

# Neue Verfahren zur Abschätzung von seltenen Sturmflutwasserständen

Jürgen Jensen, Torsten Frank, Claus Zimmermann, Stephan Mai,  
Werner Rosenhauer, Rüdiger Meiswinkel und Günther Barg

## Zusammenfassung

Für Aufgabenstellungen im Bereich des Küsteningenieurwesens sind Abschätzungen für Sturmflutwasserstände mit jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  erforderlich. Bei dieser Größenordnung bewegt man sich im Bereich sehr seltener Wasserstände. Der derzeitige Diskussionsstand akzeptiert, dass alle Schätzungen solcher extremen Wasserstände mit Unsicherheiten behaftet sind und daher die Vorgehensweise im Rahmen von Konventionen abgestimmt werden sollte.

Die Bestimmung der maßgebenden Wasserstände für Küstenschutzbauwerke an der deutschen Nordseeküste erfolgt bislang überwiegend mit pragmatischen bzw. empirischen Ansätzen; statistische bzw. probabilistische Verfahren finden bisher kaum Anwendung. Zur Abschätzung von sehr seltenen Sturmflutwasserständen mit sehr geringen jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten werden neue Verfahren vorgestellt, die auf statistischen und probabilistischen Ansätzen beruhen. Die Ergebnisse der vorgestellten Verfahren zeigen in Bezug auf die sehr geringen Überschreitungswahrscheinlichkeiten eine sehr gute Übereinstimmung.

## 1 Einführung

Die Bestimmung der maßgebenden Wasserstände für Küstenschutzbauwerke an der deutschen Nordseeküste erfolgt bislang überwiegend mit pragmatischen bzw. empirischen Ansätzen; statistisch-probabilistische Verfahren finden kaum Anwendung (Jensen und Frank 2002, Jensen und Frank 2003a und b, EAK 2002, Niemeyer 2001, Ministerium für ländliche Räume, Landesplanung, Landwirtschaft und Tourismus des Landes Schleswig-Holstein 2001, Generalplan Küstenschutz). Die Ermittlung der maßgebenden Wasserstände in den Tideflüssen der Ems, Weser und Elbe berücksichtigt die komplexen Wechselwirkungen im Ästuar (z.B. Oberwassereinfluss, Windeinwirkung, Ausbaumaßnahmen usw.) und hydraulische

sche sowie numerische Untersuchungen bzw. Modellversuche.

Für Aufgabenstellungen im Bereich des Küsteningenieurwesens sind Abschätzungen für Sturmflutwasserstände mit jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  erforderlich. Bei dieser Größenordnung bewegt man sich im Bereich sehr seltener Wasserstände. Der derzeitige Diskussionsstand akzeptiert, dass alle Schätzungen solcher extremen Wasserstände mit Unsicherheiten behaftet sind und daher die Vorgehensweise im Rahmen von Konventionen abgestimmt werden sollte.

In dieser Veröffentlichung werden neue Verfahren zur Abschätzung von sehr seltenen Sturmflutwasserständen vorgestellt. Die vorliegenden Untersuchungen sollen einen Beitrag zur Abschätzung von seltenen Sturmflutwasserständen mit jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten von z.B.  $10^{-4}$  liefern.

Zum besseren Verständnis werden zunächst einige statistische und probabilistische Grundlagen vorangestellt. Eine weitere wichtige Voraussetzung zur Diskussion der Verfahren sind einheitliche Begriffsdefinitionen, da gerade im Bereich der Statistik und Wahrscheinlichkeitsrechnung unterschiedliche Definitionen von Begriffen gebraucht werden.

## 2 Statistische und probabilistische Grundlagen

### 2.1 Wahrscheinlichkeit und Verteilungsfunktionen

Die zentrale Größe Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses wie auch der Begriff Ereignis werden an dieser Stelle nicht wissenschaftlich exakt anhand der operativen mathematischen Definitionen und Axiome erläutert. Für die Anwendungen geeigneter sind die in Tab. 2 angegebenen Definitionen, wobei man zum besseren Verständnis z.B. bei Prozess konkret an »Würfelspiel« und bei Ereignis konkret an das nicht deterministisch bestimmte Ergebnis »Augenzahl > 4« denken kann.

Zahlenmäßig zugänglich sind Wahrscheinlichkeiten durch statistische Schät-

zung mit der zugehörigen Schätzunsicherheit und für zusammengesetzte Ereignisse durch anschließende Wahrscheinlichkeitsrechnung. So kann z.B. für einen Würfel aus den zunächst statistisch (siehe Tab. 2) bestimmten Wahrscheinlichkeiten für die Augenzahlen 5 und 6 nach den Regeln der Wahrscheinlichkeitsrechnung die Wahrscheinlichkeit des Ereignisses »Augenzahl > 4« berechnet werden.

Die Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten interessierender Pegelstände beim »Prozess« Sturmflut können entsprechend auf der Grundlage statistischer oder probabilistischer Analysen ermittelt werden. Mit probabilistisch wird in diesem Beitrag eine spezielle Form (Pro Gumbel) der statistischen Auswertung bezeichnet (Abschnitt 2.4 und 3.3), deren Grundlagen im Rahmen der probabilistischen Analysen zu Erdbeben entwickelt wurden und seit mehr als 20 Jahren im Einsatz sind.

Grundsätzlich sind die an einem Pegel aufgezeichneten Zeitreihen Stichproben aus der Grundgesamtheit aller jemals aufgetretenen und zukünftig noch auftretenden Wasserstände an diesem Ort. Nach unterschiedlichen Verfahren, insbesondere durch verschiedene statistische Schätzgrößen, die mit Hilfe der Stichprobe gebildet werden, wird auf die Verteilungsfunktion der Grundgesamtheit geschlossen und damit die Über- oder Unterschreitungswahrscheinlichkeit zunächst im Bereich der ausgewerteten Scheitelwasserstände ermittelt.

### Summary

More and more tasks regarding flood protection demand safety levels with yearly probabilities of  $10^{-3}$  to  $10^{-4}$  for the respective design water levels. The current state of discussion in scientific research accepts that estimations of such extreme events are subject to uncertainties. In the following, a contribution to a technically acceptable basis of the estimation of extreme storm surge regarding locations at the North Sea coastline at the gauges Cuxhaven and Brokdorf will be given.

Die geeigneten Ausgangsdaten sind die an einem Pegel aufgezeichneten Zeitreihen der (z.B. jährlichen) Extremwasserstände. Ihre Verteilungsfunktion (die Extremwertverteilung, Tab. 4) wird formelmäßig angesetzt und nach unterschiedlichen Verfahren aus der Stichprobe ermittelt. Durch ihre Extrapolation können Sturmflutwasserstände mit vorzugebenden Überschreitungswahrscheinlichkeiten ermittelt werden.

In dem Bereich der angewandten Statistik bzw. Wahrscheinlichkeitslehre sind als notwendiges Hilfsmittel des Küsteningenieurwesens einige Begriffe wie relative Häufigkeit, Häufigkeit, Eintrittsrate u.a. je nach Teilgebiet und Anwendung mehrdeutig belegt. Um Missverständnisse zu vermeiden, werden einige Begriffe und Zusammenhänge in folgenden Abschnitten und im Anhang erläutert.

Ein geglätteter Verlauf für  $F(x)$  kann deutlich besser an die in Tab.2 angegebenen biasfreien Punktschätzungen (Plotting-Positionen nach Weibull, Jensen 1985, s. auch DVWK 1999) angepasst werden. Anzumerken ist, dass es bei einem sogenannten »Wahrscheinlichkeitspapier« für eine bestimmte angesetzte Verteilung immer darum geht, statt für  $F(x)$  Schätzgrößen für eine mit  $F(x)$  gebildete andere Größe aufzutragen, um einen linearen Zusammenhang mit der Variablen  $x$  herzustellen. Für diese Anwendungen sind verschiedene optimierte Ansätze einer »Plotting Position Formula« bei Chow (1964) zusammengestellt.

In den meisten Anwendungen wird ein glatter Verlauf der Verteilung  $F(x)$  oder der Wahrscheinlichkeitsdichte  $f(x)$  formelmäßig mit wenigen (zwei oder drei) Parametern angesetzt, für den bei oder nach Bestimmung der Parameterwerte zu überprüfen ist, ob er akzeptiert werden kann. Vorteilhaft (aber nicht immer gegeben) ist, wenn diese Parameter mit den allgemeinen Verteilungsparametern (Tab. 3) übereinstimmen, die sich verteilungsfrei statistisch bestimmen lassen, d.h. ohne Kenntnis von  $F(x)$ .

Die zeitliche Dimension wird auf einfachste Weise dadurch erfasst, dass statistische Abläufe und Ereignisse betrachtet werden, die sich auf Zeitintervalle  $T$  beziehen. Bei den Pegelständen geschieht dies dadurch, dass der Auswertung  $T$ -Extremwerte zugrunde gelegt werden, z.B. Monatsextremwerte ( $T = 1/12$  Jahr), Jahresextremwerte ( $T = 1$  Jahr) u.a., d.h. die höchsten Pegelstände in Zeitabschnitten gleicher Länge  $T$ . Dabei bleibt außer Betracht, wann die Ereignisse genau innerhalb der Zeit  $T$  auftreten.

Die statistische Analyse (Abschnitte 2.2 und 2.3) verwendet bei dieser Vorgehensweise die in Tab. 2 und 3 aufgeführten Schätzverfahren für die dort angegebenen Größen, die zweckmäßig neu und mit dem

Index  $T$  gekennzeichnet werden, z.B. die Extremwertverteilung  $G_T(x)$  (Tab. 4).

## 2.2 Statistische Verteilungsfunktionen

In Abhängigkeit von dem Datenkollektiv können die aus der Statistik und der Hydrologie bekannten Dichte- und Verteilungsfunktionen für die mathematische Beschreibung der Beobachtungswerte herangezogen werden. Das Ziel der Anpassungsrechnungen ist die mathematische Beschreibung einer Anpassungsfunktion, die eine gute Übereinstimmung mit der Beobachtungsreihe der Extremwerte aufweist (DVWK 1999).

Die verschiedenen Dichte- bzw. Verteilungsfunktionen werden durch eine Anpassung der theoretischen Verteilungen an die Parameter der Stichprobe wie z. B. Schiefe und Standardabweichung erhalten, dabei kann jede theoretische Verteilung nur entsprechend ihrer mathematischen Struktur variiert werden. Ist eine ausreichende Anpassung der Stichprobe mit den normalen Verteilungsfunktionen nicht zu erzielen, kann z. T. durch die Verwendung der logarithmierten Messwerte eine bessere Anpassung erzielt werden. Das Logarithmieren der Messwerte führt zu einer Verzerrung der Dichtefunktion, bei einer Maximalwertreihe wird die Dichtefunktion im Bereich der seltenen Ereignisse (höchste Werte) gestaucht und im unteren Bereich entzerrt. Dadurch wird die Schiefe der Dichtefunktion gegenüber der nichtlogarithmierten Form reduziert. Für die Anpassung von Zeitreihen mit einer ausgeprägten Extremwertcharakteristik eignen sich besonders die asymptotischen Extremal-Verteilungen vom Typ I, II und III einschließlich der Jenkinson Verteilungen (Jensen 1985 und 1987) und die seit etwa 1979 bei der Erdbebenanalyse verwendete Verallgemeinerte Gumbelverteilung (Rosenhauer und Ahoner 1991).

Bei der Auswahl einer geeigneten Anpassungsfunktion sind die Unzulänglichkeiten bei der Gewinnung der Daten zu berücksichtigen und entsprechend zu bewerten. Für die praktische Anwendung ist ein einfaches kontrollierbares Rechenmodell vorzuziehen, auch wenn damit eine etwas schlechtere Anpassung als bei der für das jeweilige Ereigniskollektiv optimalen Verteilungsfunktion hingenommen werden muss.

Die Extrapolation von Sturmflutwasserständen stellt dabei keine Prognose mit einer zeitlichen Zuordnung dar, sondern die mathematische Extrapolation einer Anpassungsfunktion für das Ereignis, das bei einer unendlichen Anzahl von Stichproben im statistischen Mittel einmal in der angegebenen Wiederkehrzeit erwartet werden kann; der extrapolierte Wert kann dabei in der Realität innerhalb der entsprechenden Zeitspanne keinmal, einmal oder mehrmals auftreten.

Dabei ist zu beachten, dass es eine Vielzahl von verschiedenen Verteilungsfunktionen gibt, dass die zur Verfügung stehenden Zeitreihen meistens eher kurz im Vergleich zur gesuchten Wiederkehrzeit sind (oftmals viel zu kurz) und dass systematische Veränderungen im Gewässer eine Anwendung der Verfahren einschränken. Häufig liefern verschiedene Verteilungsfunktionen etwa gleich gute oder schlechte Ergebnisse - nach den bekannten Kriterien zur Beschreibung der Anpassungsgüte - und weisen eine relativ große Streuung im Extrapolationsbereich auf.

## 2.3 Anwendung und Grenzen der Verteilungsfunktionen

Die Scheitelwasserstände von Sturmfluten sind abhängig von der Entwicklung der mittleren Wasserstände. Für eine statistische Betrachtung der Extremwerte bzw. einen Vergleich der Scheitelhöhen von Sturmfluten über die Zeit ist es erforderlich, diese Daten durch eine Berücksichtigung der Veränderung der Tidewasserstände (z.B. säkularer Meeresspiegelanstieg) zu homogenisieren bzw. zu beschicken (vgl. z.B. Rohde 1975, Jensen 1984, Führböter und Jensen 1985).

Da die in der Hydrologie üblichen statistischen Verfahren zur Abschätzung von Bemessungsereignissen einen langen Beobachtungszeitraum voraussetzen, wobei man sich in der Regel auf eine Extrapolation bis zum 2- bis 3-fachen Beobachtungszeitraum beschränken muss, sind solche Verfahren nicht bzw. nicht hinreichend zur Abschätzung von Ereignissen im Bereich sehr kleiner Überschreitungswahrscheinlichkeiten geeignet. Bei einem Datenkollektiv von ca. 150 Jahren sollten daher Ergebnisse für Wiederkehrzeiten größer als etwa 500 Jahre bzw. jährliche Überschreitungswahrscheinlichkeiten kleiner  $P = 2 \cdot 10^{-3}$  als formale Auswertung der Verteilungsfunktionen unter der Annahme, dass die statistischen Parameter über diesen Zeitraum konstant bleiben, betrachtet werden.

Im Gegensatz zu anderen Modellen werden bei der statistischen Häufigkeitsanalyse bzw. einer Anpassung mit Verteilungsfunktionen die tatsächlich registrierten bzw. beobachteten Extremwasserstände zugrunde gelegt. Eine solche Betrachtung hat den Vorteil, dass diese Werte bereits eine Überlagerung der astronomischen Tide und der anderen wirkenden Parametern darstellen, allerdings ist zu berücksichtigen das die Tidewasserstände auch anderen Einflüssen wie z.B. Veränderungen des relativen Meeresspiegelniveaus unterliegen.

Die Zuordnung einer statistischen Eintrittswahrscheinlichkeit für Bemessungswasserstände - auf der Basis von Anpassungs- bzw. Verteilungsfunktionen - ist außerordentlich komplex; die berechne-

te statistische Eintrittswahrscheinlichkeit ist dabei abhängig von:

- Qualität der Daten und Länge der möglichst homogenen (ggf. Berücksichtigung von Säkularrends, Beschickung), stationären äquidistanten hydrologischen Zeitreihe (z.B. Tidescheitelwasserstände, jährliche oder mehrjährige Maxima)
- Wahl der empirischen Wahrscheinlichkeit
- Auswahl von Anpassungs- bzw. Verteilungsfunktion bzw. die Kriterien zur Beurteilung der Anpassungsgüte verschiedener Funktionen
- Qualität der Parameterschätzung der Verteilungsfunktion (z.B. empirische Momente, Maximum-Likelihood-Methode)

Daraus folgt für die Praxis, dass die „scheinbar“ exakten Werte für eine Überschreitungswahrscheinlichkeit eines Sturmflutwasserstandes nicht als Angabe für einen bestimmten Pegel interpretiert werden sollte, sondern als eine Abschätzung der Überschreitungswahrscheinlichkeit mit Streubereich für einen ganzen Küstenabschnitt. Die Ermittlung solcher Überschreitungswahrscheinlichkeiten sollte fachkundig unter Beteiligung aller verantwortlichen Institutionen erfolgen. Es wird ausdrücklich darauf hingewiesen, dass die Statistik (und allgemeiner die Probabilistik) immer nur als Hilfsmittel für die Abschätzung zukünftiger Ereignisse oder der Zuordnung von Eintrittswahrscheinlichkeiten für bestimmte Ereignisse angesehen werden kann. Die »genauen« Berechnungsmethoden der Wahrscheinlichkeitsrechnung dürfen nicht zu der Ansicht verleiten, dass die Ergebnisse exakt sind. Selbstverständlich ist bei dieser abstrakten theoretischen Ermittlung von Wasserständen die Beachtung der physikalischen Einflussparameter unerlässlich.

### 2.4 Grundlagen probabilistischer Verfahren

Allgemein wird als probabilistisch eine Vorgehensweise bezeichnet, bei der das Eintreten von besonderen Vorkommnissen, Gefährdung, zugehörige Bemessungsvorgaben u.a. mit Hilfe von quantitativ bestimmten Wahrscheinlichkeiten beurteilt wird.

Neben der statistischen Auswertung ihrer Größen (z.B. der jährlich erreichten maximalen Pegelwasserstände) kann auch die (stochastische) zeitliche Abfolge der Ereignisse modelliert werden. Als einfachste (aber fast immer ausreichende) probabilistische Beschreibung für interne und externe Störfälle technischer Anlagen (z.B. für das Auftreten von Erdbeben) wird in der Zuverlässigkeitsanalyse der Poisson-Prozess mit einer zeitlich konstanten Eintrittsrate  $\lambda(E)$  als stochastisches Modell für die

Vergrößerung der Ereigniszahl um 1 verwendet (Tab. 4). Für  $N(E \text{ in } t) < 10$  kann die Abschätzung der Schätzunsicherheit  $\sigma_H$  wie bei  $N(E)$  erfolgen.

Das wohl am besten bekannte Beispiel für diesen Prozess ist der radioaktive Zerfall. Für Sturmfluten, die nicht gleichmäßig über das Jahr verteilt zu erwarten sind, ist  $\lambda(E)$  bei den hier vorgestellten Anwendungen (im ProGumbel-Verfahren) die über das Jahr gemittelte Eintrittsrate.

Die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten einer Anzahl von genau  $N(E)$  in  $t$  Ereignissen  $E$  in einer beliebigen Zeitdauer  $t$  ist nach der Poisson-Formel aus der Eintrittsrate  $\lambda(E)$  zu berechnen. Speziell ist die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von mindestens einem Ereignis  $E$  in  $t$  nach dieser Formel  $F(t) = 1 - \exp(-\lambda(E) t)$ .  $F(t)$  ist das Komplement der Zuverlässigkeit (der Sicherheit, d.h. der Wahrscheinlichkeit, dass kein unerwünschtes Ereignis in der Zeitdauer  $t$  auftritt) und zugleich die kumulative Verteilung bezüglich  $t$  (für die Zeit bis zum nächsten Auftreten von  $E$ ), aus der nach dem Verfahren der Monte-Carlo-Simulation mit Hilfe von Zufallszahlen modellmäßig konkrete Ereigniszeitpunkte  $t$  beispielhaft bestimmt werden können.

Mit der Eintrittsrate  $\lambda(>x)$  werden nicht nur die Extremwerte erfasst, sondern im Prinzip alle Variablenwerte (hier alle Scheitelwasserstände und nicht nur die bei Sturmflut), auch die häufigeren, z.B.  $\lambda(>x) = 6/a$  mit der mittleren Wiederkehrzeit ( $T(>x) = 2$  Monate). Die Eintrittsrate legt sämtliche Extremwertverteilungen  $G_T(x)$  auch bei kleineren  $x$  fest (Tab. 4, Anhang).  $\lambda(>x)$  bestimmt somit neben der Variablenstatistik die zeitliche Abfolge der  $x$ , d.h. die Eintrittsrate ermöglicht eine Simulation des vollständigen zeitlichen Geschehens. »Auftreten in  $t$ « bedeutet dabei, dass  $x$  im Zeitintervall  $t$  mindestens einmal überschritten wird.

Im ProGumbel-Verfahren (Abschnitt 3.3) wird die Auswertung auf die fundamentale Größe  $\lambda(E)$  in ihrem interessierenden Bereich sehr seltener Ereignisse fokussiert (hier der extremen, bisher noch nicht aufgetretenen Tidehochwasserstände). Ein wichtiges Merkmal der Methode ist die möglichst weitgehende Ausschöpfung der Ausgangsdaten. Der Zusammenhang von  $\lambda(>x)$  mit den Extremwertverteilungen  $G_T(x)$  (letzte Formel in Tab. 4) gestattet es, der Auswertung als vergleichsweise umfangreiche Datenbasis die Extremwerte zu möglichst vielen unterschiedlichen Bezugszeiten  $T$  gleichzeitig zugrunde zu legen.

## 3 Verfahren zur Abschätzung von seltenen Sturmflutwasserständen

### 3.1 Zuschlagverfahren und Übertragungsverfahren

Sturmflutwasserstände mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten kön-

nen mit den bisher üblichen Verfahren häufig nur sehr eingeschränkt abgeleitet werden; für viele Standorte an den Küsten und in den Tideflüssen ist die verfügbare Datenbasis, z.B. die Zeitreihe der jährlichen Maxima zu kurz, um statistische Verfahren mit dieser Zielsetzung anzuwenden. Die Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten ist in den Tideflüssen im Vergleich zu den Küstenpegeln ungleich schwieriger, da in Ästuaren die Homogenisierung der Pegelaufzeichnungen aufgrund des stärkeren Einflusses von Ausbaumaßnahmen größere Unsicherheiten aufweist (Siefert und Jensen 1993). Hinzu kommt, dass die Wasserstände wegen der Tidedynamik im Ästuar und der nach oberstrom zunehmenden Bedeutung des Oberwasserabflusses größere Streuungen aufweisen.

Daraus folgt der pragmatische Ansatz der Forschungsstelle Wasserwirtschaft und Umwelt (*fwu*) der Universität Siegen, Sturmflutwasserstände mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten aus einem Basiswert und einer Extrapolationsdifferenz zu bestimmen, z.B. für eine jährliche Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P=10^{-4}$ :  
 $BH(10^{-4}) = \text{Basiswert} + \text{Extrapolationsdifferenz } Z$

Für die Definition des Basiswertes sind zunächst zwei (bei gesondertem Objektschutz drei) Möglichkeiten naheliegend:

- der geltende, amtliche Bemessungswasserstand
  - der höchste bekannte Tidewasserstand HHThw
  - ein über statistische Verfahren ermittelter Wasserstand mit einer bestimmten Überschreitungswahrscheinlichkeit
- Die Orientierung an dem gesetzlichen Bemessungswasserstand wird unter den folgenden Aspekten als problematisch gesehen. Zum einen sind den amtlichen Bemessungswasserständen meist keine direkten Wiederkehrzeiten oder Wahrscheinlichkeiten zugeordnet und zum anderen sind bereits die amtlichen Wasserstände das Ergebnis unterschiedlicher Verfahren.

Bei Nutzung des höchsten bekannten Tidewasserstandes HHThw setzt man dagegen auf das bekannte, absolut höchste beobachtete Ereignis auf. Es muss dann aber bei der Wahl des jeweiligen Zuschlags zusätzlich die Lage dieses Wertes in Relation zur restlichen Zeitreihe der Wasserstände berücksichtigt werden. Denn das HHThw kann ein einzelnes meteorologisches Extremereignis sein, welches deutlich über den übrigen Jahreshöchstwerten eines Pegels liegt, und damit nicht zwangsläufig das hydrologische Verhalten an diesem Standort repräsentiert.

Ein Basiswasserstand, der über statistische Verfahren mit einer bestimmten

Überschreitungswahrscheinlichkeit ermittelt wurde, stellt sicher, dass für jeden Pegelstandort nachvollziehbar von gleichen Sicherheitsgrößenordnungen ausgegangen werden kann und wird deshalb favorisiert. Damit kann auch die Ermittlung des Zuschlages nach relativ einheitlichen Kriterien für verschiedene Standorte geschehen. Die Beschränkung auf kleine Jährlichkeiten eliminiert dabei die Schwierigkeiten, die für die direkte Ermittlung von Sturmflutwasserständen mit jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $10^{-4}$  bestehen. Es wird vorgeschlagen, für den statistisch ermittelten Basiswert eine jährliche Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P_0 = 10^{-2}$  zu verwenden.

Der Streubereich der Ergebnisse der 100-jährlichen Wasserstände  $BH(10^2)$  ist bei den üblicherweise langen und qualitativ guten Zeitreihen an der Nordseeküste für die verschiedenen Verteilungsfunktionen relativ gering. Der Streubereich für die Wasserstände liegt nach Untersuchungen im Bereich weniger Dezimeter (Jensen und Frank 2002). Wasserstände mit solchen Überschreitungswahrscheinlichkeiten sind durch umfangreiche Untersuchungen abgesichert und sowohl durch physikalische als auch numerische Modelle verifiziert. Eine Orientierung an diesen Werten stellt auch eine Möglichkeit dar, sinnvolle Abschätzungen im Bereich der durch Ausbaumaßnahmen in Tideflüssen beeinflussten Pegel zu treffen.

Die Extrapolationsdifferenz  $Z$  ist aus weitergehenden Untersuchungen am Mündungspegel, d.h. unter Berücksichtigung geeigneter anderer Verfahren (z.B. StauZeit, ProGumbel) und methodischer Ansätze (z.B. Korrelationsrechnungen), ortsspezifisch zu bestimmen und zu verifizieren.

Aus Untersuchungen der Forschungsstelle Wasserwirtschaft und Umwelt (*fwu*) ergibt sich eine Extrapolationsdifferenz in der Größenordnung von  $Z = 100$  bis  $150$  cm für die Pegelstandorte Cuxhaven und Brokdorf (Jensen und Frank 2002). Der Basiswert wird danach durch eine Extrapolationsdifferenz erhöht, die den Unterschied zwischen einem Wasserstand der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  und dem Basiswert beschreibt.

Das Franzius-Institut (*FI*) der Universität Hannover bestimmt den Sturmflutwasserstand mit der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit  $10^{-4}$  an einem Standort im Tidefluss durch ein Übertragungsverfahren, welches den am Mündungspegel durch Extrapolation bestimmten Sturmflutwasserstand um eine aus Beobachtungen oder numerischen Simulationen ermittelte Differenz der Scheitelwasserstände beider Pegel bei sehr hohen Sturmfluten erhöht. Beide Vorgehensweisen sind in Abb. 6 schematisch

dargestellt und werden in Abschnitt 4.2 durch Anwendung auf den Pegel Brokdorf näher erläutert.

### 3.2 StauZeit-Verfahren

Das Ereignis Sturmflut setzt sich aus deterministischen Anteilen (z.B. astronomische Tide) und stochastischen Anteilen (z.B. Windstau) zusammen; die wahrscheinlichkeitstheoretische Betrachtung sollte dabei auf die stochastischen Anteile beschränkt werden. Dem Sturmflutwasserstand kann dann aus der Überlagerung der Einzelanteile Tidewasserstand, Windstau, Fernwellen und ggf. anderer Anteile wie Oberwassereinfluss eine bestimmte Jährlichkeit zugeordnet werden. Der Windstau umfasst die meteorologischen Wirkungen und ist im wesentlichen abhängig von der Windwirklänge, der Windrichtung bzw. -stärke und Winddauer und ist umgekehrt proportional zur Wassertiefe.

Im Bereich der deutschen Nordseeküste (im Gegensatz zur nahezu tidefreien Ostsee) ist in jedem Fall der Tidehub von so großer Bedeutung, dass ein Auftreten eines hohen Windstaus um den Tide-niedrigwasserzeitpunkt nicht zwangsläufig zu einem katastrophal hohen Wasserstand führt.

Entsprechend diesen Überlegungen wurde das Verfahren StauZeit (WindStau und Zeitliche Überlagerung mit astronomischer Tide) von der *fwu* entwickelt (Jensen und Frank 2002). An dieser Stelle sei angemerkt, dass der Begriff »Windstau« nicht nur die Windwirkung, sondern auch andere Einflüsse, wie Fernwellen u.a. beinhaltet. Der »Windstau« ist somit die Differenz zwischen vorausberechneter (astro-

nomischer) und tatsächlich eingetretener Tide; in diesem Abschnitt werden aber davon abweichend auf der Grundlage der Daten von Gönner und Siefert (1998) die maximale Differenz der beobachteten Wasserstandskurve abzüglich der mittleren Tidekurve verwendet.

Abb. 1 zeigt schematisch diesen Zusammenhang, betrachtet wird ein kritisches Zeitfenster des Tidewasserstandes von einer Stunde um den Thw-Scheitel. Im oberen Teil der Abbildung ist das Zusammentreffen eines Windstaumaximums (markiert durch den Punkt) mit dem Tidehochwasserscheitel dargestellt; die Überlagerung von astronomischer Tide und Windstau liefert den höchsten Wasserstand  $BH_{max}$ .

Im unteren Teil von Abb. 1 liegt das Windstaumaximum nicht im kritischen Bereich um Thw, die Überlagerung liefert hier kein außergewöhnliches Hochwasserereignis. Bei der Bestimmung des Ereignisses »Zusammentreffen« müssen also zwei Kriterien definiert werden: die Breite des Zeitintervalls »Tidehochwasserstand« und die Breite der kritischen Scheiteldauer der Windstauereignisse. Daher ist im unteren Teil der Abbildung ebenfalls ein Bereich der Windstaukurve grau unterlegt, der Werte größer als 95 % des Maximalwindstaus aufweist.

Fällt ein Windstauwert aus diesem Bereich mit dem kritischen Zeitraum des Thw zusammen, ergibt sich ein Wasserstand von mindestens 95 % des maximalen Wasserstandes  $W_{max}$ . Der Wasserstand bei einem solchen Ereignis ist ggf. nur ein bis zwei Dezimeter kleiner als der Maximalwasserstand  $BH_{max}$ , jedoch ist ein solches Ereignis umso häufiger, je breiter man den kritischen Scheitelbereich der Windstaukurve definiert.

Wie erläutert, bedeutet dies, nur wenn die beiden relativ unabhängigen Einzelereignisse

- Windstau mit einer bestimmten Jährlichkeit und
- Windstau trifft auf Tidehochwasserscheitel

gleichzeitig auftreten, wird ein extremer Wasserstand bzw. eine Sturmflut an der Nordsee auftreten. D.h. die gesuchte Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines Extremwasserstandes ergibt sich aus der Multiplikation der Wahrscheinlichkeit für Windstau einer bestimmten Höhe und der Wahrscheinlichkeit, dass der Windstau zeitgleich um den Tidehochwasserscheitel auftritt.

Die Wahrscheinlichkeit für das zeitgleiche Auftreten von Windstaumaximum und Tidehochwasserscheitel wird mit  $P_z$  und die Wahrscheinlichkeit für das Erreichen eines bestimmten Windstauwertes mit  $P_w$  beschrieben; die Wahrscheinlichkeit für das Gesamtereignis »maximaler Sturmflutwasserstand« ergibt sich damit zu:

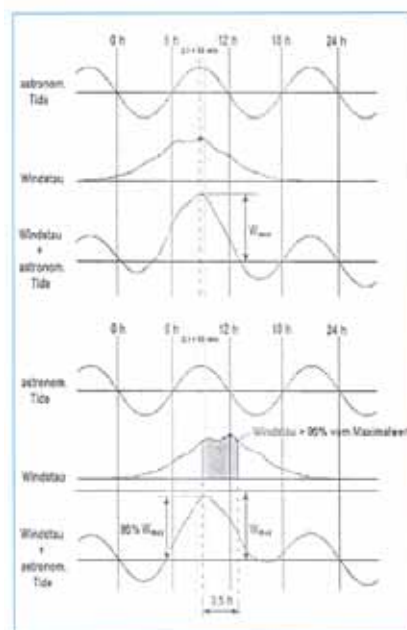


Abb.1: Betrachtung zur Überlagerung von Windstau und astronomischer Tide (schematisch)

$$P_{ges} = P_z \cdot P_w$$

Diese Überlegung ist natürlich nur dann statthaft, wenn die entsprechenden Windstaukurven eine Länge des kritischen Scheitelbereiches von deutlich unter 12 Stunden aufweisen, da sonst in jedem Fall eines extremen Windstauereignisses wenigstens ein Tidehochwasser aufträte, und somit wenigstens einmal aus der Addition der beiden Anteile ein extremer Wasserstand resultieren würde. Das Ereignis »Zusammentreffen« wäre damit das »sichere Ereignis« und somit  $P_z = 1$ .

Nach Jensen und Frank (2002) kann auf der Grundlage der Windstauuntersuchungen für den Standort Cuxhaven von Gönnert und Siefert (1998) und Gönnert (1999) die Wahrscheinlichkeit für eine maximale Überlagerung der Windstau maxima innerhalb eines kritischen Zeitraums um Thw mit:

$$P_z = 5 \cdot 10^{-2} \quad \text{angesetzt werden.}$$

D.h. für die Bestimmung des Sturmflutwasserstandes mit der gesuchten jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P_{ges} = 10^{-4}$  muss die Windstauhöhe mit der zugeordneten Überschreitungswahrscheinlichkeit von:

$$P_z = \frac{P_{ges}}{P_z} = \frac{10^{-4}}{5 \cdot 10^{-2}} = 2 \cdot 10^{-3}$$

bestimmt werden.

Der gesuchte Wasserstand ergibt sich dann zu:

$$BH(P_{ges}) = \text{Tidescheitelwasserstand (MThw)} + W(P_w) \quad \text{unendlich vielen) Werten sind (Gumbel 1958).}$$

### 3.3 ProGumbel-Verfahren

Das ProGumbel-Verfahren wurde in Zusammenarbeit mit dem Franzius-Institut (FI) weiterentwickelt. Dieses Rechenprogramm ist seit einigen Jahren öffentlich zugänglich. Da Einzelheiten ausführlich dokumentiert sind (Rosenhauer 1998), wird nur ein sehr kurzer Überblick über den aus der Erdbeben-Probabilistik übernommenen Teil der Vorgehensweise gegeben.

Die erste in Tab. 4 angegebene Beziehung verdeutlicht, dass zu nahezu jedem beliebig angenommenen Verlauf der Eintrittsrate  $\lambda(>x)$  Extremwertverteilungen  $G_T(x)$  für beliebige Extremwert-Bezugszeiten  $T$  gehören würden. Umgekehrt ist  $\lambda(>x)$  mit dem formelmäßigen Ansatz für eine einzige Extremwertverteilung (z.B. der Jahresextremwerte,  $T = 1$  Jahr) festgelegt. Die aus der Statistik und der Hydrologie bekannten Dichte- und Verteilungsfunktionen führen zu vergleichsweise komplizierten Formeln für  $\lambda(>x)$ , die zwar die Statistik im Bereich der ausgewerteten Extremwerte bestens beschreiben, mit denen aber z.B. fast immer für beliebig große  $x$  endliche Eintrittsraten angesetzt werden.

Wasserstände mit jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten  $10^{-3}$  bis

$10^{-4}$  sind sicher extrem in dem Sinne, dass sie (hypothetisch unter der Annahme beliebig hoher Deiche) wegen Begrenzungen der zur Sturmflut beitragenden anderen physikalischen Phänomene kaum erheblich überschritten werden können. Bei ProGumbel wird dementsprechend angesetzt (bzw. nicht vorab ausgeschlossen), dass es eine absolute Obergrenze  $x_{max}$  mit  $\lambda(>x_{max}) = 0$  geben könnte.

Die Nullstelle wird mathematisch möglich einfach durch den Ansatz

$$\lambda(>x) = c \cdot (x_{max} - x)^k$$

beschrieben, und die Auswertung aller verfügbaren Daten wird darauf konzentriert, diesen Verlauf der Eintrittsrate in der Nähe der Nullstelle (bei sehr großen  $x$ ) zu bestimmen. Diesem Ziel wird die möglichst genaue statistische Beschreibung im Bereich bestimmter vorliegender Extremwerte (z.B. der Jahresextremwerte) untergeordnet.

Der erste Schritt hierzu ist, dass der Nullstellenansatz für die Eintrittsrate  $\lambda(>x)$  zunächst als für alle  $x$  gültig angenommen wird. Dies ist keine unzulässige Vereinfachung. Jede der zugeordneten Extremwertverteilungen ist dann eine asymptotische Verteilung vom Typ III, der einzigen Verteilung, die sich für die Extremwerte einer nach oben beschränkten Variablen als Grenzfalle ergibt, wenn die Extremwerte die größten von vielen (mathematisch von

Schon die Jahresextremwerte eines Pegels sind die größten von 704 Scheitelwasserständen. In der Anwendung wird durch statistische Tests geprüft, ob diese dreiparametrischen Verteilungen mit den Ausgangsdaten verträglich sind. Die tatsächlichen unteren Gültigkeitsgrenzen lassen sich abschätzen.

Als Formparameter der Verteilung wird zweckmäßig  $\tau = 1/k > 0$  statt  $k$  eingeführt.  $\tau$  kann nicht größer als 1 sein, da sonst die Wahrscheinlichkeitsdichte (Ableitung von  $\lambda$ ) an der Obergrenze  $x_{max}$  unendlich würde. Der Nullstellen-Ansatz hat mit  $f_1 = f_1(\tau) = \Gamma(1 + \tau)$

$$\text{und} \quad f_2 = f_2(\tau) = \sqrt{\Gamma(1 + 2\tau)} \cdot f_1(\tau)^2$$

( $\Gamma$  = Gammafunktion) die folgende Form:  $\lambda(>x) \cdot T = (f_1 - f_2 \cdot (x - m_T) / \sigma_T)^{1/\tau}$   
 $x_{max} = m_T + \sigma_T \cdot f_1 / f_2 \quad c = (1/T) \cdot (f_2 / \sigma_T)^{1/\tau}$

Wenn aus den Ausgangsdaten statistisch ein positiver Wert von  $\tau$  genau genug geschätzt werden kann, ist die Obergrenze  $x_{max}$  aus dem Erwartungswert  $m_T$  und der Standardabweichung  $\sigma_T$  der  $T$ -Extremwerte (Tab. 4) nach der angegebenen Formel zu berechnen. Die im Hinblick auf die genannte Zielsetzung wichtigere Anwendung besteht oft umgekehrt darin,  $x_{max}$  aus anderen Erkenntnissen abzuschätzen und aus dieser

Vorgabe  $t$  statistisch zu bestimmen. Dazu wird  $\tau$  unmittelbar mit Hilfe der Ausgangsdaten biasfrei geschätzt, nach einem Verfahren, in das die Schätzungen für  $m_T$  und  $\sigma_T$  und insbesondere deren Schätzunsicherheiten nicht eingehen.

Die oben angegebene Form von  $\lambda(>x)$  und die zugeordneten Extremwertverteilungen werden als »Verallgemeinerte Gumbelverteilung« bezeichnet (Rosenhauer & Ahorner 1991), weil sie wie die Jenkinson-Verteilung beim Grenzübergang  $\tau$  gegen 0 in die Eintrittsrate  $\lambda(>x) \cdot T = \exp(\alpha - \beta \cdot x)$  der speziellen Gumbelverteilung, d.h. der Extremwertverteilung ohne Obergrenze (Gumbel 1958), übergehen. Diese einzige asymptotische Verteilung (Typ I) für die Extremwerte einer nach oben unbeschränkten stochastischen Variablen ist somit als Spezialfall  $\tau = 0$  in dem Ansatz enthalten, der sich aus den auszuwertenden Daten ergeben kann.

## 4 Anwendung der Verfahren auf das Elbeästuar

### 4.1 Verwendete Wasserstandsdaten

Der Pegel Cuxhaven weist die längste Wasserstandsaufzeichnung aller deutscher Nordseepegel auf. Nachdem schon 1784 erste Wasserstandsaufzeichnungen in Cuxhaven durchgeführt wurden, liegen seit 1843 regelmäßige Lattenpegelaufzeichnungen vor. Seit 1899 werden die Wasserstände mit einem Schwimmerschreibpegel aufgezeichnet. Die Daten des Pegels Cuxhaven sind in umfangreichen Untersuchungen auf Plausibilität und Fehler hin überprüft worden. Etwaige Einflüsse, wie Pegelsackungen u.ä. wurden in den Datensätzen berücksichtigt und entsprechend korrigiert (Jensen 1984, Töppe 1993). Die vorgestellten Verfahren werden am Beispiel der Wasserstandsdaten des Mündungspegels der Elbe Cuxhaven der Zeitreihen von 1849 bis 1999 bzw. 1900 bis 1999 und des Pegels Brokdorf im Elbeästuar der Zeitreihe von 1932 bis 1999 angewendet (Abb. 2).

Der Pegelnullpunkt (PN) des Pegels Cuxhaven wurde im Laufe der Zeit mehrfach neu eingemessen und liegt seit 1963 auf  $PN = -5,02$  mNN; der Pegelnullpunkt (PN) des Pegels Brokdorf liegt auf  $PN = -5,01$  mNN.

Zum Verständnis sind hier einige Begriffe und Abkürzungen definiert: hydrologisches jeweils vom 01.11. Jahr: bis 31.10.

- Thw: Tidehochwasser
- MThw: mittleres Tidehochwasser
- HThw: jährlicher Höchstwert des Thw
- HHThw: größter jemals beobachteter Tidehochwasserstand
- BHThw: auf ein bestimmtes Jahr mit einem bestimmten Trend beschickter jährlicher Höchst-

wert des Thw  
 BH: berechneter jährlicher Höchstwert (beschickt) des Thw  
 W: Windstau, hier definiert als maximale beobachtete Sturmflutauflagezeichnung abzüglich mittlerer Tidekurve  
 Für eine statistische Betrachtung der jährlichen Extremwerte (HThw) ist es erforderlich, die Daten durch eine Berücksichtigung des säkularen Meeresspiegelanstiegs (beschickte HThw = BHThw) zu homogenisieren (z.B. Jensen 1984). Zur Homogenisierung bzw. Beschickung wird in der Regel der langzeitliche Trend der Wasserstandsentwicklung in der Zeitreihe, z.B. der MThw oder der 50 %-Quantile der Thw (= Median), berücksichtigt.

Die Homogenisierung der Zeitreihen ergibt sich nach dem Ansatz der Forschungsstelle Wasserwirtschaft und Umwelt *fwu* der Universität Siegen aus:

$$BHThw_{MThw, 2000}(t) = HThw(t) + s_{MThw} \cdot (2000 - t)$$

BHThw<sub>MThw, 2000</sub>(t): mit dem MThw-Anstieg korrigierter, auf das Jahr 2000 beschickter Tidehöchstwasserstand des Jahres t  
 s<sub>MThw</sub>: mittlerer Anstieg des mittleren Tidehochwassers

In Abb. 3 sind die MThw der Zeitreihe 1849 bis 1999 des Pegels Cuxhaven dargestellt. Der lineare Trend beträgt s<sub>MThw</sub> = 26 cm/100 Jahre; der Korrelationskoeffizient ist dabei r<sup>2</sup> = 0,79. Der entsprechende Trend am Pegel Brokdorf beträgt s<sub>MThw</sub> = 23 cm/100 Jahre mit einem Korrelationskoeffizienten von r<sup>2</sup> = 0,26. Bei den MThw-Zeitreihen der Pegel Cuxhaven und Brokdorf ist eine Trennung in Teilzeitreihen nicht erforderlich, weil das Anstiegsverhalten relativ konstant ist.

Die beobachteten Maximalwerte aus dem Jahr 1976 betragen nach dieser Beschickung mit

s<sub>MThw</sub> = 26 cm bzw. 23 cm/100 Jahre, bezogen auf das Jahr 2000, BHThw<sub>2000</sub> = 517 cmNN (1019 cmPN) für Cuxhaven und BHThw<sub>2000</sub> = 572 cmNN (1073 cmPN) für Brokdorf. Untersuchungen zur klimaänderungsbedingten Wasserstandsentwicklung nach von Storch und Reichard (1997) zeigen, dass die höheren Tidehochwasser (Sturmfluten) stärker ansteigen als das mittlere Tidehochwasser (s. auch Jensen, Mügge und Schönfeld 1992). Am Franzius-Institut wird daher zur Korrektur nicht der Trend des MThw, sondern der des 90 %-Quantils der Thw



Abb. 2: Lage der Pegel Cuxhaven und Brokdorf

$$BHThw_{90\%, 2000}(t) = HThw(t) + s_{90\%-Thw} \cdot (2000 - t)$$

BHThw<sub>90%Thw, 2000</sub>(t): mit dem 90%-Quantil der Thw korrigierter, auf das Jahr 2000 beschickter Tidehöchstwasserstand des Jahres t  
 s<sub>90%-Thw</sub>: mittlerer Anstieg des 90%-Quantils der Thw

berücksichtigt, d.h.:

Der lineare Trend der jährlichen 90 %-Quantile der Zeitreihe 1900 bis 1999 des Pegels Cuxhaven (Thw) beträgt s<sub>90%-Thw</sub> = 33 cm/100 Jahre; zum Vergleich dazu beträgt der Trend der 50 %-Quantile s<sub>50%-Thw</sub> = 28 cm/100 Jahre und der Trend der 10 % Quantile s<sub>10%-Thw</sub> = 24 cm/100 Jahre.

Eine Berücksichtigung zeitlich veränderlicher Sturmflutintensitäten erfolgt jedoch dadurch nicht. Diese ist jedoch insbesondere für die probabilistische Analyse der HThw von besonderer Bedeutung.

### 4.2 Anwendung Zuschlagverfahren und Übertragungsverfahren

Die von der Forschungsstelle Wasserwirtschaft und Umwelt *fwu* erstellten statistischen Berechnungen wurden mit dem Software-Paket DatAn (Daten-Analyse, Version 2.3) (Jensen, Frank und Wisser

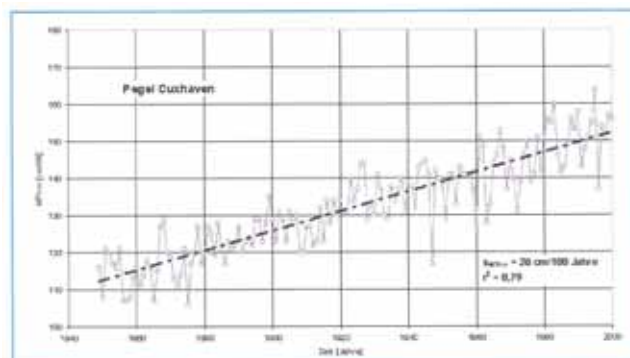


Abb. 3: MThw-Zeitreihe von 1849 bis 1999 am Pegel Cuxhaven mit linearem Trend

2000) durchgeführt. Abb. 4 zeigt die Anpassungsfunktionen für die BHThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven von 1849 bis 1999 (Jensen und Frank 2002).

Wird der mittlere Fehler zur Beurteilung der Anpassungsgüte einer Verteilungsfunktion herangezogen, liefert die Log-Pearson-III-Verteilung die beste Anpassungsgüte an die Beobachtungswerte (Jensen und Frank 2002).

Der Wasserstand mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von P<sub>Ü</sub> = 10<sup>-2</sup> (entspricht einer Unterschreitungswahrscheinlichkeit von P<sub>U</sub> = 0,99) für den Pegel Cuxhaven beträgt:

BH(10<sup>-2</sup>) = 502 cmNN bzw. 1004 cmPN (DatAn *fwu*). Die formale Auswertung im Sinne einer mathematischen Extrapolation für die homogenisierte Zeitreihe

der jährlichen Maximalwerte (HThw) des Pegels Cuxhaven der Zeitreihe von 1849 bis 1999 mit einem Säkulartrend von s<sub>mThw</sub> = 0,26 cm/Jahr (linearer Trend MThw) ergibt für den Pegel Cuxhaven einen Wasserstand mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von P<sub>Ü</sub> = 10<sup>-4</sup> (entspricht einer Unterschreitungswahrscheinlichkeit von P<sub>U</sub> = 0,9999) von:

BH(10<sup>-4</sup>) = 640 cmNN bzw. 1142 cmPN (DatAn *fwu*)

Diese wahrscheinlichkeitstheoretische Auswertung einer Zeitreihe von etwa n = 150 Jahren erfolgt unter der Voraussetzung, dass die Zeitreihe über diesen Zeitraum homogen und stationär ist und die Einzelwerte unabhängig voneinander sind. Diese Voraussetzungen sind nicht uneingeschränkt als erfüllt anzusehen.

Sowohl die Differenz zwischen dem Wasserstand mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von P<sub>Ü</sub> = 10<sup>-2</sup> und dem Wasserstand mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von P<sub>Ü</sub> = 10<sup>-4</sup>, als auch die Differenz über das Verfahren StauZeit (s.u.) mit der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit P = 10<sup>-4</sup> ermittelte Scheitelwasserstand für Cuxhaven und dem Basiswert kann dabei ein Anhaltswert für die Höhe der Extrapolationsdifferenz darstellen. Mit dem Verfahren StauZeit ergibt sich für den Pegel Cuxhaven ein Wasserstand mit der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit P = 10<sup>-4</sup> von 636 cmNN. Die Differenz zum BH(10<sup>-2</sup>) = 502 cmNN (LOG-Pearson III-Verteilung) beträgt also 134 cm.

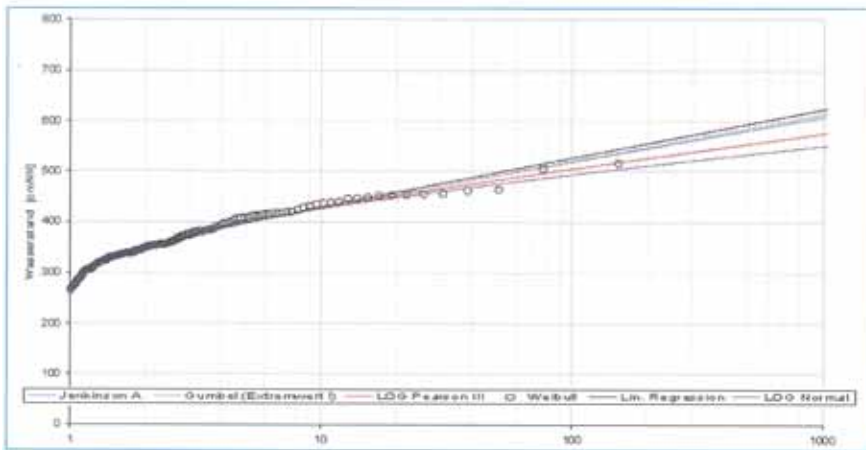


Abb. 4: Anpassungsfunktionen für die BHThw-Zeitreihe des Cuxhaven von 1849 bis 1999

Die Extrapolationsdifferenz sollte mit einer Größe von  $Z = 100$  bis  $150$  cm angesetzt werden, dieser Wert ist jeweils nach den örtlichen Verhältnissen gutachtlich durch geeignete Verfahren (z.B. Korrelation) festzulegen und mit anderen Verfahren zu verifizieren. Damit ergibt sich mit Anwendung des Zuschlagverfahrens ein Wasserstand für den Küstenpegel Cuxhaven von:

$$\begin{aligned} BH(10^{-4}) &= \text{Basiswert } (BH10^{-2}) + \text{Extrapolationsdifferenz} \\ BH(10^{-4}) &= 1004 \text{ cmPN} + 100 \dots 150 \text{ cm} = 1104 \dots 1154 \text{ cm PN} \\ &\text{und am Pegel Brokdorf:} \\ BH(10^{-4}) &= 1079 \text{ cmPN} + 100 \dots 150 \text{ cm} = 1179 \dots 1229 \text{ cm PN} \end{aligned}$$

Am Franzius-Institut für Wasserbau und Küsteningenieurwesen der Universität Hannover erfolgte für den Pegel Cuxhaven die statistische Analyse auf der Grundlage eines 100-jährigen Datensatzes (1900 bis 1999) der kalenderjährlichen (Januar bis Dezember) Höchstwerte des Thw bzw. der Höchstwerte des Thw in einem um sechs Monate verschobenen Jahresintervall (Juli bis Juni). Zur Homogenisierung wurde der Trend des 90 %-Quantils der Thw mit  $s_{90\% \text{-Thw}} = 3,3$  mm/Jahr berücksichtigt. Den HThw wurde eine empirische Wahrscheinlichkeit nach Weibull zugeordnet. Eine Anpassung der Funktionen Normal-, Log-Normal-, Pearson-III-, Log-Pearson-III-, Weibull- und spezielle Gumbelverteilung durch nicht-lineare Regression ergab für die LOG-Pearson-III Verteilung den geringsten mittleren Fehler. Für das Tidehochwasser einer Eintrittswahrscheinlichkeit von  $10^{-2}$ ,  $10^{-3}$  und  $10^{-4}$  ergab sich bei Auswertung kalenderjährlicher bzw. verschobener kalenderjährlicher HThw:

$$\begin{aligned} BH_{\text{Jan-Dez}}(10^{-2}) &= 1015 \text{ cm PN} & BH_{\text{Jul-Jun}}(10^{-2}) &= 1014 \text{ cm PN} \\ BH_{\text{Jan-Dez}}(10^{-3}) &= 1084 \text{ cm PN} & BH_{\text{Jul-Jun}}(10^{-3}) &= 1085 \text{ cm PN} \\ BH_{\text{Jan-Dez}}(10^{-4}) &= 1150 \text{ cm PN} & BH_{\text{Jul-Jun}}(10^{-4}) &= 1154 \text{ cm PN} \end{aligned}$$

Es wird deutlich, dass die Wahl des Jahresintervalls nur geringen Einfluss auf die abgeleiteten Tidehochwasser geringer Eintrittswahrscheinlichkeiten hat. Er-

wartungsgemäß ergeben sich bei der am Franzius-Institut verwendeten Methodik aufgrund der Berücksichtigung eines größeren säkularen Anstiegs gegenüber den Ergebnissen der Forschungsstelle Wasserwirtschaft (*fwu*) leicht erhöhte Sturmflutwasserstände.

In dem Übertragungsverfahren des Franzius-Instituts erfolgt die Festlegung des Sturmflutwasserstands an Standorten in Tideästuaren durch Berücksichtigung eines Zuschlages zum Sturmflutwasserstand am Mündungspegel.

Dabei wird der Wasserstand mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P = 10^{-4}$  am Mündungspegel durch Extrapolation der zu bevorzugenden Verteilungsfunktion ermittelt. Der zur Übertragung des Wasserstands am Mündungspegel auf den Ästuarpegel notwendige Zuschlag ist dann durch numerische Simulation bzw. auf der Grundlage gemessener Tidehauptwerte am Mündungs- und Ästuarpegel zu ermitteln. Die Abb. 5 zeigt beispielhaft für den Pegel Brokdorf die Festlegung des Zuschlages auf der Grundlage von Pegelmessungen. Danach ist für ein Tidehochwasser von PN +1150 cm auf der Basis aller Pegelaufzeichnungen der Jahre 1932

bis 1999 ein Zuschlag von 66 cm bzw. auf der Basis der HThw der

Jahre 1932 bis 1999 ein Zuschlag von 70 cm zu erwarten.

Daraus ergibt sich mit dem Übertragungsverfahren (*FI*) ein Wasserstand am Pegel Brokdorf:

$$BH(10^{-4}) = 1004 \text{ cmPN} + 66 \text{ cm} = 1216 \text{ cm}$$

Eine Gegenüberstellung des Zuschlagverfahrens der *fwu* und des Übertragungsverfahren des *FI* findet sich in Abb. 6.

### 4.3 Anwendung StauZeit-Verfahren

Abb. 7 zeigt die Auswertung der Windstauwerte für den Pegel Cuxhaven; hierbei wurde das Gesamtkollektiv der 95 höchsten Windstauwerte nach Gönnett und Siefert (1998) herangezogen.

Wird der mittlere Fehler zur Beurteilung der Anpassungsgüte einer Verteilungsfunktion herangezogen, liefert die lin. Regression die beste Anpassungsgüte an die Beobachtungswerte (Jensen und Frank 2002). Die Extrapolation auf eine jährliche Überschreitungswahrscheinlichkeit für den maximalen Windstau von  $P_w = 5 \cdot 10^{-3}$  führt zu einem Wert von  $W = 486$  cm und somit ergibt sich mit dem Verfahren StauZeit der gesuchte Extremwasserstand gemäß nachfolgendem blauen Kasten (nächste Seite):

Da in diesem Wasserstand das mittlere Thw der Zeitreihe 1986/95 berücksichtigt wurde, müsste für eine langfristige Bemessung der säkulare Meeresspiegelanstieg ggf. gesondert berücksichtigt werden. Der über eine phänomenologische Betrachtung von (weitgehend) unabhängigen Einzelereignissen ermittelte Wasserstand mit der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P\ddot{U} = 10^{-4}$  unterscheidet sich für den Pegel Cuxhaven nur geringfügig von dem über die klassische

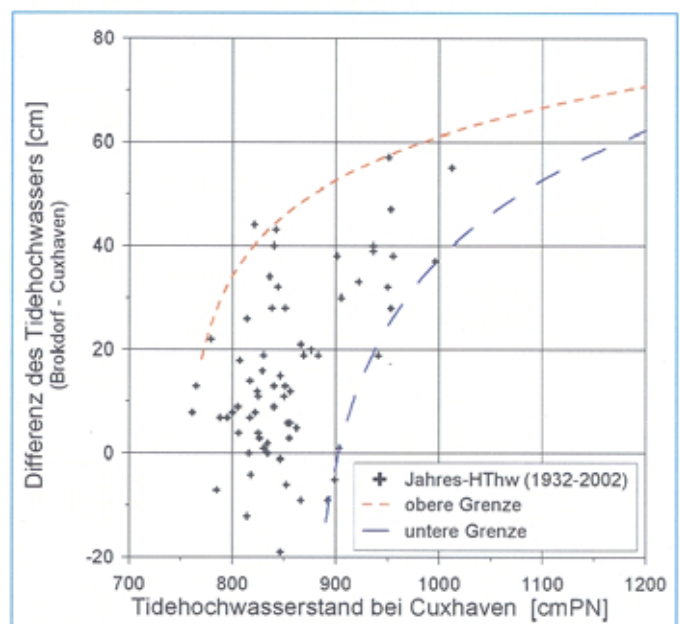


Abb. 5: Anstieg des Tidehochwassers in der Unterelbe als Funktion des Tidehochwassers am Pegel Cuxhaven

statistische Analyse berechnetem Wasserstand. Mit der Anpassung nach der log Pearson-III-Verteilung an die beobachteten Jahreshöchstwerte (BH<sub>Thw</sub>-Zeitreihe 1849 bis 1999) wird der Wasserstand mit der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P_{\bar{U}} = 10^{-4}$  mit 640 cmNN abgeschätzt.

$BH(P_{ges}) = \text{Tidescheitelwasserstand (MThw)} + W(P_w)$   
mit einem mittleren Tidehochwasser von 150 cmNN am Pegel Cuxhaven zu  $BH(10^{-4}) = 150 \text{ cmNN} + 486 \text{ cm} = 636 \text{ cm NN}$  bzw. 1138 cmPN für die jährliche Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P_{ges} = 10^{-4}$

Der pragmatische Ansatz StauZeit ist für Pegel bzw. Küstenabschnitte anwendbar, für die langjährige Wasserstands- und Windstauzeitreihen zur Verfügung stehen. Grundsätzlich können in einem solchen Modell auch andere Einzelereignisse wie erhöhter Oberwasserzufluss, Eisstau oder andere Komponenten berücksichtigt werden. In erster Näherung wird eine Überlagerung der beiden Ereignisse »max. Windstau trifft mit einem Tidehochwasserscheitelwasserstand zusammen« und »Windstau erreicht eine bestimmte Jährlichkeit« betrachtet. Ein solches phänomenologisches Vorgehen hat vor allem für die Abschätzung der sehr seltenen Ereignisse gegenüber einer »klassischen« statistischen Betrachtung von Extremwerten der Wasserstandsmaxima den Vorteil, dass der Extrapolationszeitraum für beide Ereignisse noch innerhalb der statistisch akzeptablen Grenzen bleibt und die Abschätzung des Gesamtereignisses zuverlässiger erfolgen kann (Jensen 2000a und b).

Aufgrund der vorangestellten Betrachtungen ist das StauZeit-Verfahren ausschließlich zur Abschätzung der Scheitelwerte extremer Sturmflutereignisse mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten geeignet.

#### 4.4 Anwendung ProGumbel-Verfahren

Der Formparameter  $\tau$  der Verallgemeinerten Gumbelverteilung kann mit verschiedenen statistischen Schätzmethoden (u.a. nach der Maximum-Likelihood-Methode) bestimmt werden. Weil  $\tau$  nicht von der Extremwert-Bezugszeit  $T$  abhängt, sind Schätzwerte für diesen Parameter außer aus den Ausgangsdaten zusätzlich aus den Extremwerten zu anderen Bezugszeiten zu gewinnen. Für den Pegel von Cuxhaven hat man für 07/1899 bis 06/2000 z.B.  $N = 101$  Jahresextremwerte  $H_{Thw}$ ; ( $T = 1a$ ),  $N = 50$  zu  $T = 2a$  usw. bis noch  $N = 10$  Zehnjahres-Extremwerte ( $T = 10a$ ). In dem Programm GUMBEL wird dabei für jedes  $T$  mit Hilfe von zwei An-

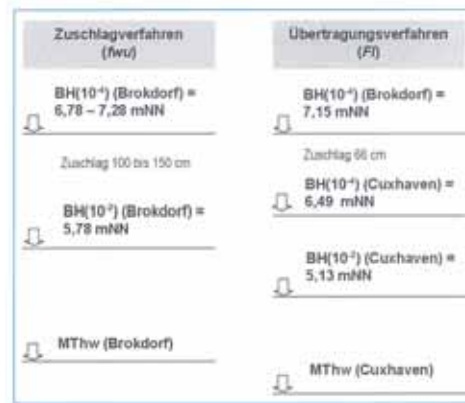


Abb. 6: Vergleich des Zuschlagverfahrens ( $f_{wu}$ ) mit dem Übertragungsverfahren ( $F$ ) am Beispiel des Pegels Brokdorf

Programm GUMBEL schließlich als gewichtete Mittel ihrer Einzelschätzungen gebildet.

Solche für Tidehochwasserstände  $Thw$  formal und bezüglich der Genauigkeit sehr befriedigend zu erzielenden Ergebnisse wären jedoch nur dann akzeptabel, wenn eine zeitlich konstante Eintrittsrate  $\lambda(>Thw)$  vorläge (wie mit wenigen bekannten Ausnahmen bei Erdbeben). Diese Grundannahme des Modells auf der alle beschriebenen statistischen Prozeduren beruhen, ist nicht erfüllt (z.B. Jensen 1984 und 1985).

Dabei gibt es zwei Zeitabhängigkeiten. Die zeitliche

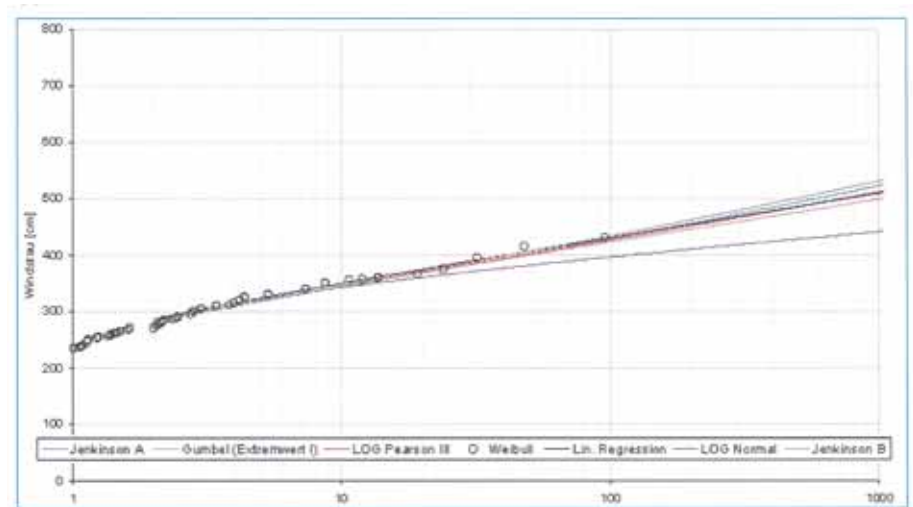


Abb. 7: Anpassungsfunktionen für die Windstauzeitreihe des Cuxhaven von 1901 bis 1995

ordnungstests geprüft, ob die Verallgemeinerte Gumbelverteilung jeweils akzeptiert werden kann. Auch die Obergrenze  $x_{max}$  hängt nicht von  $T$  ab. Sie muss bei der Auswertung von Erdbebenstärken fast immer gutachtlich festgelegt werden. Die bessere Qualität und der größere Umfang der Wasserstandsdaten erlaubt es dagegen, deren absolute Obergrenze  $Thw_{max}$  mit  $T$  und den verteilungsfrei bestimmten Erwartungswerten  $m_T$  und Standardabweichungen  $\sigma_T$  einwandfrei statistisch zu schätzen.

Aus den Grundlagen ergibt sich, dass Erwartungswerte und Standardabweichungen der  $T$ -Extremwerte sich mit  $\tau$  auf die Bezugszeit  $T = 1a$  umrechnen und dadurch statistisch nutzen lassen:

$$\sigma_{1a} = \sigma_T \cdot (T/a)t \quad (\text{auch für } t=0)$$

$$m_{1a} = m_T - (\sigma_{1a} - \sigma_T) \cdot f_1/f_2 \quad \text{für } t > 0$$

bzw.  $m_{1a} = m_T - 1.7953 \sigma_T \cdot \log_{10}(T/a)$   
für  $\tau > 0$

Sehr verlässliche (»vielfach gestützte«) Bestschätzungen der Gumbelparameter  $m_{1a}$ ,  $\sigma_{1a}$ ,  $\tau$  und  $Thw_{max}$  werden im

Variation über die Monate des Jahres, die Auswertungen von Extremwerten zu Bezugszeiten  $T < 1a$  erschwert, ist keine wesentliche Beeinträchtigung. Die erste Konsequenz ist, dass  $\lambda(>Thw, t)$  als mittlere jährliche Eintrittsrate (oder als Eintrittsrate pro »Sturmflut-Saison«) interpretiert werden muss. Vorzugsweise werden z.B. Juli-Juni-Extremwerte oder die für das hydrologische Jahr als Ausgangsdaten gebildet, weil durch eine Aufteilung der Saison auf zwei Jahre etwa bei Kalenderjahr Extremwerten deren Unabhängigkeit prinzipiell in Frage gestellt sein könnte (vgl. Gumbel 1958). Die wichtigeren längerfristigen zeitlichen Veränderungen über mehrere Jahre sind zu erfassen, weil vielfach gestützt mindestens die Parameter Erwartungswert  $m_{1a}$  und Standardabweichung  $\sigma_{1a}$  der Verallgemeinerten Gumbelverteilung auch aus wesentlich kleineren Teildatensätzen zuverlässig genug zu ermitteln sind. Bei der Erdbeben-Analyse kann in einigen Gebieten auf Abschätzungen mit drei bis fünf (z.B. Jahrhundert-) Extremwerte nicht verzichtet werden. Im ProGumbel-Verfahren wird als



$m_{1a}(t) = 340 \text{ cmNN}$  konstant  
 für  $t = 1900$  bis  $1957$ ,  
 dann linear ansteigend mit  
 $1.05 \text{ cm/a}$  mit  $m_{1a}(t) = 385 \text{ cmNN}$   
 für  $t = 2000$   
 $\sigma_{1a}(t) = 50 \text{ cm}$  konstant  
 für  $t = 1900$  bis  $1957$ ,  
 dann linear ansteigend mit  
 $0.77 \text{ cm/a}$  bis  $1970$ , anschließend  
 konstant  $\sigma_{1a}(t) = 60 \text{ cm}$  bis  $t = 2000$

wichtigster Teil zunächst die Zeitabhängigkeit von  $m_{1a}$  und  $\sigma_{1a}$  analysiert. Dazu werden Gumbel-Auswertungen für eine Anzahl von Zeitfenstern (für Teil-Datensätze der HThw.) vorgenommen, die z.B. 12 bis 24 Jahresextremwerte umfassen und von den ersten Werten der gesamten Datenreihe bis zu deren Ende verschoben werden.

In den ersten mit dem Franzius-Institut durchgeführten Pro-Gumbel-Untersuchungen (Rosenhauer, Meiswinkel und Barg 2003) waren nur relativ wenige Zeitfenster gebildet worden, z.B. nur 21 für den Pegel Cuxhaven (1900 bis 2000), deren Anzahl und Lage aus heutiger Sicht nicht ausreichend begründet waren. Entsprechend sind auch nur stark vereinfachte, nicht eindeutig festgelegte Modelle für den zeitlichen Verlauf (Modell A) der Gumbelparameter angesetzt worden, z.B. (vgl. Abb. 8).

Eine erhebliche Verbesserung ist mit dem von Mai vorgeschlagenen »Beteiligungsmittel« erreicht worden, mit dem die Zeitverläufe statt durch Anpassung von Geradenabschnitten eindeutig auf einfache Weise numerisch erstellt werden können (Modell B). Dazu wird jeweils das Mittel über diejenigen Parameterschätzwerte bestimmt, an denen das Jahr (der Jahresextremwert) beteiligt war. Die so mit nun systematisch gebildeten 102 Zeitfenstern gewonnenen verbesserten Modellverläufe  $m_{1a}(t)$  und  $\sigma_{1a}(t)$  für den Pegel Cuxhaven sind in Abb. 8 dargestellt.

Qualitativ entspricht ein Anwachsen von  $m_{1a}(t)$  dem bei den anderen Verfahren berücksichtigten (allerdings konstanten) säkularen Anstieg, der sich an dem 50 %-Quantil oder dem 90 %-Quantil aller Scheitelwasserstände des Jahres orientiert. Da die Jahresextreme 99,86 %-Quantile sind, ist es nicht überraschend, dass quantitativ ein nicht vergleichbares zeitliches Verhalten auftritt.

Mit dem Modell des Zeitverhaltens werden analog zur Beschickung dimensionslose normierte Jahresextreme  $z_i$  gebildet, die angeben, um wie viele (jeweilige) Standardabweichungen die HThw; vom jeweiligen erwarteten Extremwert nach oben oder nach unten abweichen:

$$z_i = (\text{HThw}_i - m_{1a}(t)) / \sigma_{1a}(t) \quad \text{HThw}_i = m_{1a}(t) + z_i \cdot \sigma_{1a}(t)$$

Die beiden kleinsten normierten Jahresextremwerte (Cuxhaven) sind  $z_{48} = -1,772$  (762 cmPN am 24.04.1947) und  $z_{14} = -1,760$

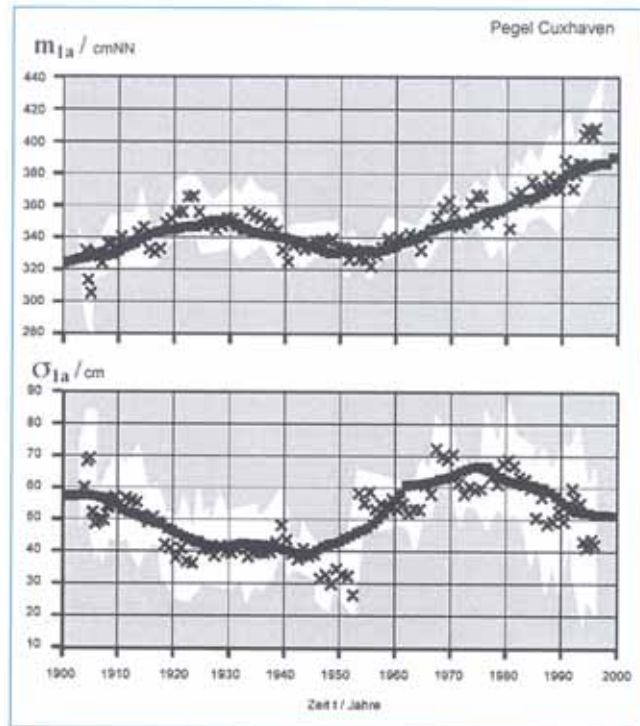


Abb. 8: 102 Schätzungen (Kreuze) aus Teil-Datensätzen (je  $N = 18$  Jahres-Extremwerten) für den Erwartungswert  $m_{1a}$  und die Standardabweichung  $s_{1a}$  des jährlichen Pegel-Höchststands (am Anfang und am Ende des Jahrhunderts bis  $N = 9$ , Bestimmungs-Unsicherheiten hell dargestellt). Modelle  $m_{1a}(t)$  bzw.  $s_{1a}(t)$  des zeitlichen Trends durch Beteiligungs-Mittel gebildet (schwarze Quadrate; Modell B).

(751 cmPN am 01.11.1912), die beiden größten  $z_{77} = 2,382$  (1012 cmPN am 03.01.1976) und  $z_{63} = 2,650$  (996 cmPN am 16.02.1962).

Die Resultate einer analogen GUMBEL-Analyse der Zeitabhängigkeit dieser normierten Pegelstände für die gleichen Zeitfenster (Teil-Datensätze der  $z_i$ ) zeigen im nächsten Schritt, ob die normierten Daten, wie zu erwarten, keinen zeitlichen Trend mehr haben und wären anderenfalls Anlass,  $m_{1a}(t)$  und  $\sigma_{1a}(t)$  (wenn nötig in mehreren Iterationen) so zu verbessern, dass dies der Fall ist. Dabei wird überprüft, ob der Formparameter  $\tau$  akzeptabel ebenfalls als zeitlich konstant angesetzt werden kann. Es zeigt sich insbesondere, dass die im Vergleich zu anderen Verfahren neue Zeitabhängigkeit  $\sigma_{1a}(t)$  tatsächlich angesetzt werden muss, um stationäre Pegelstandsdaten  $z_i$  zu erhalten.

Mit der Normierung wird erreicht, dass die Eintrittsrate  $\lambda(>z)$  der normierten Daten (jedenfalls im Bereich der Extremwerte) die generelle statistische Grundanforderung der zeitlichen Konstanz erfüllt. Die genauen verlässlichen Bestschätzungen ihrer Gumbelparameter  $\tau$  und der Obergrenze  $z_{\max}$  (5,33 für Cuxhaven) sowie

des Erwartungswerts  $m_{z,1a}$  (etwa 0) und der Standardabweichung  $\sigma_{z,1a}$  (etwa 1) werden erst aus der abschließenden Auswertung

des gesamten Datensatzes der  $z_i$  (wieder vielfach gestützt und mit den erwähnten Tests auf Akzeptanz der

Verallgemeinerten Gumbelverteilung) erhalten. Die untere Gültigkeitsgrenze ist den Daten entsprechend bei dem unteren 1  $\sigma$ - oder 2  $\sigma$ -Wert (bei  $z < m_{z,1a} - \sigma_{z,1a}$  etwa -1,0, sicher für  $z < m_{z,1a} - 2\sigma_{z,1a}$  etwa -2,0) bzw. den entsprechend rückgerechneten Thw anzunehmen.

Implizit wird bei der Vorgehensweise eine zeitabhängige Obergrenze angesetzt, die (falls bei anderen Pegeln erforderlich) als Vorgabe (wie bei Erdbeben) für die iterativen Verbesserungen von  $m_{1a}(t)$  und  $\sigma_{1a}(t)$  als Vorgabe (wie bei Erdbeben) einzusetzen ist:

$$\text{HThw}_{\max}(t) = m_{1a}(t) + z_{\max} \cdot \sigma_{1a}(t)$$

Die Obergrenzen sind die jeweiligen 5,33 (i-Werte (Cuxhaven, siehe oben), mit  $m_{1a}(t)$  und  $\sigma_{1a}(t)$  aus Abb. 8 für das Jahr 2000 z.B. ungefähr 1160 cmPN (bei Brokdorf 4,92  $\sigma$ -Werte, für das Jahr 2000 ungefähr 1200 cmPN).

Die Tidehochwasserstände zu einem interessierenden Eintrittsraten-Niveau sind selbstverständlich wie bei den anderen Verfahren, bei denen die Daten durch eine Beschickung normiert wurden, auch hier analog zeitabhängig zurückzurechnen, z.B. zur jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit  $10^{-4}$  mit  $z(10^{-4}/a)$  als dem normierten Wert, bei dem die Eintrittsrate  $\lambda(>z)$  diesen Wert annimmt (3,98 für Cuxhaven):

$$\text{HThw}_{\max}(10^{-4}, t) = m_{1a}(t) + z(10^{-4}/a) \cdot \sigma_{1a}(t)$$

Dies sind demnach bei Cuxhaven ungefähr die jeweiligen 4  $\sigma$ -Werte (bei Brokdorf 3,78  $\sigma$ -Werte).

Die Qualität, mit der das zeitliche Verhalten der Gumbelparameter erfasst wird, hat einen merklichen Einfluss auf die zu den verschiedenen Wahrscheinlichkeitsniveaus auszuweisenden Tidehochwasserstände Thw. In Klammern sind zum Vergleich die mit dem ersten vereinfachten Modell A (siehe oben) erhaltenen Endergebnisse angegeben (Tab. 5).

Tab. 5

**Pegel Cuxhaven für das Jahr 2000**

BH( $10^{-2}$ ) = 1020 cmPN (1042 cm PN)

BH( $10^{-3}$ ) = 1062 cmPN (1098 cm PN)

BH( $10^{-4}$ ) = 1092 cmPN (1146 cm PN)

**Pegel Brokdorf für das Jahr 2000**

BH( $10^{-2}$ ) = 1064 cmPN (1108 cm PN)

BH( $10^{-3}$ ) = 1108 cmPN (1176 cm PN)

BH( $10^{-4}$ ) = 1139 cmPN (1228 cm PN)

### 5 Zusammenfassung und Bewertung der Ergebnisse

Für Aufgabenstellungen im Bereich des Küsteningenieurwesens sind Abschätzungen für Sturmflutwasserstände mit jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  erforderlich. Bei dieser Größenordnung bewegt man sich im Bereich sehr seltener Wasserstände. Der derzeitige Diskussionsstand akzeptiert, dass alle Schätzungen solcher extremen Wasserstände mit Unsicherheiten behaftet sind und daher die Vorgehensweise im Rahmen von Konventionen abgestimmt werden sollte.

Die Bestimmung der maßgebenden Wasserstände für Küstenschutzbauwerke an der deutschen Nordseeküste erfolgt bislang überwiegend mit pragmatischen bzw. empirischen Ansätzen; statistische bzw. probabilistische Verfahren finden bisher kaum Anwendung. Zur Abschätzung von sehr seltenen Sturmflutwasserständen werden neue Verfahren vorgestellt, die auf statistischen und probabilistischen Ansätzen beruhen.

An der Forschungsstelle Wasserwirtschaft und Umwelt der Universität Siegen (*fwu*) wurde die statistische Analyse der Jahreshöchstwerte mit Hilfe des Softwarepaketes DatAn durchgeführt. Als Bezugszeitraum wurde das hydrologische Jahr gewählt und eine Homogenisierung bzw. Beschickung der jährlichen Maximalwerte (HThw) erfolgte mit dem Trend der mittleren Tidehochwasserstände (MThw). Am Franzius-Institut der Universität Hannover wurde eine entsprechende Auswertung der Zeitreihen vorgenommen, jedoch wurden andere Bezugszeiträume (Kalenderjahre) und eine Beschickung der Jahreshöchstwerte mit dem Trend des jährlichen 90 %-Quantils des MThw zu Grunde gelegt. Diese Verfahren werden am Beispiel der Wasserstandsdaten des Mündungspegels der Elbe, Cuxhaven (Zeitreihe *fwu*: 1849 bis 1999 mit  $s_{MThw} = 26$  cm/100 Jahre, Zeitreihe *FI* 1900 bis 1999 mit  $s_{90\%-Thw} = 33$  cm/100 Jahre) und des Pegels Brokdorf im Elbeästuar (Zeitreihe *fwu*: 1932 bis 1999 mit  $s_{MThw} = 23$  cm/100 Jahre, Zeitreihe *FI*: 1932 bis 1999) angewendet. Die Ergebnisse dieser beiden

Anwendungen weichen nur geringfügig voneinander ab (Tab. 1).

Mit statistischen Verfahren können Wasserstände mit sehr kleinen jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten (z.B.  $P_{\bar{U}} = 10^{-4}$ ) nur sehr eingeschränkt abgeschätzt werden, weil die Zeitreihen in der Regel zu kurz sind. Darüber hinaus ist die Ermittlung von Sturmflutwasserständen mit sehr geringen Überschreitungswahrscheinlichkeiten in den schiffbaren Tideflüssen im Vergleich zu den Küstenstandorten noch komplexer, da in den Tideflüssen die Homogenisierung der Wasserstandszeitreihen aufgrund des Einflusses von Unterhaltungs- und Ausbaumaßnahmen auf die Wasserstände große Unsicherheiten aufweist bzw. kaum mit ausreichender Qualität möglich ist. In den Tideflüssen haben zudem, in Richtung

nach den Untersuchungen der *fwu* für den statistisch ermittelten Basiswert ( $P_{\bar{U}} = 10^{-2}$ ) an einer Größenordnung von  $Z = 100$  bis  $150$  cm für die untersuchten Standorte an der Elbe orientieren. Der ortsspezifische Zuschlag für den betrachteten Standort im Tidefluss sollte dabei jeweils gutachtlich durch geeignete Verfahren bestimmt werden.

Das Übertragungsverfahren des Franzius-Instituts bestimmt den Sturmflutwasserstand mit der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P_{\bar{U}} = 10^{-4}$  an einem Tidefluss durch die Ermittlung des entsprechenden Sturmflutwasserstandes ( $P_{\bar{U}} = 10^{-4}$ ) für den Mündungspegel und erhöht anschließend diesen Wert um die aus Beobachtungen und den Ergebnissen numerischer Simulationen ermittelte Differenz (z.B. Korrelation) der Scheitel-

Verfahren		$P_{\bar{U}} = 10^{-4}$ [cm PN]		$P_{\bar{U}} = 10^{-4}$ [cm NN]	
		Cuxhaven	Brokdorf	Cuxhaven	Brokdorf
Statistische Analyse	<i>fwu</i>	1142 (statistische Schätzung eingeschränkt)	statistische Schätzung nicht zulässig; keine ausreichende bzw. homogene Zeitreihe	640 (statistische Schätzung eingeschränkt)	statistische Schätzung nicht zulässig; keine ausreichende bzw. homogene Zeitreihe
	<i>FI</i>	1150	statistische Schätzung nicht zulässig; keine ausreichende bzw. homogene Zeitreihe	648	statistische Schätzung nicht zulässig; keine ausreichende bzw. homogene Zeitreihe
Zuschlagverfahren ( <i>fwu</i> )		1104 bis 1154	1179 bis 1229	602 bis 652	678 bis 728
Übertragungsverfahren ( <i>FI</i> )		1150	1216	648	715
StauZeit ( <i>fwu</i> )		1138	Anwendung nicht zulässig; keine geeigneten Windstaudaten bzw. keine ausreichende bzw. homogene Zeitreihe	636	Anwendung nicht zulässig; keine geeigneten Windstaudaten bzw. keine ausreichende bzw. homogene Zeitreihe
ProGumbel (Modell A)		1146	1228	644	727
ProGumbel (Modell B)		1092	1139	590	638

Tab. 1 Zusammenstellung der Ergebnisse für Sturmflutwasserstände mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $10^{-4}$  an den Standorten Cuxhaven und Brokdorf

der Tidegrenze, der Oberwassereinfluss und die Tidedynamik einen nicht vernachlässigbaren Einfluss.

Dementsprechend wurden ergänzend zur statistischen Analyse Zuschlagverfahren für die Standorte entwickelt. Das Zuschlagverfahren der *fwu* berücksichtigt einen Basiswert zusätzlich einer Extrapolationsdifferenz. Als Basiswert wird ein Wasserstand an dem betrachteten Standort mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P_{\bar{U}} = 10^{-2}$  angesetzt, der z.B. aus statistischen Untersuchungen zu ermitteln ist. Als Basiswert können allerdings auch andere Größen herangezogen werden, wie z.B. in den Generalplänen festgelegte maßgebende Sturmflutwasserstände. Die Extrapolationsdifferenz  $Z$  ist aus weitergehenden Untersuchungen am Mündungspegel, d.h. unter Berücksichtigung anderer statistischer bzw. quasi-deterministischer oder empirischer Verfahren, abzuschätzen. Der Zuschlag bzw. die Extrapolationsdifferenz sollte sich

wasserstände beider Pegel bei Sturmfluten.

Aufgrund der o.a. allgemeinen Unsicherheiten bei der Abschätzung von sehr seltenen Sturmflutwasserständen wurde ein weiteres Verfahren, das Verfahren StauZeit, an der *fwu* entwickelt. Das Verfahren beruht auf der Überlagerung von Einzelwahrscheinlichkeiten. Die stochastischen Anteile eines Sturmflutereignisses (z.B. Windstau) werden mit den Wahrscheinlichkeiten für das Zusammentreffen eines extremen Windstauereignisses zum Zeitpunkt eines Tidehochwasserstandes überlagert. Daraus ergeben sich Wahrscheinlichkeiten für das Gesamtereignis Sturmflut. Das Ergebnis der Anwendung des Verfahrens StauZeit ist in Tab. 1 zusammengestellt.

Das Verfahren ProGumbel, das aus entsprechenden Untersuchungen von extremen Erdbebenereignissen abgeleitet wurde, verwendet einen probabilistischen Ansatz zur Ermittlung von sehr seltenen Sturmflutwasserständen. Die beobachteten Tidehochwasserstände werden mittels

Begriff	Erläuterung / Statistische Schätzung	Formel
(Abstrakte) Wahrscheinlichkeit (auch Eintrittswahrscheinlichkeit) P(E)	Betrachtet wird ein Prozess, bei dem ein Ereignis E zufällig auftreten kann. P(E) ist eine <b>dimensionslose</b> Maßzahl für dieses nicht sichere Auftreten, zwischen den Grenzfällen 0 (für das ausgeschlossene) und 1 (für das sichere Ereignis).	$P(E) = N(E)/N \pm \sigma$ $\sigma = \frac{\sqrt{N(E)}}{N}$ bei N(E) etwa > 10 und N(E) klein gegen N
Relative Häufigkeit	P(E) wird statistisch bei einer Stichprobe von N Wiederholungen des Prozesses aus der Anzahl N(E) der Ereignisse E durch die <b>relative Häufigkeit erwartungstreu</b> geschätzt.	$P(E) \approx N(E)/N$
Erwartungstreu (oder biasfrei)	Bezeichnet allgemein eine Schätzung, bei der die zu schätzende Größe <b>exakt</b> das Mittel über viele Anwendungen ist (rechnerisch der Erwartungswert, spitze Klammern), d.h. eine Schätzung, die <b>keinen systematischen Fehler (Bias)</b> hat.	$\langle N(E)/N \rangle = P(E)$
(Statistische) Schätzunsicherheit, Varianz $\sigma^2$ , Standardabweichung $\sigma$	Der Schätzwert weicht vom Wert der zu schätzenden Größe ab. Ein Maß für die Schätzunsicherheit ist die <b>Standardabweichung</b> , die Wurzel aus der <b>Varianz</b> , dem <b>erwarteten</b> Abweichungsquadrat, hier formelmäßig für die Schätzung P(E) durch die relative Häufigkeit angegeben.	$\sigma^2 = \langle (N(E)/N - P(E))^2 \rangle = P(E) \cdot (1 - P(E))/N$ $\sigma = \frac{\sqrt{P(E) \cdot (1 - P(E))}}{N}$
Wiederkehrzahl n(E), mittlere Wiederkehrzahl $\langle n(E) \rangle$	Die Anzahl n(E) der Wiederholungen bis zum Auftreten des Ereignisses E lässt sich <b>biasfrei</b> ungefähr abschätzen. Oft wird eine Wahrscheinlichkeit P(E) durch ihren <b>Kehrwert</b> veranschaulicht, die <b>mittlere</b> Wiederkehrzahl.	$n(E) = 1/P(E) \pm \sigma(n(E))$ $\langle n(E) \rangle = 1/P(E)$ $\sigma(n(E)) \approx 1/P(E) = \langle n(E) \rangle$ bei P(E) klein gegen 1
(Kumulative) Verteilungsfunktion F(x), (kurz auch Verteilung, oder Unterschreitungswahrscheinlichkeit)	Lässt sich ein Prozess durch eine kontinuierliche Variable x charakterisieren, sind den Ereignissen „Variable $\leq x$ “ Wahrscheinlichkeiten zuzuordnen. In Abhängigkeit von x ergibt sich eine nicht fallende Funktion F(x), die für kleine x gegen 0 und für große x gegen 1 geht. Statistisch ist die Verteilungsfunktion bei den N <b>angeordneten</b> Werten $x_i$ ( $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N$ ) einer Stichprobe <b>biasfrei</b> durch die „Plotting-Positionen“ $p_i$ nach Weibull zu schätzen.	$F(x) = P(\text{Variable} \leq x)$ $F(x) = p_i \pm \sigma_i$ mit $p_i = i/(N+1)$ und $\sigma_i = \sqrt{p_i(1-p_i)/(N+2)}$
Überschreitungswahrscheinlichkeit	Unter- und Überschreitungswahrscheinlichkeit (für Ereignis „Variable $> x$ “ ergänzen sich zu 1.	$P(\text{Variable} > x) = 1 - F(x)$
Intervallwahrscheinlichkeit, Wahrscheinlichkeitsdichte f(x)	Die Wahrscheinlichkeit, dass die Variable in einem <b>Intervall</b> von x bis $x + \Delta x$ liegt, ist allgemein durch den Zuwachs $\Delta F$ der Verteilungsfunktion auf dem Intervall gegeben. Wenn F(x) ableitbar ist, kann $\Delta F$ bei genügend kleiner Intervallbreite $\Delta x$ durch die <b>Wahrscheinlichkeitsdichte</b> f(x) ausgedrückt werden. P(Variable = x) ist in diesem Fall für alle x Null. Anschaulich werden die unterschiedlichen „Häufigkeiten“ der x jedoch durch die (meist <b>nicht dimensionslose</b> ) Größe f(x) dargestellt.	$P(x, x + \Delta x) = \Delta F = F(x + \Delta x) - F(x) \approx f(x) \cdot \Delta x$ $f(x) = F'(x)$

Tab. 2: Statistische Grundbegriffe

Begriff	Erläuterung / Statistische Schätzung	Formel
Erwartungswert m, 1. Moment $\langle x \rangle$	Der Erwartungswert ist das erste Moment der Verteilung. Variablenwerte x in der Nähe von m treten am häufigsten auf.	$m = \langle x \rangle = \int x f(x) dx$
Symmetrie	Bei symmetrischen Verteilungen sind u.a. Unter- und Überschreitungswahrscheinlichkeiten von m 50%.	$F(m) = 1 - F(x) = 0,5$ falls $f(m+x) = f(m-x)$ bzw. $1 - F(m+x) = F(m-x)$
Arithmetisches Mittel $\bar{x}$ , Schätzunsicherheit $\sigma_m$ von m	Statistisch wird m durch das arithmetische Mittel biasfrei aus den Werten $x_1, x_2, \dots, x_N$ einer Stichprobe geschätzt. Die Unsicherheit $\sigma_m$ der Schätzung von m ist durch die Wurzel aus N und die Standardabweichung $\sigma$ der Verteilung bestimmt	$m = \bar{x} \pm \sigma_m$ $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum x_i$ $\langle \bar{x} \rangle = m$ $\sigma_m = \sigma / \sqrt{N}$
Varianz $\sigma^2$ , 2. Moment $\langle x^2 \rangle$	Die Varianz ist das erwartete Abweichungsquadrat der Variablenwerte x vom Erwartungswert m und verknüpft mit dem zweiten Verteilungsmoment.  Die Varianz (nicht die Standardabweichung $\sigma$ ) ist biasfrei aus den Stichprobenwerten zu schätzen.	$\sigma^2 = \langle (x-m)^2 \rangle = \langle x^2 \rangle - m^2 = \langle x^2 \rangle - \int x^2 f(x) dx$ $\sigma^2 \approx s^2 = \frac{1}{N-1} \sum (x_i - \bar{x})^2$ $\langle s^2 \rangle = \sigma^2$
Standardabweichung $\sigma$	Die Standardabweichung charakterisiert als Wurzel aus der Varianz den mittleren Abstand der x von m.	
Schiefe r, 3. Moment $\langle x^3 \rangle$ , Schiefeffizient $c_s$	Die Schiefe ist eine dimensionslose Maßzahl für die Unsymmetrie der Verteilung bezüglich m. Sie ist Null für symmetrische Verteilungen und verknüpft mit dem 3. Moment. r ist durch den Schiefeffizienten $c_s$ (nicht biasfrei) zu schätzen.	$r = \langle (x-m)^3 \rangle / \sigma^3 = \langle x^3 \rangle / \sigma^3 - 3m/\sigma - (m/\sigma)^3$ $r \approx c_s = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^3}{s^3}$

Tab.3: Allgemeine Grundbegriffe

der Verallgemeinerten Gumbelverteilung analysiert. Dabei wird angenommen, dass es eine physikalische obere Grenze eines Sturmflutwasserstandes gibt, die aus den Parametern der Gumbel-Verteilung abgeschätzt werden kann. Die Extrapolation und Anpassung der Gumbel-Verteilung im Bereich der sehr seltenen Ereignisse bzw. an die abgeschätzte obere Grenze hat Vorrang vor der Anpassung an die beobachteten Sturmflutwasserstände. Die Berechnungen nach dem Verfahren ProGumbel wurden mit zwei Modellen zur Berücksichtigung des Zeitverhaltens bzw. der Homogenisierung oder der Be-

schiebung durchgeführt; die Ergebnisse sind in Tab. 1 (ProGumbel Modell A und B) aufgeführt.

Es kann festgestellt werden, dass die Ergebnisse der vorgestellten Verfahren in Tab. 1 für Sturmflutwasserstände mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $10^{-4}$  an den Standorten Cuxhaven und Brokdorf nur geringe Differenzen voneinander aufweisen. Für den Mündungspegel Cuxhaven wird für den Sturmflutwasserstand mit einer jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $10^{-2}$  eine Höhe von 590 cmNN (1092 cmPN) bis zu 652 cmNN (1154 cmPN) ermittelt; der entsprechende Wert für den

Standort Brokdorf beträgt 638 cmNN (1139 cmPN) bis zu 728 cmNN (1229 cmPN).

Die vorgestellten Verfahren können grundsätzlich zur Abschätzung von seltenen Sturmflutwasserständen mit jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $P_U < 10^{-2}$  herangezogen werden. Für die Bearbeitung solcher Fragestellungen sollten die Ergebnisse der einzelnen Verfahren vergleichend gegenübergestellt werden und damit zur Verifikation dienen. Es wird darauf hingewiesen, dass die Anwendung dieser Verfahren einen tieferen fachlichen Hintergrund erfordert und die Ermittlung eines außergewöhnlich hohen Sturmflutwasserstandes mit einer jährlichen

Überschreitungswahrscheinlichkeit von z.B.  $P_U = 10^{-4}$  von einem Sachverständigen unter Berücksichtigung örtlicher Gegebenheiten im Rahmen einer gesamtgutachtlichen Stellungnahme durchgeführt werden muss. Für langfristige Planungen ist grundsätzlich der säkulare Meeresspiegelanstieg zu berücksichtigen.

### Ergänzende Erläuterungen zu den Tabellen 2 bis 4:

Die Wahrscheinlichkeit P(E) eines Ereignisses E ist durch statistische Schätzung mit der relativen Häufigkeit in einer Stichprobe immer nur mit einer verbleibenden Ungenauigkeit zu ermitteln, die allerdings bei entsprechender Vergrößerung des Stichprobenumfangs N beliebig klein würde (Tab. 2). Die Angabe der statistischen Schätzunsicherheit  $\pm \sigma$  ist unerlässlich und generell dann sinnvoll, wenn eine im Mittel richtige Schätzung vorliegt, d.h. eine Schätzung, die keinen systematischen Schätzfehler (Bias) hat.

Für die Anzahl N(E) < 10 erhält man die untere Unsicherheit der Schätzung ebenfalls nach der in Tab. 2 angegebenen Formel, die durch  $\sigma = 0,15$  für N(E) = 1 zu ergänzen ist, und eine verlässliche obere Unsicherheit durch Einsetzen von N(E)+1 für N(E).

Die Verteilungsfunktion F(x) einer kontinuierlichen Variablen kann für beliebige x biasfrei nach der allgemeinen Schätzformel für P(E) (Tab. 2) mit N(E) = N( $\leq x$ ) geschätzt werden, der Anzahl der Stichprobenwerte, die x nicht übersteigen. Man erhält mit diesen »empirischen Wahrscheinlichkeiten« eine Stufenfunktion F(x), für die die Wahrscheinlichkeitsdichte f(x) nicht existiert.

Begriff	Erläuterung / Statische Schätzung	Formel
Extremwertverteilung $G_T(x)$	Kumulative Verteilungsfunktion – vgl. $F(x)$ in Tabelle 2 – des größten Variablenwerts in einem Zeitintervall $T$ , des $T$ -Extremwerts (z.B. $T = 1$ Jahr, des Jahresextremwerts). Statistisch wie in den Tabellen 2 und 3 angegeben aus einer Stichprobe von $N$ aufgetretenen $T$ -Extremen zu bestimmen.	$G_T(x) = P(T\text{-Extremwert} \leq x) = P(\text{Variable in } T \text{ nie } > x) = \exp(-\lambda \cdot \langle T \rangle \cdot T)$
Erwartungswert $m_T$ , Varianz $\sigma_T^2$ und Standardabweichung $\sigma_T$	Durchschnittlicher $T$ -Extremwert (z.B. durchschnittlicher Jahresextremwert) sowie Angaben zur Abweichung der möglichen $T$ -Extreme von $m_T$ (Analog zu $m$ und $\sigma$ gebildet und zu schätzen, vgl. Tabelle 3).	$m_T = \langle x \rangle = \int x G_T'(x) dx$ $\sigma_T^2 = \langle (x - m_T)^2 \rangle = \langle x^2 \rangle - m_T^2$
Wiederkehrzeit $T(>x)$ , mittlere Wiederkehrzeit oder Jährlichkeit $\langle T(>x) \rangle$ (Übliche Definition)	Die Wiederkehrzahl $n(E)=n(>x)$ der Wiederholungen des Zeitintervalls $T$ bis zu einer Überschreitung von $x$ lässt sich ungefähr anhand der Überschreitungswahrscheinlichkeit $1 - G_T(x)$ biasfrei abschätzen (Tabelle 2) und damit das zugehörige Zeitintervall angeben. Dies gilt in sehr guter Näherung, wenn $T(>x)$ groß im Vergleich zu $T$ ist.	$T(>x) = T \cdot n(>x)$ $= T / (1 - G_T(x)) \pm \sigma(T(>x))$ $\langle T(>x) \rangle = T / (1 - G_T(x))$ $\sigma(T(>x)) \approx \langle T(>x) \rangle$
Eintrittsrates $\lambda(E)$	Für das zeitliche Verhalten wird modellmäßig ein Poisson-Modell unterstellt, d.h. angenommen, dass die Wahrscheinlichkeit $P(E \text{ in } \Delta t)$ für das Auftreten des Ereignisses $E$ in einem genügend kleinen Zeitintervall $\Delta t$ proportional zu dessen Länge und <u>ansonsten zeitunabhängig</u> ist. $\lambda(E)$ (Dimension 1/Zeit) ist keine Wahrscheinlichkeit, die üblichen Rechenregeln für Wahrscheinlichkeiten sind nicht anwendbar.	$\lambda(E) = P(E \text{ in } \Delta t) / \Delta t = N(E \text{ in } \Delta t) / \Delta t \pm \sigma_H$ $\sigma_H \approx \sqrt{N(E \text{ in } \Delta t)} / \Delta t$ bei $N(E \text{ in } T)$ etwa $> 10$
Häufigkeit, Varianz $\sigma_H^2$ der Häufigkeit	$\lambda(E)$ wird statistisch aus der Anzahl $N(E \text{ in } t)$ der Ereignisse $E$ während einer Beobachtungszeit $t$ durch die <u>Häufigkeit</u> erwartungstreu mit der angegebenen Schätzunsicherheit $\sigma_H$ geschätzt.	$\lambda(E) \approx N(E \text{ in } t) / t$ $\langle N(E \text{ in } t) / t \rangle = \lambda(E)$ $\sigma_H^2 = \lambda(E) / t$
Wiederkehrzeit $T(E)$ , mittlere Wiederkehrzeit $\langle T(E) \rangle$	Beim Poisson-Prozess sind der Erwartungswert für die Zeit bis zum Auftreten des Ereignisses $E$ und die zugehörige Standardabweichung unmittelbar zu berechnen.	$T(E) = 1 / \lambda(E) \pm \sigma(T(E))$ $\langle T(E) \rangle = 1 / \lambda(E)$ $\sigma(T(E)) = \langle T(E) \rangle$
(Kumulative) Eintrittsrates (oder Überschreitungsrates) $\lambda(>x)$	Lässt sich der Prozess durch eine kontinuierliche Variable $x$ charakterisieren, sind den Ereignissen „Variable $> x$ “ Eintrittsrates zuzuordnen. In Abhängigkeit von $x$ ergibt sich eine nicht ansteigende Funktion $\lambda(>x)$ , die für große $x$ gegen 0 geht.	$\lambda(>x) = - (1/T) \cdot \ln G_T(x)$

Tab. 4: Statistische Größen mit zeitlichem Bezug

Für  $x$  unterhalb des kleinsten Stichprobenwertes schätzt man danach  $F(x) = 0$ , und  $F(x) = 1$  oberhalb des größten Wertes. Danach wären z.B. mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $1 - F(x) = 0$  wenig plausibel Werte auszuschließen, die größer als der größte bisher aufgetretene sind. Die Schätzunsicherheiten  $\sigma$  (Tab. 2 mit der obigen Ergänzung) sind jedoch in den Bereichen der vier größten und der vier kleinsten Stichprobenwerte wichtiger (größer) als die Schätzung selbst. Dies ist aber nicht auf einfache Weise durch Abänderung des Verlaufs von  $F(x)$  zu berücksichtigen. Deswegen ist die allgemeine Schätzformel zur Bestimmung von  $F(x)$  nur begrenzt einsetzbar.

### Schriftenverzeichnis

[1] Chow, Ven Te et. al: Handbook of Applied Hydrology. McGraw-Hill Book Company, London 1964  
 [2] DVWK: Statistische Analyse von Hochwasserabflüssen. DVWK-Merkblätter zur Wasserwirtschaft Heft 251. Hamburg, Paul Parey, 1999  
 [3] EAK 2002: Empfehlungen für Küstenschutzbauwerke. Die Küste, Heft 65, Boysen & Co. Heide, 2002  
 [4] Führböter, A., Jensen, J., Schulze, M. und Töppe, A.: Sturmflutwahrscheinlichkeiten an der deutschen Nordseeküste nach verschiedenen Anpassungsfunktionen und Zeitreihen. Die Küste, Heft 47, Boysen & Co. Heide, 1988  
 [5] Führböter, A., Jensen, J.: Longterm changes of tidal Regime in the German Bight (North Sea), 4th Symposium on Coastal and Ocean Management. Baltimore, 1985  
 [6] Gönnert, G. und Siefert, W.: Sturmflut-atlas Cuxhaven. Studie Nr. 91, Strom- und Hafenanbau Hamburg, 1998

[7] Gönnert, G.: Windstauanalysen in Nord und Ostsee. Abschlussbericht zum KFKI Forschungsvorhaben, März 1999  
 [8] Gumbel, E.J.: Statistics of Extremes. Columbia University Press, New York, 1958  
 [9] Jensen, J.: Änderungen der mittleren Tidewasserstände an der Nordsee. Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der TU Braunschweig, 1984  
 [10] Jensen, J.: Über instationäre Entwicklungen der Wasserstände an der deutschen Nordseeküste. Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der Technischen Universität Braunschweig, 1985  
 [11] Jensen, J.: Anwendung der Jenkinson-Funktion zur Ermittlung von hydrologischen Bemessungsereignissen. Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der Technischen Universität Braunschweig, 1987  
 [12] Jensen, J.: Extremereignisse an Nord- und Ostseeküsten - Ermittlung von Bemessungsereignissen. Mitteilungen des Franzius-Instituts für Wasserbau und Küsteningenieurwesen der Universität Hannover, Heft 85, S. 40-57, 2000a  
 [13] Jensen, J.: Eintrittswahrscheinlichkeiten von Sturmfluten statistisch gesehen. HANSA 12/2000, S. 60-66, 2000b  
 [14] Jensen, J., Frank, T. und Wisser, D.: DATAN - An MS-Excel based tool for estimating design values in hydrology. Proceedings of the 3rd International Conference on Advances of Computer Methods in Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, Moscow, Russia, 2000.  
 [15] Jensen, J. (Hrsg.) und Frank, T.: Überlegungen zur Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten. Universität Siegen, fww-Reihe, Heft 11, Siegen, 2002  
 [16] Jensen, J. und Frank, T.: Grundlagen der Bemessung von See- und Flussdeichen an den deutschen Küsten. In: Sicherung

von Dämmen und Deichen, Verlag der Universität Siegen, 2003a  
 [17] Jensen, J. und Frank, T.: Zur Abschätzungen von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten. Zur Veröffentlichung in Die Küste angenommen, 2003b  
 [18] Jensen, J., Mügge, H.-E. und Schönfeld, W.: Analyse der Wasserstandsentwicklung und Tidedynamik in der Deutschen Bucht. Die Küste, Heft 53, 1992  
 [19] Ministerium für ländliche Räume, Landesplanung, Landwirtschaft und Tourismus des Landes Schleswig-Holstein (Hrsg.): Generalplan Küstenschutz. Integriertes Küstenschutzmanagement in Schleswig-Holstein 2001, Kiel, 2001  
 [20] Niemeier, H. D.: Bemessung von See- und Ästuardeichen in Niedersachsen. Die Küste, Heft 64, Boysen & Co. Heide, 2001  
 [21] Rohde, H.: Wasserstandsbeobachtungen im Bereich der deutschen Nordseeküste vor der Mitte des 19. Jahrhunderts. Die Küste, H. 28, 1975  
 [22] Rosenhauer, W. und Ahorner, L.: Spezielle Untersuchungen zur Magnituden-Häufigkeits-Relation für die seismische Risikoanalyse. Kolloquium Erdbeben-Ingenieurwesen, Nationale Gruppe für Erdbebeningenieurwesen, Telegrafenberg, Potsdam und Deutsche Gesellschaft für Erdbeben-Ingenieurwesen und Baudynamik e.V. (DGEB), Potsdam, 1991

[23] Rosenhauer, W.: Benutzungsanleitung für das Extremwertstatistik-Programm GUMBEL. Bericht im Auftrag des RWE, Rösrath, 1998  
 [24] Rosenhauer, W., Meiswinkel, R. und Barg, G.: Übertragung probabilistischer Erdbebenmethoden auf Tidehochwasserstände. Jahrestagung Kerntechnik 2003, Compact (4 Seiten), Berlin, Vortrags-Nr. 327, 2003  
 [25] Siefert, W. und Jensen, J.: Fahrinnenvertiefung und Tidewasserstände in der Elbe. HANSA, 10/1993, Hamburg  
 [26] von Storch, H. und Reichardt, H.: A Scenario of Storm Surge Statistics for the German Bight at the Expected Time of Doubled Atmospheric Carbon Dioxide Concentration. Journal of Climate, 10; S. 2653-2662, 1997  
 [27] Töppe, A.: Zur Analyse des Meeresspiegelanstieges aus langjährigen Wasserstandsaufzeichnungen an der deutschen Nordseeküste. Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der Technischen Universität Braunschweig, 1993

Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen und Dipl.-Ing. Torsten Frank, Forschungsstelle Wasserwirtschaft und Umwelt (fwu) an der Universität Siegen, Paul-Bonatz-Str. 9-11, 57076 Siegen - Univ.-Prof. Dr.-Ing. Claus Zimmermann und Dipl.-Ing. Dipl.-Phys. Stephan Mai, Universität Hannover, Franzius-Institut, Nienburger Str. 4, 30167 Hannover Dr. Werner Rosenhauer, Wiedenhof 76, 51503 Rösrath - Dr.-Ing. habil. Rüdiger Meiswinkel, E. ON Kernkraft GmbH, Treckowstraße 5, 30457 Hannover - Dr.-Ing. Günther Barg, E. ON Engineering GmbH, Glückaufstr. 41-43, 45896 Gelsenkirchen