

# HENRY

Hydraulic Engineering Repository

Ein Service der Bundesanstalt für Wasserbau

---

Article, Published Version

**Jensen, Jürgen; Frank, Torsten**

## **Zur Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten**

Die Küste

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit/Provided in Cooperation with:  
**Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen (KFKI)**

---

Verfügbar unter/Available at: <https://hdl.handle.net/20.500.11970/101501>

Vorgeschlagene Zitierweise/Suggested citation:

Jensen, Jürgen; Frank, Torsten (2003): Zur Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten. In: Die Küste 67. Heide, Holstein: Boyens. S. 367-405.

### **Standardnutzungsbedingungen/Terms of Use:**

Die Dokumente in HENRY stehen unter der Creative Commons Lizenz CC BY 4.0, sofern keine abweichenden Nutzungsbedingungen getroffen wurden. Damit ist sowohl die kommerzielle Nutzung als auch das Teilen, die Weiterbearbeitung und Speicherung erlaubt. Das Verwenden und das Bearbeiten stehen unter der Bedingung der Namensnennung. Im Einzelfall kann eine restriktivere Lizenz gelten; dann gelten abweichend von den obigen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Documents in HENRY are made available under the Creative Commons License CC BY 4.0, if no other license is applicable. Under CC BY 4.0 commercial use and sharing, remixing, transforming, and building upon the material of the work is permitted. In some cases a different, more restrictive license may apply; if applicable the terms of the restrictive license will be binding.



# Zur Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten

Von JÜRGEN JENSEN u. TORSTEN FRANK

## Z u s a m m e n f a s s u n g

Für viele Bemessungsvorhaben im Bereich wasserwirtschaftlicher Planungen sind Wasserstände bzw. Abflüsse abhängig von ihrer Auftretenswahrscheinlichkeit zu bestimmen. Diese Auftretenswahrscheinlichkeit wird oft als Jährlichkeit oder Wiederkehrintervall ausgedrückt und bezeichnet so gemäß DIN 4049, T. 1 die mittlere Zeitspanne, in der ein Ereignis einen Wert entweder einmal erreicht oder überschreitet bzw. einmal erreicht oder unterschreitet wie z.B. das bekannte  $HQ_{100}$ , das 100-jährliche Hochwasser mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P = 10^{-2}$ . Für immer mehr Aufgabenstellungen im Hochwasserschutz sollen sich nun die Überschreitungswahrscheinlichkeiten für Bemessungsereignisse im Bereich besonders zu schützender Anlagen an der Größenordnung von  $P = 10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  orientieren. Mit einer Festlegung in dieser Größenordnung bewegt man sich im Bereich extremer Abflüsse bzw. Wasserstände. Der derzeitige Diskussionsstand zu diesem Thema in Wissenschaft und Forschung akzeptiert, dass alle Schätzungen solcher extremen Abflüsse bzw. Wasserstände mit großen Unsicherheiten behaftet sind. Es soll daher im Folgenden ein Beitrag zu einer fachlich akzeptierbaren Grundlage geliefert werden, die zur Abschätzung von extremen Sturmflutwasserständen mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $P = 10^{-3}$  bzw.  $P = 10^{-4}$  für Standorte an der Küste und in Tideflüssen (See- und Ästuardeiche) dienen kann.

## S u m m a r y

*More and more tasks regarding flood protection demand a safety level which yields recurrence intervals of 103 to 104 years for the respective design water levels. The current state of discussion in scientific research accepts that estimations of such extreme events are subject to ample uncertainty. In the following, a contribution for a technically acceptable basis for the estimate of extreme storm flood water levels with recurrence intervals of 1000 to 10000 years at locations along the coastline and in tidal estuaries will be given.*

## I n h a l t

1. Einführung .....	368
2. Statistische Grundlagen .....	369
2.1 Allgemeines .....	369
2.2 Häufigkeiten, abstrakte Wahrscheinlichkeiten und Wiederholzeitspannen (Wiederkehrzeiten) .....	369
2.3 Risiko (Überschreitungswahrscheinlichkeit) und Sicherheit (Unterschreitungswahrscheinlichkeit) .....	374
2.4 Verteilungsfunktionen .....	376
2.5 Anwendung und Grenzen der Verteilungsfunktionen .....	377
3. Bisher verwendete Bemessungsverfahren für Küstenstandorte und für Tideflüsse .....	378
4. Ermittlung von Bemessungswasserständen mit Anpassungsfunktionen .....	382
4.1 Verteilungsfunktionen für die HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven .....	382
4.2 Trendfunktionen .....	384
4.3 Regressionsfunktionen auf der Grundlage partieller Serien .....	385
4.4 Bewertung und Vergleich .....	386
5. Entwicklung eines Verfahrens zur Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten (STAUZEIT) .....	388

5.1 Allgemeines .....	388
5.2 Verwendete Windstaudaten .....	393
5.3 Überlagerung der Wahrscheinlichkeiten von Windstau und Tidehochwasser .....	397
5.4 Bewertung des Verfahrens STAUZEIT .....	399
6. Zuschlagverfahren für die Anwendung in Tideflüssen .....	399
7. Zusammenfassung .....	401
8. Schriftenverzeichnis .....	403
9. Symbole und Kurzbezeichnungen .....	404

## 1. Einführung

Die Höhe eines Hochwasserschutzbauwerkes an der Küste ist im Wesentlichen von der Höhe des Bemessungswasserstandes vor dem Bauwerk sowie der anlaufenden Wellenhöhe bzw. dem Seegang abhängig. Dabei definiert die DIN 4047 (1988) den Bemessungswasserstand als denjenigen „Wasserstand, der als Grundlage für die Bemessung von Hochwasserschutz- und Küstenschutzanlagen festgelegt wird“.

Für immer mehr Aufgabenstellungen im Hochwasserschutz sollen sich die Überschreitungswahrscheinlichkeiten für Bemessungsereignisse im Bereich besonders zu schützender Anlagen an der Größenordnung von  $P = 10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  orientieren. Auch aufgrund der Tatsache, dass der Normentwurf der DIN 19700-11 (2001, Stauanlagen – Talsperren) für eine Bemessung Überschreitungswahrscheinlichkeiten von bis zu  $P = 10^{-4}$  fordert, ist diese Fragestellung von großer Bedeutung für die Ingenieurpraxis. Mit einer Festlegung der Überschreitungswahrscheinlichkeiten in dieser Größenordnung bewegt man sich im Bereich extremer Abflüsse bzw. Wasserstände. Der derzeitige Diskussionsstand zu diesem Thema in Wissenschaft und Forschung akzeptiert, dass alle Schätzungen solcher extremen Abflüsse bzw. Wasserstände mit großen Unsicherheiten behaftet sind.

Die vorliegenden Untersuchungen beziehen sich ausschließlich auf Standorte an der Küste und in Tideflüssen (See- und Ästuardeiche) und sollen einen Beitrag zu einer fachlich akzeptierbaren Grundlage zur Abschätzung von extremen Sturmflutwasserständen mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $P = 10^{-3}$  bzw.  $P = 10^{-4}$  liefern.

Dazu werden im Folgenden eine Aufstellung bereits angewandter Verfahren bzw. Konventionen zur Festlegung eines Bemessungswasserstandes im Bereich deutscher und niederländischer Küsten und die zugrunde liegenden Konzepte diskutiert. Es folgen die formale statistische Auswertung von Zeitreihen ausgewählter Pegel sowie die Vorstellung des neu vorgeschlagenen Verfahrens STAUZEIT. Abgeschlossen wird die Bearbeitung mit dem Vergleich und der Bewertung aller Ergebnisse.

Die Bestimmung der Bemessungswasserstände an der deutschen Nordseeküste erfolgt bislang überwiegend mit pragmatischen bzw. empirischen Ansätzen; probabilistische Verfahren finden kaum Anwendung. Für die niedersächsische Küste wird z.B. das Einzelwertverfahren (auch Überlagerungsverfahren oder a-b-c-d-Verfahren genannt) angewendet (EAK 1993, NIEMEYER, 2001). Das HThw-Zuschlagsverfahren (oder Vergleichsverfahren) wurde in der Vergangenheit im ostfriesischen Küstenbereich herangezogen. In Schleswig-Holstein wird der maßgebende Sturmflutwasserstand über extrapolierte Wahrscheinlichkeitsgeraden nach Wemelsfelder und Vergleichsbetrachtungen zu „wahrscheinlichen Höchstwasserständen“ über den größten beobachteten Windstau unter Berücksichtigung des Springtide-Hochwassers festgelegt (MLRLLT, 2001). Die Ermittlung der Bemessungswasserstände in den Tideästuaren der Ems, Weser und Elbe erfolgt aufgrund der komplexen Wechselwirkungen im Ästuar (z.B. Oberwassereinfluss, Seegang, Ausbaumaßnahmen

usw.) unter Berücksichtigung von hydraulischen und numerischen Untersuchungen bzw. Modellversuchen.

## 2. Statistische Grundlagen

### 2.1 Allgemeines

Die Ermittlung bzw. die Überprüfung von Bemessungsereignissen, wie auch die Beurteilung der Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Sturmfluten kann auf Grundlage einer quantitativ statistischen Analyse durchgeführt werden. Dabei sind die an einem Pegel aufgezeichneten Zeitreihen lediglich Stichproben aus der Grundgesamtheit aller jemals aufgetretenen und zukünftig noch auftretenden Wasserstände an diesem Ort. Kann aus den Parametern der Stichprobe auf die allgemeine Verteilungsfunktion der Grundgesamtheit geschlossen werden, so kann durch Auswertung dieser Funktionen ein Scheitelwasserstand mit einer bestimmten statistischen Auftretenswahrscheinlichkeit bestimmt werden.

Hierzu werden aus den an den einzelnen Pegeln aufgezeichneten Zeitreihen der jährlichen Extremwasserstände abstrakte Wahrscheinlichkeitsfunktionen in einem mathematischen Modell formuliert. Unter der Voraussetzung, dass die Eigenschaften der beobachteten hydrologischen Zeitreihe auch für die Zukunft gelten, können die Anpassungsfunktionen extrapoliert werden und Sturmflutwasserstände mit vorzugebenden Wiederkehrzeiten bzw. Wahrscheinlichkeiten ermittelt werden.

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 innerhalb einer bestimmten 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 oft systematische Veränderungen im Pegeleinzugsgebiet eine Anwendung der Verfahren einschränken. Häufig liefern verschiedene Verteilungsfunktionen – nach den bekannten Kriterien zur Beschreibung der Anpassungsgüte – etwa gleich gute oder schlechte Ergebnisse, die einen relativ großen Streubereich aufweisen.

In dem Bereich der angewandten Statistik bzw. Wahrscheinlichkeitslehre als notwendiges Hilfsmittel des Küsteningenieurwesens sind einige Begriffe wie Häufigkeit, Wahrscheinlichkeit, Risiko/Sicherheit, Wiederkehrzeit (Jährlichkeit), Eintritts- und Überschreitungswahrscheinlichkeit je nach Teilgebiet und Anwendung mehrdeutig belegt und führen damit zu Missverständnissen bzw. Fehleinschätzungen. Die erforderlichen statistischen Begriffe und Zusammenhänge werden daher im Folgenden erläutert.

### 2.2 Häufigkeiten, abstrakte Wahrscheinlichkeiten und Wiederholzeitspannen (Wiederkehrzeiten)

Mit der Wahrscheinlichkeitsrechnung können aus beobachteten oder relativen Häufigkeiten von zufallsartigen Massenerscheinungen die abstrakten oder statistischen Wahrscheinlichkeiten einzelner Ereignisse bestimmt werden. In der stochastischen Hydrologie wird aus der beobachteten Häufigkeit innerhalb einer Zeitreihe von hydrologischen Daten

auf die sog. abstrakte Wahrscheinlichkeit geschlossen (vgl. POISSON, 1841). Den einzelnen Elementen der nach der Größe sortierten Stichprobe wird eine empirische Wahrscheinlichkeit zugeordnet und damit auf die abstrakte Wahrscheinlichkeit der Grundgesamtheit rückgeschlossen.

Die Einteilung der Sturmfluten (Nordsee) und Sturmhochwasser (Ostsee) in leichte, schwere und sehr schwere Ereignisse erfolgt z.B. nach den beobachteten Häufigkeiten in der Vergangenheit (DIN 4049 Teil 3, 1994) bzw. nach erreichten Wasserstandshöhen oberhalb des Mittleren (Tide-)Hochwassers (Definition gemäß Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie, BSH 2003):

- leichte Sturmflut/Sturmhochwasser (Windflut): mittlere Eintrittshäufigkeit  $n$  des Scheitelwasserstandes:  $n = 10$  bis  $0,5$  im Jahr (Nordsee),  $2$  bis  $0,2$  im Jahr (Ostsee) bzw. höher als  $1,5$  m oberhalb  $M(T)HW$
- schwere Sturmflut/Sturmhochwasser:  $n = 0,5$  bis  $0,05$  im Jahr (Nordsee),  $0,2$  bis  $0,05$  im Jahr (Ostsee) bzw. höher als  $2,5$  m oberhalb  $M(T)HW$
- sehr schwere Sturmflut/Sturmhochwasser (Orkanflut):  $n < 0,05$  im Jahr (Nord- und Ostsee) bzw. höher als  $3,5$  m oberhalb  $M(T)HW$ . Mit einer solchen Sturmflut ist sowohl an der Nordsee- als auch an der Ostseeküste seltener als alle zwanzig Jahre einmal zu rechnen.

Bei den vorstehenden Definitionen handelt es sich im statistischen Sinne um Häufigkeiten aus einer Beobachtungsreihe und nicht um Wahrscheinlichkeiten einer Grundgesamtheit.

Die Berechnung einer Wahrscheinlichkeit für das Auftreten oder das Nichtauftreten eines Ereignisses erfolgt auf der Grundlage einer Stichprobe bzw. Kollektivs; dabei wird als Kollektiv ein Wiederholungsvorgang verstanden, bei dem die Vermutung berechtigt erscheint, dass die relative Häufigkeit des Auftretens einem bestimmten Grenzwert zustrebt. Dieser Grenzwert wird dann als die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten des Merkmals innerhalb des Kollektivs bezeichnet; d.h. es wird von einer Stichprobe auf die Grundgesamtheit geschlossen (die im Folgenden behandelten Begriffe und Definitionen sind zusätzlich in der Tab. 2 zusammengefasst).

Die Unterschreitungswahrscheinlichkeit

$$P_u = 1 - 1/N$$

ist die empirische (zugeordnete) Wahrscheinlichkeit dafür, dass der Maximalwert eines Kollektivs mit  $N$  Elementen nicht erreicht wird. Den einzelnen Ereignissen einer Stichprobe, einschließlich aller Extremereignisse, sind damit Unterschreitungswahrscheinlichkeiten im Bereich von

$$0 < P_u < 1 \text{ zuzuordnen.}$$

Die Überschreitungswahrscheinlichkeit beträgt entsprechend

$$P_{\bar{u}} = 1 - P_u.$$

Da bei den hier untersuchten Stichproben von Extremwasserständen, wie bei fast allen hydrologischen Daten, die Grundgesamtheit aller Wasserstände nicht bekannt ist, müssen den einzelnen Ereignissen sogenannte empirische Wahrscheinlichkeiten zugeordnet werden. Mit der empirischen Wahrscheinlichkeit bzw. der „Plotting Position“ wird dem beobachteten Wasserstand eine abstrakte Wahrscheinlichkeit (meist Unterschreitungswahrscheinlichkeit), z.B. im Gauß'schen Wahrscheinlichkeitspapier, zugeordnet.

Bei den zur Verfügung stehenden Stichproben sollten die Grenzwerte der Unterschreitungswahrscheinlichkeit, d.h.  $P_u = 0$  und  $P_u = 1$ , die nur für die Grundgesamtheit gültig sind, ausgeschlossen werden. Die Unterschreitungshäufigkeit einer bekannten Stichprobe

$$P_u = M/N$$

mit  $M = \text{Rang}$  und  $N = \text{Anzahl der Elemente einer in ansteigender Folge sortierten Reihe}$  muss daher für die Abschätzung der Unterschreitungswahrscheinlichkeit bezogen auf die Grundgesamtheit abgewandelt werden.

Verschiedene Ansätze der empirischen Wahrscheinlichkeit (Unterschreitungswahrscheinlichkeit) sind bei CHOW (1964) zusammengestellt (s. auch JENSEN, 1985).

Beispiele sind:	$P_u = M / (N+1)$	(„WEIBULL-Formel“)
	$P_u = (2M - 1) / 2N$	(Formel nach HAZEN).

Die Wahl einer solchen „Plotting Position Formula“ und damit die Zuordnung einer empirischen Wahrscheinlichkeit wird für den Vergleich zwischen der Häufigkeitsverteilung der Stichprobe und der theoretischen Verteilungsfunktion benötigt.

Durch die Wahl von unterschiedlichen empirischen Wahrscheinlichkeiten wird somit die Beurteilung der Ergebnisse der Verteilungs- oder Anpassungsfunktionen beeinflusst; derzeit wird die empirische Wahrscheinlichkeit nach WEIBULL von der Fachwelt bevorzugt (DVWK, 1999). Eine fachliche bzw. wissenschaftliche Begründung für die Wahl einer bestimmten empirischen Wahrscheinlichkeit für verschiedene hydrologische Zeitreihen ist nicht gegeben (JENSEN, 2000a u. 2000b).

Mit der Wahl der empirischen Wahrscheinlichkeit  $P_u$  wird jedem Ereignis einer äquidistanten Zeitreihe eine bestimmte Wiederkehrzeit  $T$  zugeordnet:

$$T = 1 / (1 - P_u).$$

$T$  ist die zugeordnete Wiederkehrzeit in der gewählten Zeitschrittweite, d.h. bei jährlichen Extremwerten in Jahren. Dann ist  $T$  auch der reziproke Wert der jährlichen Unterschreitungswahrscheinlichkeit. Die Wiederkehrzeit  $T$  wird nach DIN 4049 (1994) auch als Wiederholungszeitspanne oder Jährlichkeit bezeichnet; die Wiederkehrzeit beschreibt dabei den mittleren zeitlichen Abstand, in dem ein Ereignis im Mittel entweder erreicht oder überschritten wird. Wohl mehr aus psychologischen Gründen wird mittlerweile der Begriff der Unterschreitungswahrscheinlichkeit vorgezogen, da mit einer Wiederholungszeitspanne von z.B. 1.000 Jahren in öffentlichen Diskussionen leicht auch die Sicherheit eines nur einmaligen Auftretens eines solchen Ereignisses innerhalb dieser Spanne verbunden werden kann.

Am Beispiel der am Pegel Cuxhaven beobachteten Zeitreihe der jährlichen Extremwerte (HThw) von 1850 bis 1999 sind für die 10 höchsten Sturmflutwasserstände in Tab. 1 neben dem HThw, dem Rang und dem Jahr des Auftretens des HThw auch das auf das Jahr 2000 mit dem Säkulartrend der MThw-Zeitreihe ( $s_T = 26 \text{ cm}/100 \text{ Jahre}$ ) beschickte BHThw und die empirischen Wahrscheinlichkeiten nach WEIBULL und HAZEN mit den jeweils zugeordneten Wiederkehrzeiten angegeben (siehe auch Abb. 1). Die empirische Wahrscheinlichkeit nach HAZEN liefert vergleichsweise relativ große Wiederkehrzeiten.

Die empirischen Wahrscheinlichkeiten nach beiden Formeln für den bisher höchsten beobachteten Sturmflutwasserstand HHThw (Rang  $M = 150$ ) aus dem Jahr 1976 variieren scheinbar nur geringfügig; die zugeordneten Wiederkehrintervalle unterscheiden sich aller-

Tab. 1: Empirische Wahrscheinlichkeit und Wiederkehrintervalle für die 10 höchsten am Pegel Cuxhaven beobachteten HThw- bzw. BHThw-Werte (1850 bis 1999, N = 150 Jahre)

Rang M	HThw [cm]	Jahr	BHThw [cm] ( $s_T = 26 \text{ cm}/100 \text{ a}$ )	WEIBULL		HAZEN	
				$P_u(x) [-]$	T [Jahre]	$P_u(x) [-]$	T [Jahre]
...	...		...	...	...	...	...
141	444	1990	447	0.93377	15.1	0.93667	15.8
142	416	1881	447	0.94040	16.8	0.94333	17.6
143	450	1995	451	0.94702	18.9	0.95000	20.0
144	451	1994	453	0.95364	21.6	0.95667	23.1
145	432	1916	454	0.96026	25.2	0.96333	27.3
146	451	1982	456	0.96689	30.2	0.97000	33.3
147	436	1906	460	0.97351	37.8	0.97667	42.9
148	425	1855	463	0.98013	50.3	0.98333	60.0
149	495	1962	505	0.98675	75.5	0.99000	100.0
150	510	1976	516	0.99338	151.0	0.99667	300.0

dings erheblich ( $T_{WEIBULL} = 151 \text{ Jahre}$  und  $T_{HAZEN} = 300 \text{ Jahre}$ ) und beeinflussen damit auch den Vergleich der Ergebnisse der Berechnungen zur statistischen Eintrittswahrscheinlichkeit. Insbesondere wenn die Qualität der Anpassungsgüte über den mittleren Fehler zwischen den beobachteten Wasserständen und den über die empirischen Wahrscheinlichkeiten zugeordneten Funktionswerten der Verteilungsfunktionen erfolgt, ist die Wahl einer bestimmten empirischen Wahrscheinlichkeit von größter Bedeutung (s. Abb. 1).

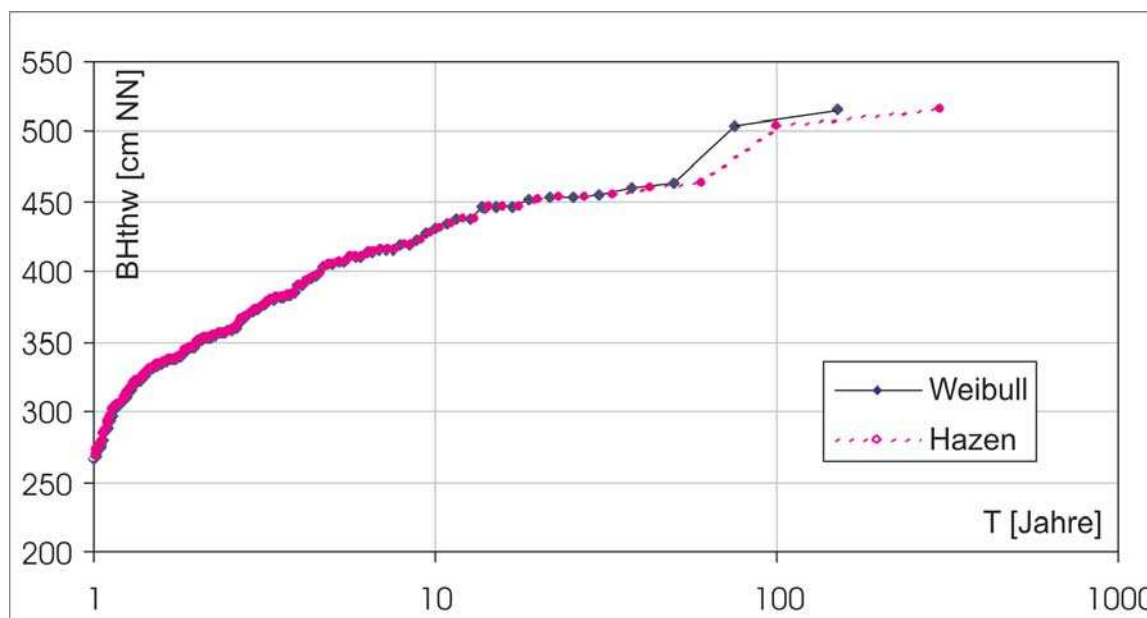


Abb. 1: Plotting Positions für die BHThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven von 1850 bis 1999

Tab. 2: Zusammenstellung einiger Begriffe und Definitionen zur Wahrscheinlichkeitsrechnung

Begriff	Definition	Zeichen	Einheit	Formel
Wahrscheinlichkeit (abstrakte Wahrscheinlichkeit)	Betrachtet wird ein Prozess, bei dem ein Ereignis E zufällig auftreten kann. Die Wahrscheinlichkeit $P(E)$ ist eine dimensionslose Maßzahl für dieses Eintreten zwischen den Grenzfällen 0 (für das ausgeschlossene) und 1 (für das sichere Eintreten des Ereignisses). $P(E)$ ist gleich dem Verhältnis der Anzahl der dem Eintreten des Ereignisses „E“ günstigen Ereignisse $N(E)$ zur Gesamtzahl aller möglichen Ereignisse ( $N$ ). $\sigma$ (= Standardabweichung)	P bzw. $P(E)$	[-]	$P(E) = \frac{N(E)}{N} \pm \sigma$
empirische Wahrscheinlichkeit (relative Häufigkeit)	Für die graphische Güteüberprüfung der Anpassung von Verteilungsfunktionen an die untersuchten Daten einer Zeitreihe müssen den Daten empirische Wahrscheinlichkeiten zugeordnet werden (Plotting Positions). Solche empirischen Wahrscheinlichkeitsansätze sind z.B. die oft genutzte WEIBULL-Formel oder die Formel von HAZEN. Bei diesen Ansätzen werden die beobachteten Werte der Größe nach sortiert und damit jedem Wert ein Rang $M$ zugewiesen. Man erhält damit zugleich die zugeordnete Unterschreitungswahrscheinlichkeit $P_U$ und näherungsweise den Verlauf der Verteilungsfunktion.		[-]	z.B.: WEIBULL-Formel $P_u = \frac{M}{N+1}$ mit M: Rang in ansteigender Reihenfolge ( $x_{\min}$ : Rang 1, $x_{\max}$ : Rang $M = N$ ) N: Anzahl der Elemente der betrachteten Stichprobe
Verteilungsfunktion	Die Verteilungsfunktion ist eine mathematische Funktion, die sich der empirischen Summenhäufigkeit der Messwerte möglichst gut anpasst. Die Verteilungsfunktion ist das Integral der Dichtefunktion. Gewöhnlich wird bei der Darstellung einer Verteilungsfunktion die Unterschreitungswahrscheinlichkeit über den Werten $x_i$ aufgetragen. Eine grundlegende Beschreibung inklusive Anwendungsbeispiele der im Text erwähnten und weiteren Verteilungsfunktionen findet sich z.B. in DVWK H. 251/1999, JENSEN (1985) und PLATE (1993).		[-]	$F(x) = \int f(x)dx$



Tab. 2: (Fortsetzung)

Begriff	Definition	Zeichen	Einheit	Formel
Unterschreitungswahrscheinlichkeit	siehe empirische Wahrscheinlichkeit	$P_u$	[-]	
Überschreitungswahrscheinlichkeit	Die Über- und Unterschreitungswahrscheinlichkeit ergänzen sich zu 1.	$P_{\bar{u}}$	[-]	$P_u + P_{\bar{u}} = 1$
Wiederholungszeitspanne, Jährlichkeit (auch: Wiederkehrintervall)	Gemäß DIN 4049, T. 1 (1992): „Mittlere Zeitspanne, in der ein Ereignis einen Wert entweder einmal erreicht oder überschreitet bzw. einmal erreicht oder unterschreitet. ANMERKUNG: Ein Wert mit der Jährlichkeit T: T-jährlicher Wert, z.B. 100-jährlicher Hochwasserabfluss $HQ_{100}$ “. Das Intervall $\Delta t$ ist das Zeitintervall, für das die x-Werte der Stichprobe, bzw. der Zeitreihe ermittelt wurden. Der Begriff „Jährlichkeit“ gilt für die Verwendung von jährlichen Extremwerten, hier gilt $\Delta t = 1a$ und somit wird oft vereinfachend $T(x) = 1/(1-P_u(x))$ geschrieben.	T	t gemäß gewähltem Intervall, hier: [a]	$T(x) = \frac{\Delta t}{P_{\bar{u}}(x)} = \frac{\Delta t}{1-P_u(x)}$ $\Leftrightarrow P_u(x) = 1 - \frac{\Delta t}{T(x)}$
(stochastisches) Risiko	Die Unterschreitungswahrscheinlichkeit $P_u$ kann auch als die Sicherheit S und die Überschreitungswahrscheinlichkeit $1-P_u$ als das Risiko R betrachtet werden, dass ein extremes Ereignis der Wiederholungszeitspanne $T(x)$ innerhalb eines vorgegebenen Planungszeitraumes n eintritt.	$R_n$	[-]	$R_n = 1 - (1 - 1/T)^n$

### 2.3 Risiko (Überschreitungswahrscheinlichkeit) und Sicherheit (Unterschreitungswahrscheinlichkeit)

Bei der Verwendung von jährlichen Maximalwerten beträgt die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein Hochwasser mit einer Wiederkehrzeit von  $T = 100$  Jahren in einem beliebigen Jahr unterschritten wird

$$P_u = 1 - 1/T = 0,99.$$

Die Unterschreitungswahrscheinlichkeit dafür, dass in n Jahren der 100-jährliche Wasserstand nicht erreicht wird, ergibt sich durch die multiplikative Verknüpfung der Einzelwahrscheinlichkeiten zu

$$P_{u,n} = (1 - 1/T)^n.$$

Die Unterschreitungswahrscheinlichkeit  $P_u$  kann auch als die Sicherheit  $S$  und die Überschreitungswahrscheinlichkeit  $1 - P_u$  als das Risiko

$$R_n = 1 - (1 - 1/T)^n$$

innerhalb des Planungszeitraumes  $n$  betrachtet werden (JENSEN, 1985). Abb. 2 zeigt das Risiko für das Eintreten des 100-, 500- und 1.000-jährlichen Ereignisses nach Ablauf der Jahre  $n$  seit einem beliebigen Ausgangszeitpunkt. So beträgt das Risiko für das Auftreten eines 100-jährlichen Wasserstandes bereits nach 50 Jahren 40 % und nach 100 Jahren 63 %. Das 100-jährliche Ereignis tritt also in 100 Jahren mit einer Wahrscheinlichkeit von 63 % einmal auf; die Sicherheit des Nichtauftretens in diesem Zeitraum beträgt dabei 37 %.

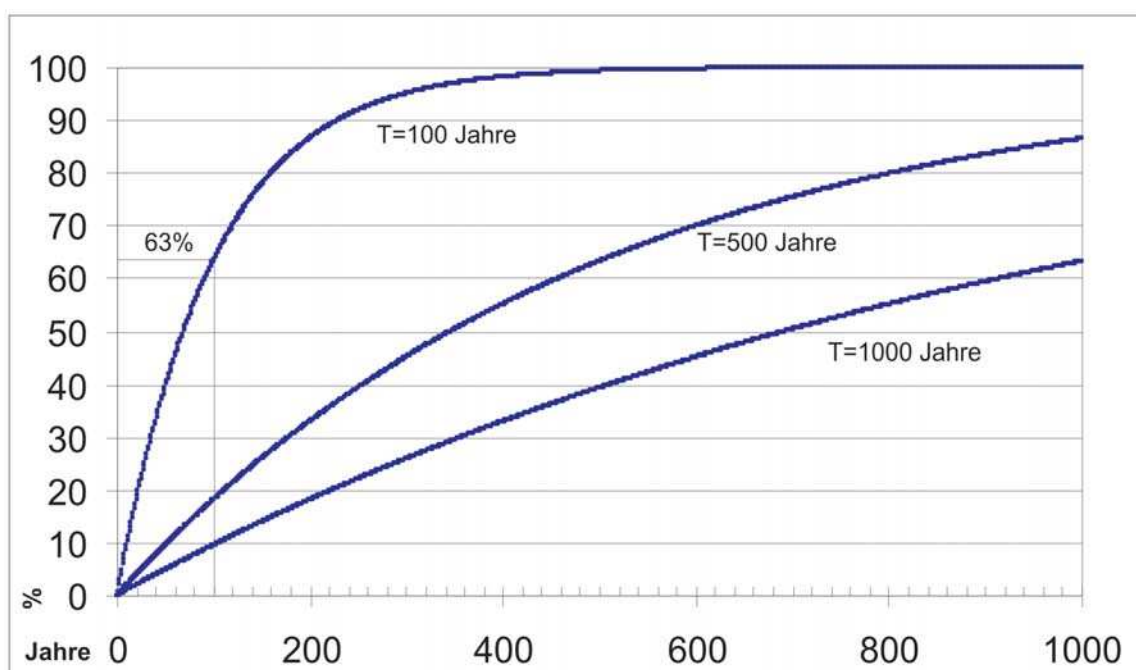


Abb. 2: Risiko bzw. Sicherheit für  $n$ -jährige Ereignisse in Abhängigkeit des Planungszeitraumes

Wird die Anzahl der Jahre  $n$  als Planungszeitraum angesehen, kann in Abhängigkeit eines vorgegebenen Risikos und der Jährlichkeit der Planungs- oder Bemessungszeitraum ermittelt werden:

$$n = \ln(1 - R) / (\ln(1 - 1/T)).$$

Bei einem Risiko von  $R = 50\%$ , d.h. die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten des  $T$ -jährlichen Wasserstandes ist gleich der Wahrscheinlichkeit für das Nichtauftreten dieses Wasserstandes, ergibt sich für das 100-jährliche Ereignis ein Zeitraum von etwa  $n = 69$  Jahren, d.h. nach Ablauf eines Zeitraumes von  $n = 69$  Jahren beträgt die Wahrscheinlichkeit dafür, dass das 100-jährliche Ereignis eingetreten ist, bereits 50 %.

Der Bemessungs- bzw. Planungszeitraum  $n$  wird üblicherweise der Wiederkehrzeit  $T$  gleichgesetzt; bei dieser Annahme ist aber zu berücksichtigen, dass die Wahrscheinlichkeit

bzw. das Risiko für das Auftreten des T-jährlichen Wasserstandes  $R = 63\%$  ( $n = T$ ) beträgt; d.h. es ist damit zu rechnen, dass das Bemessungsereignis mit einer Wahrscheinlichkeit von 63 % in dem Bemessungszeitraum auftritt.

Wird bei der Bemessung von Küstenschutzbauwerken davon ausgegangen, dass der festgelegte Wasserstand in dem Planungszeitraum mit einer bestimmten Sicherheit nicht erreicht oder überschritten bzw. mit einem bestimmten Risiko überschritten werden darf, können die zugehörigen Wiederkehrzeiten  $T$  berechnet werden:

$$T = 1 / (1 - (1 - R)^{1/n}).$$

Soll z.B. die Höhe eines Küstenschutzbauwerkes bei Sturmfluten mit einer Sicherheit von 80 % bzw. einem Risiko von 20 % innerhalb von 100 Jahren nicht erreicht oder überschritten werden, muss auf ein Ereignis mit einer Wiederkehrzeit von etwa  $T = 450$  Jahren bemessen werden; wird ein Risiko von 80 % innerhalb des Planungszeitraumes von 100 Jahren akzeptiert, ergibt sich für die Bemessung eine Wiederkehrzeit von etwa  $T = 63$  Jahren.

Eine Bemessung im üblichen Sinne kann bei der Ermittlung von meteorologischen Ereignissen nur in Ausnahmefällen durchgeführt werden; im Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit bzw. dem Risiko von Sturmflutereignissen sollte daher der Begriff „Bemessungswasserstand“ vermieden und durch den Begriff „maßgebender Sturmflutscheitelwasserstand“ ersetzt werden.

## 2.4 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 der 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 EXTREMAL-Verteilungen von Typ I, II und III einschließlich der JENKINSON-Verteilungen (JENSEN, 1985).

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. Einige Verteilungsfunktionen konvergieren bei großen Datenmengen gegen die Normalverteilung.

## 2.5 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 mittleren Veränderung der Tidewasserstände (z.B. säkularer Meeresspiegelanstieg) zu homogenisieren bzw. zu beschicken (vgl. z.B. JENSEN, 1984; FÜHRBÖTER u. JENSEN, 1985; TÖPPE, 1992).

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 auf den 2,5- bis 3-fachen Beobachtungszeitraum beschränkt, sind solche Verfahren nicht bzw. nicht hinreichend zur Abschätzung von Ereignissen im Bereich **sehr kleiner** Überschreitungswahrscheinlichkeiten geeignet.

Ein Mangel dieser Verfahren ist, dass die einzelnen klimatischen bzw. meteorologischen, hydrologischen und geophysikalischen Bedingungen, die zu der Entstehung von hydrologischen Extremwerten führen, weitestgehend vernachlässigt werden. Es erfolgt damit ausschließlich eine Betrachtung der beobachteten Extremereignisse. KLEMES (1989) hält daher Abschätzungen von Wahrscheinlichkeiten bzw. Wiederkehrzeiten für extreme hydrologische Ereignisse, die nur auf der Anpassung von Funktionen an beobachtete Werte beruhen, für unbrauchbar und irreführend.

Solange aber die physikalischen Prozesse, die zur Bildung eines extremen Ereignisses führen, nicht bekannt sind, bzw. über deren Anteile zu wenig Daten und Kenntnisse vorliegen, bleibt diese Methodik häufig die einzige Möglichkeit, Bemessungsereignisse festzulegen (FÜHRBÖTER, 1976; SIEFERT, 1978; FÜHRBÖTER, JENSEN, SCHULZE u. TÖPPE, 1988).

Zusammenfassend ist hier festzustellen, dass die Zuordnung einer statistischen Eintrittswahrscheinlichkeit für Bemessungswasserstände – auf der Basis von Anpassungs- bzw. Verteilungsfunktionen – außerordentlich komplex ist; die berechnete statistische Eintrittswahrscheinlichkeit ist dabei abhängig von:

- Qualität der Daten und Länge der möglichst homogenen (ggf. Berücksichtigung von Säkulartrends, Beschickung), stationären äquidistanten hydrologischen Zeitreihe (z.B. Tide-scheitelwasserstände, jährliche oder mehrjährliche 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. statistische Momente, Maximum Likelihood Methode, L-Moments, C-Moments).

Daraus folgt für die Praxis, dass nicht ein exakter Wert als Eintrittswahrscheinlichkeit für einen Sturmflutwasserstand an einen bestimmten Pegel angegeben werden sollte, sondern eine Abschätzung der Eintrittswahrscheinlichkeit mit Streubereich für einen ganzen Küstenabschnitt. Die Ermittlung solcher Eintrittswahrscheinlichkeiten sollte fachkundig unter Beteiligung aller verantwortlichen Institutionen erfolgen.

Es wird ausdrücklich darauf hingewiesen, dass die Statistik immer nur als Hilfsmittel für die Abschätzung zukünftiger Ereignisse oder der Zuordnung von Eintrittswahrscheinlichkeiten für bestimmte Ereignisse angesehen werden kann. Eine Unkenntnis oder Teilkenntnis der Wahrscheinlichkeitsrechnung führt häufig zu Fehlinterpretationen der Ergebnisse und die „genauen“ Berechnungsmethoden können zu der Ansicht verleiten, dass die Ergeb-

nisse exakt sind. Selbstverständlich ist bei der abstrakten theoretischen Ermittlung von Wasserständen mit der Wahrscheinlichkeitsrechnung die Beachtung der physikalischen Einflussparameter unerlässlich.

### 3. Bisher verwendete Bemessungsverfahren für Küstenstandorte und für Tideflüsse

Untersuchungen zu Sturmfluten (Sturmhochwasser an der Ostseeküste) bzw. extremen Wasserständen an der Nord- und Ostseeküste wurden für einzelne Extremereignisse, z.B. die katastrophalen Sturmfluten vom Februar 1962 und Januar 1976 (SCHULZ, 1962 und ZITSCHER, SCHERENBERG u. CAROW, 1979) an der Nordseeküste sowie die Ostseesturmflut vom November 1872 (BAENSCH, 1875, s. JENSEN, 2000a) oder auf der Basis von Extremwerten wie z.B. Jahreshöchstwerten (z.B. BRAHMS, 1754; WOEBCKEN, 1924; SCHELLING, 1952; HUNDT, 1955; LIESE, 1963; LÜDERS, 1971; FÜHRBÖTER, 1976 u. 1979; SIEFERT, 1978; JENSEN, 1985; BAERENS et al., 1995; siehe ebenfalls JENSEN 2000a) durchgeführt; darüber hinaus liegen Untersuchungen zum Windstauanteil von Sturmfluten (GÖNNERT, 1999) an der Nordseeküste vor.

Für die Festlegung des Bemessungswasserstandes sind neben Sicherheitsüberlegungen selbstverständlich auch wirtschaftliche Aspekte zu berücksichtigen. So ist der Wellenauflauf bei Deichen unter anderem abhängig von ihrer Gestaltung, den vorgelagerten Schutzsystemen (z.B. Watt, Vorland und Sommerdeiche) sowie ihrer Ausrichtung zu vorherrschenden Windwirkungen. Ein kurzzeitiges Überströmen der Deiche durch einzelne Wellen (Overtopping) ist bei entsprechend konstruktiv gestalteten Seedeichen möglich, ohne dass das Bauwerk beschädigt und die Standsicherheit gefährdet wird. Demzufolge reichen die Konzepte zur Befriedigung des Hochwasserschutzes von Festlegungen eines maßgebenden Sturmflutwasserstandes (z.B. HUNDT, 1955) über Bemessungswasserstände bis hin zu gesamtheitlichen Ansätzen des Risk Management unter Berücksichtigung von Investitionskosten und Schadenspotenzialen (VRIJLING u. VAN GELDER, 1999).

Die traditionellen Verfahren zur Ermittlung von Bemessungswasserständen oder Bemessungsabflüssen basieren auf der Auswertung aufgezeichneter Wasserstände bzw. Abflüsse mit Hilfe der statistischen Verfahren. Eine deterministische Betrachtung der auslösenden Ereignisse und Nutzung dieser als Eingangsparameter in Systemmodelle, wie sie im Binnenbereich z.B. auf der Grundlage von Gebietsniederschlägen (z.B. Starkregenereignisse, Schneeschmelze) möglich ist, kann im Bereich der Küsten und insbesondere der Tideflüsse aufgrund der komplexen Verhältnisse allerdings nur begrenzt Anwendung finden, weil der Sturmflutwasserstand hier im Wesentlichen von den sehr großräumigen Wetterlagen (Tiefdruckgebiete) über der Nordsee bzw. des Nordatlantiks beeinflusst wird. Die Aufzeichnungen der verfügbaren Windstationen (Windgeschwindigkeit und -richtung) sind quantitativ und qualitativ im Vergleich zu anderen meteorologischen Zeitreihen unzureichend und darüber hinaus auch nur im Küstenbereich vorhanden.

Beispiele sind die Ermittlung des Seegangs über numerische Simulationen, die allerdings auch am seeseitigen Rand der Zuweisung von Wasserständen und Windgeschwindigkeiten sowie Richtungen bedürfen. Im Bereich der Tideflüsse wird der Wasserstand neben den meteorologischen Größen (z.B. Windstau) auch vom Oberwasserabfluss bestimmt (Lenkungsausschuss für Sturmflutuntersuchungen in der Elbe, 1983).

Eine Zusammenstellung der Verfahren zur Abschätzung von Bemessungswasserständen im Küstenbereich findet sich in JENSEN u. FRANK (2002). Dabei wird unterschieden zwischen Methoden, die die beobachteten Wasserstände auswerten und Methoden, die die einzelnen

Komponenten (Tidewasserstand, Windstau, Fernwellenanteile), die zu einem hohen Wasserstand führen, getrennt auswerten. Bei Letztgenannten steht die Betrachtung des Windstaus, also der Differenz zwischen beobachtetem Wasserstand und astronomisch berechneter Tide, im Vordergrund. Weiterhin muss zwischen Verfahren unterschieden werden, die einen maßgebenden Scheitelwasserstand bestimmen und solchen, die eine maßgebende Sturmflutkurve ermitteln. Bei Letzteren ist deren Höchstwert der Bemessungswasserstand.

Im Gegensatz zu Pegeln direkt an der Küste muss in Tideflüssen zusätzlich der Oberwassereinfluss berücksichtigt werden. Schwierigkeiten bei der rein probabilistischen Auswertung der Pegel in Tideflüssen bestehen zudem in den oftmals durch die Maßnahmen zur Fahrwasserunterhaltung und -ausbau sowie Errichtung von Sturmflutsperrwerken und Wehren nicht mehr homogenen Zeitreihen dieser Pegel.

Daher sind auch Verfahren sinnvoll, die eine Eingangssturmflutkurve im Ästuar unter Nutzung eines numerischen Modells durch den Tidefluss unter gleichzeitiger Berücksichtigung des Oberwassereinflusses „routen“ und so die Bemessungswasserstände entlang des Tideflusses festlegen. Neben verschiedenen Modellen sind Eingangssturmflut und Oberwassereinfluss sowie Szenarien zur Sperrwerks- bzw. Wehrsteuerung Variablen, die zu unterschiedlichen Ergebnissen führen können.

Die Problematik bei der Ermittlung von Bemessungswasserständen in Tideflüssen soll am Beispiel der Elbe erläutert werden. In Abb. 3 ist das Elbeästuar mit den Pegelstandorten Cuxhaven, Brokdorf, Stadersand und St. Pauli dargestellt.

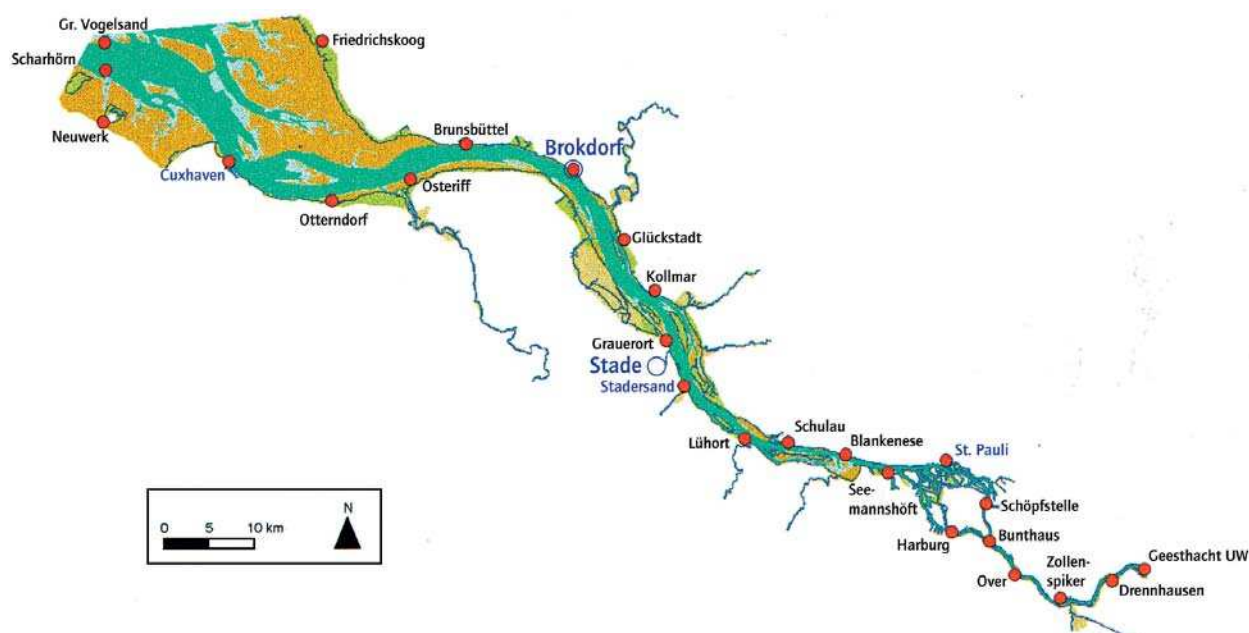


Abb. 3: Elbeästuar mit den Pegelstandorten (nach SIEFERT, 1998a, verändert)

Die Bemessungswasserstände „1985/2085 A“ basieren auf den Arbeiten einer Arbeitsgruppe von Experten aus dem Jahr 1986 und wurden 1988 veröffentlicht (SIEFERT, 1988). Es handelt sich dabei um ein zwischen den Elbanliegern abgestimmtes Verfahren, das die Erkenntnisse über das Tide- und Sturmflutgeschehen im Bereich der Elbe, die in den vergangenen 35 Jahren gesammelt wurden, berücksichtigt und prinzipiell auch für den Bereich der Küste und anderer Tideflüsse anwendbar ist. Die Bezeichnung 1985/2085 A bezieht sich auf

die einberufende Sitzung der zuständigen Arbeitsgruppe im Jahr 1985 und der geplanten Gültigkeit des ermittelten Bemessungswasserstandes von 100 Jahren. Der Appendix A bezeichnet die verwendete Windstaukurve für Cuxhaven. Die empfohlenen Bemessungswasserstände sind inzwischen amtlich in Hamburg und Niedersachsen; in Schleswig-Holstein ist die Überprüfung der Bemessungswasserstände mit dem Generalplan Küstenschutz (MLR-LLT, 2001) abgeschlossen worden.

In SIEFERT (1988) war noch eine Überprüfung der Bemessungswasserstände anhand neuer Daten und Erkenntnisse im Abstand von 20 bis 25 Jahren vorgesehen. In Anpassung an internationale Gepflogenheiten wurde dieser Abstand auf etwa alle 10 Jahre verkürzt und daher 1998 eine Neubearbeitung veröffentlicht (SIEFERT, 1998b). Dabei wurde keine Veranlassung gesehen, die Bemessungsturmflut 2085 A zu verändern.

Anders als rein statistische Ansätze, die für jeden Ort bzw. jede Pegelzeitreihe an der Elbe separat einen Bemessungswasserstand errechnen, wird bei diesem Verfahren nur für den Pegel Cuxhaven eine maßgebende Sturmidekurve festgelegt, während die Scheitelwerte an anderen Abschnitten der Elbe in Modellversuchen bzw. mit pragmatischen Ansätzen festgelegt werden.

Die für den Pegel Cuxhaven festgelegte Sturmidekurve enthält die aktuellen Tideverhältnisse an der Küste, zusätzliche astronomische Einflüsse, meteorologische Einflüsse (im wesentlichen Windstau) sowie Einflüsse aus säkularen Veränderungen.

Als mittlere Tidekurve, die das aktuelle Tidegeschehen beschreibt, wurde das Mittel der letzten 10 Jahre gewählt, um einen repräsentativen Zeitraum zu Grunde zu legen, in dem auch der Oberwasserzufluss mit  $Q_0 = 770 \text{ m}^3/\text{s}$  dem langjährigen Mittel entspricht. Diese Tidekurve wird durch die Parameter mittleres Tidehochwasser (MThw), mittleres Tideniedrigwasser (MTnw), mittleres Tidemittelwasser (MTmw), mittlerer Tidehub (MThb), mittlere Flutdauer (TF) und mittlere Ebbdauer (TE) beschrieben.

Zur Ermittlung des maßgebenden Windstaus wurden zunächst alle Windstauwerte aus dem Kollektiv der 153 für den Pegel Cuxhaven vorhandenen Windstaukurven nach ihrer Lage zum Tidescheitelwert getrennt betrachtet.

Diese Windstaukurven wurden als Differenz zwischen der beobachteten (eingetretenen) und der mittleren Tide ermittelt. Somit sind in diesen Staukurven neben der Windwirkung, die gemäß SIEFERT (1998b) in der Regel etwa 90 % des Betrages ausmacht, des Weiteren Einflüsse aus Beckenschwingungen und Fernwellen enthalten.

Die Höhe des Windstaus ist abhängig von Richtung, Geschwindigkeit, Dauer und Wirklänge (fetch) des Windes. Die Windstauhöhe nimmt mit steigender Dauer des Windes zu, nähert sich aber asymptotisch einem Maximalwert. Der Windstau ist zudem abhängig von der Wassertiefe und kann sich in Tidegebieten bei Niedrigwasser und ansonsten gleichen Bedingungen stärker auswirken als bei Hochwasser. Eine Berechnung bzw. Vorhersage des Windstaus ist aufgrund der instabilen sturmfluterzeugenden Wetterlagen mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden, so dass allgemeingültige Angaben für die Nordsee bzw. die Deutsche Bucht nicht vorhanden sind.

Obwohl für einen extremen Wasserstand ein Zusammentreffen von Thw und Windstau einer bestimmten Höhe verantwortlich ist, wurde von der Länderarbeitsgruppe das Kollektiv der Windstau maxima bei Tnw für die Ermittlung einer maßgebenden Windstaukurve zugrunde gelegt.

Dies hat zwei Gründe: zum einen ist das Kollektiv der Stauwerte bei Thw erheblich kleiner, zum anderen stellen sich bei sonst gleichen Bedingungen höhere Staus um Tideniedrigwasser ein; dort ergeben sich die „wirklichen“ Maximalwerte des Windstaus. Das Verhältnis

$W_{Thw}/W_{Tnw}$  schwankt für die betrachteten Sturmfluten von 1965 bis 1994 zwischen 29 und 91 Prozent und liegt im Mittel bei 71 Prozent. Betrachtet man nur den Zeitraum bis 1988, so ergibt sich eine Schwankung zwischen 51 und 89 Prozent mit dem Mittel bei 73 Prozent.

Dementsprechend nutzt die Länderarbeitsgruppe das Verhältnis von  $W_{Thw}/W_{Tnw} = 0,90$  zur Übertragung des Windstaus auf das Hochwasser. Mit dem maximal beobachteten Gesamtstau bei Tnw von 430 cm (23.12.1894 und 23.2.1967) wird der maximale Gesamtstau bei Thw somit auf  $0,9 \cdot 430 = 385$  cm festgelegt (Zur Einordnung: Der bisher gemessene Höchstwert des Windstaus bei Thw erreichte bei der Sturmflut am 16.2.1962 den Wert von 375 cm).

Da andere Einflüsse wie Fernwellenanteile und Eigenschwingungen der Nordsee in den Gesamtstauwerten enthalten sind, müssen für die Festlegung eines Bemessungswasserstandes keine weiteren Anteile betrachtet werden. Der Bemessungswasserstand für den Pegel Cuxhaven ergibt sich daher aus der Addition von mittlerem Tidehochwasser und festgelegtem Gesamtstaumaxima für 1985 zu:

- $BW_{1985} = NN + 150 \text{ cm} + 385 \text{ cm} = NN + 535 \text{ cm}$   
und für 2085 mit Ansatz des Säkularrends von 30 cm zu:
- $BW_{2085} = NN + 180 \text{ cm} + 385 \text{ cm} = NN + 565 \text{ cm}$ .

Mit dem oben beschriebenen Konzept ist den ermittelten Scheitelwerten grundsätzlich keine Überschreitungswahrscheinlichkeit bzw. Wiederkehrzeit im Sinne der Extremwertstatistik zuzuordnen.

Lediglich mit Hilfe der ebenfalls von der Länderarbeitsgruppe durchgeführten Trenduntersuchung der 12 höchsten Werte der Windstauhöhen bei Tidehochwasser, die dem verwendeten Wert des Windstauanteils von 385 cm eine Überschreitungswahrscheinlichkeit je nach Extrapolation zwischen 1/180 und 1/530 Jahren zuordnet, kann eine Einordnung vorgenommen werden. Diese Angaben sind allerdings mit sehr großen Unsicherheiten behaftet.

Da aber in den Nachbarländern der Bundesrepublik Eintrittswahrscheinlichkeiten für Bemessungswasserstände angegeben werden, und um die so ermittelten Werte mit denen aus rein statistischen Ansätzen gewonnenen Wasserständen vergleichen zu können, wurde von den Autoren dieses Bemessungskonzeptes für die Wiederkehrzeit ein Wert von  $T = 100$  bis 150 Jahren als realistisch eingestuft (SIEFERT, 1998b). Um nun die Bemessungswasserstände in der Elbe zu erhalten, wurde die festgelegte Sturmidekurve für Cuxhaven mittels Vergleich dreier Modelle in die Elbe übertragen. Dazu wurde ein Oberwasserzufluss von  $Q_0 = 2200 \text{ m}^3/\text{s}$  verwendet. Dieses  $Q_0$  entspricht dem um  $50 \text{ m}^3/\text{s}$  aufgerundeten Wert, der 1974 bei einer mittleren Sturmflut auftrat; zum Vergleich:  $HHQ_0$  bei Neu-Darchau beträgt  $3840 \text{ m}^3/\text{s}$  (7.4.1895, Ermittlung ungenau); der Scheitelwert des Elbehochwassers in 2002 betrug dort knapp  $3400 \text{ m}^3/\text{s}$ .

Die danach von der Länderarbeitsgruppe festgelegten Wasserstände sind in Tab. 3 zusammengestellt. Zusätzlich sind zum Vergleich Berechnungen der Bundesanstalt für Was-

Tab. 3: Wasserstände für Standorte entlang der Elbe (nach SIEFERT, 1998b, ergänzt)

	Cuxhaven	Brokdorf	Stadersand	St. Pauli
Elbe-km	724	684,2	654,8	623,1
BW 2085 <sup>2</sup> [cm NN]	565	640	680	730
HThw 2085 <sup>3</sup> [cm NN]	–	625	680	730

<sup>2</sup> Bemessungswasserstand, beschickt auf 2085

<sup>3</sup> Nach BAW-AK



serbau, Außenstelle Küste (BAW-AK), angegeben, basierend auf der von der Länderarbeitsgruppe ermittelten Sturmidekurve für Cuxhaven und dem topographischen Zustand der Elbe von 1992.

#### 4. Ermittlung von Bemessungswasserständen mit Anpassungsfunktionen

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 und daher für eine Beurteilung der Wasserstandsentwicklung im Bereich der mittleren und extremen Wasserstände hinreichend sind (JENSEN, 1985). Nachteil ist, dass die Pegelraten, vor allem in Tideästuaren, häufig systematischen Veränderungen im Laufe der Zeit unterliegen.

Für die gesamte Bearbeitung ist grundsätzlich darauf hinzuweisen, dass der Extrapolationszeitraum im Hinblick auf die Repräsentanz der Stichprobe für die Grundgesamtheit im allgemeinen auf die zwei- bis dreifache Länge des Beobachtungszeitraums beschränkt werden sollte (siehe z.B. DVWK, 1999). Bei einem Datenkollektiv von ca. 150 Jahren sollten daher Ergebnisse für Wiederkehrzeiten größer als etwa 500 Jahre bzw. 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. Die Durchführung von Prognosen/Extrapolationen im üblichen Sinne für Ereignisse mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten ist auf der Grundlage klassischer Verteilungsmethoden nicht möglich und hier nur der Vollständigkeit halber und zur Einordnung gegeben. Die verwendeten Verteilungsfunktionen und angestellten Überlegungen sind im Folgenden am Beispiel des Pegels Cuxhaven dargestellt.

##### 4.1 Verteilungsfunktionen für die HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven

Für eine statistische Betrachtung der Extremwerte ist es erforderlich, die Daten durch eine Berücksichtigung des säkularen Meeresspiegelanstiegs zu homogenisieren. Nach umfangreichen Untersuchungen von JENSEN (1985) wurde diese Homogenisierung der HThw-Werte für den Pegel Cuxhaven mit 0,26 m/100a (Säkulartrend) auf das Jahr 2000 (BHThw-Zeitreihe) durchgeführt.

Eine statistische Analyse von jährlichen Extremwerten der auf das Jahr 2000 beschickten HThw-Zeitreihe (BHThw) des Pegels Cuxhaven (jährliche Serie) mit den in der Hydrologie üblichen Verteilungsfunktionen zeigt, dass die beste Anpassung an die Beobachtungswerte mit der JENKINSON-VERTEILUNG, VERFAHREN A, bzw. mit der LOGPEARSON-III-VERTEILUNG erzielt werden konnte (s. auch JENSEN, 1985).

Die Ergebnisse dieser formalen Auswertung sind in Tab. 4 für verschiedene Verteilungsfunktionen zusammengestellt. Für eine Beurteilung der Güte einer Verteilungsfunktion wird nicht auf die in der Literatur bekannten Anpassungstests (z.B. Chi-Quadrat-Test) zurückgegriffen, sondern der mittlere Fehler für jede der vier Verteilungsfunktionen und der linearen Regression berechnet (JENSEN, 1985). Wird dieser mittlere Fehler zur Beurteilung

der Anpassungsgüte einer Verteilungsfunktion herangezogen, so zeigt sich, dass die beste Anpassung an die Beobachtungswerte mit der LOG-Pearson-III-Verteilung erzielt werden kann.

Tab. 4: Ergebnisse verschiedener Verteilungsfunktionen für die BHThw-Zeitreihe 1849 bis 1999 des Pegels Cuxhaven

T[a]	Jenkinson A [cm]	Gumbel [cm]	LOGPearson III [cm]	Lin. Regression [cm]	LOGNormal [cm]
100	517	518	502	524	491
200	544	546	524	553	509
250	553	555	530	562	514
500	580	583	551	591	531
1.000	606	611	572	620	547
2.000	633	638	593	649	563
5.000	668	675	620	687	583
10.000	695	703	640	715	598
Mittl. Fehler	6.34	6.57	4.53	6.32	6.39

Die Ergebnisse der Verteilungsfunktionen und der empirischen Wiederkehrzeiten sind in Abb. 4 dargestellt. 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.

### BHThw-Zeitreihe Cuxhaven 1849/1999

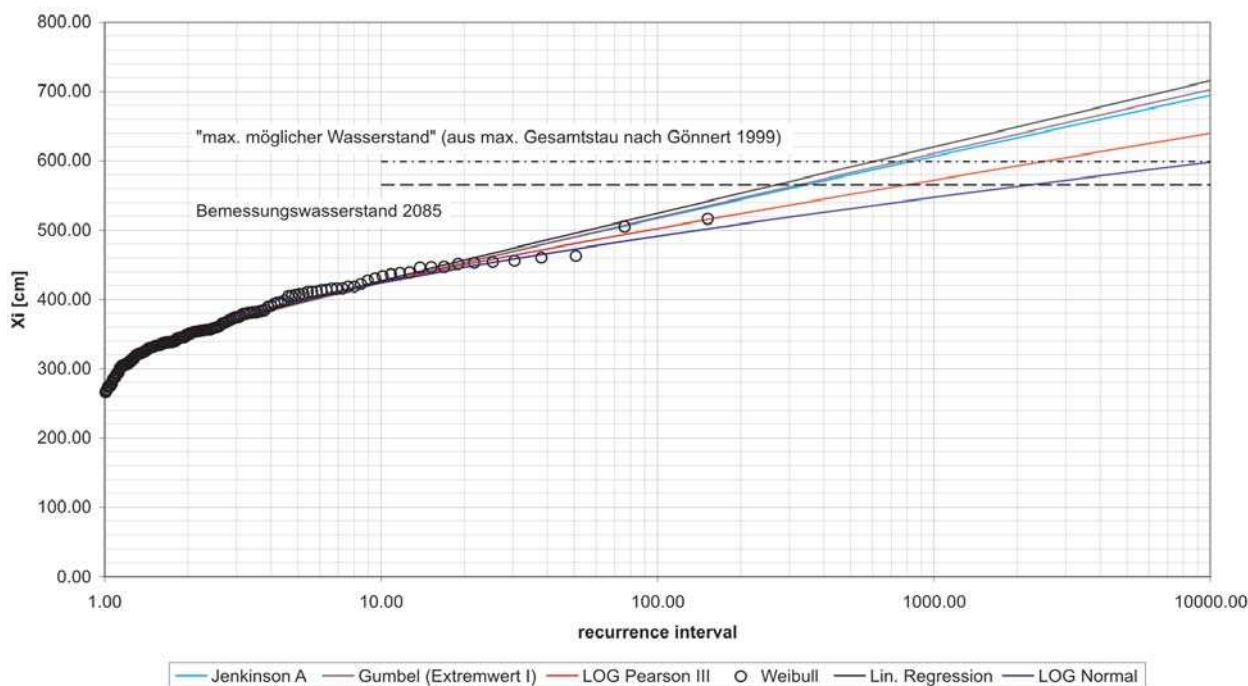


Abb. 4: Verteilungsfunktionen für BHThw-Zeitreihe 1849 bis 1999 des Pegels Cuxhaven

## 4.2 Trendfunktionen

Zur Trendermittlung von zweidimensionalen Stichproben werden Regressionsfunktionen herangezogen. Diese stellen Ausgleichsrechnungen nach dem Prinzip der kleinsten Abstandsquadrate dar. Am häufigsten werden dabei lineare Ansätze gewählt; es können allerdings auch nichtlineare Ansätze wie Polynome  $n$ -ter Ordnung oder, wie im Folgenden gezeigt, auch logarithmische Ansätze verwendet werden.

Zum Ansatz einer Regressionsfunktion müssen den hier untersuchten Wasserständen Häufigkeiten bzw. empirische Wahrscheinlichkeiten zugeordnet werden (Wertepaare aus Wasserstand und empirischer Wahrscheinlichkeit). Anpassungsmöglichkeiten, z.B. zur Linearisierung, bestehen dabei zum einen in der Wahl der empirischen Wahrscheinlichkeit und zum anderen durch Repräsentation der empirischen Wahrscheinlichkeit durch eine reduzierte Variable.

Während die Zuweisung von Plotting Positions und damit die Zuordnung einer empirischen Wahrscheinlichkeit (Plotting Position Formula) hier also Vorbedingung ist, ist sie zur reinen Ermittlung von Bemessungswasserständen nach Verteilungsfunktionen nicht notwendig. Sie wird dort allerdings zum Vergleich zwischen der Häufigkeitsverteilung der Stichprobe und der theoretischen Verteilungsfunktion benötigt und ist demzufolge auch in allen Darstellungen der vorhergehenden und folgenden Abschnitte zu finden. Nach umfangreichen Voruntersuchungen wurde die empirische Wahrscheinlichkeit nach WEIBULL (s. z.B. JENSEN, 1985) ausgewählt (s. Abschnitt 2.2).

Als problematisch für die Beschreibung von äquidistanten Zeitreihen hydrologischer, bzw. meteorologischer Extremwerte mittels Regressionsfunktionen zeigt sich die Erfassung der Randbereiche, also der Bereich sehr niedriger und sehr hoher Wahrscheinlichkeiten. Um den Gradienten der Trendfunktion nicht zu sehr von der Vielzahl von Messwerten häufigen Auftretens beeinflussen zu lassen und damit im Bereich der gesuchten, zu extrapolierenden Wasserstände niedriger Wahrscheinlichkeit zu niedrig zu liegen, können die ermittelten empirischen Verteilungswerte nach ihrer Wiederkehrzeit  $T_n$  gefiltert werden. Aus Vergleichsuntersuchungen mittels Korrelationskoeffizienten wurde der Schwellwert für alle folgenden Untersuchungen zu  $T_n = 3$  Jahren festgelegt.

Dabei kann zum Verhalten des Korrelationskoeffizienten für die doppellogarithmische Trendfunktion Folgendes festgehalten werden:

Werden alle  $T_n$  zur Trendbestimmung herangezogen, ist die Trendfunktion im Bereich kleiner Wiederholungszeiträume zu stark gekrümmt und damit zu flach im oberen Bereich; der Korrelationskoeffizient  $R^2$  ist eher niedrig.

Werden die Jährlichkeiten mit einer Schwelle von 2 bis 4 Jahren herausgefiltert, ergibt sich eine gute funktionale Angleichung;  $R^2$  strebt einem lokalen Maximum entgegen.

Werden weitere Jährlichkeiten ( $> 4$  bis 5 Jahre) herausgefiltert, wird  $R^2$  wieder kleiner, und der Bereich der ausreichend gestützten Aussagen wird aufgrund einer zu geringen Anzahl von Vergleichswertepaaren verlassen.

Zu starke Filterungen, z.B.  $T_n > 10$ , führen zwar zu größeren Korrelationskoeffizienten, sind aber aufgrund einer zu geringen Datenbasis nicht verwertbar (Anmerkung: bei nur 2 Wertepaaren kann die Funktion mathematisch exakt definiert werden).

Mit den oben genannten Merkmalen einer Regressionsuntersuchung kann die Vergleichbarkeit zur Anpassung einer Verteilungsfunktion hergestellt werden. Ist die untersuchte Stichprobe gemäß einer Verteilungsfunktion verteilt und wird sie in einem Diagramm zusammen mit der entsprechenden empirischen Wahrscheinlichkeit dargestellt, so liegen sowohl der Trend der dargestellten Plotting Positions, die Plotting Positions selbst und die

Kurve der Verteilungsfunktion auf einer Linie. Damit gelten auch alle Restriktionen bezüglich der Anwendbarkeit, wie für die Ermittlung von Bemessungswasserständen aufgrund von Verteilungsfunktionen dargestellt, und die erhaltenen Ergebnisse ergänzen in diesem Sinne die im vorherigen Abschnitt gezeigten Werte. In Abb. 5 ist die doppellogarithmische Trendfunktion für den Pegel Cuxhaven der Zeitreihe von 1932 bis 1998 dargestellt.

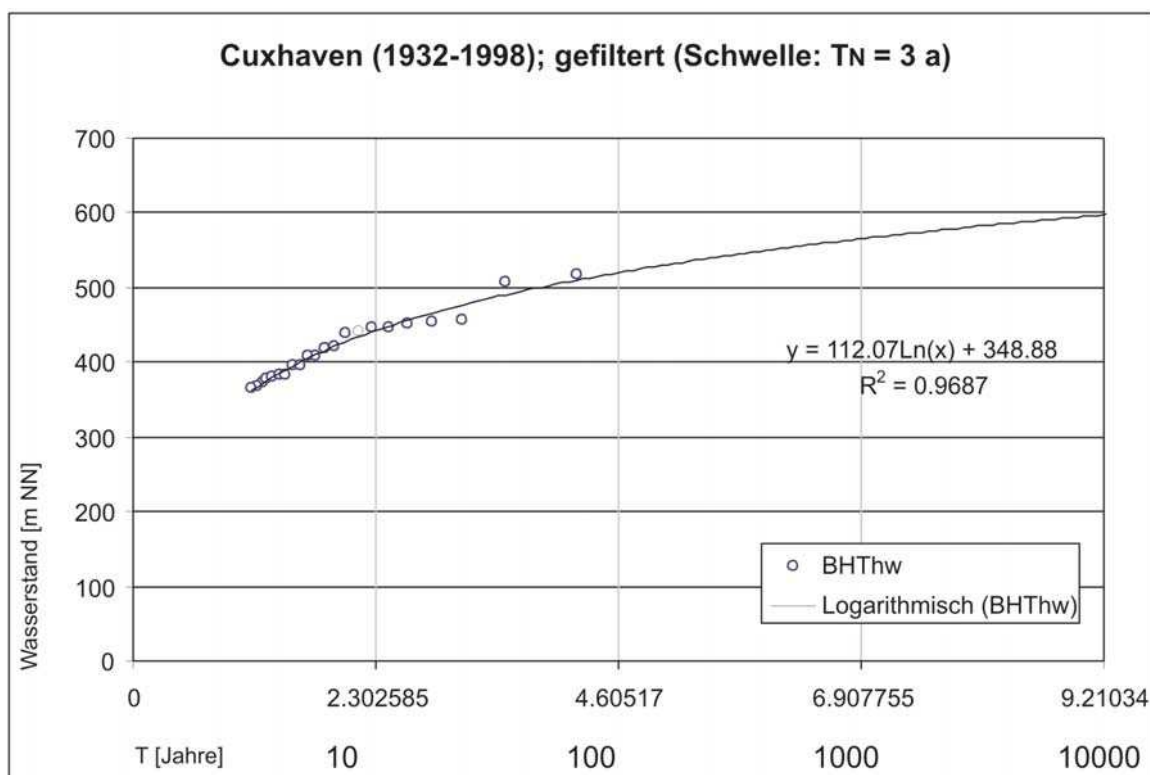


Abb. 5: Doppellog. Trendfunktion für BHThw-Zeitreihe 1932 bis 1998 des Pegel Cuxhaven

### 4.3 Regressionsfunktionen auf der Grundlage partieller Serien

Partielle Serien werden gebildet, indem aus dem gesamten Kollektiv der auf das Jahr 2000 beschickten Thw-Werte nur solche ausgewählt werden, die einen bestimmten Grenzwert überschreiten. Wird dieser Grenzwert so festgelegt, dass die Anzahl der ausgewählten Werte genau der Anzahl der Beobachtungsjahre entspricht, spricht man von einer jährlichen Überschreitungsserie. Üblicherweise wird der Grenzwert so festgelegt, dass die Anzahl der Werte etwa der zwei- bis dreifachen Anzahl der Beobachtungsjahre entspricht.

Entgegen dieser Empfehlung wurden aus dem Kollektiv aller beobachteten Thw-Werte des Zeitraums 1843 bis 1991 verschiedene partielle Serien aus den

- 0,1 % höchsten Werten (105 Werte),
  - 150 höchsten Werten,
  - 1 % höchsten (1045 Werte),
  - 5 % höchsten (5223 Werte) und
  - 10 % höchsten (10446 Werte)
- zusammengestellt.

Mit dieser Vergrößerung der Anzahl der betrachteten Werte wird zwangsläufig eine Verbesserung der Daten im statistischen Sinne herbeigeführt. Der maximale Extrapolationszeitraum ist aber auch hier beschränkt und sollte die 2- bis 3-fache Anzahl der Beobachtungsjahre nicht überschreiten, d.h. die Einschränkungen nach Abschn. 2.4 gelten auch für diese Auswertungen.

Zur Bewertung der Genauigkeit und Zuverlässigkeit der Regressionsverfahren wird das Konfidenzintervall für die Messwerte nach Yevjenich (JENSEN, 1985) herangezogen. Als Prüfverteilung wird die Student-t-Verteilung auf einem Signifikanzniveau von  $1-\alpha$  von 99 % herangezogen; es ist also zu erwarten, dass bei 1 % der Stichproben der Wert  $x$  nicht im Konfidenzintervall eingeschlossen ist. Die empirischen Wahrscheinlichkeiten (Unterschreitungswahrscheinlichkeiten) werden auch hier nach dem Ansatz von WEIBULL berücksichtigt.

In Tab. 5 sind die Ergebnisse des linearen Regressionsverfahrens der partiellen Serien der BThw-Werte der Zeitreihe von 1843 bis 1991 sowie zum Vergleich die Auswertung der log-Pearson-III-Verteilung (BHThw-Zeitreihe 1849 bis 1999) für den Pegel Cuxhaven zusammengestellt.

Tab. 5: Wasserstände [cm NN] nach Regressionsverfahren für verschiedene BThw-Kollektive des Pegels Cuxhaven

T [a]	0,1 % 105 Werte [cm]	Höchste 150 Werte [cm]	1 % 1045 Werte [cm]	5 % 5223 Werte [cm]	10 % 10446 Werte [cm]	BHThw-Reihe 1849/1999 LOG Pearson III [cm]
100	506	510	524	515	503	502
200	529	534	551	541	527	524
500	559	566	586	574	559	551
1.000	582	590	613	600	584	572
2.000	605	614	639	626	608	593
5.000	635	645	675	659	640	620
10.000	658±8,9	669±9,6	701±5,5	685±4,0	664±5,7	640
Mittl. Fehler	3,39	3,68	2,14	1,56	2,20	4,53

Bei allen Datensätzen mit partiellen Serien kann die beste Anpassung mit der linearen Regression erreicht werden. Der Wasserstand mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P = 10^{-4}$  liegt zwischen  $BW = NN + 658$  cm und  $NN + 701$  cm.

Im Vergleich dazu ergibt sich mit der Anpassung der LOG-Pearson-III-Verteilung an die homogenisierten jährlichen Höchstwerte der gleichen Zeitreihe für eine Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P = 10^{-4}$  der Wasserstand von  $BW = NN + 640$  cm.

#### 4.4 Bewertung und Vergleich

Auch wenn eine Zuordnung von Überschreitungswahrscheinlichkeiten bzw. Wiederkehrzeiten zu den Bemessungswasserständen bzw. zum „maximal möglichen Windstau“ (Wahrscheinlichkeit Null, Wiederkehrzeit unendlich) aufgrund der Konzeption dieser Verfahren nicht möglich ist, so ist es doch zur Verifikation sinnvoll, diese Ergebnisse mit denen der klassischen Extremwertstatistik, d.h. der Anpassung verschiedener Verteilungsfunktionen an die beobachteten Wasserstände, zu vergleichen.

Der „maximal mögliche Wasserstand“, der sich aus der Addition von „maximal möglichem Windstau“ nach GÖNNERT (1999) und dem MThw (150 cm) ergibt, hätte bei Anwendung der LOG-Pearson-III-Verteilung (BHThw-Zeitreihe 1849 bis 1999), die für eine Anpassung an jährliche Höchstwerte am besten geeignet ist, eine Wiederkehrzeit von etwa

Tab. 6: Extremwasserstände für den Pegel Cuxhaven; berechnet nach verschiedenen Verfahren

Verfahren	Quelle	Datengrundlage	T [a]	Wasserstand [cm NN]
Bemessungswasserstand 1985 BW1985	Länderarbeitsgruppe (SIEFERT, 1988)	mittl. Tide 76/85 (150 cm)+ max. Windstau (385 cm) (max. Windstau = max. beobachteter Windstau · 0.9)	100–150	535
Bemessungswasserstand 2085 BW2085	Länderarbeitsgruppe	mittl. Tide 86/95 + säk. Entwicklung (180 cm) + max. Windstau (385 cm)	100–150	565
Max. möglicher Wasserstand	KFKI-Forschungsvorhaben „Windstauanalysen“ (GÖNNERT, 1999)	mittl. Tide (150 cm) + max. möglicher Windstau (450 cm)	—	600
HIST/1 bzw. HIST/2	PLATE (Lenkungsausschuss Sturmflutuntersuchungen in der Elbe, 1983)	höchster beobachteter Windstauwert (430 cm) + höchstes Thw (150 cm)	600–1.000	580
EXTR/1 EXTR/2	PLATE (Lenkungsausschuss Sturmflutuntersuchungen in der Elbe, 1983)		400–600	555 575
WADI Modell	SIEFERT (Lenkungsausschuss Sturmflutuntersuchungen in der Elbe, 1983)	Basiert auf Verfahren zur Sturmflutvorhersage, WArnDIenst Hamburg	600–1.000	585
Anpassung mit Verteilungsfunktionen (LOG Pearson III)	JENSEN	BHThw-Zeitreihe 1849–1999 HThw-Werte beschickt auf das Jahr 2000; säk. Anstieg = 0,26 cm/a)	100 1.000 10.000	502 572 640
Berechnung mit BThw-Quantilen (lin. Regression)	Diplomarbeit WEYDA (1996) bzw. aktualisierte Berechnungen Zeitraum: 1843–1991	90 % Quantil (10446 Werte) 95 % Quantil (5223 Werte) 99 % Quantil (1045 Werte) 99,9 % Quantil (105 Werte) Jährl. Ü.-Serie (150 Werte)	10.000 10.000 10.000 10.000 10.000	664 (584) <sup>1</sup> 685 (600) 701 (613) 658 (582) 669 (590)
BHThw (1976)	zum Vergleich	beschickt auf 2000 mit 26 cm/100 a		516

<sup>1</sup> Werte in Klammern für T = 1000 a

$T = 3.000$  Jahren, bei Anwendung der linearen Regression eine Wiederkehrzeit von  $T = 400$  bis  $600$  Jahren.

Die Ergebnisse der verschiedenen Verfahren zur Abschätzung von extremen Sturmfluten für den Pegel Cuxhaven und deren Datengrundlagen sind in Tab. 6 zusammengefasst. Der amtlich gültige Bemessungswasserstand für 2085 der Länderarbeitsgruppe (2085 A) hätte verglichen mit der LOG-Pearson-III Verteilung eine Wiederkehrzeit von etwa  $T = 900$  bis  $1000$  Jahren.

Die Verwendung partieller Serien, die verglichen mit den jährlichen Serien eine sehr große Anzahl von Daten berücksichtigen und damit eine Verbesserung des Datenkollektivs im statistischen Sinne herbeiführen, bringt keine wesentlich veränderten Ergebnisse. Das Sturmflutereignis mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P = 10^{-4}$  liegt bei allen Verfahren etwa  $70$  bis  $100$  cm über dem entsprechenden Ereignis mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P = 10^{-3}$ .

Zusammenfassend ist festzustellen, dass mit den o.a. Verfahren nach wissenschaftlichen bzw. fachlichen Kriterien nur Abschätzungen für Bemessungsereignisse mit zugeordneten Wiederkehrintervallen im Bereich von maximal  $300$  bis  $500$  Jahren abgeleitet werden können. Dies gilt allerdings auch nur für Standorte bzw. Küstenabschnitte, für die lange Beobachtungszeitreihen vorliegen.

Aussagen zu Ereignissen mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten im Bereich von  $10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  sind mit statistischen bzw. wahrscheinlichkeitstheoretischen Verfahren nur sehr eingeschränkt möglich. Da aber aufgrund der gesellschaftspolitischen Rahmenbedingungen und der technischen Regelwerke ein Bedarf besteht, Ereignisse mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten im Bereich bis zu  $P = 10^{-4}$  abzuschätzen, werden im folgenden Abschnitt entsprechende Überlegungen und Untersuchungen zu möglichen Ansätzen vorgestellt.

## 5. Entwicklung eines Verfahrens zur Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungs- wahrscheinlichkeiten (STAUZEIT)

### 5.1 Allgemeines

Aufgrund der an der deutschen Nordseeküste eingeschränkten Datengrundlage (z.B. Windstauzeitreihen) für aufwendige Risk Management Untersuchungen (z.B. niederländische Verfahren) und aufgrund der unzulässigen Extrapolation bei „klassischen“ statistischen Verfahren sind die oben genannten Verfahren zur Abschätzung von Bemessungsereignissen für Seedeiche und Ästuardeiche mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten nicht bzw. eingeschränkt geeignet.

Zur Abschätzung der Wasserstände von Sturmfluten mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten muss daher ein anderes Verfahren entwickelt werden. Im Folgenden wird ein Konzept vorgestellt, dass auf der Überlagerung von Einzelwahrscheinlichkeiten beruht.

Das Ereignis Sturmflut setzt sich aus deterministischen Anteilen (z.B. Tidewasserstand) und stochastischen Anteilen (z.B. Windstau) zusammen. Die wahrscheinlichkeitstheoretische Betrachtung sollte aber auf die stochastischen Anteile beschränkt werden. Dem Bemessungswasserstand kann dann aus der Überlagerung der Einzelanteile astronomischer Tidewasserstand, Windstau, Fernwellen, Beckenschwingungen und ggf. anderer Anteile eine bestimmte Jährlichkeit zugeordnet werden.

Um eine Datenbasis für die statistische Bewertung der Einzelanteile zu erhalten, muss ihre Größe aus den verfügbaren Wasserstandsaufzeichnungen ermittelt werden. Dabei gibt es zwei Definitionen zum Erhalt der so genannten „Windstaukurve“:

- Die Differenz zwischen dem eingetretenen Wasserstandsverlauf und dem Verlauf der für diesen Zeitpunkt vorausberechneten astronomischen Tide
- Die Differenz zwischen dem eingetretenen Wasserstandsverlauf und dem Verlauf der für die entsprechende Zeit gültigen mittleren Tide.

Damit umfasst der Windstau bei beiden Definitionen nicht nur den dominierenden Anteil aus dem direkten Wind über der deutschen Bucht, sondern auch die weiteren Effekte aus in die Nordsee einschwingenden Fernwellen, Beckenschwingungen, Wirkung des vorherrschenden Luftdrucks, Wasser- und Lufttemperaturen, Böigkeit des Windes und so genannte „return surges“, verursacht durch plötzliches Abflauen des Windes (TOMCZAK, 1952 u. KOOPMANN, 1962). Für den Fall der Ermittlung anhand der mittleren Tide kommen auch noch Spring- und Nippanteile hinzu. Zudem ist in der mittleren Tidekurve, die ja eine Ganglinie der arithmetisch gemittelten, sich entsprechenden Wasserstände mehrerer Tidekurven für einen bestimmten Ort und einer bestimmten Zeitspanne<sup>1</sup> darstellt, stets neben den reinen astronomischen periodischen Anteilen immer auch Windeinfluss enthalten, so dass bei der Differenzbildung von eingetretenem Wasserstand zu mittlerer Tidekurve quasi der aktuelle Windstau von dem mittleren Windstau abgezogen wird.

Aber selbst bei Verwendung der astronomische Tide zur Ermittlung des Windstaus bestehen Probleme durch die Definition der astronomischen Tide. Diese umfasst nicht nur die aus dem Gravitationssystem Erde, Mond und Sonne hervorgerufenen harmonischen Tiden und die Einflussfaktoren von Form und Tiefe der Küstengebiete (Flachwassertiden), sondern unter anderem auch die so genannten „meteorologischen Tiden“, die ebenfalls als streng periodische Anteile des Tideverlaufs wirken. Beispiele sind die Seewind-Zirkulation, die mit dem täglichen Gang der Sonneneinstrahlung korreliert und der saisonale Wechsel von vorherrschenden Winden und Luftdruckverhältnissen, der mit der Deklination der Sonne in Wechselwirkung steht (MÜLLER-NAVARRA u. GIESE, 1999). Es ist also nie exakt und vollständig der Windstau einfluss von der astronomischen Tide zu trennen.

Aus dem bisher Aufgeführten ist also der Windstau, ermittelt nach der astronomischen Tide, für die Trennung von deterministischen und stochastischen Anteilen zu bevorzugen. Aufgrund der Verfügbarkeit der Daten wird für wasserbauliche Zwecke allerdings meist die mittlere Tide verwendet (SIEFERT, 1978), die auch für die Ermittlung der Windstauhöhen im Sturmflutatlant Cuxhaven (GÖNNERT u. SIEFERT, 1998) benutzt wurde, dessen Daten Grundlage für das im Folgenden beschriebene Verfahren sind.

Der Windstau umfasst also definitionsgemäß die aperiodischen, hauptsächlich meteorologischen, Wirkungen und ist im Wesentlichen abhängig von der Windwirklänge, der Windrichtung- bzw. -stärke und Winddauer und ist, anderweitig vergleichbare Bedingungen vorausgesetzt, 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 Tideniedrigwasser-Zeitpunkt nicht zwangsläufig zu einem katastrophal hohen Wasserstand führt.

Die Abb. 6 soll schematisch diesen Zusammenhang verdeutlichen. Betrachtet wird ein kritisches Zeitfenster des Tidewasserstandes von einer Stunde um den Thw-Scheitel. Im obe-

<sup>1</sup> Dies ist die Definition gemäß DIN 4049-3, daneben gibt es historisch bedingt, weitere verschiedene Verfahren zur Bestimmung der mittleren Tidekurve, siehe LAWA (2001)



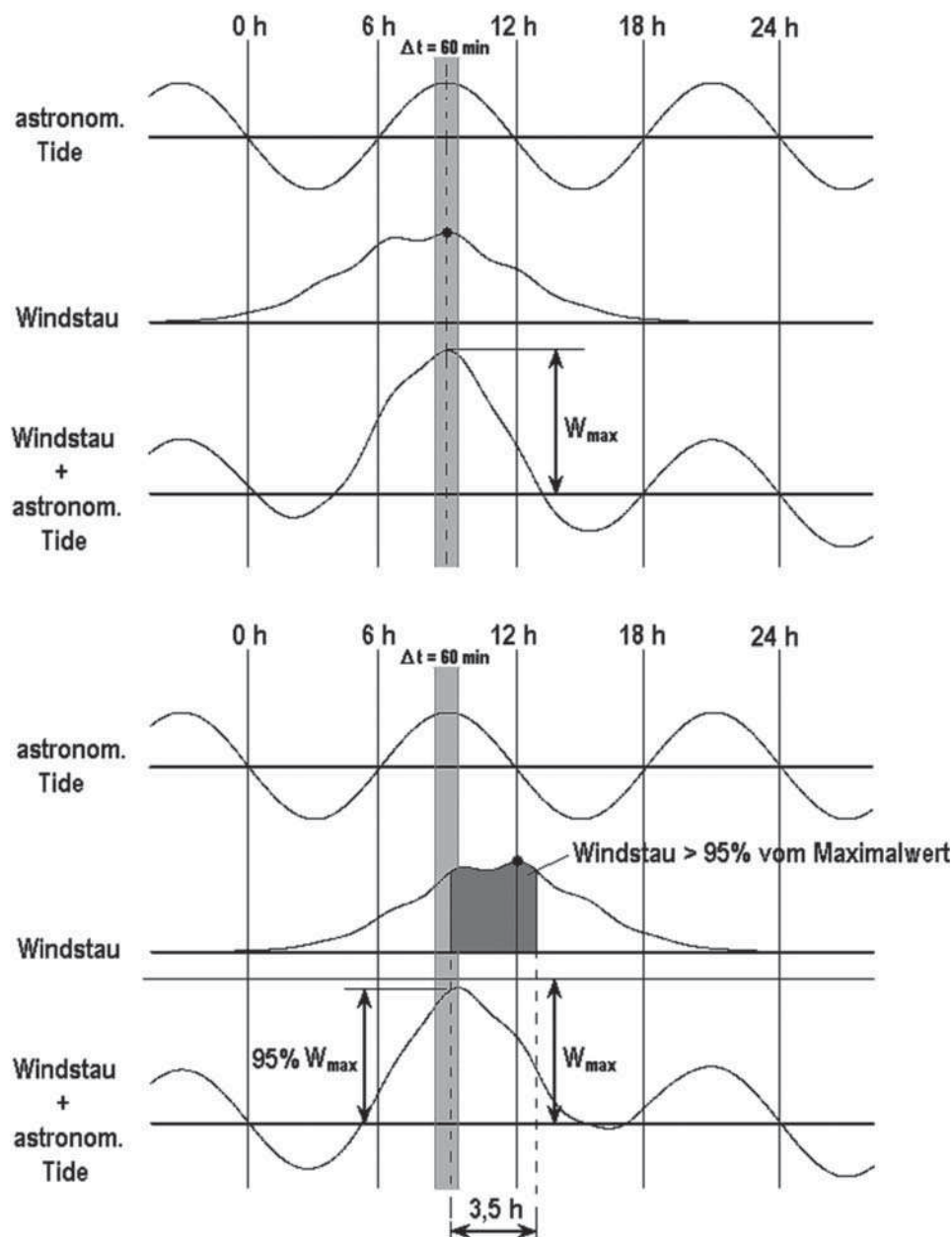


Abb. 6: Betrachtung zur Überlagerung von Windstau und astronomischer Tide (schematisch)

ren 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  $W_{\text{max}}$ .

Im unteren Teil von Abb. 6 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 zu-

sammen, 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  $W_{\max}$ , 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 Gesamt ereignis „maximaler Sturmflutwasserstand“ ergibt sich damit zu

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

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  $P_z = 1$ .

Wie allerdings im folgenden Abschnitt ausgeführt wird, kann aus den beobachteten Windstaukurven eine Dauer des kritischen Scheitelbereiches von unter 2,5 Stunden bestimmt werden. Die Bestimmung der Wahrscheinlichkeit  $P_z$  soll mit der folgenden Abb. 7 verdeutlicht werden.

Es wird festgelegt, dass ein extremer Bemessungswasserstand nur dann auftritt, wenn der Scheitel der Windstaukurve mit dem Scheitel der Tidekurve zusammentrifft. Maßgebend für die Definition des Tidehochwasserzeitpunktes soll hier das Zeitfenster von einer Stunde sein (Außerhalb dieses Zeitfensters ist der Tidewasserstand des Pegels Cuxhaven, der zur Entwicklung des Verfahrens herangezogen wird, bereits wieder um mindestens 10 cm gefallen). Weiterhin soll der Scheitel des Beispiel-Windstauereignisses eine Breite von 3 Stunden aufweisen.

Wenn nun ein solches Windstauereignis auftritt, ist zu klären, wie es in einem beliebigen 12-Stundenintervall (etwa eine Tide) relativ zum Tidehochwasser zur Lage kommen kann. Dies zeigt exemplarisch der untere Bereich der Abb. 7. Wie ersichtlich ist, sind es genau 12 Möglichkeiten der unterschiedlichen Lage innerhalb einer Tidephase (leicht vereinfacht: Tidedauer: 12 h 25 Min bei 705 Tiden pro Jahr); Fall 11 und 12 vervollständigen die Reihe der möglichen Lagen um Tideniedrigwasser.

Wie zu sehen ist, bedeuten exakt drei von 12 möglichen zeitlichen Lagen des Windstauereignisses das Zusammentreffen mit dem Tidehochwasser. Die Wahrscheinlichkeit des Zusammentreffens ergibt sich damit zu

$$P_z = j/12$$

mit  $j$  = Dauer des kritischen Scheitelbereiches der Windstauereignisse (im Beispiel:  $j = 3$ ).

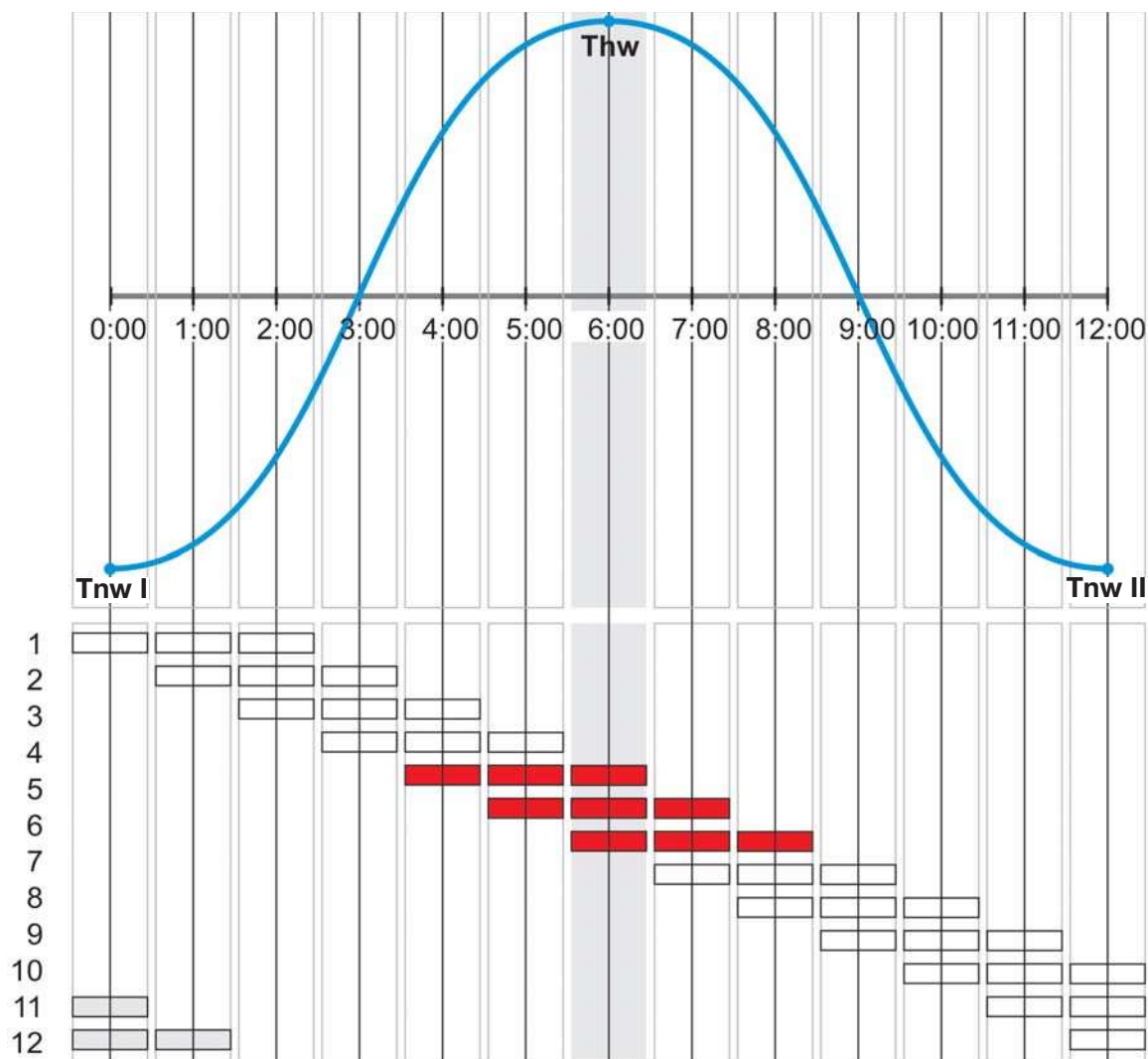


Abb. 7: Schematische Permutationszusammenstellung für  $P_z$

Zur endgültigen Ermittlung der Wahrscheinlichkeit  $P_{ges}$  muss daraufhin dieser Wert  $P_z$  mit der Wahrscheinlichkeit für das Erreichen eines bestimmten Windstauwertes  $P_w$  multipliziert werden.

In der Bemessungspraxis ist allerdings umgekehrt vorzugehen. Die Wahrscheinlichkeit  $P_{ges}$  ist vorgegeben, ein Bemessungswasserstand entsprechender Jährlichkeit ist gesucht. D.h. aus

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

wird

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

Der für diese Wahrscheinlichkeit  $P_w$  ermittelte Windstauscheitelwert wird aus der Statistik der Windstauereignisse entnommen und mit dem mittleren Tidehochwasserstand addiert. Der gesuchte Extremwasserstand ergibt sich somit zu

$$W(P_{ges}) = \text{Tidescheitelwasserstand (MThw)} + W(P_w).$$

Diesem Wasserstand ist für die Ermittlung des Bemessungsereignisses der für den Planungszeitraum aktualisierte Säkularanstieg hinzuzufügen.

Anders als bei anderen mehrdimensionalen Verfahren, die außer den genannten Größen noch weitere Einzelereignisse berücksichtigen, ist hiermit ein pragmatischer Ansatz vorgestellt worden, der auch für Pegel bzw. Küstenabschnitte anwendbar ist, für die nur eine relativ geringe Datenbasis zur Verfügung steht. Die Verfasser haben dieses Verfahren mit dem Namen STAUZEIT (WindSTAU und ZEITliche Überlagerung mit astronomischer Tide) bezeichnet.

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 Gesamt ereignisses zuverlässiger erfolgen kann.

Dabei muss jedoch stets beachtet werden, dass zum einen, wie eingangs dieses Abschnittes erwähnt, unter dem Begriff „Windstau“ nicht nur Einflüsse aus Wind, sondern ein Gesamtstauanteil verstanden wird und zum anderen der hier verwendete Windstau aus der Differenzbildung von tatsächlich aufgetretenem Wasserstandsverlauf und der mittleren Tide erhalten wurde.

In den folgenden Abschnitten wird daher zunächst auf einige Aspekte der verwendeten Windstaudaten eingegangen, sowie für den Pegel Cuxhaven die statistische Zuordnung von Windstauscheitelwerten zur Auftretenswahrscheinlichkeiten  $P_w$  durchgeführt.

## 5.2 Verwendete Windstaudaten

Hohe Sturmfluten in der südlichen Nordsee bzw. im Tidebereich der Elbe sind zu erwarten, wenn Stürme aus südwestlichen bis nördlichen Richtungen auftreten, wobei die für die Deutsche Bucht bzw. das Elbeästuar besonders kritische Windrichtung  $290^\circ$  ist.

Neben der Windrichtung und der Windgeschwindigkeit hängt die Höhe des Windstaus von einer Vielzahl anderer Faktoren ab. Eine Berechnung bzw. Vorhersage des Windstaus ist daher sehr komplex und auch nicht einfach von der Ermittlung der astronomischen Tide bzw. ihrer Definition zu trennen. Nähere Auskunft über ein empirisches Modell zur Vorhersage von Windstauhöhen geben MÜLLER-NAVARRA u. GIESE (1999).

Vergleichsrechnungen für den Pegel Hoek van Holland an der niederländischen Nordseeküste, denen ein Orkan der Geschwindigkeit 35 m/s aus windstauwirksamen Richtungen zugrunde gelegt wurde, haben z.B. einen 10.000-jährlichen Windstau von 365 cm ergeben (RIJKSWATERSTAAT, 1995).

Aufgrund der morphologischen Verhältnisse in der Deutschen Bucht ist das Elbeästuar, insbesondere der Pegel Cuxhaven, wesentlich stauempfindlicher als die niederländische Nordseeküste, so dass hier von höheren Stauwerten ausgegangen werden muss. Geeignete Ansätze zur Abschätzung der maximal möglichen Windstauwerte in der Deutschen Bucht sind derzeit nicht verfügbar.

Datengrundlage für die Projektbearbeitung sind die Sturmfluten des „Hamburger Sturmflutatlases“ (Strom- und Hafengebäude Hamburg, GÖNNERT u. SIEFERT, 1998), in dem alle

Sturmfluten des Zeitraums 1901 bis 1995 zusammengestellt sind, für die die folgenden Bedingungen gelten:

- Windstau > 2,00 m
- HThw > MThw + 1,50 m.

Insgesamt standen damit für eine weitere Bearbeitung und Parametrisierung 192 Sturmflutscheitel und 153 Windstaukurven, also 153 Sturmfluten zur Verfügung, wobei die Staukurven durch folgende Kennzahlen parametrisiert wurden:

- Anstiegskennzahl
- Scheitelhöhe
- Scheitelmaximum/Periode
- Anstiegsende
- Scheiteldauer
- Abfallkennzahl.

Die Betrachtung des Windstaus anhand der oben genannten Parameter ist grundsätzlich sinnvoll, weil sie den zeitlichen Verlauf und die Höhe der Energie, die auf das Wasser einwirkt, darstellen und so den „physikalischen Wert“ einer Sturmflut beschreiben.

Nach Auswertung der Parameter der Windstaukurven wird für den Pegel Cuxhaven eine „maximale Windstaukurve“ angegeben, die für die Bemessung von Küstenschutzbauwerken herangezogen werden kann: „Unter den momentanen Bedingungen ist höchstens eine Windstaukurve mit 450 cm Höhe und einem Anstieg von 1 h/m, 2,5 h Dauer und 5,5 h/m Abfall zu erwarten“ (GÖNNERT, 1999).

Auch wenn das Verfahren zur Ermittlung dieser maximalen Windstaukurve bei GÖNNERT (1999) leider nicht näher beschrieben wird, kann dieser Wert doch einen Anhaltspunkt für die Höhe eines extremen Sturmflutereignisses liefern. Geht man von einem MThw von NN + 150 cm für den Pegel Cuxhaven aus (ein säkularer Anstieg müsste ggf. gesondert berücksichtigt werden), so ergibt sich ein maximal möglicher Sturmflutwasserstand von

$$BW_{\max} = NN + 150 \text{ cm} + 450 \text{ cm} = NN + 600 \text{ cm}.$$

Das vorgestellte Konzept kann derzeit nur für den Pegel Cuxhaven angewandt werden, zum einen, weil dort die längste Beobachtungsreihe zur Verfügung steht, was einen besseren Vergleich mit den Ergebnissen der klassischen Extremwertstatistik ermöglicht, zum anderen, weil GÖNNERT u. SIEFERT (1998) 153 Windstaukurven für den Zeitraum 1901 bis 1985 detailliert untersucht haben, so dass auf diese (schon parametrisierten Daten) zurückgegriffen werden kann.

Der Windstau ist abhängig von der Windwirklänge und der Windrichtung und -stärke und umgekehrt proportional zur Wassertiefe. Die Auswertung der Windstaudaten erfolgt daher zunächst getrennt nach der Lage der Windstauwerte zur Periode.

Dabei erscheint folgende Abgrenzung sinnvoll:

- Windstaumaximum um Tnw: 3,0 h vor Tnw bis 3,5 h nach Tnw
- Windstaumaximum um Thw: 3,0 h vor Thw bis 3,0 h nach Thw.

Mit dieser Abgrenzung stehen für die weitere Bearbeitung 3 Datenkollektive zur Verfügung:

- 65 Windstaumaxima um Thw,
- 87 Windstaumaxima um Tnw sowie
- das Kollektiv aller 152 Windstauwerte.

Die Überschreitungswahrscheinlichkeiten bzw. die empirischen Wiederkehrzeiten nach Weibull (JENSEN, 1985) der in Abhängigkeit ihrer Lage zur Periode betrachteten Serien sind

in Abb. 8 dargestellt. Zum Vergleich sind ebenfalls sowohl die maßgebende maximale Windstauhöhe nach SIEFERT (1988) mit  $W = 385$  cm als auch die „maximal mögliche Windstauhöhe“  $W = 450$  cm nach GÖNNERT (1999) eingetragen.

Die Auswahl einer geeigneten Verteilungsfunktion ist bei den Kollektiven der Windstaumaxima um Tnw und Thw aufgrund der geringen Datenbasis problematisch. Zu beachten ist, dass es sich hier um eine partielle Serie handelt. Da die Kollektive der Windstauwerte um Tnw und insbesondere das Kollektiv um Thw relativ klein sind, wird das Gesamtkollektiv der Windstauwerte ausgewertet. Bei Verwendung aller im „Sturmflutatlant“ registrierten Windstauwerte (152 Werte für den Zeitraum 1901 bis 1995) liegt keine äquidistante homogene Zeitreihe vor.

Die Ergebnisse der Anpassungsrechnungen für das Gesamtkollektiv der Windstauwerte sind unbefriedigend. Die Schwankungsbreite der nach verschiedenen Verfahren durchgeführten Anpassungsrechnungen und die mittleren Fehler sind relativ groß. Diese Ergebnisse der Untersuchungen des Kollektivs aller Windstauwerte sind deshalb für weitergehende Betrachtungen nicht zu berücksichtigen (JENSEN u. FRANK, 2002).

Um dennoch dieses Datenkollektiv für die weiteren Untersuchungen zu erschließen und um den Voraussetzungen einer Extremwertanalyse zu genügen, wurde das Kollektiv aller Windstauwerte auf die Anzahl der Beobachtungsjahre beschränkt, so dass 95 Windstauwerte unabhängig davon, ob sie um Tnw oder um Thw aufgetreten sind, zur Verfügung stehen. Damit sind die Ergebnisse zur Anpassung von Verteilungsfunktionen an dieses Windstaukollektiv mit den Berechnungen auf der Basis der nach Tnw und Thw getrennten Windstauwerte vergleichbar.

Die Ergebnisse der Auswertungen mit den formalen Extrapolationen bis Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $P = 10^{-4}$  sind in Tab. 7 zusammengestellt und in Abb. 9 dargestellt.

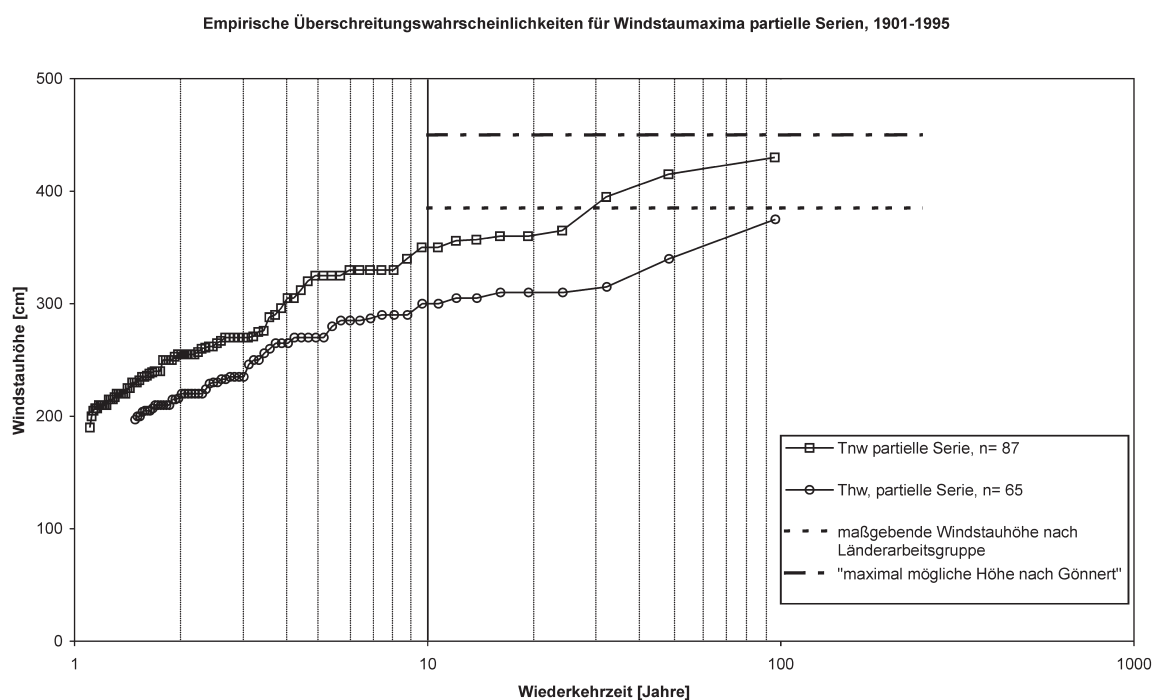


Abb. 8: Überschreitungswahrscheinlichkeiten für Windstaumaxima, 1901–1995

Tab. 7: Ergebnisse verschiedener Verteilungsfunktionen für die Zeitreihe der 95 höchsten Windstauwerte (unabhängig von der Lage zur Periode) [cm]

T [a]	Jenkinson Verf. A [cm]	Jenkinson Verf. B [cm]	Gumbel [cm]	LOG Pearson III [cm]	Lin. Regression [cm]	LOG Normal [cm]
100	429	434	422	426	430	396
200	456	462	445	451	454	410
250	465	471	453	459	462	414
500	493	501	476	485	486	428
1.000	523	531	499	512	510	441
2.000	553	562	522	540	534	453
5.000	594	605	552	578	565	469
10.000	627	639	575	608	589	481
Mittl. Fehler	5,98	5,63	6,06	5,61	5,30	6,64

### Windstauwerte Cuxhaven 1901-95

ohne Berücksichtigung der Lage der Peaks zur Periode  
95 höchste Werte

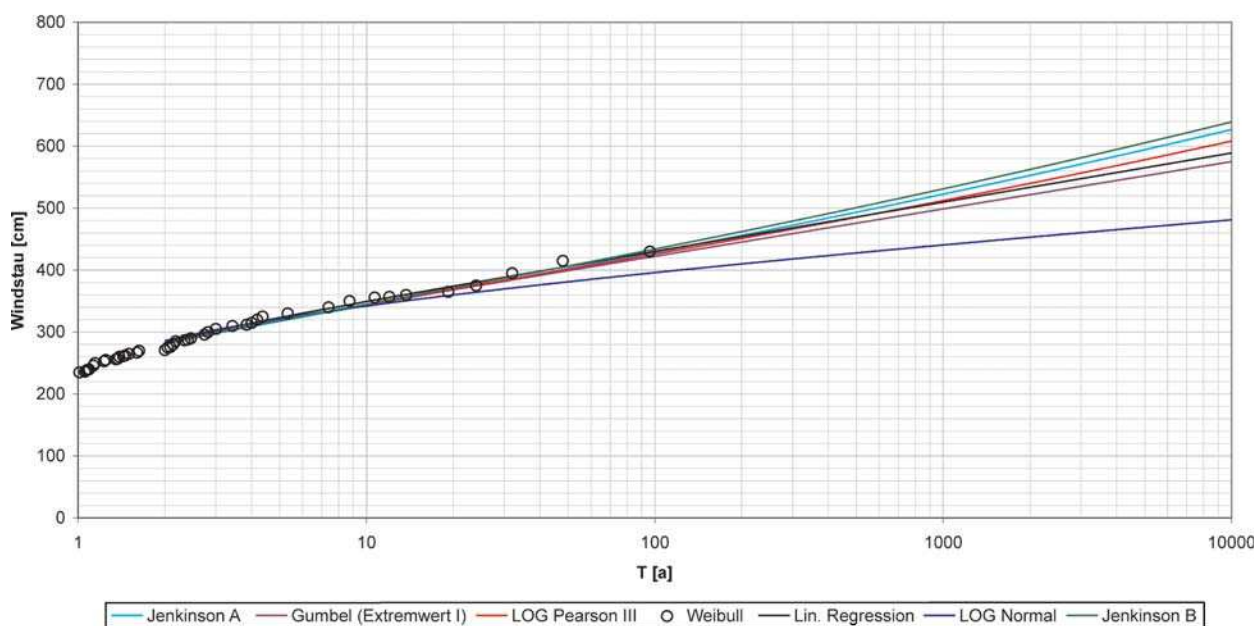


Abb. 9: Anpassung an die 95 höchsten Windstauwerte (unabhängig von der Lage zum Tidescheitel)

Ordnet man den „maximal möglichen Windstau“ nach GÖNNERT (1999) in die Verteilung ein, so ergibt sich für den Wert 450 cm unter Verwendung sowohl der LOG Pearson III Verteilung als auch der linearen Regression eine Wiederkehrzeit nahezu exakt  $T = 200$  Jahren (Tab. 7).

Für die Beschreibung des „stochastischen“ Anteils „Windstau“ des beobachteten Gesamtereignisses Sturmflutwasserstand eignet sich für alle untersuchten Zeitreihen das Modell lineare Regression. Der als Gütekriterium herangezogene mittlere Fehler weist fast bei allen Windstau-Zeitreihen ein Optimum auf. Die mit dem Modell lineare Regression berechneten Werte liegen im Vergleich zu den anderen Funktionen im oberen bzw. konservativen Bereich.

### 5.3 Überlagerung der Wahrscheinlichkeiten von Windstau und Tidehochwasser

Wie in Abschnitt 7.1 erläutert wurde, kann die Wahrscheinlichkeit eines extremen Sturmflutwasserstandes beschrieben werden, indem die Einzelwahrscheinlichkeiten für die beiden relativ unabhängigen Ereignisse „Windstau einer bestimmten Überschreitungswahrscheinlichkeit tritt auf“ und „Windstau dieser Wahrscheinlichkeit tritt bei Tidehochwasser auf“ multiplikativ verknüpft werden. Diese Vorgehensweise setzt die Unabhängigkeit der beiden Einzelereignisse voraus. Diese Bedingung kann für einen beliebig auftretenden Windstau als gegeben angesehen werden und gestattet somit diese grundsätzliche Herangehensweise. Das Verfahren ist auch für Pegel bzw. Küstenabschnitte anwendbar, für die nur eine relativ geringe Datenbasis zur Verfügung steht (JENSEN, 2000a und b). Wie allerdings sogleich gezeigt wird, sind anhand der Analyse der zeitlichen Überlagerung von aufgetretenen Windstauereignissen und Tidescheiteln dennoch weiteren Erscheinungen Rechnung zu tragen.

Aufgrund der vorangestellten Betrachtungen ist das STAUZEIT-Verfahren ausschließlich zur Abschätzung der Scheitelwerte extremer Sturmflutereignisse mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten geeignet. Hier soll nun die in der Erläuterung des Grundprinzips des Verfahrens eingesetzte kritische Scheiteldauer der Windstauereignisse und somit die Wahrscheinlichkeit  $P_z$  für das Zusammentreffen von Windstauscheitel und Tidehochwasser näher quantifiziert werden.

Nach Untersuchungen von GÖNNERT u. SIEFERT (1998) nimmt die Scheiteldauer eines Windstauereignisses mit zunehmender Scheitelhöhe ab. Der Scheitel und damit die Scheiteldauer wurde dabei für jedes Ereignis über eine Ausgleichsgerade über kurzzeitige Schwankungen bestimmt. Neben diversen Sonderregeln bei zwei oder mehreren Peaks sind dabei hauptsächlich synoptisch betrachtete Windaufzeichnungen und die Lage zur Tidephase berücksichtigt worden. Aus diesen Untersuchungen folgernd kann Windstauereignissen mit einer Höhe von mehr als 450 cm am Pegel Cuxhaven eine Scheiteldauer von  $t < 2,5$  Stunden zugeordnet werden, so dass die o.a. Voraussetzungen für eine Verknüpfung der Ereignisse „Windstau einer bestimmten Überschreitungswahrscheinlichkeit tritt auf“ und „Windstau dieser Wahrscheinlichkeit tritt bei Tidehochwasser auf“ als gegeben betrachtet werden können.

Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Windstaumaximum mit sehr geringer Eintrittswahrscheinlichkeit um Thw auftritt, beträgt damit etwa  $P_z = 1/6$ . Um mit dieser Wahrscheinlichkeit einen Wasserstand der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  abzuschätzen, müsste damit ein Windstauwert einer Wahrscheinlichkeit von

$$P_w = \frac{P_{ges}}{P_z} = \frac{1/10.000}{1/6} = 1/1666,6$$

zugeordnet werden.

Wird die zeitliche Überlagerung der beobachteten Windstauereignisse mit der Tidephase betrachtet, ist nach Untersuchungen von GÖNNERT (1999) eine Konzentration der Windstaumaxima um Tnw (Tnw I und Tnw II) und 1,5 h vor Thw festzustellen. Ein exaktes Zusammentreffen des maximalen Windstaus mit dem Tidehochwasserscheitel ist in diesem Jahrhundert nur bei einer höheren Sturmflut im Jahr 1995 aufgetreten.

Wird wiederum vereinfachend unterstellt, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines Windstaus einer bestimmten Wahrscheinlichkeit zu allen Tidephasen gleich groß ist



und ein kritisches Zeitfenster von  $\Delta t = 1$  h sowohl für den Bereich um Thw als auch der Dauer der besonders kritischen Windstauscheitelwerte, zugrunde gelegt wird, ergibt sich eine Wahrscheinlichkeit für das zeitgleiche Auftreten von maximalem Windstau und Tidehochwasserstand von etwa 1/12.

Es kann davon ausgegangen werden, dass die Wahrscheinlichkeit für das zeitgleiche Auftreten von Windstaumaximum und Tidehochwasserscheitel deutlich geringer als 1/12 ist. Darüber hinaus ist das Verhältnis von 0,9 der Windstau maxima bei Thw zu den Windstau maxima bei Tnw nach GÖNNERT (1999) zu berücksichtigen. D.h., die bei Tnw beobachteten Windstauwerte müssten gegenüber den bei Thw registrierten Windstau maxima bei einer gemeinsamen statistischen Betrachtung reduziert werden. Da aber dazu keine weitere Differenzierung bei GÖNNERT (1999) angegeben wird, ist dieser physikalische Zusammenhang nur genähert durch eine Reduzierung der Eintrittswahrscheinlichkeit „maximaler Windstau tritt bei Thw auf“ zu erfassen. Nach Auswertungen aller im Windstauatlas aufgeführten Windstauereignisse für den Pegel Cuxhaven und Berücksichtigung des Verhältnisses von 0,9 der Windstau maxima bei Thw zu den Windstau maxima bei Tnw wird die Wahrscheinlichkeit für eine maximale Überlagerung innerhalb der „kritischen Stunde“ um Thw auf 1/20 abgeschätzt.

Damit ergibt sich die Überschreitungswahrscheinlichkeit für das Gesamtereignis „maximaler Sturmflutwasserstand“ bei einem Windstauereignis mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P_w = 1/500$  zu

$$P_{ges} = \frac{1}{20} \cdot \frac{1}{500} = \frac{1}{10.000}.$$

Die Extrapolation auf eine Überschreitungswahrscheinlichkeit für den maximalen Windstau (Gesamtkollektiv der 95 höchsten Windstauwerte) von  $P_w = 1/500$  führt zu einem Wert von etwa  $W = 490$  cm (Tab. 7, extrapoliert mit einer linearen Regressionsbeziehung). Bei einer mittleren Tide von NN + 150 cm ergibt sich der maximale Sturmflutscheitelwasserstand bei der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P_{ges} = 1/10.000$  zu

$$BW_{Tide} = NN + 150 \text{ cm} + 490 \text{ cm} = NN + 640 \text{ cm}.$$

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. Für einen Planungszeitraum von wenigen Jahren (z.B. bis zum Jahr 2005) ist der säkulare Anstieg bzw. Trend für den Standort Cuxhaven mit  $s_T = 20$  bis 30 cm/100 Jahre zu vernachlässigen.

Der über eine phänomenologische Betrachtung von (weitgehend) unabhängigen Einzelereignissen ermittelte Wasserstand mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  unterscheidet sich für den Pegel Cuxhaven nicht von dem über eine klassische Anpassung von Verteilungsfunktionen berechnetem Wasserstand. Mit der Anpassung nach der LOG-Pearson-III-Verteilung an die beobachteten Jahreshöchstwerte (BHThw-Zeitreihe 1849 bis 1997) wird der Wasserstand mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  ebenfalls mit NN + 640 cm abgeschätzt (Tab. 4).

Der maximale Scheitelwasserstand mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P_{ges} = 1/10.000$  ist für den Pegel Cuxhaven damit mit einer Höhe von 130 cm über dem bisher höchsten aufgetretenen Wasserstand abzuschätzen (510 cm über NN, aufgetreten 1976).

#### 5.4 Bewertung des Verfahrens STAUZEIT

Das für den Pegel Cuxhaven abgeleitete Verfahren zur Ermittlung von Extremwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten, STAUZEIT, kann nach dem Stand der Wissenschaft zur Anwendung für die Küstenpegel an der deutschen Nordseeküste grundsätzlich empfohlen werden. Für dieses Verfahren sind allerdings die Zeitreihen der Windstau- bzw. Gesamtstauwerte (maximaler meteorologischer bzw. stochastischer Anteil der beobachteten Wasserstände) erforderlich.

Es ist anzustreben, entsprechende Zeitreihen der Wind- bzw. Gesamtstauwerte auch für die weiteren Pegel an der deutschen Nordseeküste zu ermitteln und mit diesen Zeitreihen auf der Basis des Verfahrens STAUZEIT die Extremwasserstände mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten zu bestimmen.

Ein weiteres Problem dieses nur für den Pegel Cuxhaven zur Verfügung stehenden Datenkollektives ist die sehr geringe Anzahl von Werten (65 Windstauwerte um Thw aus einem Zeitraum von rund 100 Jahren) und die Abhängigkeit einzelner Werte voneinander (z.B. bei aufeinander folgenden Sturmfluten). Bei dieser Zeitreihe handelt es sich nicht um eine äquidistante Zeitreihe, die einer statistischen Betrachtung in diesem Fall vorzuziehen ist.

Mit den klassischen Verteilungsfunktionen, z.B. auf der Grundlage jährlicher Maximalwerte, sind für Mündungspegel, d.h. weitestgehend durch Baumaßnahmen und Ausbaumaßnahmen unbeeinflusste Pegel, durchaus dem Verfahren STAUZEIT vergleichbare Ergebnisse für Extremwasserstände mit kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten bis  $P = 10^{-4}$  zu ermitteln. Die für den Pegel Cuxhaven ermittelten Ergebnisse für Scheitelwasserstände mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $P = 10^{-4}$  liegen bei allen geeigneten Verfahren in einem sehr engen Bereich von  $BW = NN + 640$  cm bis  $NN + 700$  cm.

Eine entsprechende Anwendung dieser Verteilungsfunktionen für die Standorte im Tideästuar der Elbe selbst ist nach den vorliegenden Untersuchungen nicht zulässig.

#### 6. Zuschlagverfahren für die Anwendung in Tideflüssen

Für eine Bemessung von Schutzbauwerken an Tideflüssen, bei denen ein Scheitelwasserstand mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $P = 10^{-4}$  zu Grunde gelegt werden soll, wird folgender Ansatz zur Ermittlung von Bemessungswasserständen mit sehr geringen Überschreitungswahrscheinlichkeiten vorgeschlagen.

Da mit statistischen Verfahren schon allein aus dem Verhältnis von verfügbarer Datenbasis (also Pegelzeitreihen) zum Extrapolationszeitraum die erhaltenen Ergebnisse allenfalls Hinweise auf Größenordnungen, aber keine exakten Bemessungswerte sein können, sollte sich der Bemessungswasserstand für einen Küstenstandort bzw. Standort in einem Tideästuar an einem Basiswert zuzüglich eines Zuschlags orientieren:

$$BW_{(10^{-4})} = \text{Basiswert} + \text{Zuschlag.}$$

Für eine langfristige Bemessung ist der säkulare Meeresspiegelanstieg ggf. gesondert zu berücksichtigen. Der Basiswert sollte durch einen Zuschlag erhöht werden, der den Unterschied zwischen einem Wasserstand der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  und dem Basiswert erfasst. Dieser Zuschlag ist in Abhängigkeit der örtlichen Gegebenheiten an der Küste bzw. der Lage in einem Tideästuar festzulegen.

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 bestimmter Jährlichkeit.

Bei Verwendung des jeweils gültigen amtlich festgelegten Wasserstandes zuzüglich eines Zuschlages würde man sich – sucht man einen Bemessungswasserstand zur Deichbemessung im Bereich besonders zu schützender Anlagen mit hohem Schadenspotential – definitionsgemäß in Richtung eines Objektschutzes begeben, da quasi auch bei Überlastung der restlichen Deiche die Sicherheit im Bereich der jeweiligen Anlage noch gegeben wäre. Der Zuschlag müsste sich dann an der Höhe und Wiederkehrzeit des festgelegten Bemessungswasserstandes orientieren. Dies wird unter drei Aspekten als problematisch gesehen. Zum Ersten sind den amtlichen Bemessungswasserständen meistens keine direkten Wiederkehrzeiten zugeordnet, zum Zweiten sind bereits die amtlichen Wasserstände das Ergebnis unterschiedlicher Verfahren, und zum Dritten müssten bei jeder Änderung der amtlichen Bemessungswasserstände auch die Höhen für die somit bemessenen Deiche angepasst werden.

Ist das Ziel gerade die Bestimmung des amtlichen Bemessungswasserstandes, so scheidet dieser erste Punkt ohnehin aus.

Bei Nutzung des höchsten bekannten Tidewasserstandes HHThw setzt man dagegen auf das bekannte, absolut höchste beobachtete Ereignis. Es muss dann aber bei der Wahl des jeweiligen Zuschlages zusätzlich die Lage dieses Wertes in Relation zur restlichen Zeitreihe 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. Oder es kann sich relativ unauffällig als höchstes Ereignis in die bisherige Zeitreihe einfügen.

Ein Basiswasserstand nach der dritten o.a. Möglichkeit stellt sicher, dass für jeden Pegelstandort nachvollziehbar von gleichen Sicherheitsgrößenordnungen ausgegangen werden kann und wird favorisiert. Damit kann auch die Ermittlung des Zuschlages nach relativ einheitlichen Kriterien für verschiedene Standorte geschehen. Die Beschränkung auf niedrige Jährlichkeiten eliminiert dabei die Schwierigkeiten, die für die direkte Ermittlung von Bemessungswasserständen mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $10^{-4}$  bestehen. Hier wird vorgeschlagen, für den statistisch ermittelten Basiswert eine Jährlichkeit von  $T = 100$  Jahren, d.h. das  $H_{100}$ , zu verwenden.

Die Schwankungsbreite der Ergebnisse der 100-jährlichen Wasserstände  $H_{100}$  ist bei den üblicherweise langen und qualitativ guten Zeitreihen an der Nordseeküste und in den Tideästuaren für die verschiedenen Verteilungsfunktionen relativ gering. Die Streubreite für die Wasserstände  $H_{100}$  liegt nach den vorliegenden Untersuchungen im Bereich weniger Dezimeter.

Die Wasserstände  $H_{100}$  an der Küste und im Elbeästuar sind durch umfangreiche Untersuchungen abgesichert und sowohl durch physikalische als auch numerische Modelle verifiziert. Eine Orientierung an diesen Werten und die Ermittlung des Zuschlages aus den Untersuchungen für den Pegel Cuxhaven scheint derzeit die beste Möglichkeit zu sein, sinnvolle Abschätzungen im Bereich der durch Ausbaumaßnahmen beeinflussten Pegel zu treffen.

Die Differenz zwischen dem über das Verfahren STAUZEIT mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  ermittelte Scheitelwasserstand für Cuxhaven und dem Basiswert könnte dabei ein Anhaltswert für die Höhe des Zuschlages darstellen. Mit dem Verfahren STAUZEIT ergibt sich für den Pegel Cuxhaven ein Wasserstand mit der Überschreitungs-

wahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  von  $NN + 640$  cm. Die Differenz zum  $H_{100}$  (LOG Pearson III, siehe Tab. 2) beträgt also 138 cm. Der „maximal mögliche Windstau“ wird von GÖNNERT (1999) für Cuxhaven im Vergleich mit  $W = 450$  cm NN angegeben, so dass sich bei einer mittleren Tide von  $NN + 151$  cm ein Wasserstand von  $NN + 601$  cm ergibt.

In Abb. 10 sind für die untersuchten Standorte entlang der Elbe (Cuxhaven, Brokdorf, Stadersand und St. Pauli) das  $MThw_{89/98}$ , der säkulare Anstieg  $s_T$ , der auf das Jahr 2000 beschickte beobachtete Höchstwert  $BHThw_{2000}$ , der Bemessungswasserstand  $BW_{2085}$ , der  $H_{100}$ -Wasserstand nach LOG Pearson III sowie der Bereich des Zuschlags für ein Sturmflutereignis mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von  $10^{-4}$  dargestellt.

### Wasserstände entlang der Elbe

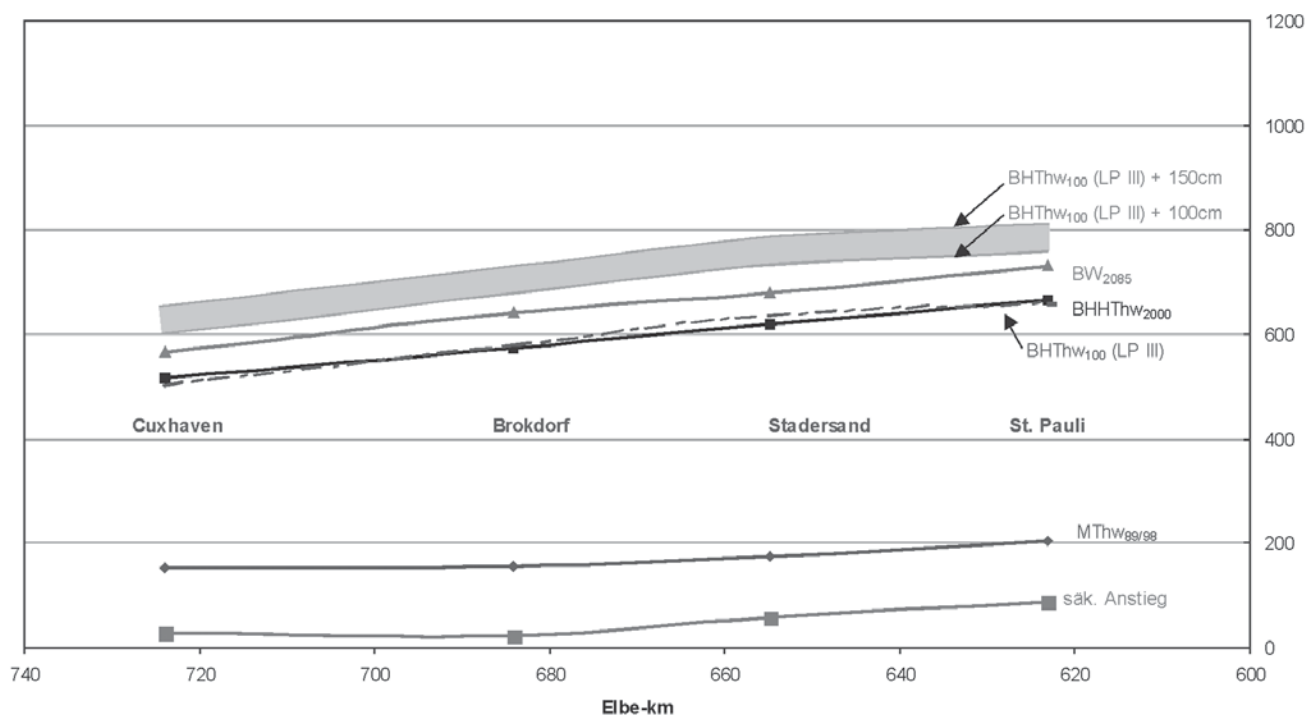


Abb. 10: Mittlere Wasserstände, Bemessungswasserstände, Trends und Zuschlag für das Elbeästuar

Das Zuschlagverfahren kann für Seedeiche an der Nordseeküste und Ästuardeiche empfohlen werden. Der Zuschlag sollte mit einer Größe von  $Z = 100$  bis  $150$  cm angesetzt werden; für die hier untersuchten Bereiche der Unterweser und Unterelbe scheint ein Wert von  $Z = 150$  cm angemessen. Dieser Zuschlag ist jeweils nach den örtlichen Verhältnissen festzulegen; hier ist unter anderem die Lage im Tideästuar von Bedeutung.

### 7. Zusammenfassung

Die Höhe eines Hochwasserschutzbauwerks an der Küste ist vom maßgebenden Sturmflutwasserstand vor dem Bauwerk sowie der anlaufenden Wellenhöhe abhängig. Für die Festlegung des Bemessungswasserstandes, der i.A. für eine bestimmte Wahrscheinlichkeit bzw. Wiederkehrzeit bestimmt wird, sind neben Sicherheitsüberlegungen auch wirtschaftliche Aspekte zu berücksichtigen.

Die Verfahren zur Ermittlung von Bemessungswasserständen oder Bemessungsabflüssen basieren auf der Auswertung aufgezeichneter Wasserstände bzw. Abflüsse mit Hilfe statistischer Verfahren. Dabei wird versucht, mit Hilfe mathematischer Funktionen den Verlauf der Beobachtungswerte zu beschreiben und so die Ereignisse einer bestimmten Überschreitungswahrscheinlichkeit zu bestimmen. Ein Mangel dieser Verfahren ist, dass die klimatischen, hydrologischen und geophysikalischen Bedingungen, die zu der Entstehung von hydrologischen Extremwerten führen, weitestgehend vernachlässigt werden. Solange aber die physikalischen Prozesse, die zur Bildung eines extremen Ereignisses führen, nicht bekannt sind bzw. über deren Anteile zu wenig Daten bzw. Kenntnisse vorliegen, bleibt die statistische Analyse der einzige Weg, Bemessungsereignisse mit bestimmten Wiederkehrintervallen festzulegen.

Dabei ist zu berücksichtigen, dass nicht ein exakter Wert als Eintrittswahrscheinlichkeit für einen Sturmflutwasserstand an einen bestimmten Pegel angegeben werden sollte, sondern eine Abschätzung der Eintrittswahrscheinlichkeit mit Streubereich für einen ganzen Küstenabschnitt. Die Ermittlung solcher Eintrittswahrscheinlichkeiten sollte fachkundig unter Beteiligung aller verantwortlichen Dienststellen erfolgen.

Die Statistik kann nur als Hilfsmittel für die Abschätzung zukünftiger Ereignisse oder der Zuordnung von Eintrittswahrscheinlichkeiten für bestimmte Ereignisse angesehen werden. Eine Unkenntnis oder Teilkenntnis der Wahrscheinlichkeitsrechnung führt häufig zu Fehlinterpretationen der Ergebnisse, und die „genauen“ Berechnungsmethoden können zu der Ansicht verleiten, dass die Ergebnisse exakt sind. Selbstverständlich ist bei der abstrakten theoretischen Ermittlung von Wasserständen mit der Wahrscheinlichkeitsrechnung die Beachtung der physikalischen Einflussparameter unerlässlich.

Statistische Verfahren zur Berechnung von extremen Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten von  $P = 10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  können an der Nordseeküste nicht empfohlen werden. Im Bedarfsfalle können dazu alternativ lediglich verschiedene Möglichkeiten zur „Abschätzung“ von Wasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten angegeben werden.

Unter der Voraussetzung, dass geeignete langjährige Zeitreihen von Windstauwerten zur Verfügung stehen, kann das Verfahren STAUZEIT für die Küstenpegel empfohlen werden. Eine allgemeine Anwendung dieses Verfahrens ist aufgrund der fehlenden Datenbasis für viele Pegelstandorte allerdings nicht möglich. Eine Zusammenstellung entsprechender Windstaukollektive sollte durch die zuständigen Dienststellen erfolgen.

Das Zuschlagverfahren kann für Standorte an der Nordseeküste und in den Tideflüssen grundsätzlich empfohlen werden; der Zuschlag ist dabei nach den örtlichen Verhältnissen festzulegen. Danach sollte bei der Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten ( $P = 10^{-3}$  bis  $10^{-4}$ ) der Basiswert durch einen Zuschlag erhöht werden, der den Unterschied zwischen einem Wasserstand der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P = 10^{-4}$  und dem Basiswert erfasst. Da die Extrapolation einer mathematischen Verteilungsfunktion in dem Bereich großer Jährlichkeiten bzw. kleiner Überschreitungswahrscheinlichkeiten mit sehr großen Unsicherheiten behaftet ist, wird für den statistisch ermittelten Basiswert eine Jährlichkeit von  $T = 100$  Jahren, d.h. das  $H_{100}$  vorgeschlagen. Bei dem Zuschlag ist, soweit verfügbar, der höchste bekannte Tidewasserstand  $HHThw$  und der amtliche Bemessungswasserstand, in die Ermittlung mit einzubeziehen.

Insgesamt ist festzustellen, dass die fachliche und wissenschaftliche Akzeptanz für die Abschätzung von Sturmflutwasserständen an der Nordseeküste und in den Tideästuaren mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten im Bereich von  $P = 10^{-3}$  bis  $10^{-4}$  auf der Basis von An-

passungsfunktionen nur sehr begrenzt gegeben ist. Allgemein wird derzeit noch eine pragmatische Vorgehensweise zur Ermittlung von Bemessungswasserständen an der Nordseeküste bevorzugt. Ergänzend zu Risk Management Untersuchungen sind weitergehende Untersuchungen zur Ermittlung von extremen Sturmflutereignissen, z.B. auf der Basis von extremen physikalisch konsistenten Wetterlagen und daraus abgeleiteten Sturmflutvorhersagen mit numerischen Modellen, unbedingt zu empfehlen.

## 8. Schriftenverzeichnis

- BRETSCHNEIDER et. al: Taschenbuch der Wasserwirtschaft, 7. Aufl., Paul Parey, Berlin, 1993.
- BSH: Internetseite des Bundesamtes für Seeschifffahrt und Hydrographie, <http://www.bsh.de/sturmfluten>, Stand: April, 2003.
- CHOW, VEN TE et. al: Handbook of Applied Hydrology, McGraw-Hill Book Company, London, 1964.
- DE RONDE, J. G. u.a.: Design Criteria Along the Dutch Coast, in Proceedings of the Hydrocoast Conference 1995, IHP-Project H-2-2, 1995.
- DIN 4047, Teil 2: Landwirtschaftlicher Wasserbau – Begriffe Hochwasserschutz, Küstenschutz, Schöpfwerke, Beuth Verlag, Berlin, 1988.
- DIN 4049, Teil 1: Hydrologie – Grundbegriffe, Beuth Verlag, Berlin, 1994.
- DIN 4049, Teil 3: Hydrologie – Begriffe zur quantitativen Hydrologie, Beuth Verlag, Berlin, 1994.
- DIN 19700, Teil 11: Stauanlagen – Talsperren, Beuth Verlag, Berlin, Norm-Entwurf August, 2001.
- DVWK: Statistische Analyse von Hochwasserabflüssen. DVWK-Merkblätter zur Wasserwirtschaft Heft 251. Hamburg, Paul Parey, 1999.
- EAK 1993: Empfehlungen für Küstenschutzbauwerke, Die Küste, Heft 55, Boyens & Co. Heide, 1993.
- FÜHRBÖTER, A. u. JENSEN, J.: Säkularänderungen der mittleren Tidewasserstände in der deutschen Buch, Die Küste, Heft 42, Boyens & Co. Heide, 1985.
- FÜHRBÖTER, A.; JENSEN, J.; SCHULZE, M. u. TÖPPE, A.: Sturmflutwahrscheinlichkeiten an der deutschen Nordseeküste nach verschiedenen Anpassungsfunktionen und Zeitreihen. Die Küste, Heft 47, Boyens & Co. Heide, 1988.
- GÖNNERT, G. u. SIEFERT, W.: Sturmflutatlant Cuxhaven, Studie Nr. 91, Strom- und Hafenanbau Hamburg, 1998.
- GÖNNERT, G.: Windstauanalysen in Nord- und Ostsee, Abschlussbericht zum KFKI Forschungsvorhaben, März 1999.
- HUNDT, C.: Maßgebende Sturmfluthöhen für das Deichbesteck der schleswig-holsteinischen Westküste, Die Küste, Jahrgang 3, Doppelheft 12, Boyens & Co. Heide, 1955.
- JENSEN, J.: Änderungen der mittleren Tidewasserstände an der Nordsee, Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der Technischen Universität Braunschweig, 1984
- JENSEN, J.: Über instationäre Entwicklungen der Wasserstände an der deutschen Nordseeküste. Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der Technischen Universität Braunschweig, 1985.
- JENSEN, J.: Anwendung der Jenkinson-Funktion zur Ermittlung von hydrologischen Bemessungsereignissen, Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der Technischen Universität Braunschweig, 1987.
- 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.
- JENSEN, J.: Eintrittswahrscheinlichkeiten von Sturmfluten statistisch gesehen, Hansa Heft Dezember 2000, S. 60–66, 2000b.
- JENSEN, J. u. FRANK, T.: Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten, fww Schriftenreihe, Bd. 11, Siegen, 2002.
- KLEMES, V.: The Improbable Probabilities of Extreme Floods and Droughts, in: Hydrology of Desasters, Proceedings of the Techn. Conference, Geneva, 1988, WMO, 1989.

- KOOPMANN, G.: Wasserstandserhöhungen in der Deutschen Bucht infolge von Schwingungen und Schwallerscheinungen und deren Bedeutung bei der Sturmflut vom 16./17. Februar 1962. Dt. Hydrogr. Z. 15, S. 18–198, 1962.
- LAWA (Hrsg.): Weitergehende Auswertung von Tidekurven und deren Standardisierung, Länderarbeitsgemeinschaft Wasser, Arbeitskreis „Küstenhydrologie“, Schwerin, 2001.
- Lenkungsausschuss für Sturmflutuntersuchungen in der Elbe: Untersuchungen über Maßnahmen zum Sturmflutschutz in der Elbe – Bericht, Die Küste, Heft 38, Boyens & Co. Heide, 1983.
- MLRLLT (Ministerium für ländliche Räume, Landesplanung, Landwirtschaft und Tourismus des Landes Schleswig-Holstein): Generalplan Küstenschutz. Integriertes Küstenschutzmanagement in Schleswig-Holstein 2001, Kiel, 2001.
- MÜLLER-NAVARRA, S. H. u. GIESE, H.: Improvements of an Empirical Model to Forecast Wind Surge in the German Bight. Dt. Hydrogr. Z. 51, S. 385–405, 1999.
- NIEMEYER, H. D.: Bemessung von See- und Ästuardeichen in Niedersachsen, Die Küste, Heft 64, Boyens & Co. Heide, 2001.
- PLATE, E. J.: Zeitreihenuntersuchung der Sturmfluten im Mündungsbereich der Elbe, Die Küste, Heft 38, Boyens & Co. Heide, 1983.
- PLATE, E. J.: Statistik und angewandte Wahrscheinlichkeitslehre für Bauingenieure, Verlag Ernst und Sohn, Berlin, 1993.
- POISSON, S. D.: Lehrbuch der Wahrscheinlichkeitsrechnung und deren wichtigsten Anwendungen, Verlag Meyer, Braunschweig, 1841.
- Rijkswaterstaat, RIKZ: De basispeilen langs de Nederlandse kust, 4 volumes, 1995.
- SCHULZ, H.: Verlauf der Sturmfluten vom Februar 1962 im deutschen Küsten- und Tidegebiet der Nordsee, Die Küste, Heft 1, Boyens & Co. Heide, 1962.
- SIEFERT, W.: Über das Sturmflutgeschehen in Tideflüssen, Mitteilungen des Leichtweiss-Institutes für Wasserbau der Technischen Universität Braunschweig, Heft 63, 1978.
- SIEFERT, W.: Bemessungswasserstände entlang der Elbe, Bericht einer Länderarbeitsgruppe, Die Küste, Heft 47, Boyens & Co. Heide, 1988.
- SIEFERT, W.: Tiden und Sturmfluten in der Elbe und ihren Nebenflüssen, Die Entwicklung von 1950 bis 1997 und ihre Ursachen, Die Küste, Heft 60, Boyens & Co. Heide, 1998 (a).
- SIEFERT, W.: Bemessungswasserstände 2085 A entlang der Elbe, Ergebnisse einer Überprüfung durch die Länderarbeitsgruppe nach 10 Jahre (1995/1996), Die Küste, Heft 60, Boyens & Co. Heide, 1998 (b).
- SIEFERT, W. u. CHRISTANSEN, H.: Entwicklung und Stand der Sturmflutvorhersagen des Hamburger Sturmflutwarndienstes, Hamburger Küstenforschung, H. 42, 1983.
- TOMCZAK, G.: Der Einfluss der Küstengestalt und des vorgelagerten Meeresbodens auf den windbedingten Anstau des Wassers, betrachtet am Beispiel der Westküste Schleswig-Holsteins. Dt. Hydrogr. Z. 5, S. 114–131, 1952.
- TÖPPE, A.: Wasserstandsentwicklungen in Nord- und Ostsee, Jahrbuch der Hafenbautechnischen Gesellschaft (HTG) 47, S. 192–196, 1992.
- VON LIEBERMANN, N. u. MAI, S.: Küstenschutz an der Unterweser vor dem Hintergrund von Naturraum und Nutzung, Bremer Beiträge zur Geographie und Raumplanung, Online-Quelle: <http://www.fi.uni-hannover.de/~smai/risiko/>, 1999.
- VRIJLING, P. H. A. u. VAN GELDER, J. M.: Uncertainty Analysis of Water Levels on Lake IJssel in the Netherlands, Proceedings of the 28th IAHR Congress, Graz, 1999.
- WEYDA, R.: Untersuchungen zu hohen Wasserständen an der deutschen Nord- und Ostseeküste, Diplomarbeit, Uni Siegen, unveröff., 1996.
- ZITSCHER, F.-F.; SCHERENBERG, R.; CAROW, U.: Die Sturmflut vom 3. und 21. Januar 1976 an den Küsten Schleswig-Holsteins, Die Küste, Heft 33, Boyens & Co. Heide, 1979.

## 9. Symbole und Kurzbezeichnungen

- BHThw : Beschickte, bzw. homogenisierte HThw-Werte; Trendbereinigte Werte
- HHQ<sub>O</sub> : höchster bekannter Wert des Oberwasserabflusses
- HHThw : höchster bekannter Wert des Tidehochwassers
- HThw : höchster Wert des Tidehochwassers in einer Zeitspanne

M	: Rang eines Elements einer in ansteigender Folge sortierten Reihe
MThb	: mittlerer Tidehub; mittlerer Höhenunterschied zwischen Thw und den beiden benachbarten Tnw
MThw	: mittleres Tidehochwasser; arithmetischer Mittelwert einer Zeitspanne
MTmw	: mittleres Tidemittelwasser; Wasserstand der waagerechten Flächenausgleichs- linie der Tidekurve; arithmetischer Mittelwert einer Zeitspanne
MTnw	: mittleres Tideniedrigwasser; arithmetischer Mittelwert einer Zeitspanne
P	: Wahrscheinlichkeit; siehe Tab. 2
$P_u$	: Unterschreitungswahrscheinlichkeit; siehe Tab. 2
$P_{\ddot{u}}$	: Überschreitungswahrscheinlichkeit; siehe Tab. 2
$P_z$	: Wahrscheinlichkeit des zeitgleichen Auftretens von Windstaumaximum und Tidehochwasserscheitel
$P_w$	: Wahrscheinlichkeit für das Erreichen eines bestimmten Windstauwerts
$P_{ges}$	: Wahrscheinlichkeit für das Gesamtereignis „maximaler Sturmflutwasserstand“
R	: (stochastisches) Risiko; siehe Tab. 2
$s_T$	: Säkulartrend; Langfristige Veränderung der Meereswasserstände gegenüber dem Land, bezogen auf einen Zeitraum von 100 Jahren (Säkulum)
T	: Wiederkehrzeit (hier: in Jahren)
TE	: Ebbedauer; Zeitspanne von Thw zum folgenden Tnw
TF	: Flutdauer; Zeitspanne von Tnw zum folgenden Thw
Thw	: Tidehochwasser
Tnw	: Tideniedrigwasser
$W_{Thw}$	: Windstauhöhe, aufgetreten um Tidehochwasser
$W_{Tnw}$	: Windstauhöhe, aufgetreten um Tideniedrigwasser