/EN/DATA/Climate-and-Sea/Sea_state/_Anlagen/Downloads/manual_real-time-data-quality.pdf?__blob=publicationFile&v=4.
- Dreier, Norman; Nehlsen, Edgar; Fröhle, Peter; Rechid, Diana; Bouwer, Laurens; Pfeifer, Susanne (2021): Future Changes in Wave Conditions at the German Baltic Sea Coast Based on a Hybrid Approach Using an Ensemble of Regional Climate Change Projections. In: *Water* 13 (2), S. 167. DOI: 10.3390/w13020167.
- DWA (2012): Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten. Merkblatt DWA-M 552. August 2012. Hennef: DWA (DWA-Regelwerk, M 552).
- DWD (1979): Sturmfluten und Seegang 2. In: *Promet - meteorologische fortbildung* 9 (1). Online verfügbar unter https://www.dwd.de/DE/leistungen/pbfb_verlag_promet/pdf_promethefte/9_1_pdf.pdf;jsessionid=D09F0AB8C1B324CA5EC8D901B1D19C95.live11053?__blob=publicationFile&v=3.
- DWD (2023): Aktuelle Beobachtungswerte - Deutschland. Deutscher Wetterdienst. Offenbach. Online verfügbar unter <https://www.dwd.de/DE/leistungen/beobachtung/beobachtung.html>.

- Dyck, Siegfried; Peschke, Gerd (1995): Grundlagen der Hydrologie. 3. Aufl. Berlin: Verlag für Bauwesen.
- EAK (2020): EAK 2002 - Die Küste 88 - 2. Korrigierte Ausgabe 2020. Archiv für Forschung und Technik an der Nord- und Ostsee. Empfehlungen für die Ausführung von Küstenschutzwerken durch den Ausschuss für Küstenschutzwerke der Deutschen Gesellschaft für Geotechnik e.V. und der Hafenbautechnischen Gesellschaft e.V.
- Ekman, Martin (1988): The world's longest continued series of sea level observations. In: *PAGEOPH* 127 (1), S. 73–77. DOI: 10.1007/BF00878691.
- Elamir, Elsayed A.H.; Seheult, Allan H. (2003): Trimmed L-moments. In: *Computational Statistics & Data Analysis* 43 (3), S. 299–314. DOI: 10.1016/S0167-9473(02)00250-5.
- Embrechts, Paul; Lindskog, Filip; McNeil, Alexander (2003): Modelling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management. In: *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*: Elsevier, S. 329–384.
- Embrechts, Paul; McNeil, Alexander; Straumann, Daniel (1999): Correlation: Pitfalls and Alternatives. In: *RISK* (12), Artikel 5, S. 69–71.
- ERA5 (2019): Climate reanalysis. ERA5. Hg. v. European Centre for Medium-Range Weather Forecasts. Reading. Online verfügbar unter <https://climate.copernicus.eu/climate-reanalysis>.
- eurostat (2015): Statistiken über die Küstenregionen. Statistics Explained. Hg. v. eurostat. European Commission. Online verfügbar unter https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Archive:Coastal_region_statistics/de&oldid=96782, zuletzt aktualisiert am 16.06.2015.
- EurOtop Manual (2018): EurOtop Manual on wave overtopping of sea defences and related structures. An overtopping manual largely based on European research, but for worldwide application. Unter Mitarbeit von Van der Meer, Allsop, Bruce, De Rouck, Kortenhaus, Pullen et al. Online verfügbar unter www.overtopping-manual.com.
- Fan, Yanqin; Patton, Andrew J. (2014): Copulas in Econometrics. In: *Annual Review of Economics* 6 (1), S. 179–200. DOI: 10.1146/annurev-economics-080213-041221.
- Feistel, Rainer (2006): Wird die Ostsee zum Süßwassermeer? Leibniz-Institut für Ostseeforschung Warnemünde. Rostock. Online verfügbar unter <https://www.io-warnemuende.de/wird-die-ostsee-zum-suesswassermeer.html>, zuletzt geprüft am 01.02.2021.
- Feistel, Rainer; Nausch, Günther; Wasmund, Norbert (Hg.) (2008): State and evolution of the Baltic Sea, 1952 - 2005. A detailed 50-year survey of meteorology and climate, physics, chemistry, and marine environment. Hoboken, NJ: Wiley-Interscience. Online verfügbar unter <http://www.loc.gov/catdir/enhancements/fy0810/2008003752-d.html>.
- Fermanian, Jean-David (2005): Goodness-of-fit tests for copulas. In: *Journal of Multivariate Analysis* 95 (1), S. 119–152. DOI: 10.1016/j.jmva.2004.07.004.

- Fermanian, Jean-David (2013): An Overview of the Goodness-of-Fit Test Problem for Copulas. In: *Copulae in Mathematical and Quantitative Finance. Lecture Notes in Statistics* (213), S. 61–89. DOI: 10.1007/978-3-642-35407-6_4.
- Ferreira, J. A.; Guedes Soares, C. (2002): Modelling bivariate distributions of significant wave height and mean wave period. In: *Applied Ocean Research* 24 (1), S. 31–45. DOI: 10.1016/S0141-1187(02)00006-8.
- Feser, F.; Barcikowska, M.; Krueger, O.; Schenk, F.; Weisse, R.; Xia, L. (2015): Storminess over the North Atlantic and northwestern Europe - A review. In: *Q.J.R. Meteorol. Soc.* 141 (687), S. 350–382. DOI: 10.1002/qj.2364.
- Feser, Frauke; Weisse, Ralf; Geyer, Beate; Meyer, Elke (2012): coastDat-1 SN-REMO spectral nudging North Atlantic/Europe atmospheric hindcast (1948-2007). Helmholtz-Zentrum Geesthacht, Zentrum für Material- und Küstenforschung GmbH.
- Fisher, N. I.; Switzer, P. (1985): Chi-Plots for Assessing Dependence. In: *Biometrika* 72 (2), S. 253. DOI: 10.2307/2336078.
- Fisher, R. A.; Tippett, L. H. C. (1928): Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. In: *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society* 24 (2), S. 180–190. DOI: 10.1017/S0305004100015681.
- Frahm, Gabriel; Junker, Markus; Schmidt, Rafael (2005): Estimating the tail-dependence coefficient: Properties and pitfalls. In: *Insurance: Mathematics and Economics* 37 (1), S. 80–100. DOI: 10.1016/j.insmatheco.2005.05.008.
- Frees, Edward W.; Valdez, Emiliano A. (1998): Understanding Relationships Using Copulas. In: *North American Actuarial Journal* 2 (1), S. 1–25. DOI: 10.1080/10920277.1998.10595667.
- Fröhle, Peter (2000): Messung und statistische Analyse von Seegang als Eingangsgröße für den Entwurf und die Bemessung von Bauwerken des Küstenwasserbaus. Dissertation. Universität Rostock, Rostock. Fachbereich Bauingenieurwesen.
- Fröhle, Peter; Patzke, Justus (2019): Analyse von hochaufgelösten Wasserstandverläufen und Ermittlung des MSL sowie von Extremwasserständen an der südlichen und südwestlichen Ostseeküste (Abschlussbereich AMSeL_Ostsee). Teilvorhaben B – Zeitliche Entwicklung von Extremwasserständen unter Berücksichtigung von vertikalen Landbewegungen auf die relativen Wasserstandänderungen. Institute of River and Coastal Engineering. Hamburg. Online verfügbar unter https://izw.baw.de/publikationen/kfki-projekte-berichte/0/116_2_3_e36327.pdf.
- Fröhle, Peter; Schlamkow, Christian (2009): Entwicklung von Methoden zur Bestimmung maßgebender hydrodynamischer Bemessungsparameter für Küstenschutzanlagen an der Ostsee. MUSTOK - Modellgestützte Untersuchungen zu extremen Sturmflutereignissen an der deutschen Ostseeküste. In: *Die Küste* (75), S. 207–229. Online verfügbar unter <https://izw.baw.de/publikationen/die-kueste/0/k075110.pdf>.

Führböter, Alfred (1982): Über Verweilzeiten und Wellenenergien bei Sturmfluten. In: Rudolf Schwab und Wolfgang Becker (Hg.): Jahrbuch der Hafenbautechnischen Gesellschaft, Bd. 38. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg (Jahrbuch der Hafenbautechnischen Gesellschaft), S. 269–282.

Galiatsatou, Panagiota; Prinos, Panayotis (2016): Joint probability analysis of extreme wave heights and storm surges in the Aegean Sea in a changing climate. In: *E3S Web of Conferences* 7, S. 2002. DOI: 10.1051/e3sconf/20160702002.

Ganske, Anette; Rosenhagen, Gudrun; Schmidt, Heiner (2009): Ein Windatlas für die deutsche Ostseeküste. In: *Die Küste* (75), S. 37–49. Online verfügbar unter <https://hdl.handle.net/20.500.11970/101627>.

Generalplan NI (2020): Generalplan Küstenschutz Niedersachsen/Bremen. Schutzdeiche. Hg. v. Niedersächsischer Landesbetrieb für Wasserwirtschaft, Küsten- und Naturschutz (NLWN). Norden (3). Online verfügbar unter https://www.nlwkn.niedersachsen.de/startseite/hochwasser_kustenschutz/kustenschutz/generalplan_e_fur_insel_und_kustenschutz/generalplan-kuestenschutz-45183.html.

Generalplan SH (2022): Generalplan Küstenschutz des Landes Schleswig-Holstein. Fortschreibung 2022. Hg. v. Ministerium für Energiewende, Landwirtschaft, Umwelt und ländliche Räume. Kiel.

Genest, C.; Ghoudi, K.; Rivest, L.-P. (1995): A Semiparametric Estimation Procedure of Dependence Parameters in Multivariate Families of Distributions. In: *Biometrika* 82 (3), S. 543. DOI: 10.2307/2337532.

Genest, Christian; Boies, Jean-Claude (2003): Detecting Dependence With Kendall Plots. In: *The American Statistician* 57 (4), S. 275–284. DOI: 10.1198/0003130032431.

Genest, Christian; Favre, Anne-Catherine (2007): Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask. In: *Journal of Hydrologic Engineering* volume 12 (4), S. 347–368. DOI: 10.1061/(ASCE)1084-0699(2007)12:4(347).

Genest, Christian; Rémillard, Bruno (2008): Validity of the parametric bootstrap for goodness-of-fit testing in semiparametric models. In: *Annales de l'Institut Henri Poincaré, Probabilités et Statistiques* 44 (6). DOI: 10.1214/07-AIHP148.

Genest, Christian; Rémillard, Bruno; Beaudoin, David (2009): Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. In: *Insurance: Mathematics and Economics* 44 (2), S. 199–213. DOI: 10.1016/j.insmatheco.2007.10.005.

Genest, Christian; Rivest, Louis-Paul (1993): Statistical Inference Procedures for Bivariate Archimedean Copulas. In: *Journal of the American Statistical Association* 88 (423), S. 1034–1043. DOI: 10.1080/01621459.1993.10476372.

Glen, Stephanie (2022): RMSE: Root Mean Square Error. Hg. v. StatisticsHowTo.com: Elementary Statistics for the rest of us! Online verfügbar unter <https://www.statisticshowto.com/probability-and-statistics/regression-analysis/rmse-root-mean-square-error/>, zuletzt geprüft am 19.11.2021.

- Goel, N. K.; Seth, S. M.; Chandra, Satish (1998): Multivariate Modeling of Flood Flows. In: *Journal of Hydraulic Engineering* 124 (2), S. 146–155. DOI: 10.1061/(ASCE)0733-9429(1998)124:2(146).
- Gönnert, Gabriele; Gerkensmeier, Birgit; Müller, Jan-Moritz (2012): Ermittlung des Sturmflutbemessungswasserstandes für den öffentlichen Hochwasserschutz in Hamburg. Hg. v. Freie und Hansestadt Hamburg, Landesbetrieb Straßen, Brücken und Gewässer (LSBG). Hamburg (Berichte des Landesbetriebes Straßen, Brücken und Gewässer, 12). Online verfügbar unter <https://epub.sub.uni-hamburg.de/epub/volltexte/2014/33007/pdf/bemessungsverfahren.pdf>.
- Gönnert, Gabriele; Siefert, Winfried (1999): Windstauanalysen in Nord- und Ostsee. Abschlussbericht. Hg. v. Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen. Hamburg. Online verfügbar unter https://izw.baw.de/publikationen/kfki-projekte-berichte/0/052_2_1_e33239.pdf.
- Gräler, B.; van den Berg, M. J.; Vandenbergh, S.; Petroselli, A.; Grimaldi, S.; Baets, B. de; Verhoest, N. E. C. (2013): Multivariate return periods in hydrology: a critical and practical review focusing on synthetic design hydrograph estimation. In: *Hydrology and Earth System Sciences* 17 (4), S. 1281–1296. DOI: 10.5194/hess-17-1281-2013.
- Greenwood, J. Arthur; Landwehr, J. Maciunas; Matalas, N. C.; Wallis, J. R. (1979): Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. In: *Water Resources Research* 15 (5), S. 1049–1054. DOI: 10.1029/WR015i005p01049.
- Gressner, Axel M.; Arndt, Torsten (Hg.) (2019): Lexikon der Medizinischen Laboratoriumsdiagnostik. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg (Springer Reference Medizin).
- Grimaldi, Salvatore; Serinaldi, Francesco (2006): Design hyetograph analysis with 3-copula function. In: *Hydrological Sciences Journal* 51 (2), S. 223–238. DOI: 10.1623/hysj.51.2.223.
- Gringorten, Irving I. (1963): A plotting rule for extreme probability paper. In: *Journal of Geophysical Research: Oceans* 68 (3), S. 813–814. DOI: 10.1029/JZ068i003p00813.
- Große Hüttmann, Martin (Hg.) (2013): Das Europalexikon. Begriffe, Namen, Institutionen. 2., aktualisierte und erw. Aufl. Bonn: Dietz Nachf.
- Großmaß, Till (2007): Copulae and tail dependence. Dissertation. Humboldt-Universität Zu Berlin, Berlin. Institut für Statistik und Ökonometrie. Online verfügbar unter <https://d-nb.info/1207627186/34>.
- Grubbs, Frank E. (1950): Sample Criteria for Testing Outlying Observations. In: *The Annals of Mathematical Statistics* 21 (1), S. 27–58. DOI: 10.1214/aoms/1177729885.
- Gruhn, Angelika; Salecker, Dörte; Fröhle, Peter; Schüttrumpf, Holger; Thorenz, Frank (2012): Assessment of hydraulic loads and derivation of failure probabilities as a basis for the determination of fragility curves for flood defence dunes. In: *Coastal Engineering Proceedings* 1 (33), S. 63. DOI: 10.9753/icce.v33.management.63.
- Haan, Laurens de; Ferreira, Ana (2006): Extreme value theory. An introduction. New York: Springer (Springer series in operations research and financial engineering). Online verfügbar unter <http://www.loc.gov/catdir/enhancements/fy0663/2006925909-d.html>.

Haigh, Ivan D.; Marcos, Marta; Talke, Stefan A.; Woodworth, Philip L.; Hunter, John R.; Hague, Ben S. et al. (2023): GESLA Version 3: A major update to the global higher-frequency sea-level dataset. In: *Geosci. Data J.* 10 (3), S. 293–314. DOI: 10.1002/gdj3.174.

Haixia, Zhang; Meng, Cheng; Weihua, Fang (2023): Joint probability analysis of storm surges and waves caused by tropical cyclones for the estimation of protection standard: a case study on the eastern coast of the Leizhou Peninsula and the island of Hainan in China. In: *Natural Hazards and Earth System Sciences* 23 (8), S. 2697–2717. DOI: 10.5194/nhess-23-2697-2023.

Hamed, Khaled H.; Rao, A. Ramachandro. (2019): *Flood Frequency Analysis*: CRC Press.

Hartung, Joachim; Elpelt, Bärbel (2007): *Multivariate Statistik*: OLDENBOURG WISSENSCHAFTSVERLAG.

Hasselmann, K; Barnett, T.P.; Bouws, E.; Carlson, H.; Cartwright, D.E.; Enke, K. et al. (1973): Measurements of wind-wave growth and swell decay during the Joint North Sea Wave Project (JONSWAP). In: *Hydraulic Engineering Reports* (Ergänzungsheft 8-12).

Hawkes, Peter J.; Gouldby, Ben P.; Tawn, Jonathan A.; Owen, Michael W. (2002): The joint probability of waves and water levels in coastal engineering design. In: *Journal of Hydraulic Research* 40 (3), S. 241–251. DOI: 10.1080/00221680209499940.

Heffernan, Janet E.; Tawn, Jonathan A. (2004): A Conditional Approach for Multivariate Extreme Values (with Discussion). In: *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology* 66 (3), S. 497–546. DOI: 10.1111/j.1467-9868.2004.02050.x.

Heinrichs, Harald; Michelsen, Gerd (2014): *Nachhaltigkeitswissenschaften*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

Helsinki Commission (1986): Water balance of the Baltic Sea. A Regional Cooperation Project of the Baltic Sea States. International Summary Report. In: *Baltic Sea Environment Proceedings* (16). Online verfügbar unter <https://helcom.fi/wp-content/uploads/2019/10/BSEP16.pdf>.

Hersbach, H.; Bell, B.; Berrisford, P.; Biavati, G.; Horányi, A.; Muñoz Sabater, J. et al. (2018): ERA5 hourly data on single levels from 1959 to present. European Centre for Medium-Range Weather Forecasts. Online verfügbar unter <https://cds.climate.copernicus.eu/cdsapp#!/dataset/reanalysis-era5-single-levels?tab=overview>.

Heuser, Sean P; Sims, Aaron P; McGuire, John A; Dinon Aldrige, Heather A; Boyles, Ryan P (Hg.) (2014): *Quality Control Methods for the North Carolina Environment and Climate Observing Network*. 17th Symposium on Meteorological Observation and Instrumentation. Denver, 09.06.2014. State Climate Office of North Carolina. Online verfügbar unter https://econet.climate.ncsu.edu/wp-content/uploads/2021/05/QC-paperV4_NoLN.pdf.

Hinkle, D.E; Jurs, S. G.; Wiersma, W. (2003): *Applied statistics for behavioural sciences*. 5th ed. Boston: Houghton Mifflin Company.

Hoyer, A.; Kuss, O. (2015): Meta-analysis of diagnostic tests accounting for disease prevalence: a new model using trivariate copulas. In: *Statistics in medicine* 34 (11), S. 1912–1924. DOI: 10.1002/sim.6463.

- Huang, Xin (1992): Statistics of bivariate extreme values. Dissertation. Erasmus Universiteit Rotterdam, Rotterdam. Erasmus School of Economics. Online verfügbar unter https://pure.eur.nl/files/96760135/Statistics_of_bivariate_extreme_values-_Xin_Huang.pdf.
- Huber, Klaus (2000): Hochwasserstände an Nord- und Ostseeküsten. High Water-levels at North Sea and Baltic Sea Coasts. In: *Mitteilungshefte des Ludwig-Franzius-Instituts* (85).
- Hudson, Robert Y. (1961): Laboratory Investigation of Rubble-Mound Breakwaters. In: *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 126 (4), S. 492–520. DOI: 10.1061/TACEAT.0008346.
- Hundt, Claus (1955): Maßgebende Sturmfluthöhen für das Deichbestick der schleswig-holsteinischen Westküste. In: *Die Küste* 3 (1/2), S. 96–152. Online verfügbar unter <https://hdl.handle.net/20.500.11970/100611>.
- Hünicke, Birgit; Zorita, Eduardo; Soomere, Tarmo; Madsen, Kristine S.; Johansson, Milla; Suursaar, Ülo (2015): Recent Change—Sea Level and Wind Waves. In: The BACC Author Team, II (Hg.): *Second Assessment of Climate Change for the Baltic Sea Basin*. Cham: Springer International Publishing (Regional Climate Studies), S. 155–185.
- Hunt, Ira A. (1959): Design of Seawalls and Breakwaters. In: *Journal of the Waterways and Harbors Division* 85 (3), S. 123–152. DOI: 10.1061/JWHEAU.0000129.
- Hupfer, Peter (2010): Die Ostsee. Kleines Meer mit großen Problemen; eine allgemeinverständliche Einführung; mit 42 Tabellen. 5., vollst. neu bearb. Aufl. Stuttgart: Borntraeger.
- Hupfer, Peter; Harff, Jan; Sterr, Horst; Stigge, Hans Joachim (2003): Sonderheft Die Wasserstände an der Ostseeküste. Entwicklung – Sturmfluten – Klimawandel. In: *Die Küste* (66).
- Hurrell, James W.; Kushnir, Yochanan; Ottersen, Geir; Visbeck, Martin (2003): The North Atlantic Oscillation: Climatic Significance and Environmental Impact. Washington, D. C.: American Geophysical Union (134).
- IAHR (1989): List of Sea-State Parameters. In: *Journal of Waterway, Port, Coastal, and Ocean Engineering* 115 (6), S. 793–808. DOI: 10.1061/(ASCE)0733-950X(1989)115:6(793).
- IMK (2009): Das interne Messnetz Küste. Staatliches Amt für Umwelt und Natur Rostock. Online verfügbar unter <http://www.stalu-mv.de/serviceassistent/download?id=112103>, zuletzt geprüft am 10.02.2021.
- IMK 2020: Messdaten aus dem Internen Messnetz Küste (IMK). Bereitgestellt durch das Stalu-MM und die Professur Geotechnik und Küstenwasserbau (Universität Rostock). Online verfügbar unter <https://www.stalu-mv.de/mm/Themen/K%C3%BCstenschutz/Das-Interne-Messnetz-K%C3%BCste-%28IMK%29/>.
- Internetauftritt NLWKN: Bilanzierung der Sturmflutsicherheit. Ermittlung der Bestickhöhe für Deiche und Sturmflutschutzanlagen. Niedersächsischer Landesbetrieb für Wasserwirtschaft, Küsten- und Naturschutz (NLWKN). Norden. Online verfügbar unter https://www.nlwkn.niedersachsen.de/fsk/n_32_kusteningenieurwesen/bilanzierung-der-sturmflutsicherheit-173470.html, zuletzt geprüft am 27.07.2023.

Janga Reddy, M.; Ganguli, Poulomi (2012): Application of copulas for derivation of drought severity-duration-frequency curves. In: *Hydrological Processes* 26 (11), S. 1672–1685. DOI: 10.1002/hyp.8287.

Jensen, Jürgen; Frank, Torsten (2003): Zur Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten. In: *Die Küste* (67), S. 367–405. Online verfügbar unter <https://izw.baw.de/die-kueste/0/k067109.pdf>.

Jensen, Jürgen; Töppe, A (1990): Untersuchungen über Sturmfluten an der Ostsee unter spezieller Berücksichtigung des Pegels Travemünde. In: *Deutsche Gewässerkundliche Mitteilungen* (34), S. 29–37.

Jensen, Jürgen; Töppe, A. (1986): Zusammenstellung und Auswertung von Originalaufzeichnungen des Pegels Travemünde/Ostsee ab 1826. In: *Deutsche Gewässerkundliche Mitteilungen DGM* 4.

Joe, Harry (1997): *Multivariate Models and Multivariate Dependence Concepts*: Chapman and Hall/CRC.

Joe, Harry; Smith, Richard L.; Weissman, Ishay (1992): Bivariate Threshold Methods for Extremes. In: *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 54 (1), S. 171–183. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1992.tb01871.x.

Kaehler, Christian; Cantré, Stefan; Schweiger, Constantin; Saathoff, Fokke (2022): Dune Erosion at the German Baltic Coast—Investigation and Analysis of a Large-Scale Field Experiment Compared to Life Dunes. In: *Journal of Marine Science and Engineering* 10 (11), S. 1605. DOI: 10.3390/jmse10111605.

Kaehler, Christian; Schlamkow, Christian; Saathoff, Fokke (2017): Determination of combined probabilities of occurrence of water levels and wave heights for the safety of dikes at the Baltic Sea. In: *Proceedings of 35th Conference on Coastal Engineering* (35), S. 6. DOI: 10.9753/icce.v35.management.6.

Kahma, Kimmo K; Boman, Hanna; Johansson, Milla M; Launiainen, Jouko (2023): The North Atlantic Oscillation and sea level variations in the Baltic Sea.

Kamp, Irena (2014): Warum laufen Wellen immer parallel zum Ufer? Hg. v. Deutsche Physikalische Gesellschaft e.V. Bad Honnef (Welt der Physik). Online verfügbar unter <https://www.weltderphysik.de/thema/hinter-den-dingen/wellenrichtung/>.

Kapitza, Hartmut; Eppel, Dieter P (2000): Simulating Morphodynamical Processes on a Parallel System. In: *Estuarine and Coastal Modeling*, S. 1182–1191.

Kaspar, F.; Müller-Westermeier, G.; Penda, E.; Mächel, H.; Zimmermann, K.; Kaiser-Weiss, A.; Deutschländer, T. (2013): Monitoring of climate change in Germany – data, products and services of Germany's National Climate Data Centre. In: *Advances in Science and Research* 10 (1), S. 99–106. DOI: 10.5194/asr-10-99-2013.

- Katsman, Caroline A.; Sterl, A.; Beersma, J. J.; van den Brink, H. W.; Church, J. A.; Hazeleger, W. et al. (2011): Exploring high-end scenarios for local sea level rise to develop flood protection strategies for a low-lying delta—the Netherlands as an example. In: *Climatic Change* 109 (3-4), S. 617–645. DOI: 10.1007/s10584-011-0037-5.
- Kauermann, Göran; Schellhase, Christian (2014): Flexible pair-copula estimation in D-vines using bivariate penalized splines. In: *Statistics and Computing* 24 (6), S. 1081–1100. DOI: 10.1007/s11222-013-9421-5.
- Kelln, Jessica; Dangendorf, Sönke; Jensen, Jürgen (2019): Analyse vergangener, gegenwärtiger und zukünftiger Wasserstände in der südwestlichen Ostsee. KFKI-Projekt: AMSeL_Ostsee. Hg. v. Universität Siegen. Forschungsinstitut Wasser und Umwelt. Siegen.
- Kendall, M. G. (1938): A new Measure of rank correlation. In: *Biometrika* 30 (1-2), S. 81–93. DOI: 10.1093/biomet/30.1-2.81.
- KFKI (Hg.) (2018): Modellierung der Küstengewässer in Deutschland - Leistungsfähigkeit und Anwendungsbeispiele. Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen. Karlsruhe (Die Küste).
- Kim, Yong-Tak; Park, Jong-Hyeon; Choi, Byoung-Han; Kim, Dong Ho; Kwon, Hyun-Han (2018): A Bivariate Frequency Analysis of Extreme Wave Heights and Periods Using a Copula Function in South Korea. In: *Journal of Coastal Research* 85, S. 566–570. DOI: 10.2112/SI85-114.1.
- Kimberling, Clark H. (1974): A probabilistic interpretation of complete monotonicity. In: *Aequationes Mathematicae* 10 (2-3), S. 152–164. DOI: 10.1007/BF01832852.
- Klimalexikon DWD: Wetter- und Klimalexikon. Deutscher Wetterdienst. Offenbach. Online verfügbar unter <https://www.dwd.de/DE/service/lexikon/Functions/glossar.html?lv2=101334&lv3=101462>, zuletzt geprüft am 06.10.2022.
- Klose, Brigitte; Klose, Heinz (2015): Meteorologie. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Klug, Heinz (1986): Flutwellen und Risiken der Küste. Stuttgart: Steiner-Verlag-Wiesbaden-GmbH (Wissenschaftliche Paperbacks Geographie).
- Kohlhase, Sören (1991): The Concept of Sediment Budget in the Nearshore Area. Seminar on Causes of Coastal Erosion in Sri Lanka. Colombo.
- Kole, Erik; Koedijk, Kees; Verbeek, Marno (2007): Selecting copulas for risk management. In: *Journal of Banking & Finance* 31 (8), S. 2405–2423. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2006.09.010.
- Kolev, Nikolai; Anjos, Ulisses dos; Mendes, Beatriz Vaz de M. (2006): Copulas: A Review and Recent Developments. In: *Stochastic Models* 22 (4), S. 617–660. DOI: 10.1080/15326340600878206.
- Komen, G J; Cavaleri, L; Donelan, M; Hasselmann, K; Hasselmann, S; Janssen, P (1996): Dynamics and modelling of ocean waves. 1. paperback ed. (with corr.). Cambridge u.a.: Cambridge Univ. Pr. Online verfügbar unter <https://permalink.obvsg.at/AC02288904>.
- Koppe, Bärbel (2002): Hochwasserschutzmanagement an der deutschen Ostseeküste. Dissertation. Universität Rostock, Rostock. Institut für Wasserbau.

- Kudryavtseva, Nadezhda; Räämet, Andrus; Soomere, Tarmo (2020): Coastal Flooding: Joint Probability of Extreme Water Levels and Waves along the Baltic Sea Coast. In: *Journal of Coastal Research* 95 (sp1), S. 1146. DOI: 10.2112/SI95-222.1.
- Lang, M.; Ouarda, T.B.M.J.; Bobée, B. (1999): Towards operational guidelines for over-threshold modeling. In: *Journal of Hydrology* 225 (3-4), S. 103–117. DOI: 10.1016/S0022-1694(99)00167-5.
- Lassen, Horst; Gönnert, Gabriele (2001): Windstauentwicklung in dem Tiefwasserbereich der südöstlichen Nordsee bei Sturmflutwetterlage. In: *Die Küste* (64), S. 87–127. Online verfügbar unter <https://henry.baw.de/bitstreams/36a14dc9-870f-4395-b7d6-9143c4e51ca9/download>.
- LAWA (1997): Empfehlungen zum Schließen von Lücken in Wasserstandsganglinien des Tideaußengebietes. Berlin: Kulturbuch-Verl. (Empfehlungen Küstengewässer).
- LAWA (2018): Leitfaden zur Hydrometrie des Bundes und der Länder. Pegelhandbuch. Stuttgart: Kulturbuch-Verlag GmbH. Online verfügbar unter https://www.wasserblick.net/servlet/is/177992/LAWA_Pegelhandbuch.pdf?command=downloadContent&filename=LAWA_Pegelhandbuch.pdf.
- Lehner, Susanne; Pleskachevsky, Andrey; Bruck, Miguel (2012): High-resolution satellite measurements of coastal wind field and sea state. In: *International Journal of Remote Sensing* 33 (23), S. 7337–7360. DOI: 10.1080/01431161.2012.685975.
- Li, F.; van Gelder, P.H.A.J.M.; Callaghan, D. P.; Jongejan, R. B.; Heijer, C.den; Ranasinghe, R. (2013): Probabilistic modeling of wave climate and predicting dune erosion. In: *Journal of Coastal Research* 65, S. 760–765. DOI: 10.2112/SI65-129.1.
- Li, Jiangxia; Pan, Shunqi; Chen, Yongping; Gan, Min (2021): The performance of the copulas in estimating the joint probability of extreme waves and surges along east coasts of the mainland China. In: *Ocean Engineering* 237, S. 109581. DOI: 10.1016/j.oceaneng.2021.109581.
- Liebig, Wolfgang (1994): Schließen von Lücken in Pegelaufzeichnungen. In: *Die Küste* (56), S. 119–134. Online verfügbar unter <https://hdl.handle.net/20.500.11970/101370>.
- LKN (2017): Fachplan Küstenschutz Ostseeküste. Grundlagen. Hydrologie. Hg. v. Landesbetrieb für Küstenschutz, Nationalpark und Meeresschutz Schleswig-Holstein. Online verfügbar unter https://www.schleswig-holstein.de/DE/fachinhalte/K/kuestenschutz_fachplaene/1_Ostseekueste/2_Grundlagen/Downloads/Hydrologie-Fachtext.pdf?__blob=publicationFile&v=1.
- Loretan, Mico; Phillips, Peter C.B. (1994): Testing the covariance stationarity of heavy-tailed time series: An overview of the theory with applications to several financial datasets. In: *Journal of Empirical Finance* 1 (2), S. 211–248. DOI: 10.1016/0927-5398(94)90004-3.
- Louie, Henry (2014): Evaluation of bivariate Archimedean and elliptical copulas to model wind power dependency structures. In: *Wind Energy* 17 (2), S. 225–240. DOI: 10.1002/we.1571.
- Lüders, K (1957): Wiederherstellung der Deichsicherheit an der deutschen Nordseeküste von der holländischen Grenze bis zur Elbe. In: *Wasser und Boden* 9 (2).

- Lüders, Karl; Leis, Günther (1964): Niedersächsisches Deichgesetz-Kommentar. In: *Wasser und Boden*.
- MacPherson, Leigh R.; Arns, Arne; Dangendorf, Sönke; Vafeidis, Athanasios T.; Jensen, Jürgen (2019): A Stochastic Extreme Sea Level Model for the German Baltic Sea Coast. In: *Journal of Geophysical Research: Oceans* 124 (3), S. 2054–2071. DOI: 10.1029/2018JC014718.
- MacPherson, Leigh Richard; Arns, Arne; Fischer, Svenja; Méndez, Fernando Javier; Jensen, Jürgen (2023): Bayesian extreme value analysis of extreme sea levels along the German Baltic coast using historical information. In: *Natural Hazards and Earth System Sciences* 23 (12), S. 3685–3701. DOI: 10.5194/nhess-23-3685-2023.
- Makkonen, Lasse (2006): Plotting Positions in Extreme Value Analysis. In: *Journal of Applied Meteorology and Climatology* 45 (2), S. 334–340. DOI: 10.1175/JAM2349.1.
- Malcherek, Andreas (2010): Gezeiten und Wellen. Die Hydromechanik der Küstengewässer. 1. Aufl. Wiesbaden: Vieweg + Teubner (Praxis).
- Maniak, Ulrich (2016): Hydrologie und Wasserwirtschaft. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Masina, Marinella; Lamberti, Alberto; Archetti, Renata (2015): Coastal flooding: A copula based approach for estimating the joint probability of water levels and waves. In: *Coastal Engineering* 97, S. 37–52. DOI: 10.1016/j.coastaleng.2014.12.010.
- Mauersberger, Jonas (2022): Wetter und Klima in Mecklenburg-Vorpommern. Das Klima von Warnemünde. Rostock. Online verfügbar unter <https://mv-wetter.com/das-klima-von-warnemuende/>, zuletzt aktualisiert am 26.03.2022, zuletzt geprüft am 27.03.2022.
- Meinke, Insa (1999): Sturmfluten in der südwestlichen Ostsee. dargestellt am Beispiel des Pegels Warnemünde. In: *Marburger Geographische Schriften* (134), S. 1–23.
- Meinke, Insa (2012): Die Ostsee-Sturmflut vom 13. November 1872. Helmholtz-Zentrum Geesthacht. Geesthacht. Online verfügbar unter https://hzg.de/public_relations_media/news/045934/index.php.de, zuletzt geprüft am 10.11.2020.
- Mesfioui, Mhamed; Quessy, Jean-François; Toupin, Marie-Hélène (2009): On a new goodness-of-fit process for families of copulas. In: *Canadian Journal of Statistics* 37 (1), S. 80–101. DOI: 10.1002/cjs.10006.
- Messtationen DWD (2019): Aktuelles Netz aus Stationen mit stündlichen Winddaten des Nationalen Klimadatenzentrums. Deutscher Wetterdienst. Offenbach am Main. Online verfügbar unter https://www.dwd.de/DE/leistungen/klimadatendeutschland/mnetzkarten/messnetz_ff.pdf;jsessionid=405C0EDAA3FA69A7E5D3C01CCB4D9F1A.live11051?__blob=publicationFile&v=12, zuletzt geprüft am 03.04.2022.
- Meurer, Rolf (2000): Wasserbau und Wasserwirtschaft in Deutschland. Wiesbaden: Vieweg+Teubner Verlag.
- Michael, Thomas; Munt, Irene (2012): Diercke - Weltatlas. Braunschweig: Westermann.

- Michele, C. de; Salvadori, G (2003): A Generalized Pareto intensity-duration model of storm rainfall exploiting 2-Copulas. In: *Journal of Geophysical Research: Oceans* 108 (D2). DOI: 10.1029/2002JD002534.
- Michele, C. de; Salvadori, G.; Vezzoli, R.; Pecora, S. (2013): Multivariate assessment of droughts: Frequency analysis and dynamic return period. In: *Water Resources Research* 49 (10), S. 6985–6994. DOI: 10.1002/wrcr.20551.
- Miegel, Konrad; Büttner, Uwe (2003): Zum Einfluss der Datenverfügbarkeit und von extremen Ereignissen auf das Ergebnis hochwasserstatistischer Analysen. In: *Hydrologie und Wasserbewirtschaftung* 47 (3).
- Mikosch, Thomas (2006): Copulas: Tales and facts. In: *Extremes* 9 (1), S. 3–20. DOI: 10.1007/s10687-006-0015-x.
- Mkhandi, S; Opere, A; Willems, P (2005): Comparison between annual maximum and peaks over threshold models for flood frequency prediction. Proceedings International Conference of UNESCO Flanders FIT FRIEND/Nile Project - 'Towards a better cooperation'. Sharm El-Sheikh.
- Möller, Denis (2011): Der Einfluss von Großwetterlagen auf das Sturmflutverhalten an der Deutschen Ostseeküste. Diplomarbeit. Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn, Bonn. Geographisches Institut.
- Morison, J. R.; Johnson, J. W.; Schaaf, S. A. (1950): The Force Exerted by Surface Waves on Piles. In: *Journal of Petroleum Technology* 2 (05), S. 149–154. DOI: 10.2118/950149-G.
- Mudersbach, Christoph (2009): Untersuchungen zur Ermittlung von hydrologischen Bemessungsgrößen mit Verfahren der stationären Extremwertstatistik. Methoden und Anwendungen auf Pegelwasserstände an der Deutschen Nord- und Ostseeküste. Dissertation. Universität Siegen, Siegen. Forschungsinstitut Wasser und Umwelt. Online verfügbar unter <https://dspace.ub.uni-siegen.de/bitstream/ubsi/403/1/mudersbach.pdf>.
- Mudersbach, Christoph; Bender, Jens; Netzel, Fabian (2017): Stationäre Extremwertstatistik. Den hydrologischen Wandel bei der Bemessung wasserwirtschaftlicher Anlagen berücksichtigen. Hg. v. Markus Casper, Oliver Gronz, Rita Ley und Tobias Schütz. Trier (Forum für Hydrologie und Wasserbewirtschaftung, 38.16). Online verfügbar unter https://www.uni-trier.de/fileadmin/fb6/prof/PHY/PDF-Dateien/AG_ModSim/TdH2017/38.17_Webversion_v2.pdf.
- Mudersbach, Christoph; Jensen, Jürgen (2009): Statistische Extremwertanalyse von Wasserständen an der Deutschen Ostseeküste. Abschlussbericht 1.4 zum KFKI-Verbundprojekt Modellgestützte Untersuchungen zu extremen Sturmflutereignissen an der Deutschen Ostseeküste (MUSTOK). Hg. v. Universität Siegen. Forschungsinstitut Wasser und Umwelt. Siegen. Online verfügbar unter https://www.uni-siegen.de/fb10/fwu/wb/forschung/projekte/mustok/abschlussbericht_1_4_mudersbach_jensen.pdf.

- Müller, Olaf; Gönnert, Gabriele (2012): Verfahren zur Fortschreibung von Sturmflutbemessungswasserständen. Hg. v. Hamburg. Landesbetrieb Straßen, Brücken und Gewässer (LSBG). Hamburg (Berichte des Landesbetriebes Straßen, Brücken und Gewässer, 13). Online verfügbar unter <https://lsbg.hamburg.de/resource/blob/637728/7e8a1929fa46a5af4d830a057fda9964/bericht-nr-13-verfahren-zur-fortschreibung-von-sturmflutbemessungswasserstaenden-data.pdf>.
- Müller-Navarra, Sylvain; Bork, Ingrid (2009): Simulation und Analyse extremer Sturmhochwasser an der Deutschen Ostseeküste. Abschlussbericht 1.3 zum KFKI-Verbundprojekt Modellgestützte Untersuchungen zu extremen Sturmflutereignissen an der Deutschen Ostseeküste (MUSTOK).
- Müller-Navarra, Sylvain H.; Bork, Ingrid (2012): Entwicklung eines operationellen Tideelbemodells auf der Basis des hydrodynamisch-numerischen Modellverfahrens BSHcmod für die Nord- und Ostsee (OPTEL-A). In: *Die Küste* (79), S. 81. Online verfügbar unter <https://hdl.handle.net/20.500.11970/101669>.
- Müller-Navarra, Sylvain H.; Knüpfner, Klaus (2010): Improvement of water level forecasts for tidal harbours by means of model output statistics (MOS). In: *Berichte des Bundesamtes für Seeschifffahrt und Hydrographie* (47). Online verfügbar unter https://www.bsh.de/DE/PUBLIKATIONEN/_Anlagen/Downloads/Meer_und_Umwelt/Berichte-des-BSH/Berichte-des-BSH_47_en.html.
- Munk, Walter H.; Sverdrup, H. U. (1947): Wind, sea and swell : theory of relations for forecasting / by H.U. Sverdrup and W.H. Munk. Washington, D.C.: For sale by the Hydrographic Office and the Supt. of Docs.
- NASA Sea Level Change Portal (2021): IPCC AR6 Sea Level Projection Tool. NASA. Online verfügbar unter <https://sealevel.nasa.gov/ipcc-ar6-sea-level-projection-tool>.
- Netzel, Fabian Johannes (2021): Entwicklung eines instationären Berechnungsansatzes für Regenhöhen zur Anwendung in der wasserwirtschaftlichen Bemessungspraxis. Dissertation. Technische Universität Braunschweig, Braunschweig. Fakultät Architektur, Bauingenieurwesen und Umweltwissenschaften. Online verfügbar unter https://leopard.tu-braunschweig.de/servlets/MCRFileNodeServlet/dbbs_derivate_00048445/Diss_Netzel_Fabian-1.pdf.
- Nelsen, Roger B. (2006): An Introduction to Copulas. Second Edition. New York, NY: Springer Science+Business Media Inc (Springer Series in Statistics). Online verfügbar unter <http://site.ebrary.com/lib/alltitles/docDetail.action?docID=10187506>.
- Neue, Jürgen (2004): Strandprofilentwicklung unter Sturmflutseegang: Methodik für großmaßstäbliche 2D-Experimente und Berechnungsansätze. Dissertation. Technische Universität Braunschweig, Braunschweig. Fachbereich Bauingenieurwesen, Leichtweiß-Institut für Wasserbau. Online verfügbar unter <http://www.digibib.tu-bs.de/?docid=00001714>.
- Nguyen, Tristan; Molinari, Robert Danilo (2009): Quantifizierung von Abhängigkeitsstrukturen zwischen Risiken in Versicherungsunternehmen. In: *German Risk and Insurance Review (GRIR)* (5), S. 28–52. Online verfügbar unter <http://hdl.handle.net/10419/68730>.

- NOAA (2021): What is storm surge? Storm surge is the rise in seawater level caused solely by a storm. National Oceanic and Atmospheric Administration. Online verfügbar unter <https://oceanservice.noaa.gov/facts/stormsurge-stormtide.html>, zuletzt geprüft am 25.01.2021.
- Open Data DWD (2022): Open-Data-Server des Deutschen Wetterdienstes. Entgeltfreie Versorgung mit DWD-Geodaten. Hg. v. Deutscher Wetterdienst. Deutscher Wetterdienst. Offenbach am Main. Online verfügbar unter <https://www.dwd.de/DE/leistungen/opendata/opendata.html>.
- Orcel, Olivier; Sergeant, Philippe; Ropert, François (2021): Trivariate copula to design coastal structures. In: *Natural Hazards and Earth System Sciences* 21 (1), S. 239–260. DOI: 10.5194/nhess-21-239-2021.
- Passaro, Marcello; Müller, Felix L.; Oelsmann, Julius; Rautiainen, Laura; Dettmering, Denise; Hart-Davis, Michael G. et al. (2021): Absolute Baltic Sea Level Trends in the Satellite Altimetry Era: A Revisit. In: *Frontiers in Marine Science* 8, Artikel 647607. DOI: 10.3389/fmars.2021.647607.
- Patton, Andrew J. (2012): A review of copula models for economic time series. In: *Journal of Multivariate Analysis* 110, S. 4–18. DOI: 10.1016/j.jmva.2012.02.021.
- Patzke, Justus; Fröhle, Peter (2022): Zeitliche Entwicklung von Extremwasserständen entlang der südwestlichen Ostseeküste. In: *Die Küste* (91), S. 221–266. DOI: 10.18171/1.091108.
- PegelOnline: Definition Wasserstand. Hg. v. Wasserstraßen- und Schifffahrtsverwaltung des Bundes. Gewässerkundliches Informationssystem der Wasserstraßen- und Schifffahrtsverwaltung des Bundes. Bonn. Online verfügbar unter <https://www.pegelonline.wsv.de/gast/hilfe#:~:text=Der%20Wasserstand%20ist%20der%20lotrechte,H%C3%B6henbezug%20zum%20umgebenden%20Terrain%20aus.,> zuletzt geprüft am 07.03.2022.
- Pfeifer, Dietmar (1989): Einführung in die Extremwertstatistik. Wiesbaden: Vieweg+Teubner Verlag (Teubner Skripten zur Mathematischen Stochastik).
- Phillips, R. C.; Samadi, S.; Hitchcock, D. B.; Meadows, M. E.; Wilson, C. A. M. E. (2022): The Devil Is in the Tail Dependence: An Assessment of Multivariate Copula-Based Frameworks and Dependence Concepts for Coastal Compound Flood Dynamics. In: *Earth's Future* 10 (9). DOI: 10.1029/2022EF002705.
- Pinto, Joaquim G.; Raible, Christoph C. (2012): Past and recent changes in the North Atlantic oscillation. In: *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change* 3 (1), S. 79–90. DOI: 10.1002/wcc.150.
- Pinya, Maria Antonia Sunyer; Madsen, Henrik; Rosbjerg, Dan (2009): Assessment of the risk of inland flooding in a tidal sluice regulated catchment using multi-variate statistical techniques. In: *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C* 34 (10-12), S. 662–669. DOI: 10.1016/j.pce.2009.03.001.

Piscopo, Vincenzo; Rossi, Giovanni Battista; Crenna, Francesco; Gaglione, Salvatore; Scamardella, Antonio; Uttieri, Marco; Zambianchi, Enrico (2022): Measurement of Sea Waves. In: Pasquale Daponte, Giovanni Battista Rossi und Vincenzo Piscopo (Hg.): Measurement for the Sea. Cham: Springer International Publishing (Springer Series in Measurement Science and Technology), S. 157–179.

Planing, Patrick (2022): Statistik Grundlagen. Unter Mitarbeit von Ilena Becic. Stuttgart: Planing Publishing.

Portal BSH (2022): Seegangportal des BSH. Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie. Hamburg. Online verfügbar unter <https://seastate.bsh.de/rave/index.jsf?content=seegang>.

Rauthe, Monika; Kunz, Michael; Kottmeier, Christoph (2010): Changes in wind gust extremes over Central Europe derived from a small ensemble of high resolution regional climate models. In: *Meteorologische Zeitschrift* 19 (3), S. 299–312. DOI: 10.1127/0941-2948/2010/0350.

REA2 (2022): COSMO Regional Reanalysis. COSMO-REA1. Deutscher Wetterdienst. Offenbach. Online verfügbar unter <https://reanalysis.meteo.uni-bonn.de/?COSMO-REA2>.

REA6 (2022): COSMO Regional Reanalysis. COSMO-REA6. Deutscher Wetterdienst. Offenbach. Online verfügbar unter <https://reanalysis.meteo.uni-bonn.de/?COSMO-REA6>.

Reeve, Dominic; Chadwick, Andrew; Fleming, Christopher (2018): Coastal engineering. Processes, theory and design practice. Unter Mitarbeit von Andrew Chadwick und Christopher Fleming. Third edition. New York: Spon Press.

Regelwerk MV (2009a): Regelwerk Küstenschutz Mecklenburg-Vorpommern. Grundlagen, Grundsätze, Standortbestimmungen und Ausblick. Hg. v. Ministerium für Landwirtschaft, Umwelt und Verbraucherschutz Mecklenburg-Vorpommern. Staatliches Amt für Umwelt und Natur Rostock. Schwerin. Online verfügbar unter <https://www.stalu-mv.de/serviceassistent/download?id=1639581>.

Regelwerk MV (2009b): Regelwerk Küstenschutz Mecklenburg-Vorpommern. Internes Messnetz Küste und hydrografische Datenbanken. Hg. v. Ministerium für Landwirtschaft, Umwelt und Verbraucherschutz Mecklenburg-Vorpommern. Staatliches Amt für Umwelt und Natur Rostock. Schwerin (1-4). Online verfügbar unter <https://www.stalu-mv.de/serviceassistent/download?id=155702>.

Regelwerk MV (2012): Regelwerk Küstenschutz Mecklenburg-Vorpommern. Hydrodynamische Eingangsparameter für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzanlagen in M-V. Hg. v. Ministerium für Klimaschutz, Landwirtschaft, ländliche Räume und Umwelt Mecklenburg-Vorpommern. Staatliches Amt für Landwirtschaft und Umwelt Mittleres Mecklenburg. Schwerin (2, 4). Online verfügbar unter <https://www.stalu-mv.de/serviceassistent/download?id=1663458>.

Regelwerk MV (2022a): Regelwerk Küstenschutz Mecklenburg-Vorpommern. Hydrodynamische Eingangsparameter für den Entwurf, die Bemessung und die Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzanlagen in M-V. Hg. v. Ministerium für Klimaschutz, Landwirtschaft, ländliche Räume und Umwelt Mecklenburg-Vorpommern. Staatliches Amt für Landwirtschaft und Umwelt Mittleres Mecklenburg. Schwerin (2, 4). Online verfügbar unter <https://www.stalu-mv.de/serviceassistent/download?id=1663458>.

Regelwerk MV (2022b): Regelwerk Küstenschutz Mecklenburg-Vorpommern. Referenzhochwasserstand und Bemessungshochwasserstand. Hg. v. Ministerium für Klimaschutz, Landwirtschaft, ländliche Räume und Umwelt Mecklenburg-Vorpommern. Staatliches Amt für Landwirtschaft und Umwelt Mittleres Mecklenburg. Schwerin (2, 5). Online verfügbar unter <https://www.stalu-mv.de/serviceassistent/download?id=1663459>.

Reiter, Thomas (2003): Statistik-Glossar. Statistik, Zuverlässigkeit, Qualitätsmanagement & Mehr. Reutlingen. Online verfügbar unter <http://www.reiter1.com/Glossar/Glossar.htm>, zuletzt aktualisiert am 2022, zuletzt geprüft am 01.10.2024.

Resnick, Sidney I.; Mikosch, Thomas V.; Robinson, Stephen M. (1987): *Extreme Values, Regular Variation and Point Processes*. New York, NY: Springer New York.

Riahi, Keywan; van Vuuren, Detlef P.; Kriegler, Elmar; Edmonds, Jae; O'Neill, Brian C.; Fujimori, Shinichiro et al. (2017): The Shared Socioeconomic Pathways and their energy, land use, and greenhouse gas emissions implications: An overview. In: *Global Environmental Change* 42, S. 153–168. DOI: 10.1016/j.gloenvcha.2016.05.009.

Richter, A.; Groh, A.; Dietrich, R. (2012): Geodetic observation of sea-level change and crustal deformation in the Baltic Sea region. In: *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C* 53-54, S. 43–53. DOI: 10.1016/j.pce.2011.04.011.

Richter, K (1979): Neue Ergebnisse der Seegangsforschung. 15. Fortbildungskurs. Hg. v. Universität Hamburg. Institut für Schiffbau.

Rikka, Sander; Pleskachevsky, Andrey; Uiboupin, Rivo; Jacobsen, Sven: Sea state parameters in highly variable environment of baltic sea from satellite radar images. In: *IEEE International Geoscience 2017*, S. 2965–2968. Online verfügbar unter https://elib.dlr.de/110692/1/RIKKA_IGARSS_2017.pdf.

Rosenhagen, Gudrun; Bork, Ingrid (2009): Rekonstruktion der Sturmflutwetterlage vom 13. November 1872. In: *Die Küste* (75), S. 51–70. Online verfügbar unter <https://izw.baw.de/publikationen/die-kueste/0/k075105.pdf>.

Rossi, Giovanni Battista; Cannata, Andrea; Iengo, Antonio; Migliaccio, Maurizio; Nardone, Gabriele; Piscopo, Vincenzo; Zambianchi, Enrico (2021): Measurement of Sea Waves. In: *Sensors (Basel, Switzerland)* 22 (1). DOI: 10.3390/s22010078.

Saathoff, Fokke; Kaehler, Christian (2021): Ergänzende Untersuchungen zur Berechnung von kombinierten Eintrittswahrscheinlichkeiten der Bemessungsgrößen Wasserstand und Wellenhöhe für die Regionaldeiche und sechs Hochwasserrisikogebiete an der Ostküste von Schleswig-Holstein. Abschlussbericht. Hg. v. Universität Rostock. Professur Geotechnik und Küstenwasserbau. Rostock.

Saathoff, Fokke; Kaehler, Christian; Fürst, Sebastian (2020a): Untersuchung, Analyse und Bewertung von Dünenerosionen an der deutschen Ostseeküste. In: *Bautechnik* 97 (12), S. 856–867. DOI: 10.1002/bate.202000022.

Saathoff, Fokke; Schüttrumpf, Holger; Hirschfeld, Jesko; Bill, Ralf; Miegel, Konrad; Kaehler, Christian et al. (2020b): Prozesse und Auswirkungen von Dünendurchbrüchen an der deutschen Ostseeküste (PADO). Abschlussbericht. Förderkennzeichen 3F0760a / 03F0760b / 3F0760c. Hg. v. Universität Rostock. Professur Geotechnik und Küstenwasserbau. Rostock.

Salecker, Dörte; Gruhn, Angelika; Dreier, Norman; Fröhle, Peter (2017): Analyse und Bewertung multivariater hydrodynamischer Belastungsgrößen für die deutsche Nord- und Ostseeküste. In: *Die Küste* (85), S. 91–115. Online verfügbar unter <https://izw.baw.de/publikationen/die-kueste/0/k085105.pdf>.

Salecker, Dörte; Gruhn, Angelika; Schlamkow, Christian; Fröhle, Peter (2011): Statistical Analysis of Hydrodynamic Impacts for Risk Assessment of Coastal Areas. In: *Journal of Coastal Research* (64), S. 1906–1910. Online verfügbar unter <http://www.jstor.org/stable/26482508>.

Salmon, Felix (2012): The Formula that Killed Wall Street. In: *Significance* 9 (1), S. 16–20. DOI: 10.1111/j.1740-9713.2012.00538.x.

Salvadori, G.; Durante, F.; Michele, C. de (2013): Multivariate return period calculation via survival functions. In: *Water Resources Research* 49 (4), S. 2308–2311. DOI: 10.1002/wrcr.20204.

Salvadori, G.; Michele, C. de (2004): Frequency analysis via copulas: Theoretical aspects and applications to hydrological events. In: *Water Resources Research* 40 (12). DOI: 10.1029/2004WR003133.

Salvadori, Gianfausto; De Michele, Carlo; Kotegoda, Nathabandu T; Rosso, Renzo (2007): *Extremes in Nature. An Approach Using Copulas*. Dordrecht, Berlin, Heidelberg: Springer (Water Science and Technology Library, 56). Online verfügbar unter <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:1111-200708028156>.

Sandoval, Carlos Escalante; Raynal-Villaseñor, Jose (2008): Trivariate generalized extreme value distribution in flood frequency analysis. In: *Hydrological Sciences Journal* 53 (3), S. 550–567. DOI: 10.1623/hysj.53.3.550.

Scarrott, Carl; MacDonald, Anna (2012): A Review of Extreme Value Threshold Estimation and Uncertainty Quantification. In: *REVSTAT – Statistical Journal* (10), Artikel 1, S. 33–60.

Schefzik, Roman (2015): Multivariate discrete copulas, with applications in probabilistic weather forecasting. In: *Annales de l'ISUP* (59 (1-2)), S. 87–116. DOI: 10.48550/arXiv.1512.05629.

Schellnhuber, Hans-Joachim; Sterr, Horst (1993): *Klimaänderung und Küste*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

Schmager, G (1979): *Atlas zur Ermittlung der Wellenhöhen in der südlichen Ostsee*. Seehydrographischer Dienst der DDR. Rostock (No. 8740, XIV).

- Schmager, Gerhard; Fröhle, Peter; Schrader, Dieter; Weisse, Ralf; Müller-Navarra, Sylvain (2008): Sea State, Tides. In: Rainer Feistel, Günther Nausch und Norbert Wasmund (Hg.): *State and Evolution of the Baltic Sea, 1952–2005*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc, S. 143–198.
- Schölzel, C.; Friederichs, P. (2008): Multivariate non-normally distributed random variables in climate research – introduction to the copula approach. In: *Nonlinear Processes in Geophysics* 15 (5), S. 761–772. DOI: 10.5194/npg-15-761-2008.
- Schröder, Winfried; Müller, Felix; Fränzle, Otto (Hg.) (2014): *Handbuch der Umweltwissenschaften*: Wiley. Online verfügbar unter <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/9783527678525.hbuw2005002>.
- Schröter, Klaus J. (2022): *Modellierung von Abhängigkeitsstrukturen durch Copulas*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Seifert, Torsten; Tauber, Franz; Kayser, Bernd (2001): A high resolution spherical grid topography of the Baltic Sea - 2nd edition. In: *Baltic Sea Science Congress*. Online verfügbar unter <https://www.io-warneumende.de/topografie-der-ostsee.html>.
- Seneviratne, Sonia I.; Nicholls, Neville; Easterling, David; Goodess, Clare M.; Kanae, Shinjiro; Kossin, James et al. (Hg.) (2012): *Changes in Climate Extremes and their Impacts on the Natural Physical Environment. A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)*. Cambridge: Cambridge University Press. Online verfügbar unter https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/SREX-Chap3_FINAL-1.pdf.
- Serinaldi, Francesco; Kilsby, Chris G. (2014): Simulating daily rainfall fields over large areas for collective risk estimation. In: *Journal of Hydrology* 512, S. 285–302. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2014.02.043.
- Shiau, J. T. (2006): Fitting Drought Duration and Severity with Two-Dimensional Copulas. In: *Water Resources Management* 20 (5), S. 795–815. DOI: 10.1007/s11269-005-9008-9.
- Shih, Joanna (1998): A goodness-of-fit test for association in a bivariate survival model. In: *Biometrika* 85 (1), S. 189–200. DOI: 10.1093/biomet/85.1.189.
- Siewert, Marcus; Schlamkow, Christian; Saathoff, Fokke (2015): Spatial analyses of 52 years of modelled sea state data for the Western Baltic Sea and their potential applicability for offshore and nearshore construction purposes. In: *Ocean Engineering* 96, S. 284–294. DOI: 10.1016/j.oceaneng.2014.12.029.
- Sklar, Abe (1959): Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. In: *Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris* (8), S. 229–231.
- Smith, Richard L. (1986): Extreme value theory based on the r largest annual events. In: *Journal of Hydrology* 86 (1-2), S. 27–43. DOI: 10.1016/0022-1694(86)90004-1.
- Soomere, T.; Weisse, R.; Behrens, A. (2012): Wave climate in the Arkona Basin, the Baltic Sea. In: *Ocean Science* 8 (2), S. 287–300. DOI: 10.5194/os-8-287-2012.

- Soomere, Tarmo (2016): Extremes and Decadal Variations in the Baltic Sea Wave Conditions. In: Efim Pelinovsky und Christian Kharif (Hg.): *Extreme Ocean Waves*. Cham: Springer International Publishing, S. 107–140.
- Soomere, Tarmo (2023): Numerical simulations of wave climate in the Baltic Sea: a review. In: *Oceanologia* (65), S. 117–140. DOI: 10.1016/j.oceano.2022.01.004.
- Spearman, Charles (1904): The Proof and Measurement of Association between Two Things. In: *The American Journal of Psychology* 15 (1), S. 72. DOI: 10.2307/1412159.
- Spielhagen, Robert (2020): Die Entstehung der Ostsee. GEOMAR Helmholtz-Zentrum für Ozeanforschung Kiel. Kiel. Online verfügbar unter <https://www.geomar.de/entdecken/artikel/die-entstehung-der-ostsee#:~:text=Die%20Geschichte%20der%20Ostsee%20beginnt,im%20Ostseebecken%20ein%20riesiger%20Schmelzwassersee,zuletzt%20gepr%FC49ft%20am%2017.10.2020.>
- SPM (2001): Shore protection manual. Reprinted from the 1973 ed. New York: Books for Business.
- Stahel, Werner A. (2008): Statistische Datenanalyse. Eine Einführung für Naturwissenschaftler. 5. überarbeitete Auflage. Wiesbaden: Vieweg (Studium).
- Statista GmbH: Definition Scheinkorrelation. Hamburg. Online verfügbar unter <https://de.statista.com/statistik/lexikon/definition/118/scheinkorrelation/>.
- Stramska, Małgorzata; Chudziak, Natalia (2013): Recent multiyear trends in the Baltic Sea level. In: *Oceanologia* 55 (2), S. 319–337. DOI: 10.5697/oc.55-2.319.
- Stull, Roland B. (2009): An introduction to boundary layer meteorology. Reprinted. Dordrecht: Springer (Atmospheric and oceanographic sciences library, 13).
- Sztobryn, Marzena; Stigge, Hans-Joachim; Wielbińska, Danuta; Weidig, Bärbel; Stanisławczyk, Ida; Kańska, Alicja et al. (2005): Sturmfluten in der südlichen Ostsee (westlicher und mittlerer Teil). Hg. v. Bundesamtes für Seeschifffahrt und Hydrographie. Bundesamtes für Seeschifffahrt und Hydrographie (Berichte des Bundesamtes für Seeschifffahrt und Hydrographie, 39). Online verfügbar unter https://www.bsh.de/DE/PUBLIKATIONEN/_Anlagen/Downloads/Meer_und_Umwelt/Berichte-des-BSH/Berichte-des-BSH_39_de.pdf?__blob=publicationFile&v=10.
- Tawn, Jonathan A. (1988): Bivariate extreme value theory: Models and estimation. In: *Biometrika* 75 (3), S. 397–415. DOI: 10.1093/biomet/75.3.397.
- The BACC II Author Team (2015): Second Assessment of Climate Change for the Baltic Sea Basin. Cham: Springer International Publishing.
- The WAMDI Group (1988): The WAM Model - A Third Generation Ocean Wave Prediction Model. In: *Journal of Physical Oceanography* 18 (12), S. 1775–1810. DOI: 10.1175/1520-0485(1988)018<1775:TWMTGO>2.0.CO;2.
- Thompson, Paul; Cai, Yuzhi; Reeve, Dominic; Stander, Julian (2009): Automated threshold selection methods for extreme wave analysis. In: *Coastal Engineering* 56 (10), S. 1013–1021. DOI: 10.1016/j.coastaleng.2009.06.003.

- Tobías, Aurelio; Sáez, Marc; Galán, Iñaki (2007): Application of the chi-plot to assess for dependence in environmental epidemiology studies. In: *Environmental and Ecological Statistics* 14 (2), S. 181–189. DOI: 10.1007/s10651-007-0011-6.
- Trivedi, Pravin K.; Zimmer, David M. (2006): Copula Modeling: An Introduction for Practitioners. In: *FNT in Econometrics* 1 (1), S. 1–111. DOI: 10.1561/08000000005.
- UNESCO/IOC (2020): Quality Control of in situ Sea Level Observations: A Review and Progress towards Automated Quality Control. IOC Manuals and Guides. 1. Aufl. Hg. v. Intergovernmental Oceanographic Commission (IOC) of United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (UNESCO). Paris (83). Online verfügbar unter <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000373566>.
- Urban, Dieter; Mayerl, Jochen (2018): Angewandte Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Praxis. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Van der Meer, Jentsje Wouter (1988): Rock slopes and gravel beaches under wave attack. Dissertation. Delft University of Technology, Del. Civil Engineering and Geosciences. Online verfügbar unter <http://resolver.tudelft.nl/uuid:67e5692c-0905-4ddd-8487-37fdda9af6b4>.
- van Rijn, Leo C. (2009): Prediction of dune erosion due to storms. In: *Coastal Engineering* 56 (4), S. 441–457. DOI: 10.1016/j.coastaleng.2008.10.006.
- van Vuuren, Detlef P.; Edmonds, Jae; Kainuma, Mikiko; Riahi, Keywan; Thomson, Allison; Hibbard, Kathy et al. (2011): The representative concentration pathways: an overview. In: *Climatic Change* 109 (1-2), S. 5–31. DOI: 10.1007/s10584-011-0148-z.
- Vensky, Hellmuth (2012): 1962 – Land unter in Hamburg. Deutsche Jahrhundertflut. In: *Zeit Online*, 15.02.2012. Online verfügbar unter <https://www.zeit.de/wissen/geschichte/2012-02/sturmflut-rueckblick>.
- Volpi, E.; Fiori, A. (2012): Design event selection in bivariate hydrological frequency analysis. In: *Hydrological Sciences Journal* 57 (8), S. 1506–1515. DOI: 10.1080/02626667.2012.726357.
- Waal, D. J. de; van Gelder, P. H. A. J. M. (2005): Modelling of extreme wave heights and periods through copulas. In: *Extremes* 8 (4), S. 345–356. DOI: 10.1007/s10687-006-0006-y.
- Wahl, Sabrina; Bollmeyer, Christoph; Crewell, Susanne; Figura, Clarissa; Friederichs, Petra; Hense, Andreas et al. (2017): A novel convective-scale regional reanalysis COSMO-REA2: Improving the representation of precipitation. In: *Meteorologische Zeitschrift* 26 (4), S. 345–361. DOI: 10.1127/metz/2017/0824.
- Wahl, T.; Mudersbach, C.; Jensen, J. (2012): Assessing the hydrodynamic boundary conditions for risk analyses in coastal areas: a multivariate statistical approach based on Copula functions. In: *Natural Hazards and Earth System Sciences* 12 (2), S. 495–510. DOI: 10.5194/nhess-12-495-2012.
- Wahl, T.; Mudersbach, C.; Jensen, J. (2015): Statistical Assessment of Storm Surge Scenarios Within Integrated Risk Analyses. In: *Coastal Engineering Journal* 57 (1), 1540003-1-1540003-19. DOI: 10.1142/S0578563415400033.

- Wallis, W. Allen; Moore, Geoffrey H. (1941): A Significance Test for Time Series Analysis. In: *Journal of the American Statistical Association* 36 (215), S. 401. DOI: 10.2307/2279616.
- Walsh, John E. (1950): Some Nonparametric Tests of Whether the Largest Observations of a Set are too Large or too Small. In: *The Annals of Mathematical Statistics* 21 (4), S. 583–592. DOI: 10.1214/aoms/1177729753.
- Walter, Andreas; Keuler, Klaus; Jacob, Daniela; Knoche, Richard; Block, Alexander; Kotlarski, Sven et al. (2006): A high resolution reference data set of German wind velocity 1951-2001 and comparison with regional climate model results. In: *Meteorologische Zeitschrift* 15 (6), S. 585–596. DOI: 10.1127/0941-2948/2006/0162.
- Wang, Weijing; Wells, Martin T. (2000): Model Selection and Semiparametric Inference for Bivariate Failure-Time Data. In: *Journal of the American Statistical Association* 95 (449), S. 62. DOI: 10.2307/2669523.
- Watson, Robert T. (Hg.) (1998): The regional impacts of climate change. An assessment of vulnerability; a special report of IPCC Working Group II. IPCC. Cambridge: Cambridge University Press (A special report of IPCC Working Group II).
- Weichbrodt, Frank (2008): Entwicklung eines Bemessungsverfahrens für Holzpfehlbuhnen im Küstenwasserbau. Dissertation. Universität Rostock, Rostock. Institut für Umweltingenieurwesen der Agrar- und Umweltwissenschaftlichen Fakultät.
- Weichbrodt, Frank; Zarncke, Thomas; Sommermeier, Knut; Klee, Anja; Schlamkow, Christian (2013): Grundlagen für Entwurf, Bemessung und Sicherheitsüberprüfung von Küstenschutzanlagen in Mecklenburg-Vorpommern. In: *Die Küste* (80), S. 143–162. Online verfügbar unter https://izw.baw.de/publikationen/die-kueste/0/k080105_a.pdf.
- Weidemann, Hendrik (2014): Klimatologie der Ostseewasserstände: Eine Rekonstruktion von 1948 bis 2011. Dissertation. Universität Hamburg, Hamburg. Fachbereich Geowissenschaften. Online verfügbar unter <https://d-nb.info/1057001767/34>.
- Weidemann, Hendrik (2015): coastDat-2 TRIM-NP-2d-Baltic_Sea. Unter Mitarbeit von Helmholtz-Zentrum Geesthacht, Zentrum für Material- und Küstenforschung GmbH, Elke Meyer und Ralf Weisse.
- Weiß, Gregor; Scheffer, Marcus (2012): Smooth Nonparametric Bernstein Vine Copulas.
- Weisse, Ralf (2015): coastDat-1 Waves Baltic Sea. Unter Mitarbeit von Helmholtz-Zentrum Geesthacht, Zentrum für Material- und Küstenforschung GmbH, Ralf Weisse und Elke Meyer.
- Weisse, Ralf; Hünicke, Birgit (2019): Baltic Sea Level: Past, Present, and Future. In: Ralf Weisse und Birgit Hünicke (Hg.): Oxford Research Encyclopedia of Climate Science: Oxford University Press.
- Weisse, Ralf; Lozán, José L.; Breckle, Siegmund-W.; Graß, Hartmut; Kasang, Dieter (2018): Sturmfluten und Seegang. In: *In Warnsignal Klima: Extremereignisse*, S. 222–227. DOI: 10.25592/uhhfdm.9510.

- Weiß, Ralf; Meinke, Insa (2017): Meeresspiegelanstieg, Gezeiten, Sturmfluten und Seegang. In: Guy P. Brasseur, Daniela Jacob und Susanne Schuck-Zöller (Hg.): Klimawandel in Deutschland. Entwicklung, Folgen, Risiken und Perspektiven. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, S. 77–85.
- Witte, J; Fröhle, Peter; Fittschen, Torsten; Kohlhas, Sören (1999): Assessment of long-term directional wave conditions based on nearshore wind–wave correlations. Antalya (Proceedings of the Intl. MEDCOAST Conference on Wind and Wave Climate of Mediterranean and Black Sea, WIND & WAVE CLIMATE'99).
- Wubber, C; Krauss, W (1979): The Two dimensional seiches of the baltic sea. In: *Oceanologica Acta* 2 (4), S. 435–446. Online verfügbar unter <https://archimer.ifremer.fr/doc/00122/23360/>.
- Yan, Jun (2006): Multivariate Modeling with Copulas and Engineering Applications. In: Hoang Pham (Hg.): Springer Handbook of Engineering Statistics. London: Springer London, S. 973–990.
- Yue, S.; Ouada, T.B.M.J; Bobée, B.; Legendre, P.; Bruneau, P. (1999): The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. In: *Journal of Hydrology* 226 (1-2), S. 88–100. DOI: 10.1016/S0022-1694(99)00168-7.
- Zachary, S.; Feld, G.; Ward, G.; Wolfram, J. (1998): Multivariate extrapolation in the offshore environment. In: *Applied Ocean Research* 20 (5), S. 273–295. DOI: 10.1016/S0141-1187(98)00027-3.
- Zhang, L.; Singh, Vijay P. (2007): Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas. In: *Journal of Hydrology* 332 (1-2), S. 93–109. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2006.06.033.
- Zhang, Lan; Singh, Vijay P. (2012): Bivariate Rainfall and Runoff Analysis Using Entropy and Copula Theories. In: *Entropy* 14 (9), S. 1784–1812. DOI: 10.3390/e14091784.
- Zhang, Wenyan; Harff, Jan; Schneider, Ralf (2011): Analysis of 50-year wind data of the southern Baltic Sea for modelling coastal morphological evolution – a case study from the Darss-Zingst Peninsula. In: *Oceanologia* 53, S. 489–518. DOI: 10.5697/oc.53-1-TI.489.

10. Anhang

10.1 Datengrundlagen und erste Auswertungen

10.1.1 Ergänzende Informationen zu den IMK- und DWD-Messstationen

Tabelle 37: Geberhöhe der Sensorik zur Messung des Windes an den IMK-Stationen und den DWD-Stationen. Die DWD-Station, die den IMK-Stationen zugeordnet ist, ist in Klammern angegeben.

Küstenabschnitt	Geberhöhe IMK	Stations- und Geberhöhe DWD
Boltenhagen	13 m	15 m / 18 m (Boltenhagen)
Warnemünde	15 m	5 m / 22 m (Warnemünde)
Zingst	14 m	5 m / 22 m (Warnemünde)
Varnkevit	41 m	42 m / 24 m (Arkona)
Göhren	17 m	40 m / 15 m (Putbus)
Koserow	15 m	2 m / 12 m (Greifswald)

10.1.2 Erläuterungen zu Fehlermaßen, Methoden der Korrelationsmessung und der linearen Regressionsanalyse

In der statistischen Analyse von hydrodynamischen Daten ist es oft notwendig, Daten zu vergleichen, zu analysieren, zu interpretieren und Schlussfolgerungen zu ziehen. Im Folgenden werden die dafür verwendeten statistischen Methoden charakterisiert. Für ausführliche Beschreibungen der Methoden wird auf entsprechende Fachliteratur wie beispielsweise Stahel (2008) verwiesen.

10.1.2.1 Fehlermaße

Fehlermaße sind in der Statistik von großer Bedeutung, um die Qualität von Schätzungen, Vorhersagen oder Modellen zu bewerten. Sie quantifizieren den Grad der Abweichung zwischen den geschätzten oder vorhergesagten Werten und den tatsächlichen Beobachtungen. So bieten sie Einblicke in die Genauigkeit und Zuverlässigkeit von statistischen Analysen und Modellen, indem sie diese Abweichungen messen. Fehlermaße werden beispielsweise häufig in der Klimatologie, bei Prognosen und in der Regressionsanalyse eingesetzt, um experimentelle Ergebnisse zu überprüfen (Glen 2022). In dieser Arbeit werden der mittlere absolute Fehler (MAE) und die Wurzel der mittleren Fehlerquadratsumme als Fehlermaße (RMSE) verwendet.

Mittlerer absoluter Fehler (MAE)

Der Mittlere Absolute Fehler (Mean Absolute Error, MAE) ist der durchschnittliche absolute Fehler zwischen beobachteten Werten x_i und vorhergesagten (modellierten) Werten y_i . Dabei wird die Größe der Fehler gemessen, ohne dass deren Richtung berücksichtigt wird. Der MAE berechnet sich aus den absoluten Differenzen zwischen Vorhersage und tatsächlicher Beobachtung im betrachteten Datenkollektiv, wobei alle individuellen Differenzen gleich gewichtet sind. Es handelt sich um einen Kennwert, der die mittlere Abweichung der Vorhersagen vom tatsächlichen Wert angibt. Der MAE wird wie folgt berechnet:

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - y_i|$$

Wurzel der mittleren Fehlerquadratsumme (RMSE)

Die Wurzel der mittleren Fehlerquadratsumme (engl.: Root Mean Squared Error, kurz RMSE) berechnet sich aus der Quadratwurzel des mittleren quadratischen Fehlers zwischen den vorhergesagten Werten x_i und den beobachteten Werten y_i . Der RMSE wird wie folgt berechnet:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2}$$

Die Maßzahlen MAE und RMSE drücken den durchschnittlichen Fehler zwischen vorhergesagten und beobachteten Werten aus. Beide Maßzahlen liegen zwischen 0 und ∞ und sind unabhängig von der Fehlerrichtung. Die Einheit entspricht der betrachteten Größe. Je geringer die Maßzahlen ausfallen, desto genauer sind die vorhergesagten Werte im Vergleich zu den beobachteten Werten. Der Unterschied zwischen beiden Maßzahlen liegt in ihrem Verhalten bei großen Abweichungen (potentiellen Ausreißern) im Datensatz. Bei der Berechnung des RMSE werden alle Abweichungen vor der Bildung der Quadratwurzel und der Mittelung quadriert. Dadurch erhält der RMSE hohen Abweichungen ein vergleichsweise höheres Gewicht.

10.1.2.2 Methoden zur Messung der Korrelation

Die Berechnung von Korrelationen ist eine statistische Methode, um den Zusammenhang zwischen zwei oder mehr Variablen zu untersuchen. Korrelationen geben Auskunft darüber, inwieweit sich die Werte zweier Variablen gleichzeitig ändern. Der Korrelationskoeffizient drückt die Stärke der Korrelation aus und kann Werte von -1 bis +1 annehmen. Eine Korrelation von -1 zeigt eine perfekte negative Korrelation an, eine Korrelation von +1 eine perfekte positive Korrelation und eine Korrelation von 0 bedeutet, dass keine Korrelation besteht.

Es darf jedoch nicht allein aufgrund von Korrelationen auf eine kausale Beziehung zwischen den Variablen geschlossen werden, da diese irreführend sein und zu falschen Schlussfolgerungen führen können. Korrelationen sind anfällig für Störvariablen oder versteckte Einflussgrößen, die den Zusammenhang zwischen den Variablen beeinflussen können. Dieser Zustand wird als Scheinkorrelation oder Scheinkausalität bezeichnet. Eine Scheinkorrelation beschreibt einen statistischen Zusammenhang zwischen zwei Variablen, der jedoch nicht auf einer kausalen Beziehung basiert, sondern auf einer Störgröße oder Zufall. Diese Art von Korrelation kann zu Fehlinterpretationen führen, wenn sie als Ursache-Wirkungs-Beziehung interpretiert wird (Statista GmbH, Planing 2022).

Eine einheitliche Richtlinie zur Bewertung des Korrelationskoeffizienten existiert in der Literatur nicht. Cohen (1988) kategorisiert die durch r ausgedrückten Zusammenhänge wie folgt:

- $0,1 \leq r \leq 0,3$: geringer positiver Zusammenhang
- $0,3 < r \leq 0,5$: mittlerer positiver Zusammenhang
- $0,5 < r \leq 1,0$: hoher positiver Zusammenhang

Hinkle et al. (2003) grenzen die Stärke der Zusammenhänge enger ein:

- $0,0 \leq r \leq 0,3$: vernachlässigbarer Zusammenhang
- $0,3 < r \leq 0,5$: schwacher positiver Zusammenhang
- $0,5 < r \leq 0,7$: moderater positiver Zusammenhang
- $0,7 < r \leq 0,9$: hoher positiver Zusammenhang
- $0,9 < r \leq 1,0$: sehr hoher positiver Zusammenhang

Für den Fall $r < 0$ sind die Grenzen für beide Beispiele auf den negativen Zusammenhang anzuwenden. Zur Beschreibung der Zusammenhänge zwischen zwei oder mehr Merkmalen wird in dieser Arbeit die Einteilung nach Hinkle et al. (2003) genutzt. Es gibt verschiedene Möglichkeiten zur Berechnung von Korrelationskoeffizienten, die je nach Skalenniveau der Variablen und ihrer Verteilungen angewendet werden können. An dieser Stelle werden die gängigsten Verfahren vorgestellt.

Korrelationskoeffizient nach Pearson-Moskowitz

Der Korrelationskoeffizient r nach Pearson, auch bekannt als empirischer Korrelationskoeffizient, dient zur Beurteilung der Stärke des linearen Zusammenhangs zwischen zwei Merkmalen x und y . Der Wert von r kann zwischen -1 (vollständig negativer Zusammenhang) und 1 (vollständig positiver Zusammenhang) liegen.

Wenn kein linearer Zusammenhang zwischen den Ausprägungen von x und y nachweisbar ist, nimmt der Pearson-Korrelationskoeffizient den Wert Null oder einen Wert nahe Null an. Die Werte \bar{x} und \bar{y} ergeben sich aus den arithmetischen Mittel von x_1, \dots, x_n bzw. y_1, \dots, y_n . Des Weiteren kann r aus der Stichprobenvarianz s_{XY} und den Stichprobenstandardabweichungen s_x und s_y berechnet werden.

$$r_p = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} = \frac{s_{XY}}{s_x \cdot s_y}$$

Es ist wichtig zu beachten, dass ein niedriger Korrelationskoeffizient nicht zwangsläufig bedeutet, dass zwischen den Variablen x und y kein Zusammenhang besteht. Der Korrelationskoeffizient gibt lediglich Auskunft über das Fehlen eines linearen Zusammenhangs zwischen den beiden Variablen. Für die Anwendung des Pearson-Korrelationskoeffizienten sind metrisch skalierte Daten, ein linearer Zusammenhang zwischen den Wertepaaren und eine annähernd normalverteilte Randverteilung erforderlich. Wenn keine metrisch skalierten Daten vorliegen, können der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman sowie der Konkordanzkoeffizient nach Kendall angewendet werden (z.B. Gressner und Arndt 2019).

Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman

Der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman, auch bekannt als Spearman's Rho, untersucht nicht die tatsächliche Korrelation der Beobachtungen sondern die Korrelation zwischen den zugeordneten Rängen (Spearman 1904). Die Berechnung von r_s verläuft analog zum Korrelationskoeffizienten nach Pearson mit dem Unterschied, dass die Beobachtungswerte durch ihre Ränge ersetzt werden:

$$r_s = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (rg(x_i) - \overline{rg_x}) \cdot (rg(y_i) - \overline{rg_y})}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (rg(x_i) - \overline{rg_x})^2} \cdot \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (rg(y_i) - \overline{rg_y})^2}}$$

$rg(x_i)$, $rg(y_i)$ bezeichnet dabei den Rang von x_i bzw. y_i . $\overline{rg_x}$, $\overline{rg_y}$ sind die arithmetische Mittel der Ränge von x_i bzw. y_i . Auch hier nimmt der Koeffizient einen Wert zwischen -1 und 1 an. Die Anwendung setzt voraus, dass die Daten ordinal skaliert sind und die Ränge eine gleiche Äquidistanz aufweisen.

Rangkorrelationskoeffizient nach Kendall

Kendall (1938) entwickelte mit dem Rangkorrelationskoeffizienten (auch Kendall's Tau genannt) ein weiteres Maß für die Beschreibung des Zusammenhangs von mindestens zwei Merkmalen. Im Unterschied zu Spearman's Rho ist die Äquidistanz zwischen den Rängen keine notwendige Voraussetzung mehr, da hier nur die relative Anordnung der Ränge von Bedeutung ist.

$$T = \frac{2(n_p - n_i)}{n(n-1)}$$

Die Anzahl der übereinstimmenden Rangpaare wird als n_p bezeichnet, während n_i für die Anzahl der nicht übereinstimmenden Rangpaare steht. Wie bei den zuvor beschriebenen Koeffizienten gibt es für die Stärke der Abhängigkeit zwischen den Werten eine Skala von -1 bis 1. Um Kendall's Tau anwenden zu können, müssen die beobachteten Werte ordinal skalierbar sein.

10.1.2.3 Einfache lineare Regressionsanalyse

Die lineare Regressionsanalyse ist ein statistisches Verfahren, das in der Wissenschaft zur Modellierung von linearen Beziehungen zwischen einer abhängigen (Ziel-)Variable und einer oder mehreren unabhängigen (erklärenden) Variablen verwendet wird. Es handelt sich hierbei um eine grundlegende Methode, um Zusammenhänge zwischen Variablen zu analysieren und quantitative Vorhersagen zu treffen (z.B. wUrban und Mayerl 2018). Die lineare Beziehung wird durch die folgende Gleichung beschrieben:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \cdot x$$

Dabei steht y für die abhängige Variable und x für die unabhängige Variable. β_0 und β_1 sind die Regressionskoeffizienten. Je größer der Wert von β_1 ist, desto stärker beeinflusst die unabhängige Variable die abhängige Variable. Die Qualität der Anpassung eines linearen Regressionsmodells lässt sich durch das Bestimmtheitsmaß (auch R^2 -Koeffizient genannt) beschreiben. R^2 gibt an, wie gut die abhängige Variable (y) durch die unabhängige Variable (x) erklärt werden kann. Der Bestimmtheitsmaß-Wert liegt zwischen 0 und 1. Ein Wert von 0 zeigt an, dass das Modell keine Beziehung in den Daten erklären kann, während ein Wert von 1 bedeutet, dass das Modell vollständig die Beziehung in den Daten erklären kann. In der Regel wird ein höheres R^2 als ein besseres Maß für die Anpassung der Regressionsgerade angesehen. Das Bestimmtheitsmaß sollte jedoch immer im Kontext der Daten und der Fragestellung betrachtet werden, da es auch bei unbedeutenden Korrelationen hohe Werte erreichen kann. Mit der multiplen Regressionsanalyse kann die Beziehung zwischen einer abhängigen Variablen und mehreren unabhängigen Variablen beschrieben werden.

Die Zusammenhänge zwischen den unabhängigen und abhängigen Variablen können grafisch in Form eines Streudiagramms dargestellt werden. Das Diagramm zeigt die Verteilung der betrachteten Punkte auf der Ebene mit den Werten der beiden Variablen. Jeder Punkt stellt somit eine Kombination von Werten der unabhängigen und abhängigen Variablen dar. Es handelt sich dabei um eine rein objektive Visualisierung ohne subjektive Bewertungen. Die Regressionslinie ergibt sich aus der beschriebenen Gleichung und stellt den besten linearen Zusammenhang zwischen den beiden Variablen dar. Bei einer einfachen linearen Regression handelt es sich um eine Gerade, die durch die Punkte verläuft und die Beziehung zwischen den Variablen beschreibt.

10.1.3 Rauheitshöhen für verschiedene Landschaftstypen

Tabelle 38: Mittlere Rauheitshöhen für verschiedene Landschaftstypen (nach Klose und Klose 2015).

Landschaftstyp	Rauigkeitshöhe [m]
offene See	$1 \cdot 10^{-4}$
schneebedeckte Landwirtschaftsfläche	$2 \cdot 10^{-3}$
Gras (ungemäht)	$2 \cdot 10^{-2}$
einzelne Bäume	$3 \cdot 10^{-2}$
Wald	1-3
Agrarlandschaft	$2 \cdot 10^{-2}$ - $9 \cdot 10^{-2}$
Vororte	$5 \cdot 10^{-1}$
Zentren kleiner Städte	$1 \cdot 10^{-1}$
Zentren größerer Städte	$7 \cdot 10^{-1}$ - 2

10.1.4 Richtungsabhängige Korrelationskoeffizienten

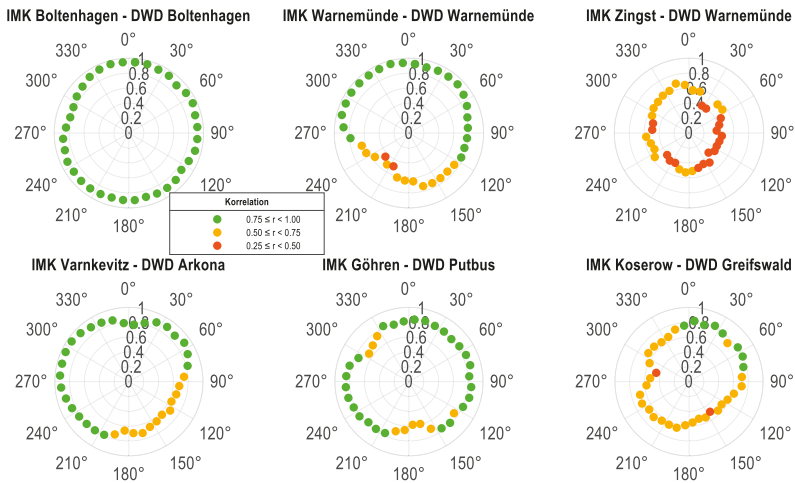


Abbildung 94: Richtungsabhängige Korrelationskoeffizienten der Windgeschwindigkeiten zwischen den IMK-Stationen und den zugeordneten DWD-Stationen.

10.2 Wind-Wellen-Korrelation

10.2.1 Koeffizienten der Modelle für die Ermittlung der richtungsabhängigen Wellenhöhen in Abhängigkeit der Windgeschwindigkeit

Tabelle 39: Koeffizienten der Modelle zur Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von den Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten Warnemünde und Boltenhagen.

Richtungssektor	Boltenhagen			Warnemünde		
	C ₀	C ₁	C ₂	C ₀	C ₁	C ₂
0° ≤ Θ _w < 30°	-0,04258	0,03309	0,00277	0,07949	-0,00342	0,00573
30° ≤ Θ _w < 60°	-0,00341	0,01595	0,00277	0,09754	0,01116	0,00411
60° ≤ Θ _w < 90°	0,04415	0,01312	0,00193	0,08801	0,04368	0,00334
90° ≤ Θ _w < 120°	0,08348	0,00134	0,00147	0,08460	0,01890	0,00503
120° ≤ Θ _w < 90°	0,04924	0,00167	0,00067	0,09766	-0,00058	0,00112
150° ≤ Θ _w < 180°	0,05722	-0,00401	0,00019	0,10087	-0,00704	0,00059
180° ≤ Θ _w < 210°	0,05607	-0,00559	0,00031	0,07595	0,00912	0,00088
210° ≤ Θ _w < 240°	0,05470	-0,00454	0,00024	0,03015	0,05044	-0,00106
240° ≤ Θ _w < 270°	0,06978	-0,00735	0,00055	-0,00489	0,05889	0,00007
270° ≤ Θ _w < 300°	0,01419	0,01294	0,00006	-0,04389	0,04433	0,00166
300° ≤ Θ _w < 330°	-0,03174	0,02656	0,00182	-0,03562	0,04869	0,00176
0° ≤ Θ _w < 30°	-0,01107	0,01487	0,00469	0,03340	0,02429	0,00397

Tabelle 40: Koeffizienten der Modelle zur Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von den Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten Zingst und Varnkevit.

Richtungssektor	Zingst			Varnkevit		
	C ₀	C ₁	C ₂	C ₀	C ₁	C ₂
0° ≤ Θ _w < 30°	0,07503	-0,01452	0,00755	-0,00630	0,11047	-0,00129
30° ≤ Θ _w < 60°	0,09498	0,00446	0,00594	-0,00986	0,06146	0,00136
60° ≤ Θ _w < 90°	0,03200	0,06543	0,00838	0,10454	0,02901	0,00215
90° ≤ Θ _w < 120°	0,05908	0,03397	0,00708	0,07867	0,02666	0,00197
120° ≤ Θ _w < 90°	0,09421	-0,00853	0,00304	0,11006	-0,00206	0,00238
150° ≤ Θ _w < 180°	0,09942	-0,02469	0,00322	0,12757	-0,00624	0,00183
180° ≤ Θ _w < 210°	0,08928	-0,01427	0,00118	0,13747	-0,01072	0,00164
210° ≤ Θ _w < 240°	0,08243	-0,00095	0,00021	0,10574	0,00285	0,00169
240° ≤ Θ _w < 270°	0,06029	0,00196	0,00189	0,07685	0,01109	0,00181
270° ≤ Θ _w < 300°	0,03971	0,00244	0,00221	-0,04982	0,04456	0,00145
300° ≤ Θ _w < 330°	0,01957	0,01567	0,00243	-0,13745	0,08039	0,00267
0° ≤ Θ _w < 30°	-0,00239	0,02964	0,00410	-0,06773	0,09927	0,00275

Tabelle 41: Koeffizienten der Modelle zur Berechnung der Wellenhöhen in Abhängigkeit von den Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten Göhren und Koserow.

Richtungssektor	Göhren			Koserow		
	C ₀	C ₁	C ₂	C ₀	C ₁	C ₂
$0^\circ \leq \Theta_W < 30^\circ$	0,09190	0,06732	0,01722	0,13048	0,03783	0,00899
$30^\circ \leq \Theta_W < 60^\circ$	0,17954	0,04034	0,01039	0,22273	-0,04198	0,01386
$60^\circ \leq \Theta_W < 90^\circ$	0,12700	0,10043	0,00499	0,12136	0,03564	0,00628
$90^\circ \leq \Theta_W < 120^\circ$	0,12651	0,06341	0,00985	0,14384	0,03646	0,00461
$120^\circ \leq \Theta_W < 90^\circ$	0,10467	0,01622	0,01225	0,12657	-0,00397	0,00805
$150^\circ \leq \Theta_W < 180^\circ$	0,13159	-0,01155	0,00686	0,12413	-0,02462	0,00519
$180^\circ \leq \Theta_W < 210^\circ$	0,15257	-0,02553	0,00314	0,12150	-0,02444	0,00197
$210^\circ \leq \Theta_W < 240^\circ$	0,16892	-0,03152	0,00224	0,14613	-0,03089	0,00219
$240^\circ \leq \Theta_W < 270^\circ$	0,15515	-0,01838	0,00100	0,18949	-0,03840	0,00367
$270^\circ \leq \Theta_W < 300^\circ$	0,17708	-0,01776	0,00149	0,17933	-0,01594	0,00318
$300^\circ \leq \Theta_W < 330^\circ$	0,19400	-0,00488	0,00381	0,15432	0,01465	0,00296
$0^\circ \leq \Theta_W < 30^\circ$	0,14219	0,04702	0,00750	0,13772	0,03486	0,00631

10.2.2 Richtungsabhängige Darstellungen der Zusammenhänge zwischen den Windgeschwindigkeiten und den Wellenhöhen in den Küstenabschnitten

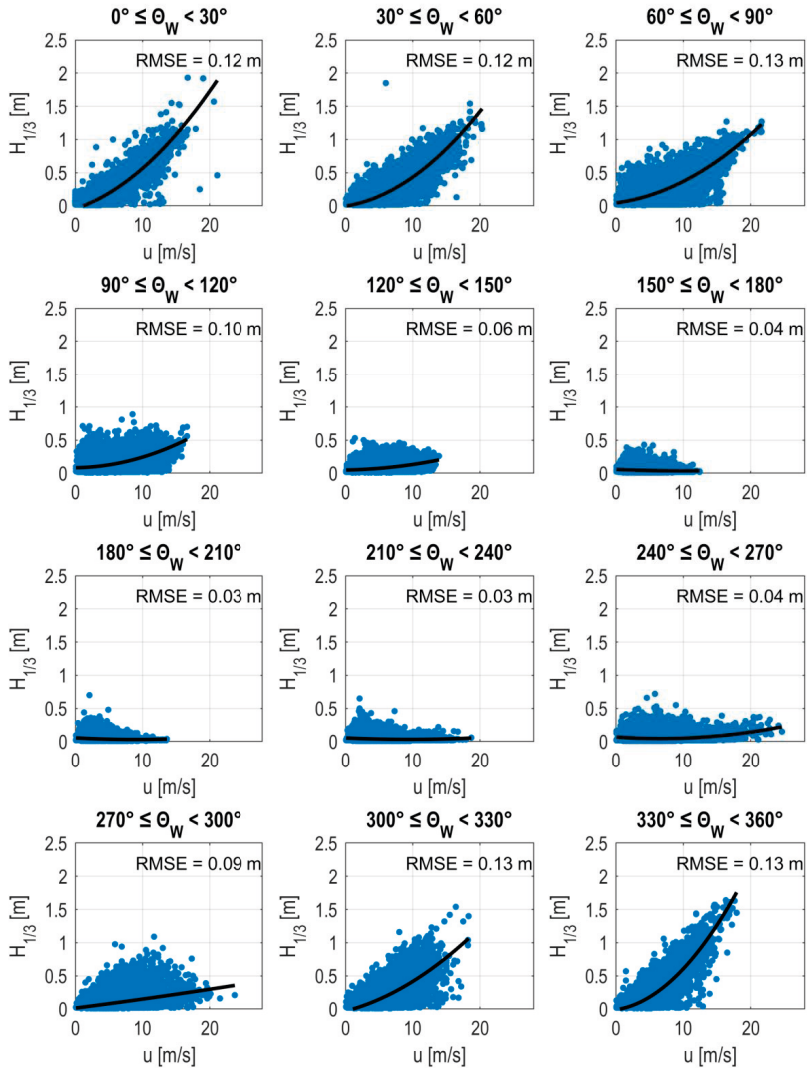


Abbildung 95: Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Boltenhagen.

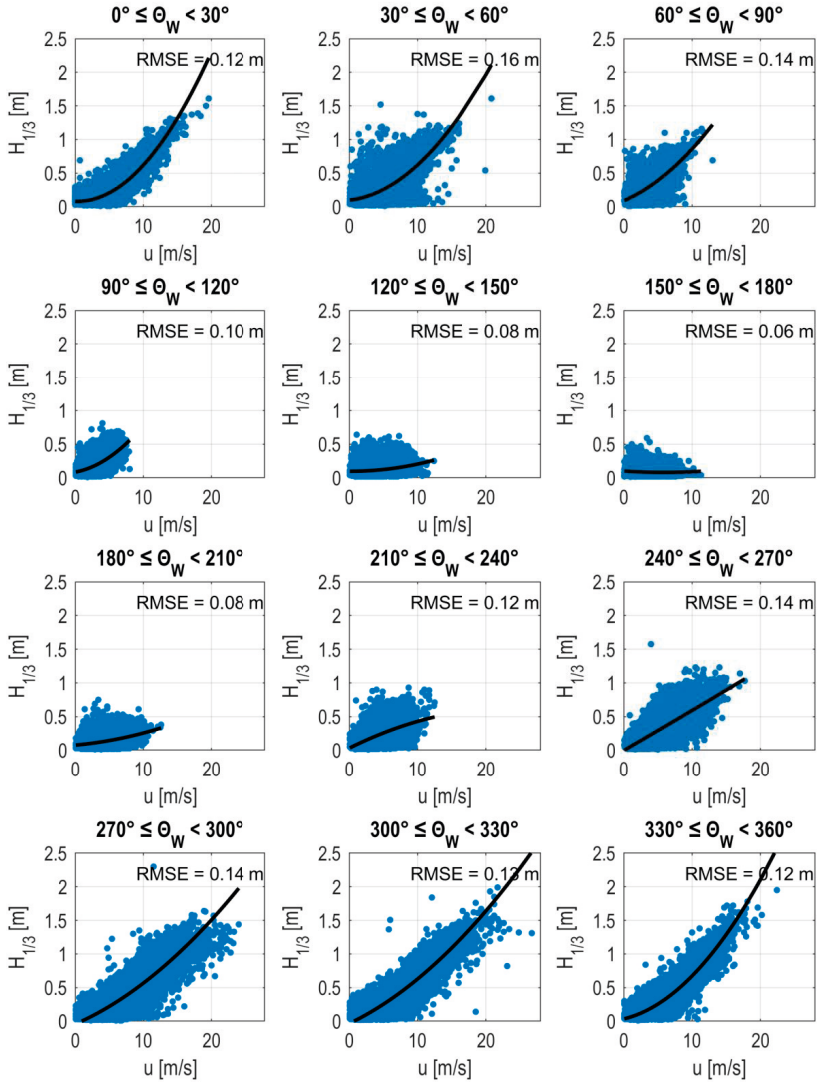


Abbildung 96: Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Warnemünde.

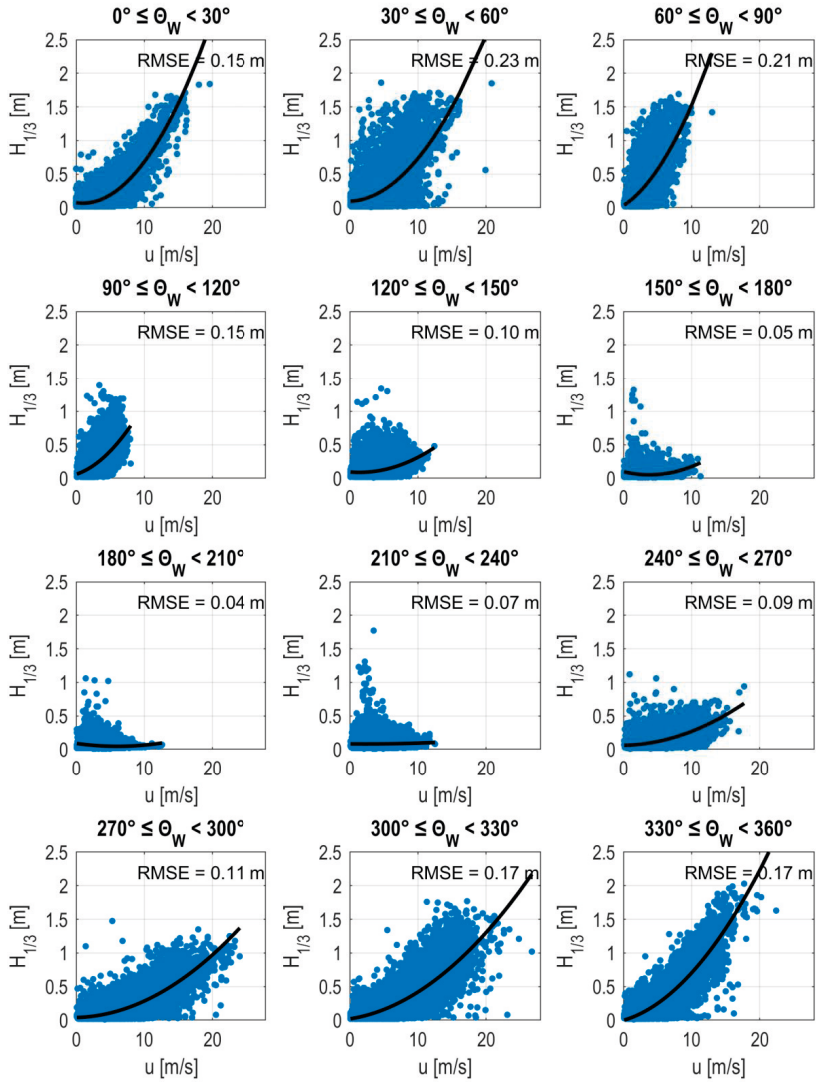


Abbildung 97: Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Zingst.

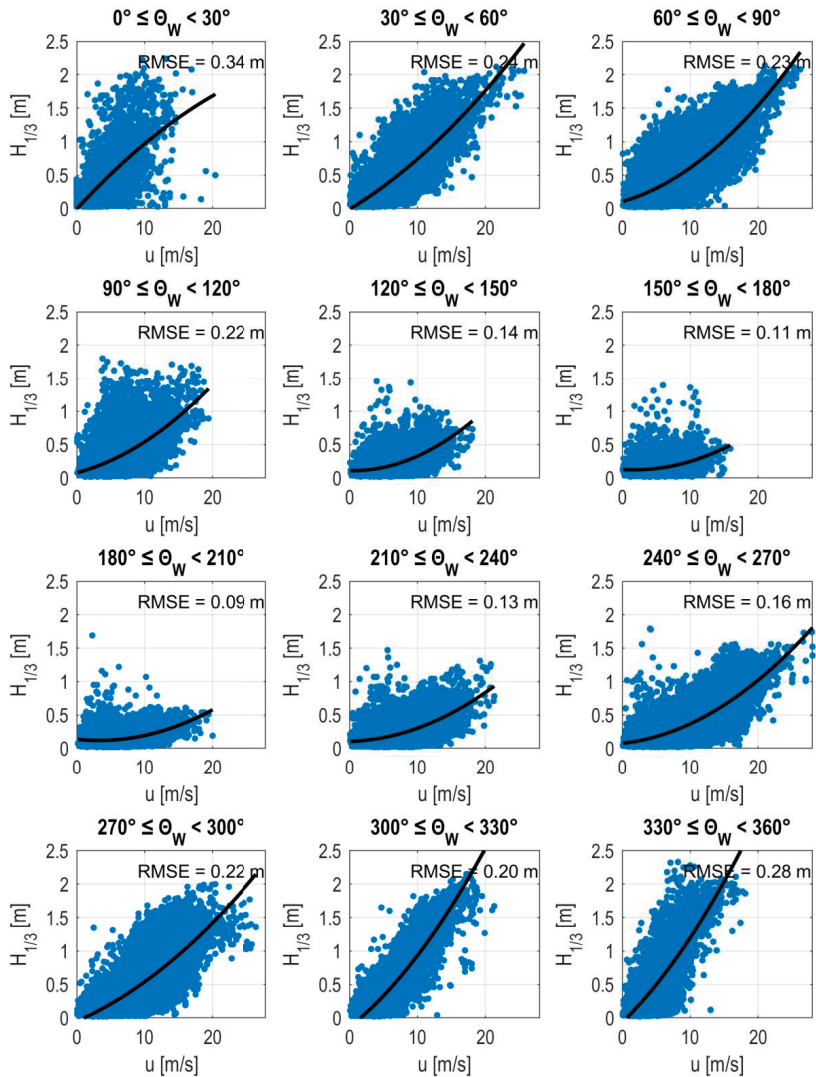


Abbildung 98: Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Varnkevit.

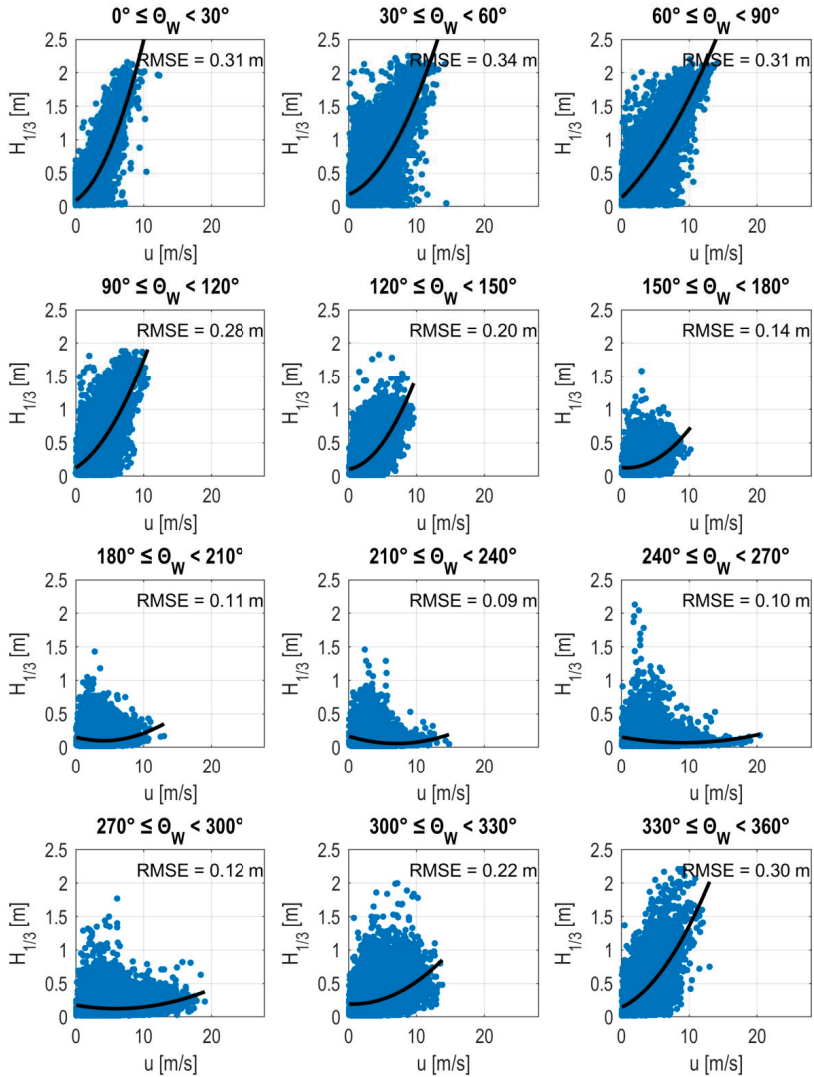


Abbildung 99: Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Göhren.

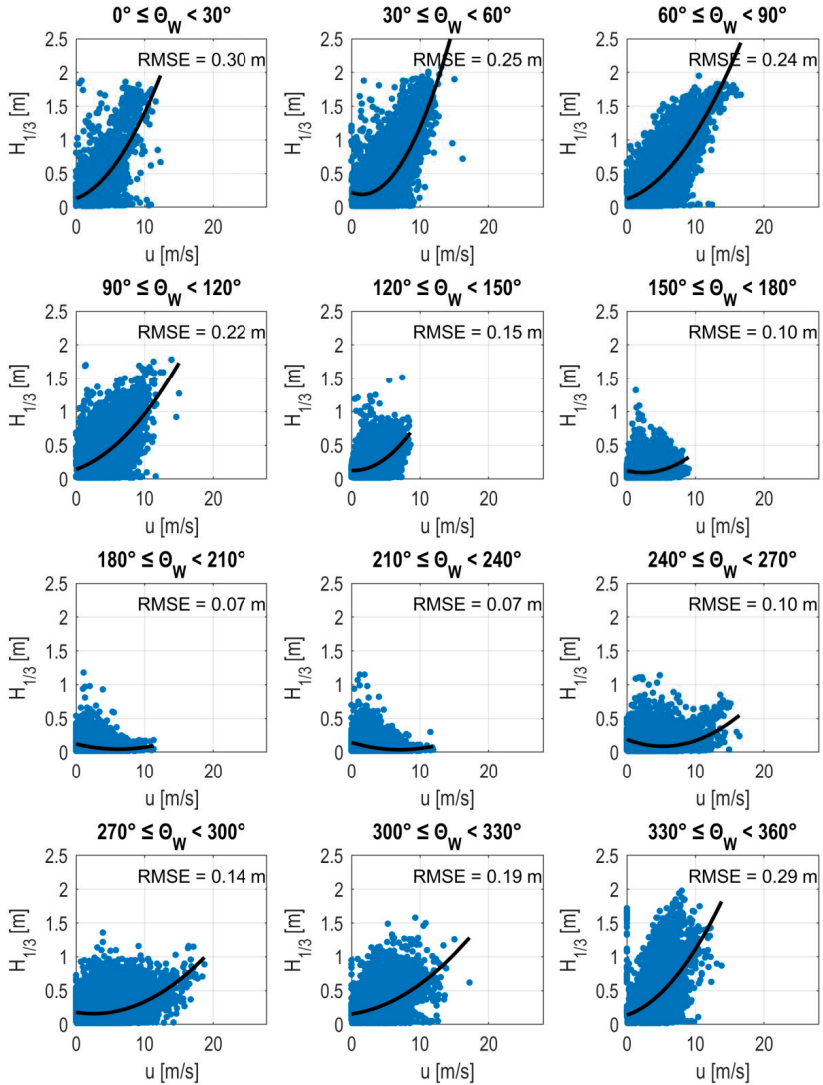


Abbildung 100: Darstellung der angepassten Modelle zur Berechnung der richtungsabhängigen Wellenhöhe auf Basis der Windgeschwindigkeit für den Küstenabschnitt Koserow.

10.2.3 Berechnung der Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit der Windgeschwindigkeit

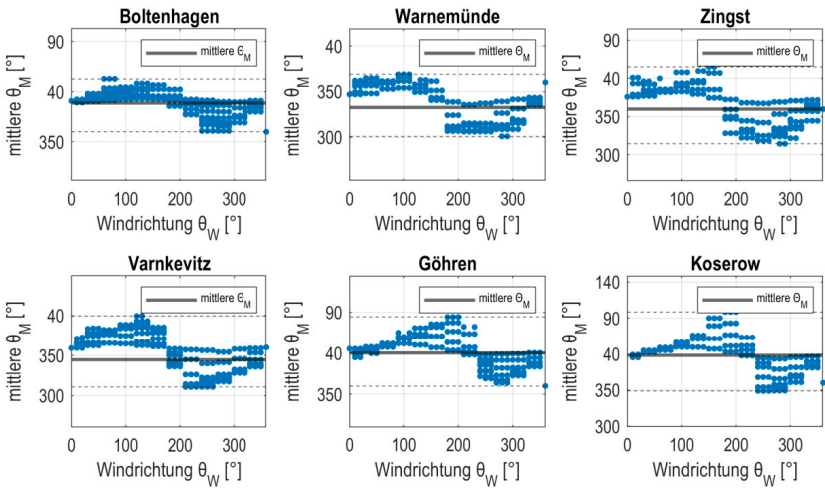


Abbildung 101: Darstellung der Abhängigkeit der mittleren Wellenanaufrichtung von der Windrichtung.

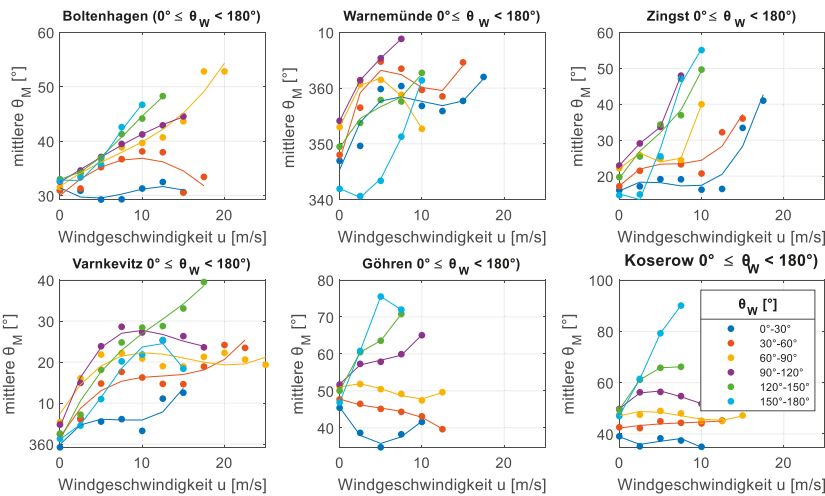


Abbildung 102: Darstellung der Polynome zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit in den Küstenabschnitten für die Windrichtungen 0° bis 180° .

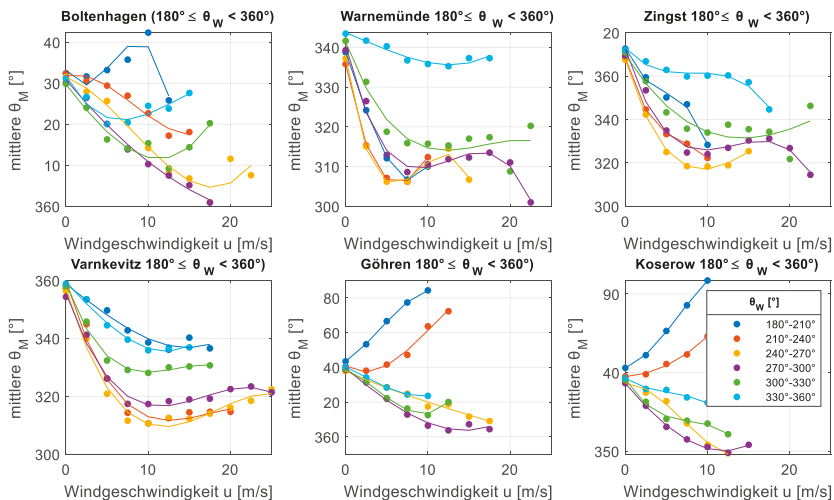


Abbildung 103: Darstellung der Polynome zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit in den Küstenabschnitten für die Windrichtungen 180° bis 360°.

Tabelle 42: Koeffizienten zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit für die Küstenabschnitte Boltenhagen und Warnemünde.

Richtungssektor	Boltenhagen				Warnemünde			
	C ₀	C ₁	C ₂	C ₃	C ₀	C ₁	C ₂	C ₃
0° ≤ θ _w < 30°	-0,0071	0,1764	-1,0814	391,4436	0,0167	-0,4980	4,5364	345,3612
30° ≤ θ _w < 60°	-0,0004	-0,0667	1,3911	390,0095	0,0349	-0,9080	6,8922	347,0540
60° ≤ θ _w < 90°	0,0030	-0,0596	1,1056	391,7204	0,0185	-0,6325	4,4429	353,0493
90° ≤ θ _w < 120°	-0,0008	0,0043	0,9195	392,4879	0,0308	-0,5000	3,9773	354,1200
120° ≤ θ _w < 90°	-0,0064	0,1629	0,1697	392,9799	0,0295	-0,4735	3,1042	349,2894
150° ≤ θ _w < 180°	-0,0235	0,4838	-1,0867	392,8481	-0,0100	0,4703	-1,7542	341,9886
180° ≤ θ _w < 210°	-0,0697	1,1388	-3,8452	393,1472	0,0326	-0,0034	-6,1097	338,8311
210° ≤ θ _w < 240°	0,0102	-0,2523	0,5180	391,8736	-0,0272	1,1000	-10,6200	335,7080
240° ≤ θ _w < 270°	0,0073	-0,1763	-0,6828	391,5211	-0,0605	1,6388	-12,9889	337,5783
270° ≤ θ _w < 300°	0,0002	0,0391	-2,4066	390,8412	-0,0192	0,7314	-8,4706	340,5124
300° ≤ θ _w < 330°	0,0044	0,0431	-2,6503	389,7462	-0,0070	0,3529	-5,4995	341,3784
0° ≤ θ _w < 30°	-0,0092	0,3561	-3,5657	391,6998	0,0027	-0,0189	-0,8357	343,7159

Tabelle 43: Koeffizienten zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit für die Küstenabschnitte Zingst und Varnkevit.

Richtungssektor	Zingst				Varnkevit			
	C ₀	C ₁	C ₂	C ₃	C ₀	C ₁	C ₂	C ₃
0° ≤ Θ _w < 30°	0,0195	-0,3531	1,7372	375,8765	0,0191	-0,4132	2,8234	359,8986
30° ≤ Θ _w < 60°	0,0222	-0,4320	2,8140	377,2748	0,0074	-0,2738	3,4561	361,6806
60° ≤ Θ _w < 90°	0,1100	-1,3703	4,4812	382,0464	0,0054	-0,2501	3,4526	367,3753
90° ≤ Θ _w < 120°	0,1201	-1,0256	4,2693	382,9500	0,0112	-0,4720	5,9531	364,1982
120° ≤ Θ _w < 90°	0,0371	-0,4682	3,9666	379,3621	0,0071	-0,2535	4,4256	360,9980
150° ≤ Θ _w < 180°	-0,1277	2,2186	-5,3760	375,0419	-0,0260	0,4320	0,5373	361,1521
180° ≤ Θ _w < 210°	-0,1036	1,4973	-9,0409	372,9227	0,0035	-0,0031	-2,2077	358,7588
210° ≤ Θ _w < 240°	-0,0775	1,6318	-13,1674	368,3021	-0,0116	0,5968	-9,5003	359,8589
240° ≤ Θ _w < 270°	-0,0214	0,9786	-12,6904	367,5957	-0,0107	0,5908	-9,5088	357,0803
270° ≤ Θ _w < 300°	-0,0250	0,9820	-11,9614	372,3483	-0,0108	0,5431	-8,2112	355,5752
300° ≤ Θ _w < 330°	-0,0032	0,2802	-6,0462	369,9369	-0,0152	0,6137	-7,6755	358,9271
0° ≤ Θ _w < 30°	-0,0205	0,5096	-4,2107	372,9080	0,0058	0,0201	-3,0845	359,4783

Tabelle 44: Koeffizienten zur Berechnung der mittleren Wellenanaufrichtung in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit für die Küstenabschnitte Göhren und Koserow.

Richtungssektor	Göhrn				Koserow			
	C ₀	C ₁	C ₂	C ₃	C ₀	C ₁	C ₂	C ₃
0° ≤ Θ _w < 30°	-0,0162	0,5593	-4,3518	405,5734	-0,0462	0,6811	-2,6028	398,8983
30° ≤ Θ _w < 60°	-0,0080	0,1186	-0,8833	407,7862	0,0017	-0,0431	0,4995	402,2908
60° ≤ Θ _w < 90°	0,0170	-0,3018	0,9922	411,0719	0,0107	-0,2427	1,2229	407,0543
90° ≤ Θ _w < 120°	0,0433	-0,6426	3,4360	411,7801	0,0265	-0,6351	3,9035	409,7974
120° ≤ Θ _w < 90°	0,1223	-1,5048	7,1733	410,0300	0,0295	-0,7840	6,4473	409,4600
150° ≤ Θ _w < 180°	-0,2032	1,5856	2,8900	406,8500	-0,1098	1,0888	3,7480	407,0000
180° ≤ Θ _w < 210°	-0,0387	0,4853	3,1054	403,3697	-0,0420	0,8149	1,6078	402,9067
210° ≤ Θ _w < 240°	-0,0250	0,7746	-3,2042	400,8076	0,0015	0,2065	0,3355	397,4254
240° ≤ Θ _w < 270°	-0,0008	0,0411	-2,1161	397,8895	0,0372	-0,7736	0,2458	393,2412
270° ≤ Θ _w < 300°	0,0045	0,0405	-3,9983	399,4932	0,0064	0,1449	-6,2531	393,2150
300° ≤ Θ _w < 330°	0,0367	-0,4097	-2,1467	398,9874	-0,0421	0,9928	-8,6089	395,7322
0° ≤ Θ _w < 30°	0,0157	-0,0920	-2,3303	400,3510	-0,0259	0,4234	-3,1983	396,2509

10.2.4 Plausibilisierung der linearen Regressionsmodelle zur Berechnung der Wellenhöhe in Abhängigkeit von der Windgeschwindigkeit

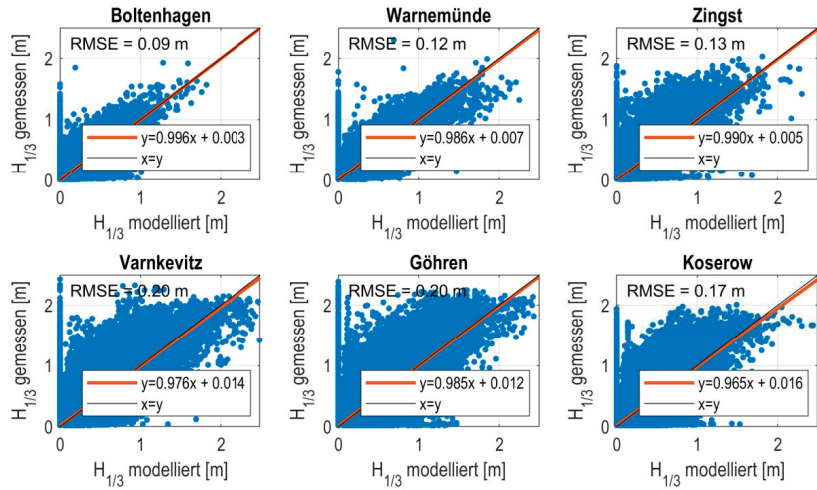


Abbildung 104: Darstellung der linearen Regressionsmodelle zur Berechnung der Wellenhöhe in den Küstenabschnitten.

10.2.5 Systematische Analyse der hydrodynamischen Parameter in den Küstenabschnitten

10.2.6 Systematische Analyse des Windes

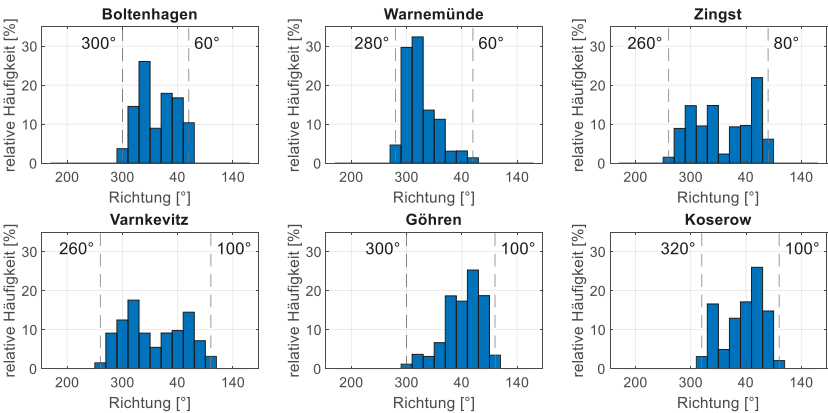


Abbildung 105: Darstellung der wirksamen Windrichtungen für hohe Wellen ($H_{1/3} > H_{1/3}(Q_{0,99})$) in den Küstenabschnitten.

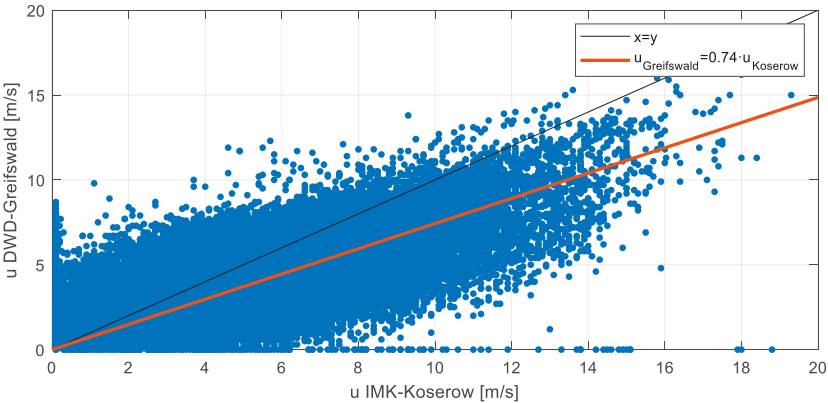


Abbildung 106: Vergleich der Windgeschwindigkeiten zwischen der DWD-Station Greifswald und der IMK-Station Koserow aus den wirksamen Richtungen (320° bis 100°).

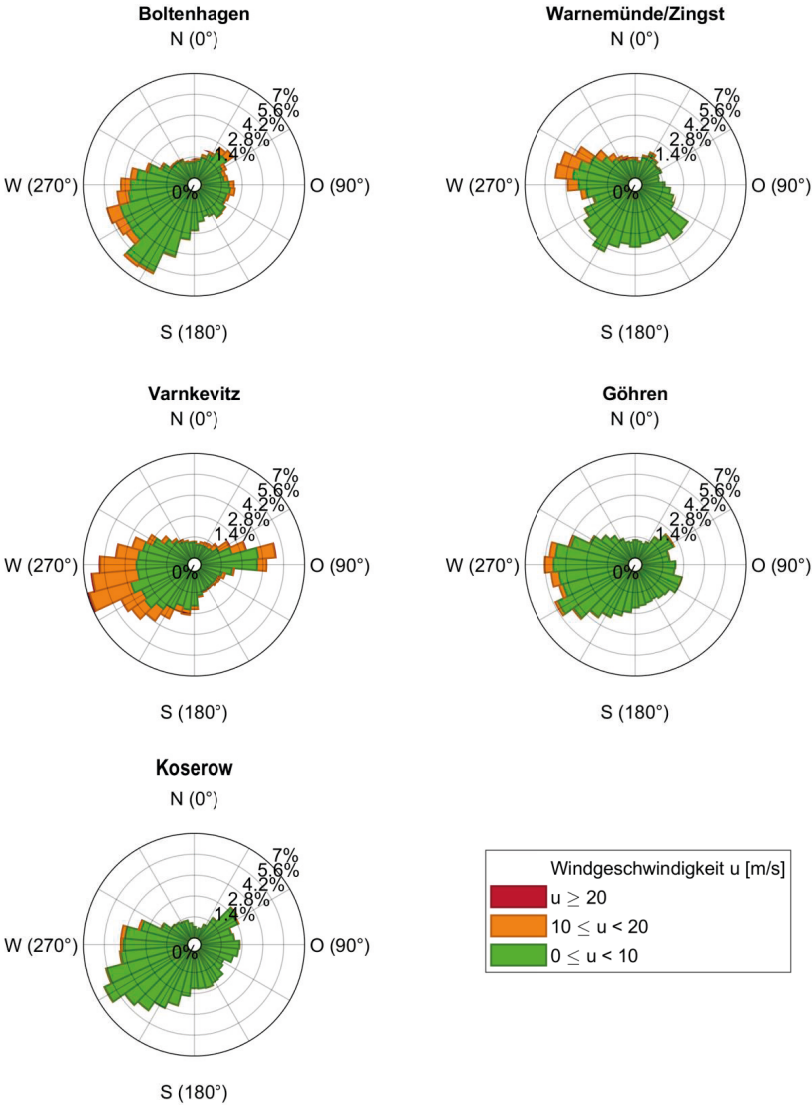


Abbildung 107: Richtungsabhängige Verteilung der Windgeschwindigkeiten in den Küstenabschnitten.

10.2.7 Systematische Analyse der Wasserstände

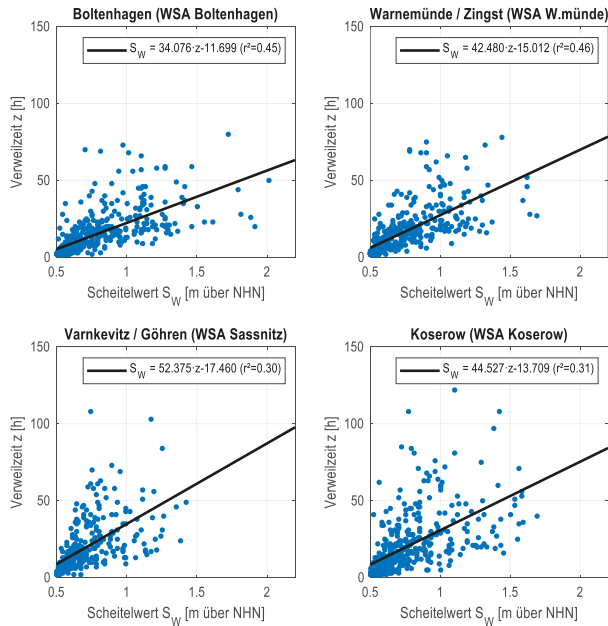


Abbildung 108: Darstellung der Zusammenhänge zwischen den Verweilzeiten z und den Scheitelhöhen S_W der Sturmfluten in den Küstenabschnitten.

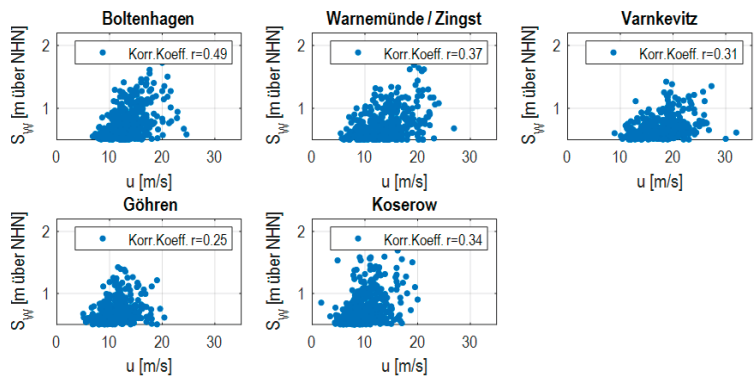


Abbildung 109: Zusammenhang zwischen dem Scheitelwert und der maximalen Windgeschwindigkeit, die innerhalb einer Sturmflut gemessen wurde.

10.2.8 Systematische Analyse der Wellen

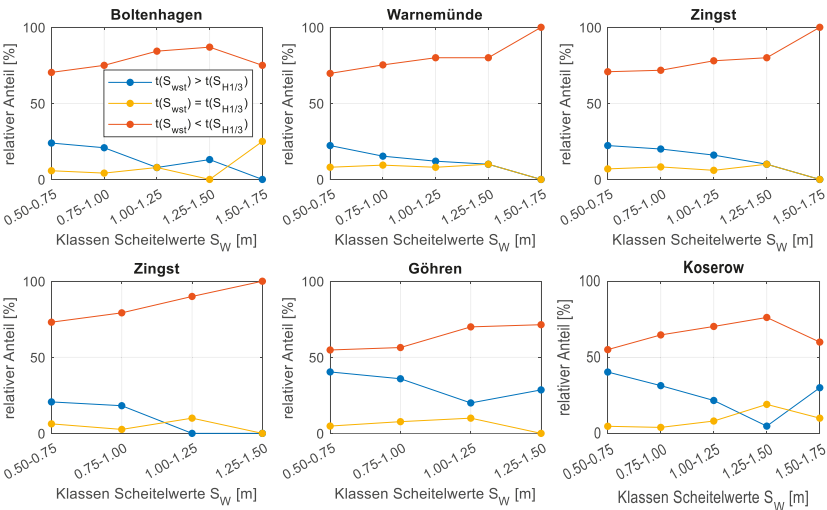


Abbildung 110: Entwicklung der zeitlichen Abfolge von Wasserstand- und Wellenhöhen-Maxima in Abhängigkeit vom Scheitelwert S_w.

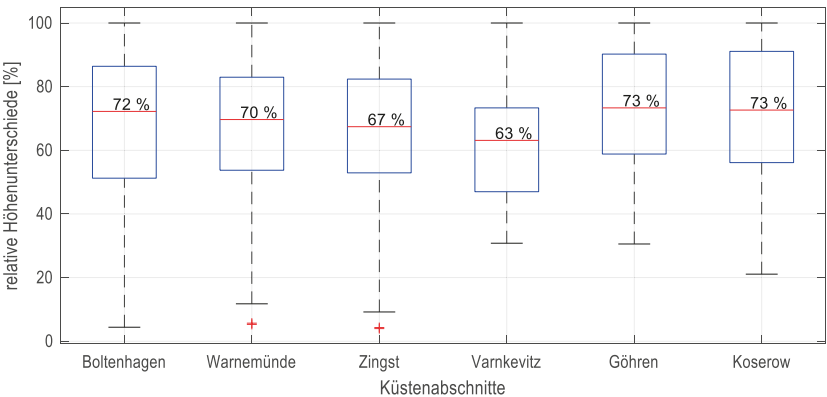


Abbildung 111: Darstellung der Streuungs- und Lagemaße der relativen Wellenhöhen zum Zeitpunkt des maximalen Wasserstands, bezogen auf die maximale Wellenhöhe während eines Sturmflutereignisses.

10.3 Statistische Grundlagen der univariaten Bemessung von Küstenbauwerken

Tabelle 45: Dichte- und Verteilungsfunktionen für ausgewählte Extremwertverteilungen (EAK 2020).

	Dichtefunktion	Verteilungsfunktion
WEIBULL-Verteilung ($\beta > 1, \alpha > 0, x_0 < x$)	$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \cdot \left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right)^{\beta-1} \cdot \exp \left(- \left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right)^\beta \right)$	$F(x) = 1 - \exp \left[- \left[\left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right)^\beta \right] \right]$
Log-Normal-Verteilung ($\beta > 0, x_0 < x$)	$f(x) = \frac{\exp \left[-\ln(x - x_0) - \alpha^2 / 2\beta^2 \right]}{(x - x_0) \cdot \beta \sqrt{2\pi}}$	$F(x) = \int_{x_0}^x f(x) \cdot dx^*$
Extremal-I-Verteilung ($\beta > 0$)	$f(x) = \frac{1}{\beta} \cdot \exp \left\{ \frac{x - \alpha}{\beta} - \exp \left[- \frac{x - \alpha}{\beta} \right] \right\}$	$F(x) = \exp \left[- \exp \left(- \frac{x - \alpha}{\beta} \right) \right]$
Extremal-III-Verteilung ($\alpha > x, \gamma > 0$)	$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \left(\frac{\alpha - x}{\beta} \right)^{(\gamma-1)} \cdot \exp \left(- \left(\frac{\alpha - x}{\beta} \right)^\gamma \right)$	$F(x) = \exp \left(- \left(\frac{\alpha - x}{\beta} \right)^\gamma \right)$
PEARSON-III-Verteilung ($\beta > 0, \alpha > 1, x_0 < x$)	$f(x) = \frac{(x - x_0)^{\alpha-1}}{\beta^\alpha \cdot \Gamma(\alpha)} \cdot \exp \left[\frac{-(x - x_0)}{\beta} \right]$	$F(x) = \int_{x_0}^x f(x) \cdot dx^*$
Log-PEARSON-III-Verteilung ($\beta > 0, \alpha > 1, x_0 < x, x_0 > 0$)	$f(x) = \frac{(\ln(x) - \ln(x_0))^{\alpha-1}}{x \cdot \beta^\alpha \cdot \Gamma(\alpha)} \cdot \exp \left[\frac{-(\ln(x) - \ln(x_0))}{\beta} \right]$	$F(x) = \int_{x_0}^x f(x) \cdot dx^*$

10.4 Ansatz zur Ermittlung der gemeinsamen Eintrittswahrscheinlichkeiten

10.4.1 Kendall-plot für die bivariaten Stichproben

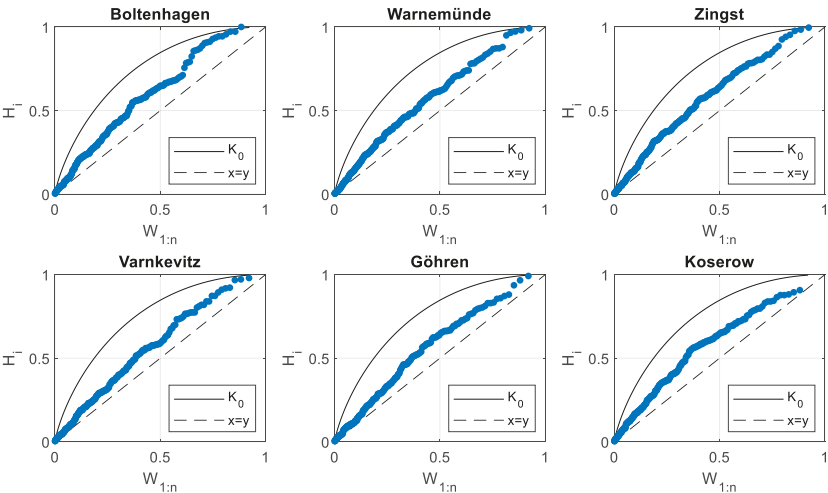


Abbildung 112: Darstellung des Kendall-Plots für die bivariaten Stichproben der Küstenabschnitte.

10.4.2 Streudiagramme mit Darstellungen der empirischen und modellierten Parameterkombinationen

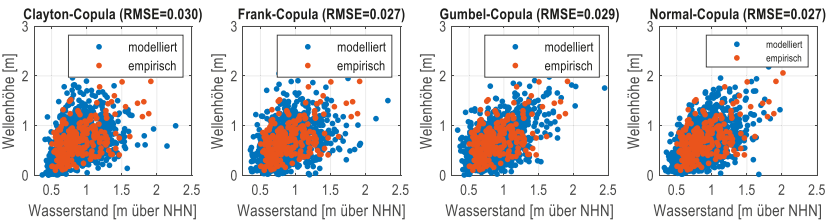


Abbildung 113: Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Boltenhagen.

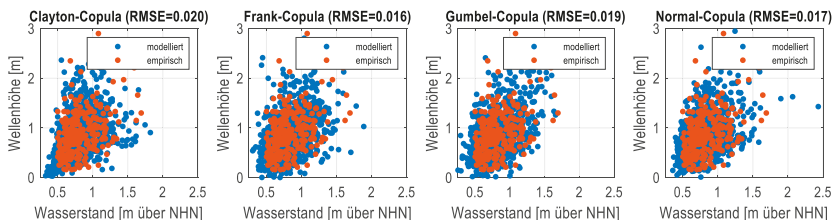


Abbildung 114: Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Warnemünde.

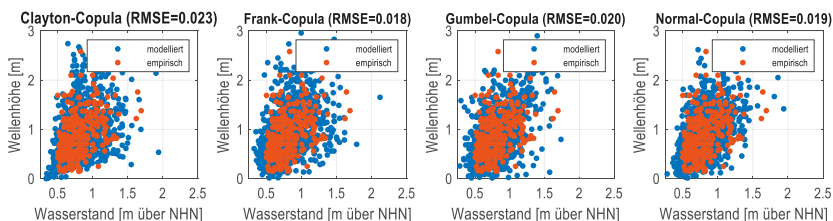


Abbildung 115: Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Zingst.

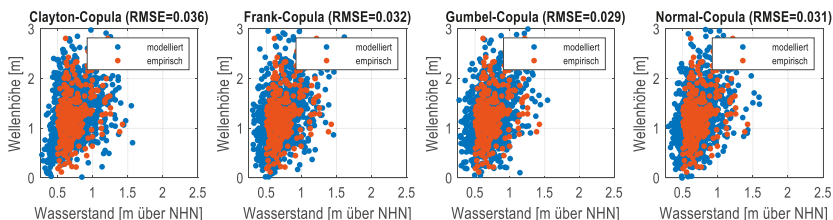


Abbildung 116: Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Varnkevit.

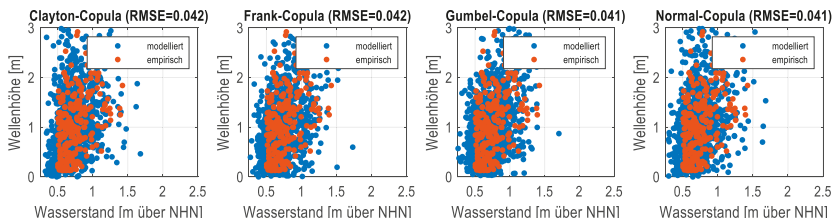


Abbildung 117: Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Göhren.

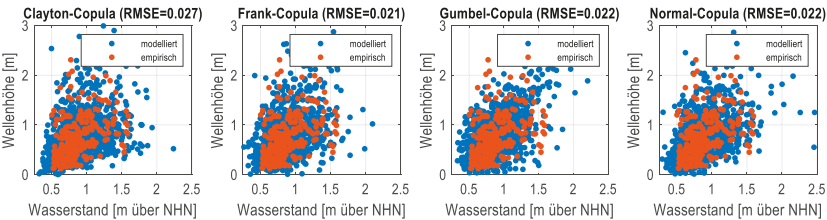


Abbildung 118: Überlagerung der empirischen und durch Copulas modellierte Parameterkombinationen für den Küstenabschnitt Koserow.

10.4.3 P-P-Plots für die bivariaten Stichproben

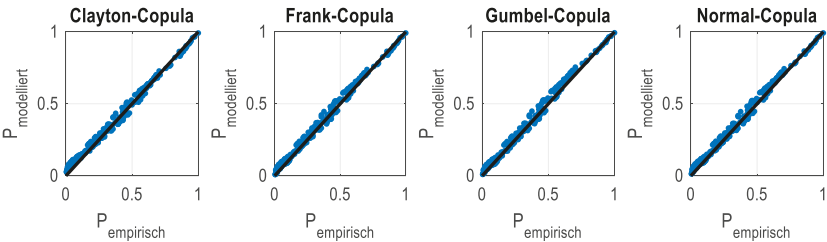


Abbildung 119: P-P-Plots für den Küstenabschnitt Boltenhagen.

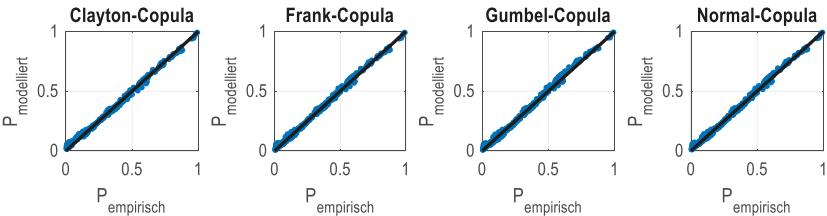


Abbildung 120: P-P-Plot für den Küstenabschnitt Warnemünde.

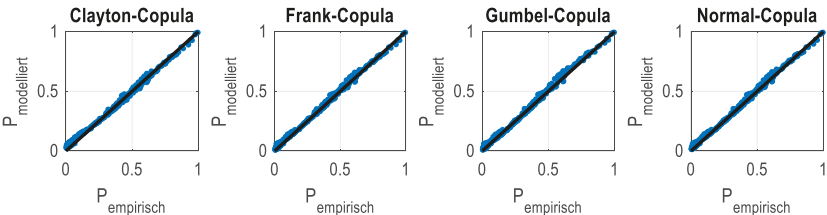


Abbildung 121: P-P-Plots für den Küstenabschnitt Zingst.

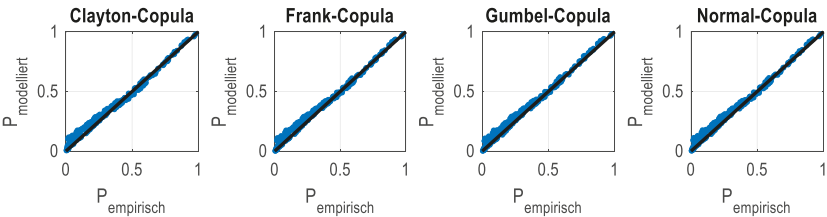


Abbildung 122: P-P-Plot für den Küstenabschnitt Varnkevit.

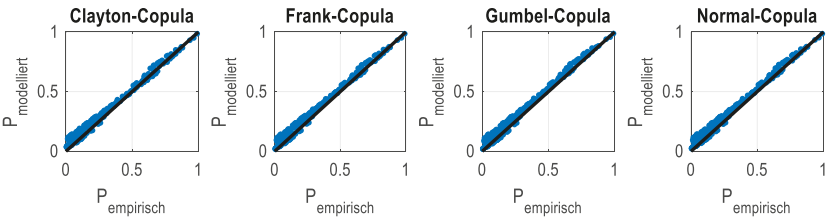


Abbildung 123: P-P-Plots für den Küstenabschnitt Göhren.

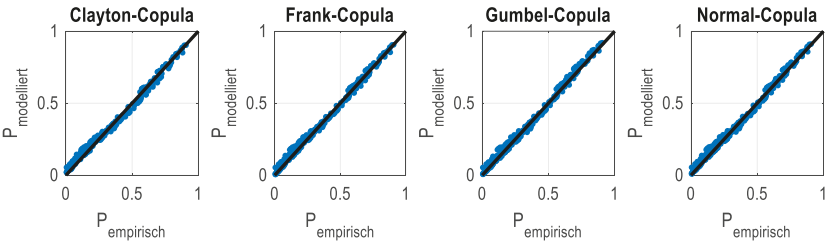


Abbildung 124: P-P-Plot für den Küstenabschnitt Koserow.

10.4.4 Bemessungsbeispiel zur Ermittlung des Wellenaufbaus auf Deiche

Tabelle 46: Wellenhöhen im Tiefwasserbereich und am Deichfuß.

Abschnitt	H _{1/3} Tiefwasserbereich [m] / T in [a]						H _{1/3} Deichfuß [m] / T in [a]					
	10	25	50	100	150	200	10	25	50	100	150	200
Boltenh.	1,64	1,86	2,01	2,15	2,23	2,29	0,66	0,75	0,81	0,88	0,92	0,95
Warnem.	2,08	2,39	2,62	2,84	2,97	3,07	0,59	0,67	0,73	0,78	0,82	0,84
Zingst	2,35	2,69	2,94	3,19	3,33	3,42	0,61	0,68	0,74	0,80	0,84	0,86
Varnkev.	2,60	2,85	3,01	3,16	3,24	3,29	0,52	0,58	0,63	0,68	0,71	0,73
Göhren	3,14	3,76	4,24	4,73	5,02	5,23	0,54	0,62	0,68	0,73	0,77	0,79
Koserow	2,20	2,62	2,95	3,29	3,50	3,64	0,72	0,83	0,91	1,00	1,05	1,09

Tabelle 47: Wellenlängen im Tiefwasserbereich und am Deichfuß.

Abschnitt	L Tiefwasserbereich [m] / T in [a]						L Deichfuß [m] / T in [a]					
	10	25	50	100	150	200	10	25	50	100	150	200
Boltenh.	26,0	28,4	30,0	31,7	32,6	33,2	14,6	16,2	17,7	18,9	19,6	20,1
Warnem.	33,5	37,6	40,8	43,8	45,7	46,9	15,6	17,7	19,4	21,4	22,4	22,9
Zingst	43,3	49,1	53,4	57,7	60,1	61,9	18,2	21,2	23,7	25,8	27,5	28,2
Varnke.	40,2	43,3	45,3	47,2	48,2	49,0	16,0	17,9	19,3	20,7	21,4	21,9
Göhren	55,1	65,4	73,3	81,4	86,2	89,4	20,4	24,7	28,2	31,9	33,7	35,3
Koserow	51,3	61,5	69,3	77,6	82,6	86,1	22,5	27,6	31,7	36,2	38,5	40,9

Tabelle 48: Wellenperioden im Tiefwasserbereich und am Deichfuß.

Abschnitt	T _{m-1,0} Tiefwasserbereich [s] / T in [a]						T _{m-1,0} Deichfuß [s] / T in [a]					
	10	25	50	100	150	200	10	25	50	100	150	200
Boltenh.	4,34	4,57	4,72	4,87	4,95	5,00	3,77	3,97	4,17	4,30	4,38	4,45
Warnem.	5,13	5,52	5,81	6,10	6,27	6,39	4,09	4,40	4,64	4,93	5,07	5,13
Zingst	6,13	6,69	7,10	7,50	7,72	7,88	4,64	5,10	5,50	5,79	6,05	6,13
Varnke.	5,84	6,13	6,32	6,49	6,58	6,64	4,32	4,60	4,80	5,00	5,07	5,13
Göhren	7,40	8,44	9,24	10,05	10,52	10,85	5,34	6,09	6,69	7,32	7,59	7,87
Koserow	6,90	7,87	8,62	9,39	9,86	10,19	5,33	6,12	6,74	7,39	7,68	8,07

Tabelle 49: Kombinationen der Parameter Wasserstand und Wellenhöhe am Deichfuß, bei denen der Wellenaufbau für ausgewählte Wiederkehrintervalle am höchsten ist.

T	T = 10 a			T = 25 a			T = 50 a		
Abschnitt	Wst	H _{1/3}	R _{u2%}	Wst	H _{1/3}	R _{u2%}	Wst	H _{1/3}	R _{u2%}
Boltenhagen	1,54	0,60	0,78	1,70	0,67	0,90	1,81	0,72	0,99
Warnemünde	1,38	0,54	0,70	1,51	0,60	0,81	1,60	0,64	0,89
Zingst	1,37	0,55	0,74	1,49	0,60	0,86	1,59	0,65	0,95
Varnkevit	1,24	0,49	0,64	1,35	0,54	0,74	1,44	0,58	0,82
Göhren	1,09	0,43	0,64	1,31	0,52	0,72	1,22	0,50	0,84
Koserow	1,50	0,61	0,87	1,64	0,68	1,02	1,76	0,73	1,15

T	T = 100 a			T = 150 a			T = 200 a		
Abschnitt	Wst	H _{1/3}	R _{u2%}	Wst	H _{1/3}	R _{u2%}	Wst	H _{1/3}	R _{u2%}
Boltenhagen	1,89	0,76	1,07	1,99	0,80	1,11	1,98	0,80	1,13
Warnemünde	1,69	0,68	0,97	1,80	0,72	1,02	1,84	0,74	1,06
Zingst	1,71	0,70	1,05	1,77	0,73	1,11	1,80	0,75	1,15
Varnkevit	1,55	0,63	0,91	1,58	0,64	0,95	1,65	0,67	0,99
Göhren	1,46	0,59	0,89	1,55	0,63	0,94	1,49	0,61	0,97
Koserow	1,80	0,76	1,26	1,84	0,78	1,31	1,96	0,83	1,35

Tabelle 50: Vergleich der univariat und bivariat ermittelten Wellenauflaufhöhen.

Abschnitt	Ru2% für T = 10 a		Ru2% für T = 25 a		Ru2% für T = 50 a	
	univariat	bivariat	univariat	bivariat	univariat	bivariat
Boltenhagen	0,96	0,78	1,15	0,9	1,25	0,99
Warnemünde	0,89	0,7	1,06	0,81	1,21	0,89
Zingst	0,98	0,74	1,19	0,86	1,38	0,95
Varnkevit	0,79	0,64	0,94	0,74	1,06	0,82
Göhr	0,93	0,64	1,17	0,72	1,36	0,84
Koserow	1,29	0,87	1,58	1,02	1,77	1,15

Abschnitt	Ru2% für T = 100 a		Ru2% für T = 150 a		Ru2% für T = 200 a	
	univariat	bivariat	univariat	bivariat	univariat	bivariat
Boltenhagen	1,34	1,07	1,40	1,11	1,44	1,13
Warnemünde	1,35	0,97	1,41	1,02	1,45	1,06
Zingst	1,50	1,05	1,59	1,11	1,63	1,15
Varnkevit	1,18	0,91	1,25	0,95	1,30	0,99
Göhr	1,57	0,89	1,68	0,94	1,74	0,97
Koserow	1,98	1,26	2,10	1,31	2,20	1,35

10.5 Zusammenfassung der Ergebnisse und Beantwortung der Forschungsfragen



Abbildung 125: Windmessungen an der IMK-Station im Küstenabschnitt Warnemünde. Der Windmast steht am nördlichen Rand des Küstenschutzwaldes.

In dieser Reihe bisher erschienen

Band I

10. DIALOG Abfallwirtschaft MV

– Von der Abfallwirtschaft zur Energiewirtschaft.

Tagungsband, erschienen im Juni 2007, ISBN 987-3-86009-004-6

Band II

Ellen-Rose Trübger

Entwicklung eines Ansatzes zur Berücksichtigung der ungesättigten Zone bei der Grundwassersimulation von Feuchtgebieten.

Dissertation, erschienen im August 2007, ISBN 978-3-86009-006-0

Band III

René Dechow

Untersuchungen verschiedener Ansätze der Wasserhaushalts- und Stofftransportmodellierung hinsichtlich ihrer Anwendbarkeit in Stickstoffhaushaltsmodellen.

Dissertation, erschienen im September 2007, ISBN 978-3-86009-016-9

Band IV

Carolín Wloczyk

Entwicklung und Validierung einer Methodik zur Ermittlung der realen Evapotranspiration anhand von Fernerkundungsdaten in Mecklenburg-Vorpommern.

Dissertation, erschienen im September 2007, ISBN 978-3-86009-009-1

Band 5

1. Rostocker Bioenergieforum.

Bioenergieland Mecklenburg-Vorpommern.

Tagungsband, erschienen im Oktober 2007, ISBN 978-3-86009-013-8

Band 6

Kulturtechniktagung 2007.

Ostseeverseuchung und Flächenentwässerung.

Tagungsband, erschienen im Januar 2008, ISBN 978-3-86009-018-3

Band 7

Enrico Frahm

Bestimmung der realen Evapotranspiration für Weide (*Salix* spp.) und Schilf (*Phragmites australis*) in einem nordostdeutschen Flusstalmoor.

Dissertation, erschienen im Mai 2008, ISBN 978-3-86009-023-7

Band 8

Jenny Haide

Methode zur Quantifizierung der Einflüsse auf Vorgangsdauern lohnintensiver Arbeiten am Beispiel von Pflasterarbeiten.

Dissertation, erschienen im Juni 2008, ISBN 978-3-86009-024-4

Band 9

11. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Chancen und Risiken für die deutsche Abfallwirtschaft im Ausland.

Tagungsband, erschienen im Juni 2008, ISBN 978-3-86009-029-9

Band 10

Stefan Cantré

Ein Beitrag zur Bemessung geotextiler Schläuche für die Entwässerung von Baggergut.

Dissertation, erschienen im Juni 2008, ISBN 978-3-86009-032-9

Band 11

Birgit Wüstenberg

Praxis der Standortwahl von Sportboothäfen im Küstenbereich Mecklenburg-Vorpommerns und Entwicklung einer Bewertungsmethode als Planungshilfe.

Dissertation, erschienen im Juli 2008, ISBN 978-3-86009-033-6

Band 12

André Clauß

Erhöhung der Trinkwasserversorgungssicherheit in Havarie- und Krisensituationen durch neue Handlungsalgorithmen sowie Einbeziehung bisher ungenutzter Ressourcen am Beispiel von Bergbaugrubenwasser.

Dissertation, erschienen im September 2008, ISBN 978-3-86009-037-4

Band 13

Peter Degener

Sickerwasserkreislauf zur Behandlung von Sickerwässern der aerob-biologischen Restabfallbehandlung (Restabfallrotte).

Dissertation, erschienen im Oktober 2008, ISBN 978-3-86009-043-5

Band 14

2. Rostocker Bioenergieforum

Innovationen für Klimaschutz und wirtschaftliche Entwicklung.

Tagungsband, erschienen im Oktober 2008, ISBN 978-3-86009-044-2

Band 15

7. Rostocker Abwassertagung

Fortschritte auf dem Gebiet der Abwasserentsorgung.

Tagungsband, erschienen im November 2008, ISBN 978-3-86009-045-9

Band 16

Christian Noß

Strömungsstrukturen kleiner naturnaher Fließgewässer unter Berücksichtigung von Turbulenztheorie und Dispersionsmodellen.

Dissertation, erschienen im Januar 2009, ISBN 978-3-86009-054-1

Band 17

Ralf Schröder

Entwicklung von Möglichkeiten zur Messung der N₂-Übersättigung sowie Methoden zur Reduzierung der Schwimmschlamm Bildung.

Dissertation, erschienen im Februar 2009, ISBN 978-3-86009-055-8

Band 18

Elmar Wisotzki

Bodenverfestigungen mit Kalk-Hüttensand-Gemischen.

Dissertation, erschienen im April 2009, ISBN 978-3-86009-059-6

Band 19

Ramez Mashkour

Untersuchungen zur Adsorption und biologischen Aktivität an Aktivkohlefilter unter den Bedingungen der Wasseraufbereitung im Wasserwerk Rostock.

Dissertation, erschienen im April 2009, ISBN 978-3-86009-060-2

Band 20

Torsten Birkholz

Handlungserfordernisse und Optimierungsansätze für kommunale Ver- und Entsorgungsunternehmen im Zusammenhang mit demografischen Veränderungen im ländlichen Raum aufgezeigt an einem Beispiel in Mecklenburg-Vorpommern.

Dissertation, erschienen im Mai 2009, ISBN 978-3-86009-061-9

Band 21

12. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Aktuelle Entwicklungen in der Abfallwirtschaft.

Tagungsband, erschienen im Juni 2009, ISBN 978-3-86009-062-6

Band 22

Thomas Fritz

Entwicklung, Implementierung und Validierung eines praxisnahen Verfahrens zur Bestimmung von Biogas- bzw. Methanerträgen.

Dissertation, erschienen im Oktober 2009, ISBN 978-3-86009-065-7

Band 23

3. Rostocker Bioenergieforum

Bioenergie – Chance und Herausforderung für die regionale und globale Wirtschaft.

Tagungsband, erschienen im Oktober 2009, ISBN 978-3-86009-065-8

Band 24

Muhammad Mariam

Analyse von Gefahrenpotenzialen für die Trinkwasserversorgung der Stadt Rostock unter besonderer Berücksichtigung von Schadstoffausbreitungsvorgängen in der Warnow.

Dissertation, erschienen im Februar 2010, ISBN 978-3-86009-078-7

Band 25

Manja Steinke

Untersuchungen zur Behandlung von Abwässern der Fischverarbeitungsindustrie.

Dissertation, erschienen im Juni 2010, ISBN 978-3-86009-085-5

Band 26

13. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Die Kreislauf- und Abfallwirtschaft im Wandel. Wohin gehen die rechtlichen und technischen Entwicklungen?

Tagungsband, erschienen im Juni 2010, ISBN 978-3-86009-087-9

Band 27

4. Rostocker Bioenergieforum

Zukunftstechnologien für Bioenergie

Tagungsband, erschienen im Oktober 2010, ISBN 978-3-940364-12-8

Band 28

Dirk Banemann

Einfluss der Silierung und des Verfahrensablaufs der Biomassebereitstellung auf den Methanertrag unter Berücksichtigung eines Milchsäurebakteriensilierungsmittel

Dissertation, erschienen im Januar 2011, ISBN 978-3-86009-087-9

Band 29

14. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Abfall als Wertstoff- und Energiereserve

Tagungsband, erschienen im Juni 2011, ISBN 978-3-940364-18-0

Band 30

5. Rostocker Bioenergieforum

Tagungsband, erschienen im November 2011, ISBN 978-3-940364-20-3

Band 31

8. Rostocker Abwassertagung

Erhöhung der Effektivität von Abwasserentsorgungsanlagen

Tagungsband, erschienen im November 2011, ISBN 978-3-86009-120-3

Band 32

6. Rostocker Bioenergieforum

Tagungsband, erschienen im Juni 2012, ISBN 978-3-940364-27-2

Band 33

Ishan Machlouf

Untersuchungen zur Nitratelimination bei der Trinkwasseraufbereitung unter Berücksichtigung syrischer Verhältnisse

Dissertation, erschienen im März 2013, ISBN 978-3-86009-204-0

Band 34

Ralph Sutter

Analyse und Bewertung der Einflussgrößen auf die Optimierung der

Rohbiogasproduktion hinsichtlich der Konstanz von Biogasqualität und -menge

Dissertation, erschienen im März 2013, ISBN 978-3-86009-202-6

Band 35

Wolfgang Pfaff-Simoneit

Entwicklung eines sektoralen Ansatzes zum Aufbau von nachhaltigen Abfallwirtschaftssystemen in Entwicklungsländern vor dem Hintergrund von Klimawandel und Ressourcenverknappung

Dissertation, erschienen im Mai 2013, ISBN 978-3-86009-203-3

Band 36

7. Rostocker Bioenergieforum

Tagungsband, erschienen im Juni 2013, ISBN 978-3-86009-207-1

Band 37

Markus Helftewes

Modellierung und Simulation der Gewerbeabfallaufbereitung vor dem Hintergrund der Outputqualität, der Kosteneffizienz und der Klimabilanz

Dissertation, erschienen im Oktober 2013, ISBN 978-3-86009-402-0

Band 38

Jan Stefan Riha

Detektion und Quantifizierung von Cyanobakterien in der Ostsee mittels Satellitenfernerkundung

Dissertation, erschienen im Oktober 2013, ISBN 978-3-86009-403-7

Band 39

Peter Helmke

Optimierung der Verarbeitungs-, Gebrauchs- und Entsorgungseigenschaften eines naturfaserverstärkten Kunststoffes unter Berücksichtigung automobiler Anforderungen

Dissertation, erschienen im November 2013, ISBN 978-3-86009-404-4

Band 40

Andrea Siebert-Raths

Modifizierung von Polylactid (PLA) für technische Anwendungen

Verfahrenstechnische Optimierung der Verarbeitungs- und Gebrauchseigenschaften

Dissertation, erschienen im Januar 2014 ISBN 978-3-86009-405-1

Band 41

Fisiha Getachew Argaw

Agricultural Machinery Traffic Influence on Clay Soil Compaction as Measured by the Dry Bulk Density

Dissertation, erschienen im Januar 2014 ISBN 978-3-86009-406-8

Band 42

Tamene Adugna Demissie

Climate change impact on stream flow and simulated sediment yield to Gilgel Gibe 1 hydropower reservoir and the effectiveness of Best Management Practices

Dissertation, erschienen im Februar 2014 ISBN 978-3-86009-407-5

Band 43

Paul Engelke

Untersuchungen zur Modellierung des Feststofftransports in Abwasserkanälen: Validierung in SIMBA®

Dissertation, erschienen im Februar 2014 ISBN 978-3-86009-408-2

Band 44

16. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Aktuelle Entwicklungen in der Abfall- und Ressourcenwirtschaft

Tagungsband, erschienen im April 2014, ISBN 978-3-86009-410-5

Band 45

8. Rostocker Bioenergieforum, 19.-20. Juni 2014 an der Universität Rostock

Tagungsband, erschienen im Juni 2014, ISBN 978-3-86009-412-9

Band 46

Abschlussbericht Projekt CEMUWA – Climate protection, natural resources management and soil improvement by combined Energetic and Material Utilization of lignocellulosic agricultural Wastes and residues

Projektbericht, erschienen im September 2014, ISBN 978-3-86009-413-6

Band 47

8. Rostocker Baggergutseminar, 24.-25. September 2014 in Rostock
Tagungsband, erschienen im September 2014, ISBN 978-3-86009-414-3

Band 48

Michael Kuhn

Mengen und Trockenrückstand von Rechengut kommunaler Kläranlagen
Dissertation, erschienen im Oktober 2014 ISBN 978-3-86009-415-0

Band 49

9. Rostocker Abwassertagung, Infrastruktur- und Energiemanagement –
ein Geschwisterpaar der Wasserwirtschaft 12. November 2014 in Rostock
Tagungsband, erschienen im November 2014, ISBN 978-3-86009-416-7

Band 50

Mulugeta Azeze Belete

Modeling and Analysis of Lake Tana Sub Basin Water Resources Systems,
Ethiopia
Dissertation, erschienen im Dezember 2014 ISBN 978-3-86009-422-8

Band 51

Daniela Dressler

Einfluss regionaler und standortspezifischer Faktoren auf die Allgemeingültig-
keit ökologischer und primärenergetischer Bewertungen von Biogas
Dissertation, erschienen im Oktober 2014 ISBN 978-3-86009-424-2

Band 52

9. Rostocker Bioenergieforum, 18.-19. Juni 2015 in Rostock
Tagungsband, erschienen im November 2014, ISBN 978-3-86009-425-9

Band 53

Nils Engler

Spurenelementkonzentrationen und biologische Aktivität in NaWaRo-Biogas-
fermentern
Dissertation, erschienen im September 2015 ISBN 978-3-86009-427-3

Band 54

Thomas Schmidt

Möglichkeiten der Effizienzsteigerung bei der anaeroben Vergärung
von Weizenschlempe
Dissertation, erschienen im Oktober 2015 ISBN 978-3-86009-428-0

Band 55

Thomas Dorn

Principles, Opportunities and Risks associated with the transfer of environmental technology between Germany and China using the example of thermal waste disposal

Dissertation, erschienen im Dezember 2015 ISBN 978-3-86009-429-7

Band 56

Uwe Holzhammer

Biogas in einer zukünftigen Energieversorgungsstruktur mit hohen Anteilen fluktuierender Erneuerbarer Energien

Dissertation, erschienen im Dezember 2015 ISBN 978-3-86009-430-3

Band 57

17. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Aktuelle Entwicklungen in der Abfall- und Ressourcenwirtschaft,

15. Juni 2016 in Rostock,

Tagungsband, erschienen im Juni 2016, ISBN 978-3-86009-432-7

Band 58

10. Rostocker Bioenergieforum, 16.-17. Juni 2016 in Rostock

Tagungsband, erschienen im Juni 2016, ISBN 978-3-86009-433-4

Band 59

Michael Friedrich

Adaptation of growth kinetics and degradation potential of organic material in activated sludge

Dissertation, erschienen im Juli 2016 ISBN 978-3-86009-434-1

Band 60

Nico Schulte

Entwicklung von Qualitätsprüfungen für die haushaltsnahe Abfallsammlung im Holsystem

Dissertation, erschienen im Juli 2016 ISBN 978-3-86009-435-8

Band 61

Ullrich Dettmann

Improving the determination of soil hydraulic properties of peat soils at different scales

Dissertation, erschienen im September 2016 ISBN 978-3-86009-436-5

Band 62

Anja Schreiber

Membranbasiertes Verfahren zur weitergehenden Vergärung

von feststoffreichen Substraten in landwirtschaftlichen Biogasanlagen

Dissertation, erschienen im Oktober 2016 ISBN 978-3-86009-446-4

Band 63

André Körte

Entwicklung eines selbstgängigen statischen Verfahrens zur biologischen Stabilisierung und Verwertung organikreicher Abfälle unter extrem ariden Bedingungen für Entwicklungs- und Schwellenländer, am Beispiel der Stadt Teheran
Dissertation, erschienen im Oktober 2016 ISBN 978-3-86009-447-1

Band 64

Ayman Elnaas

Actual situation and approach for municipal solid waste treatment in the Arab region
Dissertation, erschienen im Oktober 2016 ISBN 978-3-86009-448-8

Band 65

10. Rostocker Abwassertagung, Wege und Werkzeuge für eine zukunftsfähige Wasserwirtschaft im norddeutschen Tiefland, 8. November 2016 in Rostock
Tagungsband, erschienen im November 2016, ISBN 978-3-86009-449-5

Band 66

Gunter Weißbach

Mikrowellen-assistierte Vorbehandlung lignocellulosehaltiger Reststoffe
Dissertation, erschienen im November 2016 ISBN 978-3-86009-450-1

Band 67

Leandro Janke

Optimization of anaerobic digestion of sugarcane waste for biogas production in Brazil
Dissertation, erschienen im Mai 2017 ISBN 978-3-86009-454-9

Band 68

11. Rostocker Bioenergieforum, 22.-23. Juni 2017 in Rostock
Tagungsband, erschienen im Juni 2017, ISBN 978-3-86009-455-6

Band 69

Claudia Demmig

Einfluss des Erntezeitpunktes auf die anaerobe Abbaukinetik der Gerüstsubstanzen im Biogasprozess
Dissertation, erschienen im Juli 2017, ISBN 978-3-86009-456-3

Band 70

Christian Koepke

Die Ermittlung charakteristischer Bodenkennwerte der Torfe und Mudden Mecklenburg-Vorpommerns als Eingangsparameter für erdstatische Berechnungen nach Eurocode 7 / DIN 1054
Dissertation, erschienen im Juni 2017, ISBN 978-3-86009-457-0

Band 71

Sven-Henning Schlömp

Geotechnische Untersuchung und Bewertung bautechnischer Eignung
von Müllverbrennungsschlacken und deren Gemischen mit Böden
Dissertation, erschienen im Juni 2017, ISBN 978-3-86009-458-7

Band 72

Anne-Katrin Große

Baggergut im Deichbau – Ein Beitrag zur geotechnischen Charakterisierung
und Erosionsbeschreibung feinkörniger, organischer Sedimente
aus dem Ostseeraum zur Einschätzung der Anwendbarkeit
Dissertation, erschienen im Juni 2017, ISBN 978-3-86009-459-4

Band 73

Thomas Knauer

Steigerung der Gesamteffizienz von Biogasanlagen durch thermische
Optimierung
Dissertation, erschienen im Juli 2017, ISBN 978-3-86009-460-0

Band 74

Mathhar Bdour

Electrical power generation from residual biomass by combustion
in externally fired gas turbines (EFGT)
Dissertation, erschienen im August 2017, ISBN 978-3-86009-468-6

Band 75

Johannes Dahlin

Vermarktungsstrategien und Konsumentenpräferenzen für Dünger und Erden
aus organischen Reststoffen der Biogasproduktion
Dissertation, erschienen im September 2017, ISBN 978-3-86009-469-3

Band 76

Sören Weinrich

Praxisnahe Modellierung von Biogasanlagen
Systematische Vereinfachung des Anaerobic Digestion Model No. 1 (ADM1)
Dissertation, erschienen im März 2018, ISBN 978-3-86009-471-6

Band 77

18. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Aktuelle Entwicklungen in der Abfall- und Ressourcenwirtschaft
Tagungsband, erschienen im Juni 2018, ISBN 978-3-86009-472-3

Band 78

12. Rostocker Bioenergieforum

Tagungsband, erschienen im Juni 2018, ISBN 978-3-86009-473-0

Band 79

Tatyana Koegst

Screening approaches for decision support in drinking water supply

Dissertation, erschienen im Juni 2018, ISBN 978-3-86009-474-7

Band 80

Liane Müller

Optimierung des anaeroben Abbaus stickstoffhaltiger Verbindungen durch den Einsatz von Proteasen

Dissertation, erschienen im September 2018, ISBN 978-3-86009-475-4

Band 81

Projektbericht Wasserwirtschaft

KOGGE – **K**ommunale **G**ewässer **G**emeinschaftlich **E**ntwickeln

Ein Handlungskonzept für kleine urbane Gewässer am Beispiel der Hanse- und Universitätsstadt Rostock

Projektbericht, erschienen im September 2018, ISBN 978-3-86009-476-1

Band 82

Adam Feher

Untersuchungen zur Bioverfügbarkeit von Mikronährstoffen für den Biogasprozess

Dissertation, erschienen im Oktober 2018, ISBN 978-3-86009-477-8

Band 83

Constanze Uthoff

Pyrolyse von naturfaserverstärkten Kunststoffen zur Herstellung eines kohlenstoffhaltigen Füllstoffs für Thermoplasten

Dissertation, erschienen im November 2018, ISBN 978-3-86009-478-5

Band 84

Ingo Kaundinya

Prüfverfahren zur Abschätzung der Langzeitbeständigkeit von Kunststoffdichtungsbahnen aus PVC-P für den Einsatz in Dichtungssystemen von Straßentunneln

Dissertation, erschienen im Dezember 2018, ISBN 978-3-86009-484-6

Band 85

Eric Mauky

A model-based control concept for a demand-driven biogas production

Dissertation, erschienen im Januar 2019, ISBN 978-3-86009-485-3

Band 86

Michael Kröger

Thermochemical Utilization of Algae with Focus on hydrothermal Processes

Dissertation, erschienen im Februar 2019, ISBN 978-3-86009-486-0

Band 87

13. Rostocker Bioenergieforum

Tagungsband, erschienen im Juni 2019, ISBN 978-3-86009-487-7

Band 88

12. Rostocker Abwassertagung

Tagungsband, erschienen im September 2019, ISBN 978-3-86009-488-4

Band 89

Philipp Stahn

Wasser- und Nährstoffhaushalt von Böden unter Mischkulturen und Trockenstress

Dissertation, erschienen im Juli 2019, ISBN 978-3-86009-489-1

Band 90

BioBind: Luftgestützte Beseitigung von Verunreinigungen durch Öl mit biogenen Bindern

Projektbericht, erschienen im September 2019, ISBN 978-3-86009-490-7

Band 91

Jürgen Müller

Die forsthydrologische Forschung im Nordostdeutschen Tiefland: Veranlassung, Methoden, Ergebnisse und Perspektiven

Habilitation, erschienen im Oktober 2019, ISBN 978-3-86009-491-4

Band 92

Marcus Siewert

Bewertung der Ölhavarievorsorge im deutschen Seegebiet auf Grundlage limitierender Randbedingungen – Ein Beitrag zur Verbesserung des Vorsorgestatus

Dissertation, erschienen im November 2019, ISBN 978-3-86009-492-1

Band 93

Camilo Andrés Wilches Tamayo

Technical optimization of biogas plants to deliver demand oriented power

Dissertation, erschienen im Februar 2020, ISBN 978-3-86009-493-8

Band 94

Robert Kopf

Technisches Benchmarking mit Standortqualifikationsstudie biochemischer Energieanlagenprojekte (Beispiel Biogas)

Dissertation, erschienen im Februar 2020, ISBN 978-3-86009-494-5

Band 95

14. Rostocker Bioenergieforum und 19. DIALOG Abfallwirtschaft MV
Tagungsband, erschienen im Juni 2020, ISBN 978-3-86009-507-2
DOI https://doi.org/10.18453/rosdok_id00002650

Band 96

Safwat Hemidat
Feasibility Assessment of Waste Management and Treatment in Jordan
Dissertation, erschienen im Juli 2020, ISBN 978-3-86009-509-6

Band 97

Andreas Heiko Metzger
Verdichtung von ungebundenen Pflasterdecken und Plattenbelägen -
Untersuchungen zur Lagerungsdichte des Fugenmaterials
Dissertation, erschienen im Juli 2020, ISBN 978-3-86009-510-2
DOI: https://doi.org/10.18453/rosdok_id00002742

Band 98

Ying Zhou
Research on Utilization of Hydrochars Obtained by the Organic Components of
Municipal Solid Waste
Dissertation, erschienen im November 2020, ISBN 978-3-86009-515-7

Band 99

Mathias Gießler
Ein prozessbasiertes Modell zur wirtschaftlich-technischen Abbildung von
Abwasserunternehmen – Beispielhafte Anwendung für eine ländliche Region
mit Bevölkerungsrückgang
Dissertation, erschienen im November 2020, ISBN 978-3-86009-516-4
DOI: https://doi.org/10.18453/rosdok_id00002790

Band 100

Dodieka Ika Candia
Development of a Virtual Power Plant based on a flexible Biogas Plant and a
Photovoltaic-System
Dissertation, erschienen im Dezember 2020, ISBN 978-3-86009-518-8
DOI: https://doi.org/10.18453/rosdok_id00002814

Band 101

Thomas Zeng
Prediction and reduction of bottom ash slagging during small-scale combustion
of biogenic residues
Dissertation, erschienen im Dezember 2020, ISBN 978-3-86009-519-5

Band 102

Edward Antwi

Pathways to sustainable bioenergy production from cocoa and cashew residues from Ghana

Dissertation, erschienen im Dezember 2020, ISBN 978-3-86009-520-1

DOI: https://doi.org/10.18453/rosdok_id00002818

Band 103

Muhammad Waseem

Integrated Hydrological and Mass Balance Assessment in a German Lowland Catchment with a Coupled Hydrologic and Hydraulic Modelling

Dissertation, erschienen im Januar 2021, ISBN 978-3-86009-521-8

DOI: https://doi.org/10.18453/rosdok_id00002884

Band 104

Martin Rinas

Sediment Transport in Pressure Pipes

Dissertation, erschienen im März 2021, ISBN 978-3-86009-538-6

DOI https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003915

Band 105

15. Rostocker Bioenergieforum

Tagungsband, erschienen im Juni 2021, ISBN 978-3-86009-524-9

DOI https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003024

Band 106

Jan Sprafke

Potenziale der biologischen Behandlung von organischen Abfällen zur Sektorenkopplung

Dissertation, erschienen im Oktober 2021, ISBN 978-3-86009-527-0

DOI https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003118

Band 107

Mingyu Qian

The Demonstration and Adaption of the Garage - Type Dry Fermentation Technology for Municipal Solid Waste to Biogas in China

Dissertation, erschienen im Oktober 2021, ISBN 978-3-86009-528-7

Band 108

Haniyeh Jalalipour

Sustainable municipal organic waste management in Shiraz, Iran

Dissertation, erschienen im November 2021, ISBN 978-3-86009-526-3

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003116

Band 109

Michael Cramer

Umgang mit stark verschmutztem Niederschlagswasser aus Siloanlagen

Dissertation, erschienen im Dezember 2021, ISBN 978-3-86009-530-0

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003358

Band 110

16. Rostocker Bioenergieforum und 20. DIALOG Abfallwirtschaft MV

Tagungsband, erschienen im Juni 2022, ISBN 978-3-86009-535-5

DOI: https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003615

Band 111

Fachtagung Wasserwirtschaft – Gute Stadt-Land-Beziehungen für eine nachhaltige Entwicklung in MV

Tagungsband, erschienen im Juni 2022, ISBN 978-3-86009-538-6

DOI: https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003915

Band 112

Zelalem Abera Angello

Selection of Optimal Pollution Management Strategy for the Little Akaki River, Ethiopia, Based on Determination of Spatio-temporal Pollutant Dynamics and Water Quality Modeling

Dissertation, erschienen im Oktober 2022, ISBN 978-3-86009-542-3

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00003948

Band 113

Qahtan Thabit

Hybrid waste Incineration – Solar Parabolic System with Thermal Energy

Recovery in Sea water Disalination in MENA Region

Dissertation, im Druck, ISBN 978-3-86009-545-4

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004181

Band 114

17. Rostocker Bioenergieforum

Tagungsband, erschienen im Juni 2023, ISBN 978-3-86009-547-8

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004269

Band 115

Megersa Kebede Leta

Modeling Optimal Operation of Nashe

Hydropower Reservoir under LandUse Land Cover Changes in blue Nile River Basin, Ethiopia

Dissertation, ISBN 978-3-86009-548-5

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004427

Band 116

13. Rostocker Abwassertagung. Bewirtschaftung und Behandlung von Niederschlagswasser.

Tagungsband, erschienen im November 2023, ISBN 978-3-86009-549-2

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004432

Band 117

Semaria Moga Lencha

Estimating pollutant fluxes and their impact on Lake Hawassa in Ethiopia's Rift Valley basin based on combined monitoring and modelling

Dissertation, ISBN 978-3-86009-550-8

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004446

Band 118

Fabian Gievers

Vergleichende Untersuchungen und Bilanzierungen von Prozessketten zur Herstellung und Nutzung von Biokohlen aus Klärschlämmen

Dissertation, ISBN 978-3-86009-551-5

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004455

Band 119

Tim Jurisch

Untersuchungen hydraulischer Eigenschaften von Baggergut im Deichbau am Beispiel des Rostocker Forschungsdeiches

Dissertation, ISBN 978-3-86009-552-2

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004489

Band 120

Projekt PROSPER-RO

Prospektive Synergistische Planung von Entwicklungsoptionen in Regiopolen am Beispiel des Stadt-Umland-Raums Rostock.

Abschlussbericht, erschienen im Februar 2024, ISBN 978-3-86009-553-9

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004532

Band 121

Roberto Eloy Hernández Regalado

Optimization of the efficiency and flexibility of agricultural biogas plants by integrating an expanded granular sludge bed reactor

Dissertation, ISBN 978-3-86009-554-6

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004560

Band 122

Clement Owusu Prempeh

Generation of biogenic silica from biomass residues for sustainable industrial material applications

Dissertation, ISBN 978-3-86009-555-3

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004559

Band 123

Frauke Kachholz

Model-based Generation of High-Resolution Flood Flow Characteristics for Small Ungauged Streams in the Northeast German Lowlands

Dissertation, ISBN 978-3-86009-556-0

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004530

Band 124

18. Rostocker Biomasseforum

Tagungsband, erschienen im Juni 2024, ISBN 978-3-86009-559-1

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004587

Band 125

Vicky Shettigondahalli Ekanthalu

Hydrothermal Carbonization of Sewage Sludge and the Influence of pH Phosphorus Transformation and Hydrochar Properties

Dissertation, ISBN 978-3-86009-562-1

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004601

Band 126

Nguyen Van Than

Development of an anerobic pre-treatment of high strength organic waste-water from the cleaning of tanks of food and fodder road transports

Dissertation, ISBN 978-3-86009-560-7

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004600

Band 127

Christian Ochsmann

Untersuchung der Adsorption von CO₂ an Ionenaustauschern anhand eines Modellbiogases

Dissertation, ISBN 978-3-86009-561-4

Band 128

Jan Olschewski

Ein Beitrag zur Bestimmung der Erosionsstabilität von Deichbinnenböschungen

Dissertation, ISBN 978-3-86009-563-8

https://doi.org/10.18453/rosdok_id00004629

Schriftenreihe Umweltingenieurwesen

Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät

Band 129

Dissertation

Christian Kaehler

Bd.
129

Ein Beitrag zur Bemessung von Küstenschutz-
bauwerken auf Basis der bivariaten Wahr-
scheinlichkeitsanalyse mit Copula-Modellen

PROFESSUR

Geotechnik und
Küstenwasserbau