

Analyse und Bewertung multivariater hydrodynamischer Belastungsgrößen für die deutsche Nord- und Ostseeküste

Dörte Salecker, Angelika Grubn, Norman Dreier und Peter Fröble

Zusammenfassung

Die Definition von Eingangsgrößen für eine Risikoanalyse erfordert detaillierte Informationen über den zeitlichen Ablauf der im jeweiligen Untersuchungsgebiet herrschenden hydrodynamischen Bedingungen. Dazu zählen Wasserstandsverläufe über die Zeit (Sturmflutganglinien) und zugehörige Seegangsbedingungen sowie die entsprechenden individuellen und kombinierten Eintrittswahrscheinlichkeiten. Um Sturmflutganglinien zu generieren, wurden aus Wasserstandzeitreihen repräsentativer Nord- und Ostseepegel aussagekräftige Größen abgeleitet: 1) max. Windstau, 2) Fülle der Ganglinie/Windstaukurve als Proxi für die Dauer eines Ereignisses sowie 3) deren Verlauf über die Zeit, und diese dann statistisch ausgewertet. Die univariaten Stichproben der einzelnen Belastungsgrößen wurden durch angepasste Extremwertverteilungen statistisch beschrieben. Darauf aufbauend wurden Kombinationen von Wasserständen und Füllen von Ganglinien/Windstaukurven gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten zugeordnet. Zur Beschreibung dieser statistischen Abhängigkeiten wurden Copula-Funktionen genutzt. Um zufällige Sturmflutganglinien mit definierten Wahrscheinlichkeiten zu generieren, wurde ein Ansatz zur Beschreibung standardisierter Wasserstandsverläufe entwickelt. Diese wurden auf der Grundlage der statistischen Beziehungen von Kombinationen aus Wasserständen und Füllen der Ganglinie/Windstaukurven auf definierte Wahrscheinlichkeiten skaliert. Der prinzipielle Verlauf der Ganglinie/Windstaukurven wird als zufällig verteilt angenommen. Die zu erwartenden Seegangsbedingungen werden über gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten von maximalen Scheitelwasserständen und zugehörigen hohen Wellenhöhen zugeordnet. Die im Vorhaben entwickelten Methoden zur Generierung von Sturmflutganglinien wurden in einem sogenannten Sturmflutgenerator programmtechnisch umgesetzt.

Schlagwörter

Univariate Statistik, Bivariate Statistik, Copulas, Sturmflutganglinien, Sturmflutgenerator, Risikoanalyse

Summary

The definition of input parameters for a risk analysis requires detailed information on the hydrodynamic conditions in each study area, including water level progressions over time (storm surge hydrographs) and the prevailing sea state conditions as well as corresponding probabilities of occurrence. In order to create storm surge hydrographs, water level time series at different North Sea and Baltic Sea locations were evaluated. Annual peak water levels and fullnesses of storm surges/wind set-up were statistically classified

using extreme value distributions as well as copula models. To generate random storm surge/wind set-up hydrographs with a given probability of occurrence, in a first step a function was derived that is able to simulate different water level progressions on the interval (0,1). Thereby an arbitrary number of dimensionless storm surge hydrograph shapes were gained. All dimensionless hydrograph shapes were scaled using random pairs of water levels and fullnesses with a given probability. The expected sea state conditions have been determined using joint probabilities of maximum peak water levels and corresponding high wave heights. The methods developed for the generation of storm surge hydrographs were implemented in a software to automatically generate storm surges.

Keywords

Univariate statistics, bivariate statistics, copulas, storm surge hydrographs, risk analysis

Inhalt

1	Einleitung.....	92
2	Datengrundlage.....	93
2.1	Wasserstände.....	93
2.2	Seegang.....	93
2.3	Wind.....	94
3	Statistische Methoden.....	94
3.1	Datenvorbereitung und Stichprobengewinnung.....	94
3.2	Univariate statistische Untersuchungen.....	95
3.3	Bivariate statistische Untersuchungen.....	97
4	Ableitung von Eingangsgrößen für die Risikoanalyse.....	98
4.1	Wasserstand.....	98
4.2	Füllen von Ganglinien/ Windstaukurven.....	98
4.3	Kombinierte Eintrittswahrscheinlichkeiten für Wasserstände und Füllen.....	99
4.4	Küstenabschnitte mit schlechter Datenlage.....	102
4.5	Parametrisierung von Ganglinien/ Windstauverläufen.....	102
4.6	Seegang.....	107
4.7	Kombinierte Eintrittswahrscheinlichkeiten für Wasserstände und Seegang.....	108
5	Entwicklung eines Sturmflutgenerators.....	111
6	Zusammenfassung.....	114
7	Danksagung.....	114
8	Schriftenverzeichnis.....	114

1 Einleitung

Als Grundlage für die Ermittlung von Versagenswahrscheinlichkeiten von Hochwasserschutzbauwerken ist eine Vielzahl von Eingangsgrößen erforderlich. Neben Parametern zur Beschreibung des Bauwerksverhaltens sind vor allem detaillierte Kenntnisse zu:

- Extremwasserständen und zugehörigen Eintrittswahrscheinlichkeiten
- Sturmflutganglinien (zeitlicher Verlauf des Wasserstandes während einer Sturmflut) und zugehörigen Eintrittswahrscheinlichkeiten
- zugehörigen Seegangverhältnissen und kombinierten Eintrittswahrscheinlichkeiten

erforderlich.

Im Folgenden werden die im Projekt HoRisk entwickelten Methoden zur Generierung dieser Eingangsgrößen für die Risikoanalyse zusammenfassend dargestellt.

2 Datengrundlage

Die Definition von Eingangsgrößen für die Risikoanalyse erfordert detaillierte Informationen über die herrschenden hydrodynamischen Bedingungen in dem jeweiligen Untersuchungsgebiet. Gemessene Zeitreihen der relevanten Belastungsgrößen sind dabei die wichtigste und verlässlichste Informationsquelle. Stehen keine Messungen zur Verfügung, müssen Ergebnisse aus numerischen Simulationen oder statistischen Verfahren (beispielsweise Wind-Wellen-Korrelationen) herangezogen werden, um die Daten zu verdichten.

2.1 Wasserstände

Die im HoRisk-Projekt ausgewerteten Wasserstandsdaten stammen aus Messungen der Wasser- und Schifffahrtsverwaltung, i. E. von den Wasser- und Schifffahrtsämtern (WSÄ) in Emden, Stralsund und Lübeck und vom Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH) sowie dem Staatlichen Amt für Landwirtschaft und Umwelt Mittleres Mecklenburg (StALU MM). Die Pegeldata wurden entweder direkt von den o. g. Institutionen bezogen oder von der Bundesanstalt für Gewässerkunde (BfG) bereitgestellt.

Wasserstandsdaten für Ostseestationen sind ab Mitte der 1950er Jahre als Stundenwerte verfügbar. Für die Messstationen des Internen Messnetzes Küste (IMK) des StALU MM liegen Wasserstandsdaten seit 2008 im 10-Minuten-Raster vor.

Wasserstände der Nordseepegel liegen bis zum Jahr 2000 im Wesentlichen als Scheitelwerte (Thw, Tnw) vor. Messungen ab dem 1.11.2000 (an den Stationen Nordstrandischmoor, Wiek, Schlüttsiel und List bereits ab dem 1.11.1997 bzw. an der Station Pellworm ab dem 13.8.1995) haben eine zeitliche Auflösung von einer Minute.

Neben Aufzeichnungen aus der jüngeren Vergangenheit sind für einige Stationen auch historische Wasserstände in Form von Scheitelwerten (Nordseestationen) beziehungsweise Jahresmaxima (Ostseestationen) verfügbar. Die Aufzeichnungen reichen mit Unterbrechungen bis in die Jahre 1825 (Bensersiel), 1826 (Travemünde), 1848 (Wismar), 1855 (Warnemünde) oder 1873 (Stralsund) zurück (vgl. Fröhle 2014).

2.2 Seegang

Stündliche Messwerte des Seegangs liegen seit den 1990er Jahren für eine Reihe von Ostseestationen vor. Die Daten stammen zum großen Teil aus dem IMK des StALU MM sowie aus Messungen des BSH und Messungen der Universität Rostock. Wie auch bei

den Wasserständen zeichnen die IMK Stationen den küstennahen Seegang seit 2008 in 10-Minuten-Abständen auf.

An der Nordseeküste sind im Vergleich zu den Wasserstandsmessungen wenige Seegangsmessungen verfügbar. Das Amt für ländliche Räume Husum hat Seegangsmessungen mit Wellenmessbojen an der Schleswig-Holsteinischen Nordseeküste durchgeführt, diese wurden durch den Landesbetrieb für Küstenschutz, Nationalpark und Meeresschutz Schleswig-Holstein (LKN-SH) zur Verfügung gestellt. Die zeitliche Auflösung der Daten variiert zwischen 1 bis 4 Stunden. Ab 2005 liegen die Daten durchgängig als Stundenwerte vor. Darüber hinaus stehen Ergebnisse von Seegangsmessungen aus der Fino-Datenbank, bereitgestellt durch das BSH, zur Verfügung.

Für Küstenabschnitte mit unzureichender Datengrundlage wurden Hindcast-Berechnungen des Helmholtz-Zentrums Geesthacht zur Auswertung hinzugezogen. Die Daten stehen als stündliche Werte für die gesamte deutsche Nordsee für den Zeitraum 1958 bis 2007 zur Verfügung. Die räumliche Auflösung der Daten in x-Richtung (latitudo) beträgt $0,1^\circ$, die Auflösung in y-Richtung (longitude) $0,05^\circ$.

2.3 Wind

Es wurden Windmessungen vom Deutschen Wetterdienst (DWD) sowie dem IMK des StALU MM verwendet. Bei den Daten handelt es sich um stündliche Messwerte, die teilweise als Terminwerte und teilweise als Mittelwerte vorhanden sind. Für die Stationen des IMK liegen seit 2008 Daten in einem zeitlichen Raster von 10 Minuten vor.

3 Statistische Methoden

Die statistischen Analysen zielen darauf ab, aus den verfügbaren hydrodynamischen Daten Bauwerksbelastungen als eine Eingangsgröße für eine Risikoanalyse abzuleiten.

3.1 Datenvorbereitung und Stichprobengewinnung

Alle Wasserstandzeitreihen wurden um den linearen Trend bereinigt. Bei den historischen Daten der Ostseelokationen stehen lediglich die Jahresmaxima zur Verfügung, sodass der lineare Trend auf Basis dieser Jahreswerte bestimmt wurde. Als Höhenbezugsniveau für die untersuchten Ostseewasserstände wurde Normalhöhennull (NHN) gewählt, für die Nordseestationen wurden die statistischen Untersuchungen an Wasserständen über Normalnull (NN) durchgeführt. Die Trendbereinigung der Zeitreihen der Thw erfolgte über den linearen Trend der mittleren Tidehochwasserstände (vgl. z. B. Jensen et. al 2003). Die Trendbereinigung aller Zeitreihen erfolgte bezogen auf das Jahr 2013, d. h. alle Messwerte wurden auf dieses Jahr beschickt. Seegangsmessungen sind an den im Projekt relevanten Lokationen nur über relativ kurze Zeiträume durchgeführt worden. Eine sinnvolle Trendermittlung ist somit kaum möglich, sodass auf eine Trendbereinigung dieser Daten verzichtet wurde.

Für statistische Auswertungen wurden die maximalen Wasserstände aller beobachteten Jahre ausgewählt und zu einer Stichprobe zusammengefasst, wobei hydrologische Jahre (01.11. des Vorjahres bis zum 31.10. des namengebenden Jahres) betrachtet

wurden. Zu den Jahresmaxima der Wasserstände wurden die jeweils zugehörigen Füllen der Sturmflutganglinien beziehungsweise Füllen der Windstaukurven ermittelt und zu einer Stichprobe zusammengefasst (vgl. Kap. 4.2). Füllen von Sturmflutganglinien bzw. Windstaukurven sind definiert als Flächen zwischen einem Grenzwasserstand und dem Wasserstandsverlauf während eines Hochwassers über die Zeit bzw. als Flächen zwischen einem Grenzwasserstand und dem Windstauverlauf über die Zeit (Abb. 6) (vgl. Wahl et al 2010). Die Stichprobe der Wellenhöhen ergibt sich aus den jeweils höchsten Wellenhöhen, die im Verlauf der Sturmflut aufgetreten sind.

3.2 Univariate statistische Untersuchungen

In Tab. 1 sind die Verteilungsfunktionen $F(x)$ sowie L-Momente (λ_1 und λ_2) beziehungsweise standardisierte L-Momente (τ_3) der verwendeten Extremwertverteilungen zusammengefasst.

Das r -te L-Moment einer beliebigen Verteilungsfunktion wird wie folgt ermittelt (1). Wobei $x(F)$ die Quantilfunktion der jeweiligen Verteilungsfunktion und $P_{r-1}^*(F)$ das $(r-1)$ -te „Shifted Legendre Polynom“ ist (2).

$$\lambda_r = \int_0^1 x(F)P_{r-1}^*(F) dF \tag{1}$$

$$P_r^*(F) = \sum_{k=0}^r (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} F^k \tag{2}$$

Für Verteilungsfunktionen mit drei Parametern ist es sinnvoll, neben den L-Momenten das dritte standardisierte L-Moment (3) zu bestimmen da dieses lediglich eine Funktion des Formparameters ist.

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \tag{3}$$

Das r -te L-Moment der Stichprobe kann mithilfe von (4) ermittelt werden.

$$l_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* b_k \tag{4}$$

mit:

$$p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \tag{5}$$

$$b_k = n^{-1} \binom{n-1}{k}^{-1} \sum_{j=k+1}^n \binom{j-1}{k} x_{j:n} \tag{6}$$

Wobei $x_{1:n} \leq x_{2:n} \leq \dots \leq x_{n:n}$ die der Größe nach geordnete Stichprobe ist. Analog zu (3) können auch für die Stichprobe standardisierte L-Momente definiert werden (7).

$$t_r = \frac{l_r}{l_2}, r = 3,4 \dots \tag{7}$$

Nach Gleichsetzen des n -ten L-Momentes der Verteilungsfunktion (1) mit dem n -ten L-Moment der Stichprobe (4) beziehungsweise des n -ten standardisierten L-Momentes der Verteilungsfunktion (3) mit dem entsprechenden standardisierten L-Moment der

Stichprobe (7) wird das entstehende Gleichungssystem gelöst und die unbekanntenen Funktionsparameter werden entsprechend ermittelt (Hosking und Wallis 1997; Klein 2009).

Tabelle 1: Verteilungsfunktionen $F(x)$ und L-Momente bzw. standardisierte L-Momente ausgewählter Funktionen (Hosking und Wallis 1997).

$F(x)$	L-Momente/ standardisierte L-Momente
Weibull	
$1 - e^{-\left(\frac{x_i}{\beta}\right)^\alpha}$	$\lambda_1 = \beta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)$
	$\lambda_2 = 2^{-\frac{1}{\alpha}}\left(-1 + 2^{\frac{1}{\alpha}}\right) \beta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)$
Log-Normal	
$\frac{1}{2} \operatorname{Erfc}\left(\frac{\mu - \log x}{\sqrt{2}\sigma}\right)$	$\lambda_1 = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$
	$\lambda_2 = \int_0^1 e^{\mu - \sqrt{2}\sigma \operatorname{Erfc}^{-1}(2F)} (-1 + 2F) dF$
GEV	
$e^{-\left(1 + \frac{\xi(-\mu + x_i)}{\sigma}\right)^{-\frac{1}{\xi}}}$	$\lambda_1 = \frac{\mu\xi - \sigma + \sigma\Gamma(1 - \xi)}{\xi}$
	$\lambda_2 = \frac{(-1 + 2^\xi)\sigma\Gamma(1 - \xi)}{\xi}$
	$\tau_3 = \frac{1 - 3 * 2^\xi + 2 * 3^\xi}{-1 + 2^\xi}$
Gumbel	
$e^{-e^{-\frac{x_i - \alpha}{\beta}}}$	$\lambda_1 = \alpha + \gamma\beta$
	$\lambda_2 = \beta \log(2)$

Die Güte der Anpassung der univariaten Verteilungsfunktionen an die jeweilige Stichprobe wurde optisch bestimmt, indem die angepasste Verteilungsfunktion gemeinsam mit den Messwerten graphisch dargestellt wurde. Dazu ist jedem Wert der Stichprobe eine Eintrittswahrscheinlichkeit (oder plotting position) p_i zugeordnet worden. In der Literatur (EAK 2002) wird bei unbekannter Verteilungsfunktion einer Stichprobe die plotting position nach Hazen (8) empfohlen.

$$p_i = \frac{i-0.5}{n} \tag{8}$$

3.3 Bivariate statistische Untersuchungen

Neben der Möglichkeit, direkte bivariate Verteilungen zu nutzen, kann eine bivariate Verteilungsfunktion für eine Stichprobe mit zwei Variablen mit Hilfe der bekannten univariaten Randverteilungen und einer Copula-Funktion zur Beschreibung der stochastischen Abhängigkeitsstruktur zwischen den beiden gewählten Variablen (statistisch genaue Zufallsvariablen, hier: Sturmflutwasserstände und Füllen bzw. Seegangparameter) ermittelt werden.

Die Stärke des Zusammenhanges zwischen zwei Zufallsvariablen wird durch den Rangkorrelationskoeffizienten Kendall's τ (9) ausgedrückt. τ kann Werte zwischen -1 und 1 annehmen, wobei $\tau = 0$ darauf hindeutet, dass kein Zusammenhang zwischen den Zufallsvariablen besteht. Nimmt τ die Werte 1 bzw. -1 an, besteht ein perfekter positiver bzw. negativer Zusammenhang zwischen den Zufallsvariablen.

$$\tau = \frac{P_n - Q_n}{\binom{n}{2}} \tag{9}$$

P_n und Q_n sind die Anzahlen der konkordanten und diskordanten Paare, n ist die Anzahl der Beobachtungen.

Verschiedene Copula-Funktionen stehen zur Verfügung, um den Zusammenhang zwischen hohen Wasserständen und Füllen beziehungsweise hohen Wasserständen und Wellenhöhen zu beschreiben. Die für die Untersuchungen verwendeten Copula-Funktionen sind in Tab. 2 zusammengestellt.

Der Parameter θ zur Determinierung der Copula wird bestimmt, indem der ermittelte Rangkorrelationskoeffizient sowie die jeweilige Generator Funktion $\varphi(t)$ beziehungsweise deren erste Ableitung in die Bestimmungsgleichung für τ (10) eingesetzt und anschließend nach θ aufgelöst wird.

$$\tau = 1 + 4 \int_0^1 \frac{\varphi(t)}{\varphi'(t)} dt \tag{10}$$

Beliebigen Kombinationen von (u,v) im Intervall $(0,1)_u$ und $(0,1)_v$ können damit Wahrscheinlichkeiten zugeordnet werden.

Tabelle 2: Verteilungsfunktionen $C(u,v)$ und Generatorfunktionen $\varphi(t)$ ausgewählter Copulas (Nelson 2006).

Copula	$C(u,v)$	$\varphi(t)$
Gumbel	$e^{\left[-((-\log u)^\theta + (-\log v)^\theta)^{\frac{1}{\theta}}\right]}$	$ \log t ^\theta$
Frank	$-\frac{1}{\theta} \log \left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right]$	$-\log \frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1}$

Durch Einsetzen von (u,v) in die jeweilige Umkehrfunktion der univariaten Verteilungen der beiden Zufallsvariablen werden die Randverteilungen vorgegeben.

$$(x, y) = (F_1^{-1}(u), F_2^{-1}(v)) \tag{11}$$

Die Anpassungsgüte wird über die Abweichung der empirischen λ -Funktion von den theoretischen λ -Funktionen ermittelt sowie durch den Vergleich gemessener Kombinationen von Zufallsvariablen (hier: Wasserstände, Füllen oder Seegangparameter) mit simulierten Kombinationen. Dazu wird zunächst eine beliebige Anzahl von gleichverteilten Zufallsvariablen (u, u^*) im Intervall $(0,1)_u$ und $(0,1)_{u^*}$ erzeugt. Durch Einsetzen von u^* in die Umkehrfunktion der Ableitung der Copula-Funktion nach u (13) werden voneinander abhängige Zufallsvariablen (u, v) erzeugt.

$$Q_u(v) = \frac{\partial}{\partial u} C(u, v) \tag{12}$$

$$v = Q_u^{-1}(u^*) \tag{13}$$

Diese Zufallsvariablen (u, v) werden wiederum in die Umkehrfunktionen der Randverteilungen eingesetzt (11), um die simulierten Datenpaare in die tatsächlichen Einheiten umzurechnen (Genest und Favre 2007; Brechmann 2010; Salvadori et. al 2007).

4 Ableitung von Eingangsgrößen für die Risikoanalyse

4.1 Wasserstand

Für die Ostsee wurden die trendbereinigten Wasserstände der Pegel Travemünde, Wismar, Warnemünde, Sassnitz, Greifswald und Koserow untersucht. Die mit der Methode der L-Momente angepasste Gumbel-Verteilung lieferte dabei für alle untersuchten Ostseepegel und Stichproben (Stichproben aus stündlichen Messungen sowie Stichproben aus historischen Hochwasserereignissen) die beste Anpassung an die Daten (vgl. Salecker et. al 2011).

Für die Nordsee wurden Wasserstände der Pegel Pellworm, Büsum, Meldorf, Wangerooge West, Spiekeroog und Norderney ausgewertet. Für die Stichproben der Wasserstände (Stichprobe aus den Thw und Tnw) lieferte die Gumbel-Verteilung für alle Stationen (mit Ausnahme des Pegels Norderney) die besten Ergebnisse. Am Pegel Norderney wurde die beste Anpassung an die Daten mit der Log-Normalverteilung erzielt.

4.2 Füllen von Ganglinien/ Windstaukurven

Für die o. g. Ostseepegel wurden Füllen von Sturmflutganglinien aus den Wasserstandsdaten mit einer zeitlichen Auflösung von einer Stunde ermittelt. Diese stehen zumeist ab Mitte der 1950er Jahre zur Verfügung. Ausgewählt und statistisch untersucht wurden die Füllen von Sturmfluten, bei denen die jeweiligen Jahresmaxima des Wasserstands aufgetreten sind. Die Fülle einer Sturmflutkurve wurde für den Zeitraum ermittelt, in dem die Wasserstände oberhalb von einem Grenzwasserstand von 60 cm NHN liegen. An die Stichproben der Füllen wurden die verschiedenen univariaten Verteilungsfunktionen mittels der Methode der L-Momente angepasst. Für die Stationen Wismar und Warnemünde beschreibt die GEV die Verhältnisse am besten. Für die Stationen Travemünde, Sassnitz, Greifswald und Koserow liefert die Log-Normal-Verteilung bessere Anpassungen.

Für die untersuchten Nordseepegel wurden Windstaukurven ausgewertet und statistisch eingeordnet. Als Windstau wurde hier die Differenz zwischen dem gemessenen

Wasserstand und der mittleren Tide definiert (vgl. Abb. 6). Ermittelt wurde der Windstau aus der Zeitreihe der Thw und Tnw der einzelnen Stationen. Dazu wurde von den gemessenen Thw das über 5 Jahre gemittelte MThw bzw. von den gemessenen Tnw das ebenfalls über 5 Jahre gemittelte MTnw subtrahiert. Anschließend wurde die Fläche in [cmh] bestimmt, die von dem Windstauverlauf über die Zeit und einem Grenzwasserstand von 50 cm eingeschlossen wird. Die insgesamt beste Anpassung der untersuchten Verteilungsfunktionen wurde mit der Generalisierten Extremwert-Verteilung (GEV) erreicht; diese wurde somit für die weiteren Auswertungen verwendet.

4.3 Kombinierte Eintrittswahrscheinlichkeiten für Wasserstände und Füllen

Die Abhängigkeitsstruktur zwischen Hochwasserständen der verschiedenen Ostseestationen und den zugehörigen Füllen wurde mit Copula-Funktionen beschrieben. Die ermittelten Rangkorrelationskoeffizienten (Kendall's τ) variieren zwischen 0,476 (Koserow) und 0,595 (Sassnitz). Damit besteht bei allen untersuchten Stationen ein statistischer Zusammenhang zwischen Sturmflutwasserständen und Füllen. Mit zunehmendem Wasserstand nimmt also tendenziell auch die Fülle der Sturmflutganglinie zu.

Aus den verschiedenen zur Verfügung stehenden Copula-Funktionen wurde jeweils diejenige ausgewählt, die den Zusammenhang zwischen den beiden Zufallsgrößen am besten beschreibt. Aufgrund unterschiedlich langer Wasserstandsaufzeichnungen an den einzelnen Pegeln ergeben stochastisch-mathematisch unterschiedliche Copula-Funktionen die jeweils beste Anpassung. Betrachtet man jedoch die Ganglinien von real aufgetretenen Sturmfluten, dann wird erwartungsgemäß deutlich, dass Sturmfluten, die von einem Windereignis erzeugt wurden, unabhängig von der Lokation der Pegel nahezu identische Wasserstandsverläufe zeigen. Es ist daher davon auszugehen, dass der Zusammenhang zwischen hohen Wasserständen und den zugehörigen Füllen der Ganglinien an allen betrachteten Pegeln durch dieselbe Copula-Funktion beschrieben werden sollte. Für die betrachteten Ostseepegel wird für die weiteren Berechnungen die Gumbel-Copula herangezogen.

Um auch weiter zurückliegende Ereignisse, für die keine Wasserstandsverläufe vorliegen, zu berücksichtigen, erfolgt die Rücktransformation der Randverteilung der Wasserstände mithilfe der an die historischen Hochwasserereignisse angepassten univariaten Verteilungsfunktion. Da Wasserstände und Füllen einen statistischen Zusammenhang zeigen, ist damit zu rechnen, dass höhere Wasserstände auch größere Füllen von Ganglinien nach sich ziehen. Die Randverteilung der Füllen wurde dementsprechend angepasst. Pro Wasserstand wurden mehrere mögliche Füllen ermittelt und somit die statistische Variabilität der Füllen berücksichtigt. In den Ergebnissen sind die mittleren Verhältnisse dargestellt (vgl. Abb. 1). Für jede Wasserstand-Füllen-Kombination wird mathematisch eine Eintrittswahrscheinlichkeit ermittelt. Gleiche Eintrittswahrscheinlichkeiten werden zu Isolinien verbunden ($p=0,01$ entsprechen dem 100-jährlichen Ereignis, $p=0,005 \hat{=} 200$ -jährlichen Ereignis, $p=0,002 \hat{=} 500$ -jährlichen Ereignis, $p=0,001 \hat{=} 1000$ -jährlichen Ereignis, usw.). Entlang der Isolinien (mit den entsprechenden Wahrscheinlichkeiten) ist die Wahrscheinlichkeit für beliebige Kombinationen aus Wasserständen und Füllen gleich.

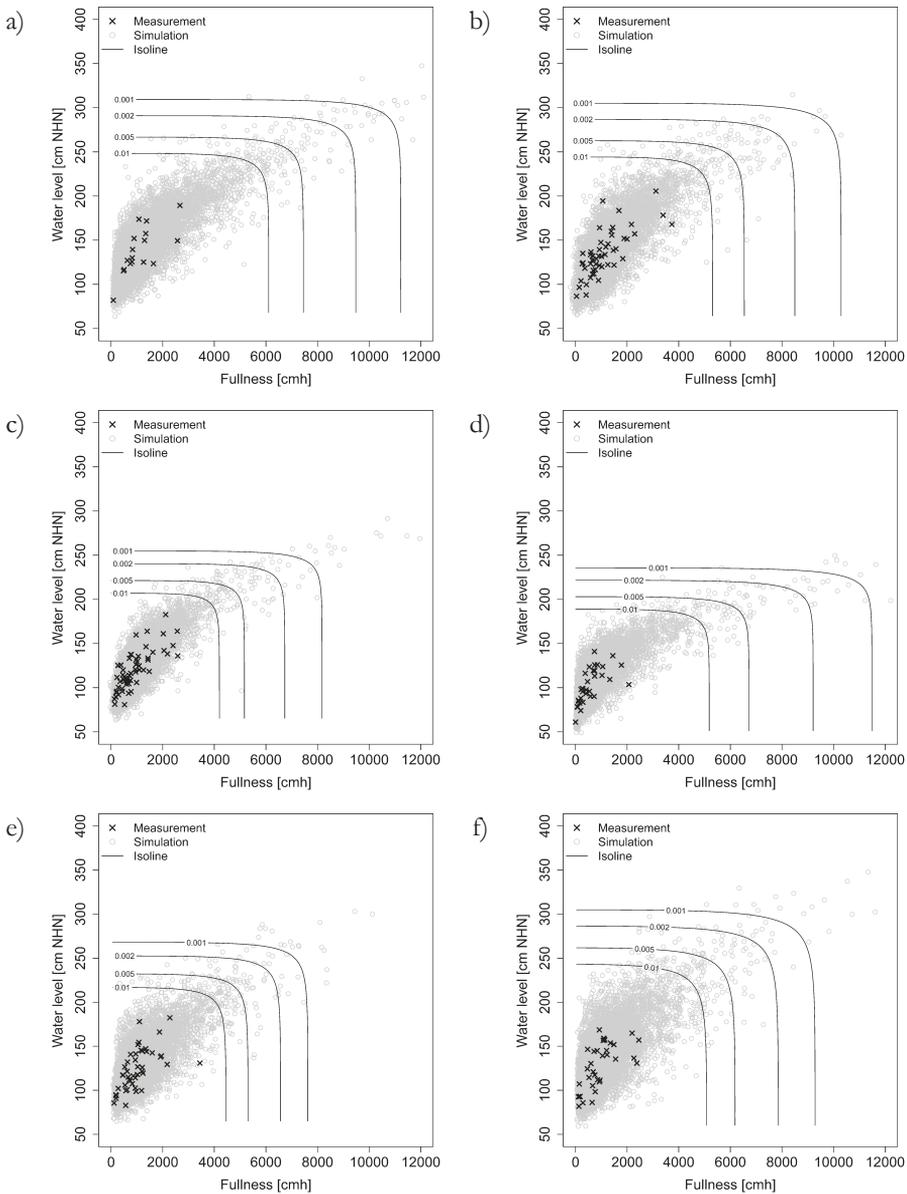


Abbildung 1: Gemessene und simulierte Datenpaare aus Füllen von Ganglinien und Wasserständen sowie Linien gleicher Eintrittswahrscheinlichkeiten für die Stationen: a) Travemünde, b) Wismar, c) Warnemünde, d) Sassnitz, e) Greifswald, f) Koserow.

Für die ausgewählten Nordseepegel wurden ebenfalls Zusammenhänge zwischen den maximalen Scheitelwasserständen und den Füllen der jeweiligen Windstaukurven ermittelt. Die Rangkorrelationskoeffizienten (Kendall's τ) variieren hier zwischen 0,368 (Pellworm) und 0,609 (Spiekeroog). Der Zusammenhang zwischen maximalen Scheitelwasser-

ständen und Füllen von Windstaukurven wird für die ausgewählten Pegel am besten durch die Gumbel-Copula beschrieben.

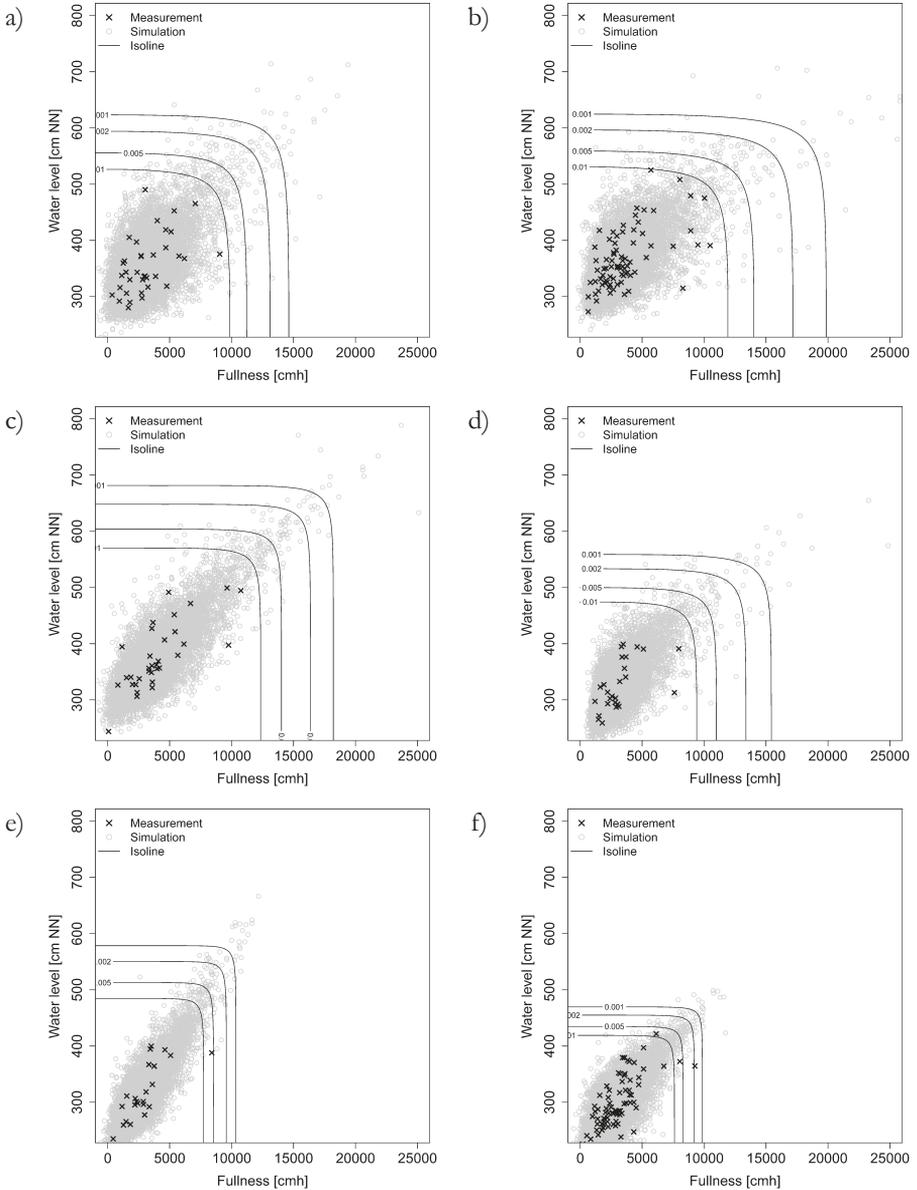


Abbildung 2: Gemessene und simulierte Datenpaare aus Füllen von Windstaukurven und Wasserständen (Datenbasis: Scheitelwerte der Stationen) sowie Linien gleicher Eintrittswahrscheinlichkeiten für die Stationen a) Pellworm, b) Büsum, c) Meldorf, d) Wangerooze West, e) Spiekeroog, f) Norderney.

4.4 Küstenabschnitte mit schlechter Datenlage

In Abb. 3 sind die berechneten $p=0,005$ -Isolinien (Wiederkehrintervall 200 Jahre) der Stationen Travemünde, Wismar, Rostock, Sassnitz, Greifswald und Koserow als schwarze Linien mit Raumbezug zueinander dargestellt. Für Küstenabschnitte zwischen diesen Stationen (bei denen die Datenlage unzureichend für eine Durchführung umfassender statistischer Analysen ist) wurden die $p=0,005$ -Isolinien interpoliert. Dieses Vorgehen ist gerechtfertigt, da Wasserstandsmessungen sowohl für die größeren Buchtenlagen (Lübecker Bucht, Wismarer Bucht, Greifswalder Bodden), als auch außerhalb davon (Warnemünde, Sassnitz, Koserow) vorliegen. So können auch lokale Effekte wie der Buchtenstau abgebildet werden. In Abb. 3 sind die interpolierten Isolinien als blaue Linien dargestellt.

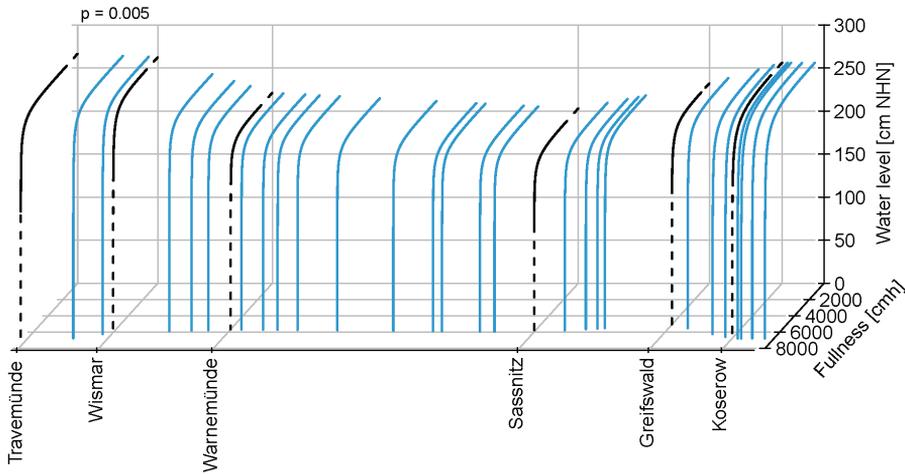


Abbildung 3: Berechnete (schwarz) und interpolierte (blau) Isolinien (Wasserstände und Füllen) mit einer Wahrscheinlichkeit von $p=0,005$.

Die für die Interpolation benötigten Strecken zwischen zwei Küstenabschnitten wurden auf der Grundlage der Küstenkilometrierung berechnet (dabei ist lediglich der Bereich der Außenküste berücksichtigt worden). In Bereichen mit kleineren Buchten (z. B. auf Rügen) wurde die Luftlinie zwischen zwei Stationen bzw. Pegelstandorten herangezogen.

4.5 Parametrisierung von Ganglinien/ Windstauverläufen

Die Parametrisierung von Ostsee-Sturmflutganglinien erfolgte anhand von Ganglinien mit nur einem Peak und einem Scheitelwasserstand größer 100 cm NHN. Betrachtet wurden die Wasserstandsverläufe oberhalb 60 cm NHN. Zum besseren Vergleich wurden alle Sturmflutganglinien, die die vorgenannten Kriterien erfüllen, in eine standardisierte Form gebracht, d. h. auf den jeweiligen Maximalwert normiert. Für alle ausgewählten standardisierten Sturmflutganglinien wurde der Zeitpunkt bestimmt, an dem der maximale Wasserstand aufgetreten ist. Hieraus resultiert dann jeweils ein Intervall, in dem der maximale Wasserstand an der jeweiligen Station aufgetreten ist.

Der Verlauf links und rechts des maximalen Wasserstandes wird getrennt voneinander beschrieben, indem die Parameter a und b in den gewählten Anpassungsfunktionen (14) bzw. (15) variiert werden. Die Kriterien zur Definition der Anpassungsfunktionen sind hier nicht im Einzelnen dargestellt. Hier wird auf den 2. Zwischenbericht HoRisk B (Fröhle 2011) sowie Salecker et. al (2012a und 2012b) verwiesen.

$$r(\theta) = \frac{a}{\sqrt{(\cos(\theta+b))^2 + (\alpha \sin(\theta+b))^2}} \quad (14)$$

$$r(\theta) = \frac{a}{\sqrt{(\cos(\theta-b))^2 + (\alpha \sin(\theta-b))^2}} \quad (15)$$

Der Einfluss von Änderungen in den Parametern a und b sowie des Zeitpunkts des Scheitelwasserstandes auf die resultierende Ganglinienform ist in Abb. 4 exemplarisch dargestellt.

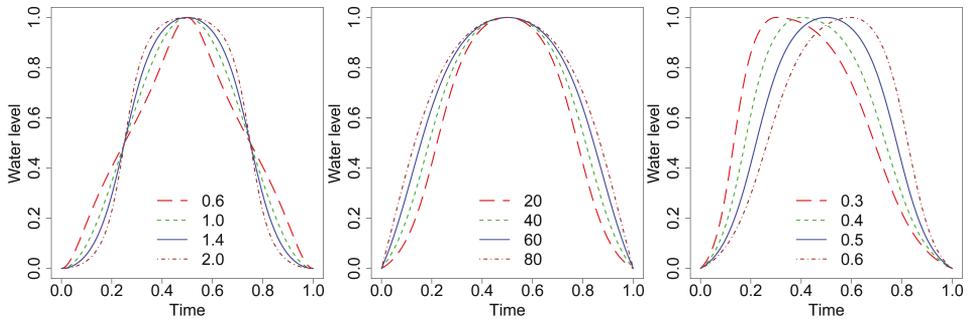


Abbildung 4: Einfluss von Änderungen in den Parametern a (links) und b (Mitte) sowie des Zeitpunkts des maximalen Scheitelwasserstandes (rechts) auf die resultierende Ganglinienform.

Um das Verfahren zur Generierung von Ganglinienformen zu überprüfen, wurden gemessene standardisierte Ganglinienformen mit simulierten Ganglinienformen verglichen. Eine Auswahl gemessener und simulierter Ganglinienformen ist in Abb. 5 dargestellt. Es ist zu erkennen, dass die gemessenen Ganglinien durch die Anpassungsfunktion ausreichend genau für die hier angestellten statistischen Analysen wiedergegeben werden.

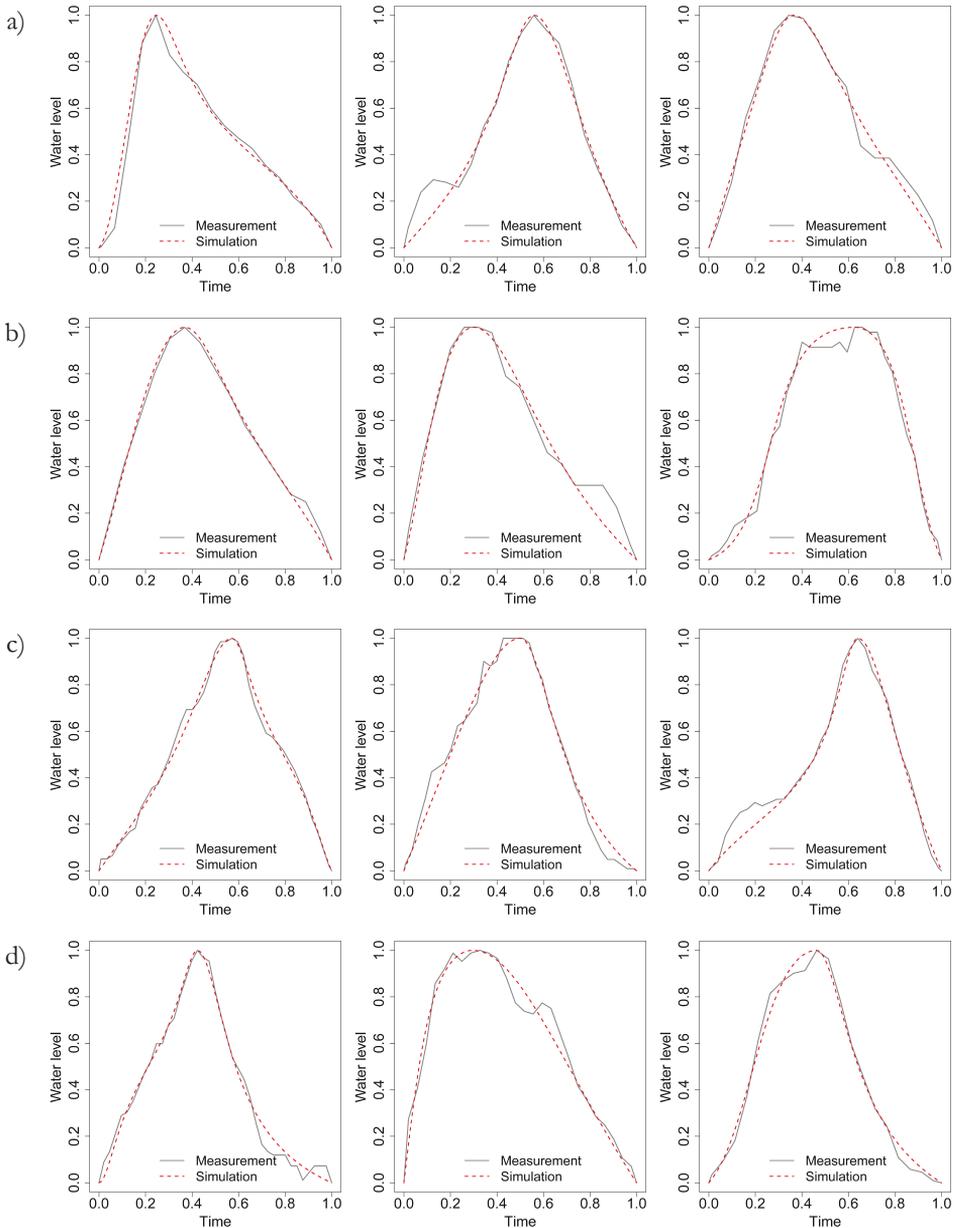


Abbildung 5: Vergleich von simulierten und gemessenen Ganglinienformen: a) Wismar, b) Rostock (Warnemünde), c) Sassnitz, d) Greifswald.

Die simulierten Ganglinien zeigen für alle Stationen eine ausreichend gute Übereinstimmung mit den gemessenen Ganglinienformen. Der Parameter a ist jeweils im Intervall von 0,5 bis 2,0 in 0,1er-Schritten und der Parameter b im Intervall von 0 bis 90 in 10er-Schritten variiert worden. Für die gezeigten Vergleiche ist der Zeitpunkt des simulierten

Scheitelwasserstandes auf den gemessenen Zeitpunkt des Scheitelwasserstandes festgesetzt worden.

Die Parametrisierung von Windstauverläufen an der Nordsee erfolgte im Wesentlichen analog zur Parametrisierung von Sturmflutganglinien an der Ostsee. Grundlage für die Parametrisierung von Windstauverläufen sind die Daten aus den minutlichen Messungen des Wasserstandes an den einzelnen Pegeln. Am Beispiel dreier Windstaukurven des Pegels Büsum soll das Verfahren verdeutlicht werden (vgl. Abb. 6). Um den Windstauverlauf zu erhalten, wurde von den aufgezeichneten Wasserstandzeitreihen zunächst die mittlere Tide des jeweiligen Pegels subtrahiert (Abb. 6a) (vgl. Gönnert et. al. 2010). Anschließend wurden alle Windstaukurven mit einem maximalen Windstau von mehr als 150 cm ausgewählt, wobei nur die Verläufe oberhalb eines Grenzwasserstandes von 100 cm weiter betrachtet wurden (Abb. 6b).

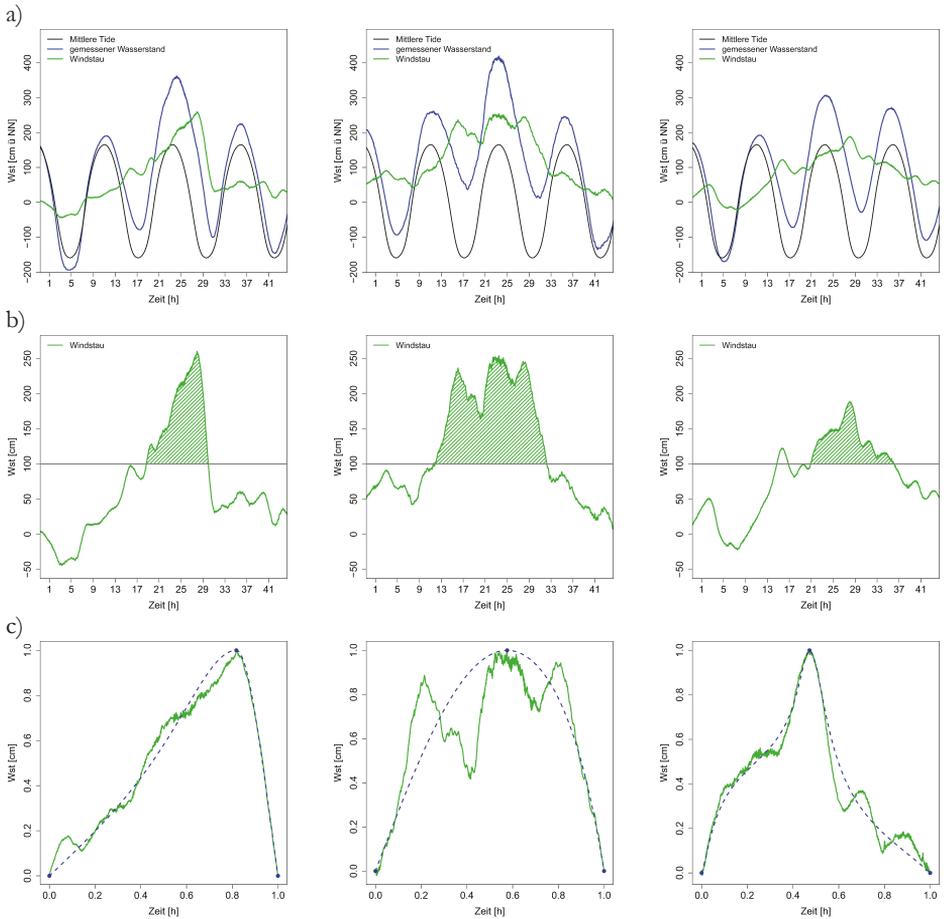


Abbildung 6: Vorgehensweise bei der Parametrisierung von Windstaukurven an drei Beispielen des Pegels Büsum; a) Ermittlung des Windstaus aus der Differenz von der gemessenen und der mittleren Tide, b) Auswahl des Windstauverlaufs oberhalb von 100 cm, c) Standardisierung des Windstauverlaufs und Generierung eines künstlichen Windstauverlaufes.

Alle ausgewählten Windstaukurven wurden wiederum durch Division durch das Maximum in eine standardisierte Form gebracht. Sowohl die Wasserstände als auch die Dauern nehmen damit nur Werte von null bis eins an (Abb. 6c). Anschließend wurden die Zeitpunkte bestimmt, zu denen der maximale Wasserstand auftritt. Damit kann für jeden Pegel ein Intervall eingegrenzt werden, innerhalb dessen der maximale Wasserstand auftreten kann. Auf Grundlage dieser Auswertung wurden die grundsätzlichen Ganglinienformen analog zu den Sturmflutganglinien der Ostsee generiert. Die Überprüfung des Verfahrens zur Generierung von Ganglinienformen erfolgte anhand gemessener und ebenfalls standardisierter Ganglinienformen. Diese wurden mit den simulierten Ganglinienformen verglichen (Abb. 6c).

Die simulierten Windstauganglinien zeigen sowohl für die hier dargestellten Ereignisse als auch für die übrigen untersuchten Pegel eine hinreichende Übereinstimmung mit den gemessenen Windstauganglinien und können somit für die Simulation von Sturmflutganglinien herangezogen werden.

Für die folgenden Untersuchungen wurde die Annahme getroffen, dass die Wahrscheinlichkeit des Auftretens für alle ermittelten Ganglinienformen gleich ist.

Für die ausgewählten Stationen wurden zufällige Ganglinienformen generiert. Die erzeugten Ganglinienformen müssen sowohl in der Höhe (Wasserstandsachse) als auch in der Breite (Zeitachse) skaliert werden (vgl. Sackl 1987). Dazu werden die Kombinationen von Wasserständen und Füllen herangezogen, denen eine bestimmte Wahrscheinlichkeit zugeordnet wurde (vgl. Abb. 1). Auf der Isolinie der gewählten Wahrscheinlichkeit (hier: $p=0,005$) werden Kombinationen von Wasserständen und Füllen zufällig ausgewählt. Jede zufällige Ganglinienform wird mit Hilfe einer Wasserstand-Füllen-Kombination skaliert. Zunächst erfolgt die Skalierung in der Höhe durch Multiplikation des Scheitelwasserstands der gewählten Kombination. Anschließend erfolgt die Skalierung in der Breite auf der Grundlage der Fülle der gewählten Kombination. Für die Ostseestationen Wismar, Rostock (Warnemünde), Sassnitz und Greifswald sind in Abb. 12 exemplarisch jeweils vier skalierte Ganglinien dargestellt. Unter Vernachlässigung der Wahrscheinlichkeit der Ganglinienform haben alle dargestellten Ganglinien die gleiche Eintrittswahrscheinlichkeit von 0,005. Das entspricht einem Wiederkehrintervall von 200 Jahren.

Zufällige Sturmflutganglinien für Nordseepegel werden erzeugt, indem Windstauverläufe auf die mittlere Tide addiert werden. Dabei wird angenommen, dass der Zeitpunkt des Windstaumaximums nicht mit dem Zeitpunkt des Tidehochwassers zusammenfallen muss, sondern zu allen Zeitpunkten der Tide mit der jeweils gleichen Wahrscheinlichkeit auftreten kann.

In Abb. 13 sind für die untersuchten Pegel beispielhaft je drei Sturmflutganglinien der Wahrscheinlichkeit $p=0,005$ dargestellt. Zur Erzeugung der Sturmflutganglinien wurden auf der $p=0,005$ -Isolinie drei Paare von maximalen Scheitelwasserständen und Windstaufüllen zufällig ausgewählt (vgl. Abb. 2). Desgleichen wurden je drei zufällige Windstauverläufe generiert. Der zeitliche Abstand zwischen dem Maximum der Windstaukurve und dem Thw wurde zunächst zufällig bestimmt. Die Höhe (Wasserstand) und Breite (Dauer) der standardisierten Windstaukurve sowie die Lage zur mittleren Tide wurden dann solange iteriert, bis die Summe des Wasserstands aus mittlerer Tide und Windstau im Maximum dem auf der Isolinie (vgl. Abb. 2) abgelesenen maximalen Scheitelwasserstand des gewählten Ereignisses entspricht und zudem die Windstaufülle des generierten Ereignisses der abgelesenen Windstaufülle des gewählten Ereignisses entspricht.

4.6 Seegang

Zur Ableitung der Methodik für die Ostsee wurde der Seegang exemplarisch für das Untersuchungsgebiet Markgrafenheide ausgewertet. Für diesen Bereich liegen neben Messungen auch Ergebnisse aus einer Wind-Wellen-Korrelationsrechnung vor (Fröhle 2000; Dreier 2013). Zur Abschätzung der Eintrittswahrscheinlichkeit extremer Seegangsbedingungen wurden die vorgenannten (Kap. 3.2) Verteilungsfunktionen an die ausgewählte Stichprobe (Kap. 2.2) angepasst. Die Stichprobe der Wellenhöhen wird am besten durch die Gumbel-Verteilung beschrieben.

Seegangsmessungen in der Nordsee liegen nur für einzelne Lokationen in Schleswig-Holstein (Sylt, Süderau, Rütergat, Norderhever und Süderhever), sowie an der Forschungsplattform Fino I vor. Aufgrund der großen Entfernung können diese Messungen nicht für die im Projekt untersuchten Gebiete verwendet werden. Daher wurde die Methodik auf der Grundlage von Hindcast-Simulationen des Helmholtz-Zentrums Geesthacht (HZG 2012) mit dem numerischen Modell WAM abgeleitet. Zur Ermittlung der Güte der simulierten Wellenhöhen wurden diese mit gemessenen Daten der Wellenhöhe verglichen, wobei jeweils der zur Messstation nächstgelegene Knotenpunkt des Modells ausgewählt wurde. Küstennah und bei geringeren Wassertiefen treten größere Abweichungen zwischen modellierten und gemessenen Wellenhöhen auf (Süderau, Norderhever). Die weiter seewärts gelegenen Stationen zeigen eine deutlich bessere Übereinstimmung (Sylt, Rütergat, Süderhever und Fino I), allerdings fallen hier die simulierten Werte mit zunehmender Wellenhöhe zu hoch aus. Nach statistischer Analyse wurden die simulierten Daten daher auf der Grundlage von (16) korrigiert.

$$H_{S,WAM,korr} = \left(H_{S,WAM} - (-0,134) \right) \cdot \frac{1}{1,285} \quad (16)$$

Der Vergleich extremwertstatistischer Auswertungen der WAM-Daten und des gemessenen Seegangs (die Stichproben enthielten jeweils die zwei größten Ereignisse pro beobachtetem/ simuliertem Jahr) zeigt, dass trotz der Korrektur die an die WAM-Stichproben angepassten Verteilungsfunktionen bei allen untersuchten Stationen höhere Wellenhöhen im Bereich geringerer Eintrittswahrscheinlichkeiten lieferten als die an die gemessenen Wellenhöhen angepassten Verteilungsfunktionen. Aufgrund der schlechten Datenlage im Bereich der Projektgebiete wurde dennoch auf die WAM-Daten zurückgegriffen. Die im Vorhaben entwickelte Methodik kann jedoch problemlos auf zukünftig verbesserte Modellergebnisse angewendet werden. Insgesamt zeigt sich, dass für die Nordsee auch heute noch der Bedarf für ein qualitativ hochwertiges Seegangsmodell besteht.

Für die weiteren Untersuchungen sind aus dem WAM-Berechnungsnetz jeweils die dem jeweiligen Wasserstandspegel am nächsten gelegenen Punkte ausgewählt worden, die jeweils vier Nachbarzellen haben. Die Zeitreihen der Wellenhöhen sind nach (16) korrigiert und die zu den Ganglinien zugehörigen maximalen Wellenhöhen zu einer Stichprobe zusammengefasst worden. Für die Stationen Pellworm, Büsum, Meldorf, Wangeroog und Spiekeroog ergaben Anpassungen mit der Weibull-Verteilung die besten Resultate. Für den Pegel Norderney wurde die beste Anpassung mit der Generalisierten Extremwert-Verteilung (GEV) erzielt.

4.7 Kombinierte Eintrittswahrscheinlichkeiten für Wasserstände und Seegang

Die Untersuchungen zu den bivariaten Eintrittswahrscheinlichkeiten erfolgten wiederum auf Grundlage von Copula-Funktionen. Exemplarisch für die untersuchten Ostseepegel wurde das entwickelte Verfahren zur Bestimmung der Abhängigkeit zwischen Hochwasserständen und den zugehörigen Wellenhöhen für den Pegel Warnemünde durchgeführt. Der Rangkorrelationskoeffizient (Kendall's τ) der Zusammenhänge zwischen Wasserständen und Wellenhöhen beträgt lediglich 0,111. Damit besteht ein relativ schwacher Zusammenhang zwischen hohen Wasserständen und hohen Wellenhöhen.

Von den verschiedenen zur Verfügung stehenden Copula-Funktionen beschreibt die Frank Copula den Zusammenhang zwischen den beiden Zufallsgrößen am besten. In Abb. 7 ist die bivariate Stichprobe aus gemessenen Wasserständen und mittels Wind-Wellen-Korrelation ermittelten Wellenhöhen zusammen mit simulierten Wasserstands-Wellenhöhen-Kombinationen dargestellt. Ebenfalls dargestellt sind Isolinien, entlang derer Kombinationen aus Wasserständen und Wellenhöhen die gleiche gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeit aufweisen.

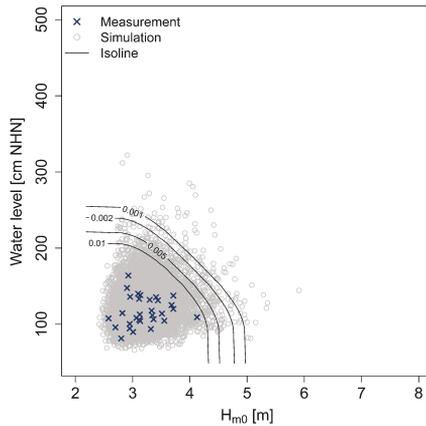


Abbildung 7: Zusammenhang zwischen hohen Wasserständen und Wellenhöhen am Beispiel des Pegels Rostock Warnemünde.

Für die Nordsee wurden gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeiten für die Pegel Pellworm, Büsum, Meldorf, Wangerooge West Spiekeroog und Norderney untersucht. Die jeweiligen Rangkorrelationskoeffizienten (Kendall's τ) variieren zwischen 0,120 (Wangerooge) und 0,347 (Meldorf). Wie an auch am Ostseepegel Warnemünde ist der Zusammenhang zwischen hohen Wasserständen und hohen Wellenhöhen somit nicht sehr stark ausgeprägt. Von den verschiedenen zur Verfügung stehenden Copula-Funktionen beschreibt die Gumbel-Copula den Zusammenhang zwischen den beiden Größen für Verhältnisse in der Nordsee am besten.

In Abb. 8 sind die bivariaten Stichproben aus gemessenen Wasserständen und korrigierten WAM-Wellenhöhen zusammen mit simulierten Wasserstands-Wellenhöhen-Kombinationen dargestellt. Ebenfalls dargestellt sind Isolinien, entlang derer Kombinationen aus Wasserständen und Wellenhöhen die gleiche gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeit aufweisen.

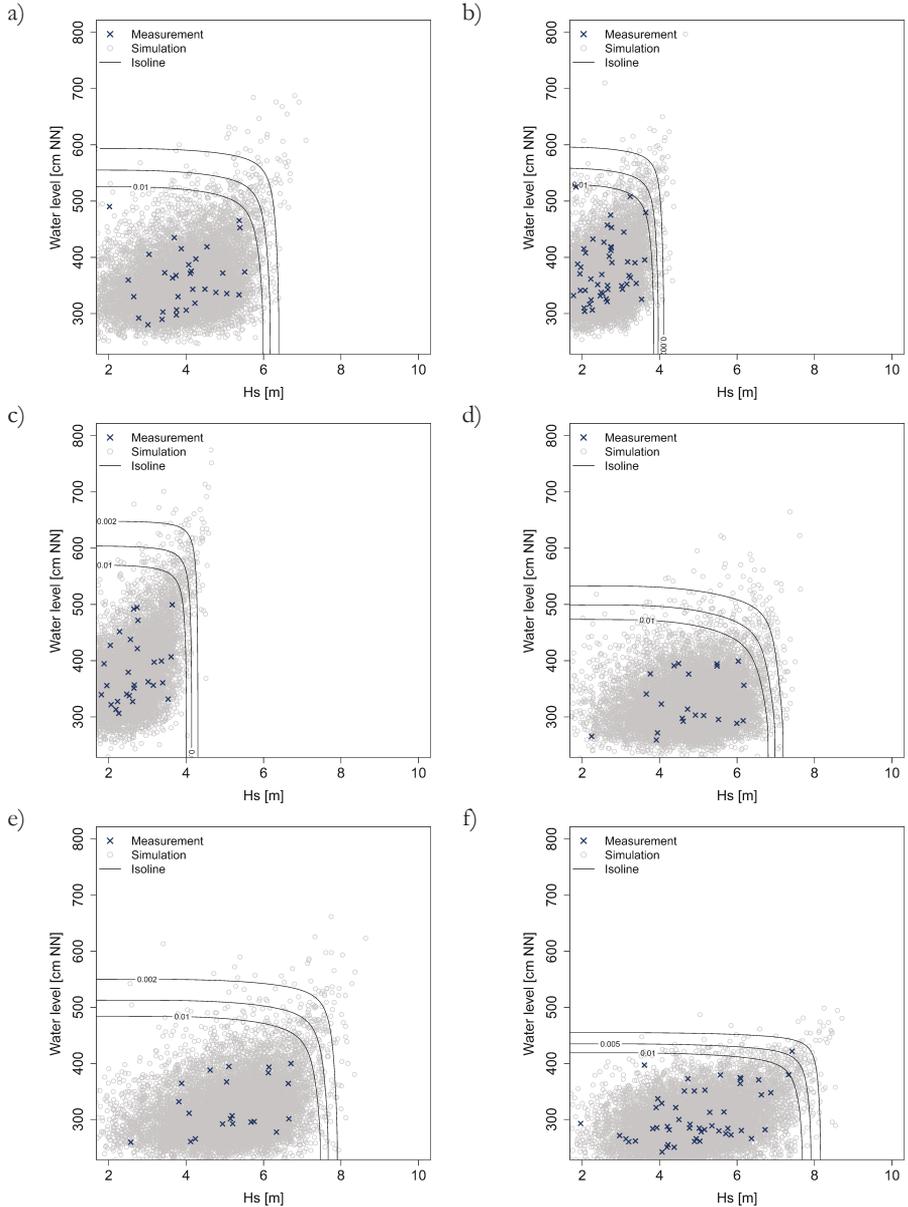


Abbildung 8: Datenpaare aus WAM-Wellenhöhen und gemessenen Wasserständen und simulierte Datenpaare sowie Linien gleicher Eintrittswahrscheinlichkeiten für die Stationen a) Pellworm, b) Büsum, c) Meldorf, d) Wangerooge West, e) Spiekeroog, f) Norderney.

Da die mit dem Modell WAM ermittelten Seegangparameter unter anderem aufgrund der geringen räumlichen Auflösung des Modells im Küstenvorfeld nicht unmittelbar verwendet werden können (s. o.), wurden die Seegangparameter aus dem statistischen Modell mit Hilfe des numerischen Modells SWAN ins flache Wasser transformiert.

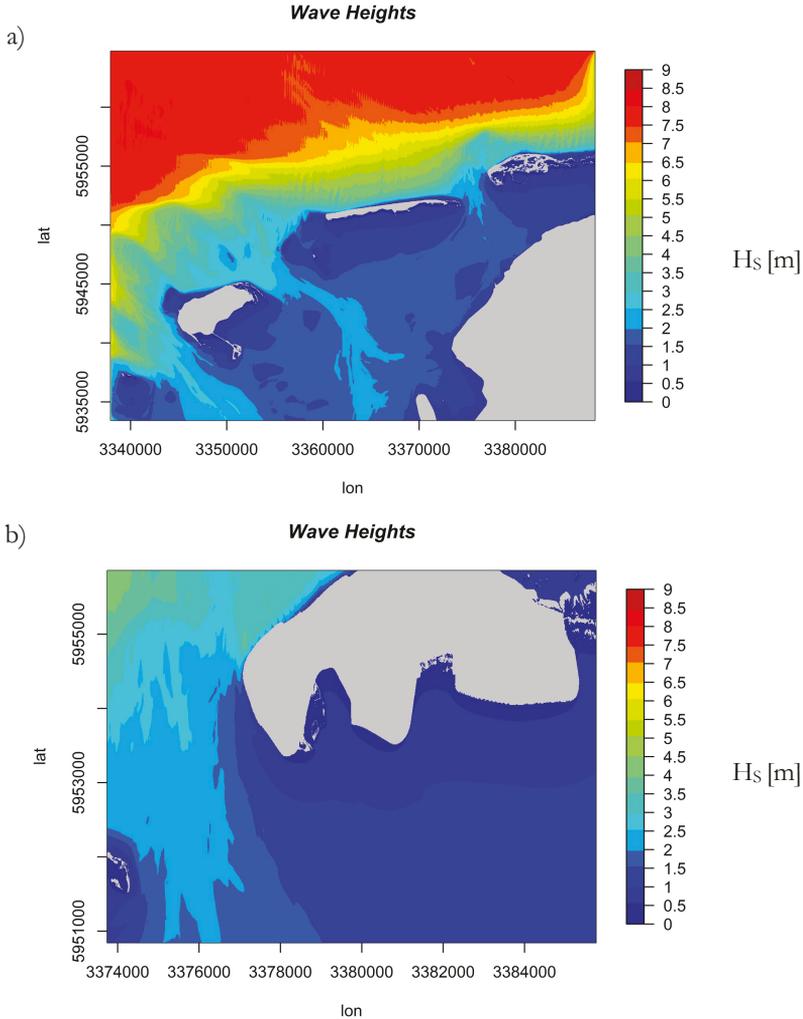


Abbildung 10: Auswahl von Ergebnissen der Seegangssimulationen mit SWAN für den Fall II ($H_s = 7,55$ m; $T_p = 14,89$ s; $Wst = 4,04$ m) und Wellenanlaufichtung $\theta_m = 0^\circ$: a) Wellenhöhe im Gesamtgebiet, b) Wellenhöhe im genesteten Gebiet.

5 Entwicklung eines Sturmflutgenerators

Die Methoden zur Generierung von Sturmflutganglinien für Nord- und Ostseepegel wurden zusammenfassend in der Programmiersprache R (R Core Team 2010) in einem Sturmflutsimulator (Abb. 11) umgesetzt, mit dem für einen gewünschten Pegel beliebig viele Sturmfluten einer wählbaren Eintrittswahrscheinlichkeit oder beliebig viele statistisch konsistente Abfolgen von synthetischen Sturmfluten für frei wählbare Zeiträume erzeugt werden können. Diese sind dann Grundlage für stochastische Analysen des hochwasserbedingten Risikos im Küstenraum entweder auf der Grundlage von Monte-Carlo-Betrachtungen oder für einzelne Detailuntersuchungen bzw. Sensitivitätsstudien.

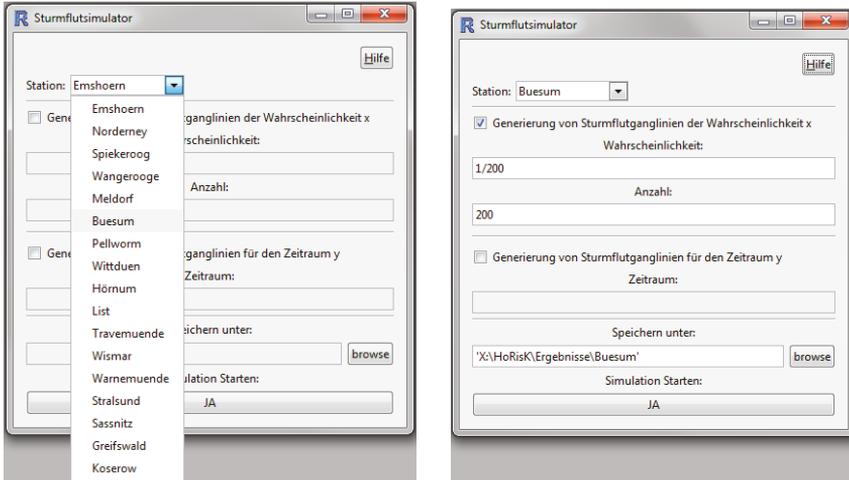


Abbildung 11: Sturmflutsimulator.

Die erzeugten Sturmflutganglinien haben jeweils eine zeitliche Auflösung von einer Stunde.

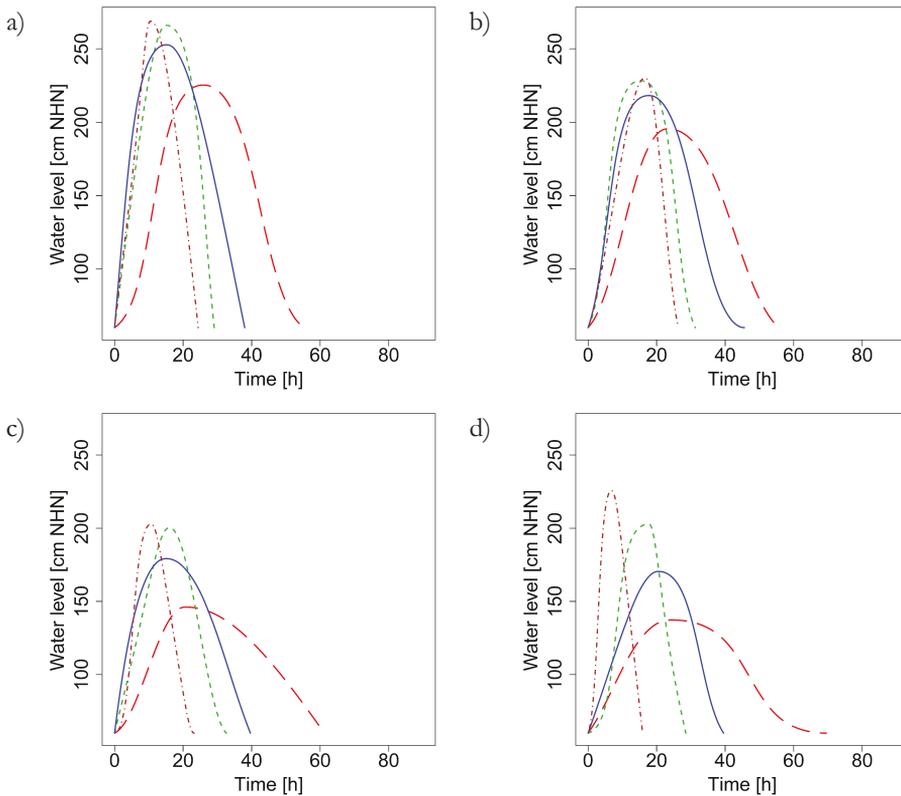


Abbildung 12: Sturmflutganglinien der Wahrscheinlichkeit $p = 0,005$ für die Stationen: a) Wismar, b) Rostock (Warnemünde), c) Sassnitz, d) Greifswald.

Zusätzlich zu den Ganglinien werden vom Sturmflutsimulator Informationen zu den Eingangsgrößen und die Ergebnisse der statistischen Auswertungen ausgegeben.

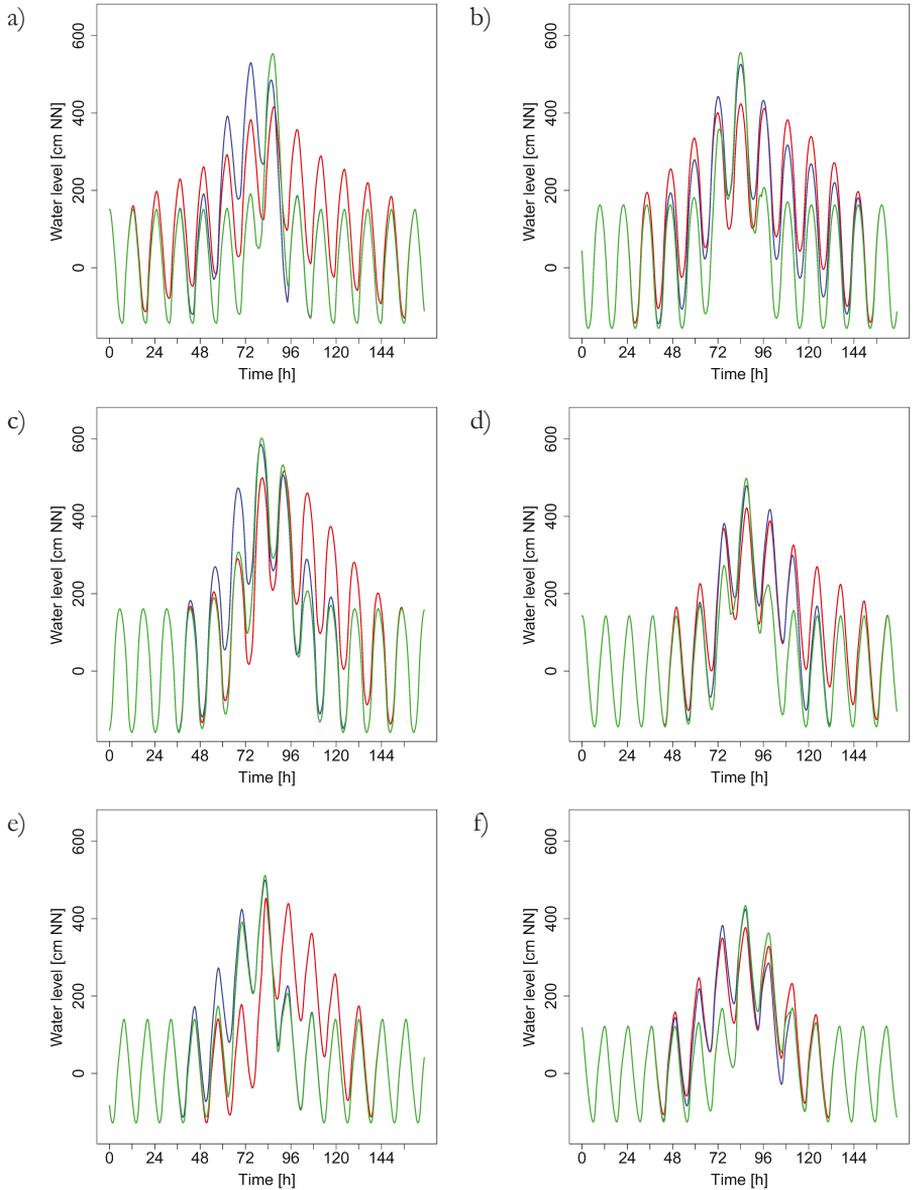


Abbildung 13: Je drei zufällige Realisierungen von Sturmflutganglinien der Wahrscheinlichkeit $p = 0,005$ für die Pegel a) Pellworm, b) Büsum, c) Meldorf, d) Wangerooge West, e) Spiekeroog, f) Norderney.

6 Zusammenfassung

Im Rahmen des KFKI-Forschungsvorhabens HoRisk sind Eingangsgrößen als Grundlage für die Ermittlung von Versagenswahrscheinlichkeiten von Hochwasserschutzbauwerken ermittelt worden:

Dazu wurden zunächst die für die Untersuchungsgebiete relevanten und verfügbaren Daten (Wasserstände, Wind und Seegang) zusammengetragen, auf Plausibilität geprüft und um eventuell vorhandene lineare Trends bereinigt. Unzureichende Messwerte, insbesondere Seegangsmessungen, mussten durch simulierte Daten ergänzt werden.

Untersucht und statistisch bewertet wurden Stichproben der Jahresmaxima der Wasserstände, die zugehörigen Füllen von Sturmfluten (Füllen von Windstaukurven der Nordseepegel) sowie die zu den Wasserständen zugehörigen Wellenhöhen.

An die univariaten Stichproben sowie an die bivariaten Stichproben sind Verteilungsfunktionen angepasst worden. Dadurch konnten sowohl den einzelnen Größen als auch Kombinationen von Füllen von Windstaukurven und Wasserständen bzw. Wellenhöhen und Wasserständen Wahrscheinlichkeiten zugeordnet werden.

Verschiedene Kombinationen von Belastungsgrößen können dabei die gleiche Eintrittswahrscheinlichkeit aufweisen. Werden diese Kombinationen gleicher Wahrscheinlichkeiten verbunden, erhält man Isolinien gleicher Eintrittswahrscheinlichkeiten.

Für Küstenabschnitte mit einer unzureichenden Datenlage wurden jeweils die Isolinien der benachbarten Pegel herangezogen. Unter Beachtung des Raumbezuges der betrachteten Bereiche zueinander wurde zwischen den Isolinien interpoliert. Auf Grundlage der interpolierten Isolinien konnten auch für Küstenabschnitte mit schlechter Datenlage Ganglinien abgeleitet werden. Durch die Parametrisierung gemessener Sturmflutganglinien und die anschließende Analyse der Parameter konnten synthetische Ganglinien sowohl für Ostsee- als auch für Nordseestationen erzeugt werden.

Mit dem entwickelten Sturmflutsimulator lassen sich sowohl zufällige Sturmflutganglinien einer beliebigen Wahrscheinlichkeit als auch Abfolgen von Sturmfluten simulieren.

7 Danksagung

Das Forschungsvorhaben (HoRisk) wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung unter dem Förderkennzeichen 03KIS079 gefördert und vom KFKI unterstützt.

8 Schriftenverzeichnis

Brechmann E.: Truncated and simplified regular vines and their applications. Technische Universität München, München, 215 S., 2010.

Dreier, N.; Schlamkow, C.; Fröhle, P.; Salecker, D.: Changes of 21st Century's average and extreme wave conditions at the German Baltic Sea Coast due to global climate change. In: Conley, D. C.; Masselink, G.; Russell, P. E.; O'Hare, T. J. (Hrsg.): Proceedings 12th International Coastal Symposium (Plymouth, England), Journal of Coastal Research, Special Issue No. 65, 1921–1926, doi: 10.2112/SI65-325.1, 2013.

Fröhle, P.: 2. Zwischenbericht HoRisk B (03KIS079) Belastungen von Küstenschutzanlagen und Konsequenzen des Versagens im Bereich der Ostseeküste, 2011.

- Fröhle, P.: Abschlussbericht HoRisk B (03KIS079) Belastungen von Küstenschutzanlagen und Konsequenzen des Versagens im Bereich der Ostseeküste, 2014.
- Fröhle, P.: Messung und statistische Analyse von Seegang als Eingangsgröße für den Entwurf und die Bemessung von Bauwerken des Küstenwasserbaus. In: Rostocker Berichte aus dem Bauingenieurwesen, Heft 2, Rostock, 171 S., 2000.
- Genest, C.; Favre, A.-C.: Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask. *Journal of Hydrologic Engineering* 12(4), doi: 10.1061/(ASCE)1084-0699(2007)12:4(347), 2007.
- Gönnert, G.; Gerkenmeier, B.; Müller J.-M.; Sossidi, K.; Thumm, S.: Zur hydrodynamischen Interaktion zwischen den Sturmflutkomponenten Windstau, Tide und Fernwelle, XtremRisk, Zwischenbericht Teilprojekt 1a, 2010.
- Helmholtz-Zentrum Geesthacht, Zentrum für Material- und Küstenforschung GmbH: coastDat-1 Waves North Sea wave spectra hindcast (1948-2007). World Data Center for Climate. doi:10.1594/WDCC/coastDat-1_Waves, 2012.
- Hosking, J. R. M.; Wallis, J. R.: *Regional Frequency Analysis – An Approach Based on L-Moments*. Cambridge University Press, Cambridge, 1997.
- Jensen, J.; Frank, T.; Zimmermann, C.; Mai, St.; Rosenhauer, W.; Meiswinkel, R.; Barg, G.: Neue Verfahren zur Abschätzung von seltenen Sturmflutwasserständen, HANSA, 140, 11, 2003.
- Klein, B.: Ermittlung von Ganglinien für die risikoorientierte Hochwasserbemessung von Talsperren. Ruhr-Universität Bochum, Bochum, 205 S., 2009.
- Nelson, R. B.: *An Introduction to Copulas*. 2nd Edition, Springer, New York, 269 S., 2006.
- R Core Team: *A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2010.
- Sackl, B.: Ermittlung von Hochwasser-Bemessungsganglinien in beobachteten und unbeobachteten Einzugsgebieten. Technische Universität Graz, Graz, 253 S., 1987.
- Salecker, D.; Gruhn, A.; Schlamkow, C.; Fröhle, P.: Statistical Analysis of Hydrodynamic Impacts for Risk Assessment in Coastal Areas. In: *Journal of Coastal Research*, SI 64 (Proceedings of the 11th International Coastal Symposium), 1906-1910, Szczecin, Poland, ISSN: 0749-0208, 2011.
- Salecker, D.; Gruhn, A.; Schlamkow, C.; Fröhle, P.: Parameterization of Storm Surges as a Basis for Assessment of Risks of Failure for Coastal Protection Measures. In: *Proceedings of the 5th SCACR – International Short Conference on Applied Coastal Research*, Aachen, Shaker, ISBN: 978-3-8440-1132-6, 2012a.
- Salecker, D.; Gruhn, A.; Schlamkow, C.; Fröhle, P.: Parameterization of Storm Surge Hydrographs Using Univariate and Bivariate Statistical Models. In: *Pianc Copedec VIII – Proceedings of the Eighth International Conference on Coastal and Port Engineering in Developing Countries*, IIT, Madras, Chennai, ISBN: 978-93-80689-06-7, 2012b.
- Salvadori, G.; De Michele, C.; Kottegoda, N. T.; Rosso, R.: *Extremes in Nature. An Approach to Using Copulas*. Springer, Dordrecht, 292 S., 2007.
- Wahl, T.; Jensen, J.; Mudersbach, C.: A multivariate statistical model for advanced storm surge analyses in the North Sea. In: *Proceedings of the 32nd International Conference on Coastal Engineering*, Shanghai, China, 2010.