

Zeitreihenuntersuchung der Sturmfluten im Mündungsbereich der Elbe

Von Erich J. Plate

Zusammenfassung

Sturmfluten im Mündungsgebiet der Elbe wurden untersucht und aus ihnen mit statistischen Methoden Extrem-Sturmflutwellen für Cuxhaven und St. Pauli ermittelt, die im Mittel einmal im Jahrhundert erreicht oder überschritten werden. Dabei mußte beachtet werden, daß Sturmfluten nach Stärke und Häufigkeit in den letzten Jahrzehnten zugenommen haben könnten – eine Vermutung, die sich allerdings – abgesehen vom Einfluß des Säkular Trends – für Cuxhaven nicht bestätigte. Eine Zunahme der Sturmflutspitze für St. Pauli erscheint jedoch möglich.

Summary

Storm tides have been investigated for the Elbe estuary and extreme storm surges have been found for Cuxhaven and St. Pauli, which are exceeded once on the average per century. The possibility had to be considered that in recent years storm tides have increased in number and magnitude – an assumption which was not found confirmed for Cuxhaven except for the effect of the secular trend. For St. Pauli, however, an increase in the extreme value of the storm tide cannot be excluded.

Inhalt

1. Einleitung	201
2. Sturmfluten in Cuxhaven	202
2.1 Sturmflutwellenform	203
2.2 Analyse des extremen Tidehochwassers	204
2.2.1 Das Problem der Instationarität	204
2.2.2 Das Stichprobenproblem	207
2.3 Sekundäre Parameter der Extremsturmflut und die 100jährige Sturmflut in Cuxhaven	211
3. Sturmfluten in St. Pauli	213
3.1 Regressionsverfahren für den Extremwert SThw	213
3.2 Form der 100jährigen Sturmflut in St. Pauli	216
4. Schriftenverzeichnis	218

1. Einleitung

In den letzten Jahrzehnten wurde die deutsche Nordseeküste von einer größeren Anzahl von extremen Sturmfluten heimgesucht. Daher wurde es für notwendig erachtet, zu untersuchen, wie extrem hohe Sturmfluten aussehen würden und wie diese sich auf der Unterelbe auswirken könnten. Dabei muß je nach Fülle der Wellen in Sturmfluten vom Typ 1 und Typ 2 unterschieden werden. Typ 1 ist eine Welle, die sich über eine relativ hohe Vorwelle aufbaut, und entspricht den Sturmfluten vom 16. 2. 62 und vom 21. 1. 76. Typ 2 ist eine Welle, die sich innerhalb einer Tidedauer von einem normalen Scheitelwert Thw zu einem Extremwert HThw aufsteilt. Eine Welle vom Typ 2 ist z. B. die extreme Sturmflut vom 3. 1. 1976 gewesen.

Für diese Wellentypen sollten HThw-Werte und die ihnen zuzuordnenden Überschreitungswahrscheinlichkeiten auf der Basis der Zeitreihenanalyse bestimmt werden und ein möglicher Verlauf der Extremsturmflut ermittelt werden. Die wichtigsten Ergebnisse der Untersuchung werden im folgenden vorgelegt. Sie enthalten die im Mittel einmal in 100 Jahren zu erwartenden Sturmflutwellen für Cuxhaven und St. Pauli sowie die Auftretenswahrscheinlichkeit für andere mögliche Sturmflutscheitelwerte. Daneben soll aber auch die Methode zur Bestimmung der Extremsturmfluten unter besonderer Berücksichtigung möglicher Instationaritäten der Jahresreihen vorgestellt werden.

Die Wasserstände in Küsten- und Ästuargebieten erhalten ihre Variabilität in erster Linie durch die Veränderlichkeit der astronomischen Tiden, durch langwirkende geophysikalische Prozesse und durch das Wettergeschehen, wobei gegebenenfalls durch menschliche Eingriffe auch zusätzliche langfristige Veränderungen hervorgerufen werden können. Infolge der Überlagerung dieser verschiedenartigen Prozesse ist die Ganglinie der Tidewasserstände eine Zeitreihe, die als Summe von Trend, periodischem und Zufallsanteil aufgefaßt und analysiert werden kann (PLATE, 1971). Dabei ist der Trend durch geophysikalische Ursachen und gegebenenfalls menschliche Eingriffe verursacht, während der periodische Anteil auf astronomische Einflüsse zurückgeführt und durch die vom Deutschen Hydrographischen Dienst bestimmte astronomische Tide beschrieben werden kann. Der durch das Wetter bedingte Restanteil der Tideganglinie ist wegen des Zufallscharakters des Wettergeschehens eine stochastische Zeitreihe, von deren Struktur im Zusammenwirken mit der astronomischen Tide das Auftreten von extremen Sturmfluten abhängt. Dabei ist es vom Standpunkt der Zeitreihenanalyse her gleichgültig, welche physikalischen Prozesse den Zufallsanteil der Zeitfunktion ergeben haben.

Um langfristige Entwicklungen erkennbar werden zu lassen und um seltene Ereignisse statistisch zu erfassen, muß die zu analysierende Zeitreihe sehr lang sein. Soll dagegen die Tideform untersucht werden, so muß das Auflösungsvermögen der Analyse sehr groß sein. Letzteres bedeutet, daß die Zeitabstände, mit denen die Wasserstandsganglinie digitalisiert wird, klein sein müssen, was zusammen mit der ersten Forderung nach langen Jahresreihen zu nicht vertretbar großen Datenmengen führen würde. Daher wurde die Analyse in einer Hybridmethodik durchgeführt. Für die Analyse der Wellenform einer Sturmflut wurde nur eine endliche Anzahl ausgewählter Sturmflutereignisse herausgesucht und hieraus eine mittlere Wellenform für die Sturmflut bestimmt. Für die übrigen Untersuchungen brauchte dann nur die Zeitreihe der Folgen von Wellenparametern über den Gesamtzeitraum, insbesondere die Folgen der Thw (Tidemaxima) und Tnw (Tideminima), verwendet zu werden.

Die Analyse der Daten muß sich nach den sie bestimmenden Prozessen und nach den vorhandenen Datenreihen richten. Da für Cuxhaven sehr lange Datenreihen vorliegen, die kaum durch menschliche Einwirkungen beeinflusst sind, während sich der Ausbau der Unterelbe sehr stark auf die Datenreihen von St. Pauli ausgewirkt hat, wurden für die beiden Örtlichkeiten verschiedene Methoden verwendet, indem zunächst die Cuxhavener Daten auf ihre Struktur hin untersucht wurden. Die Ergebnisse dieser Analyse werden in Abschn. 2 vorgelegt. Die St.-Pauli-Daten werden sodann als in erster Linie von der Welle in Cuxhaven abhängig behandelt, wie in Abschn. 3 beschrieben wird.

2. Sturmfluten in Cuxhaven

Die hier verwendeten Daten für Cuxhaven bestehen aus den in halbstündigen Intervallen gemessenen Ordinaten ausgewählter Sturmflutereignisse der Jahre 1936 bis 1976 sowie aus

den Zeitreihen der Thw- und Tnw-Werte von 1843 bis 1976. Aus diesen Daten wurde die mittlere Wellenform der Cuxhavener Sturmfluten in dimensionsloser Darstellung, wie in Abschn. 2.1 beschrieben, bestimmt und danach eine Analyse der Parameter durchgeführt, mit denen die Wellenform dimensionslos gemacht wurde. Dabei kommt der Größe Thw eine besondere Bedeutung zu.

An ihr wird in Abschn. 2.2 Instationarität und Stichprobenverhalten der Extremwerte der Sturmfluten untersucht. Die anderen Parameter der Sturmflutwellen werden in Abschn. 2.3 untersucht, in dem auch die sich ergebenden Wellen vom Typ 1 und 2 nach der Aufgabenstellung errechnet wurden.

2.1 Sturmflutwellenform

Die Wellenform der Sturmflut in Cuxhaven ist durch die in Abb. 1 angegebenen Parameter definiert. Sie wurde dimensionslos dargestellt, indem nach Abb. 1 für die beobachteten Tiden bei Flut $\eta(\tau) = W_F(t)/T_{st}$ gegen $\tau = t/T_F$ und bei Ebbe $\eta(\tau) = W_E(t)/T_{fa}$

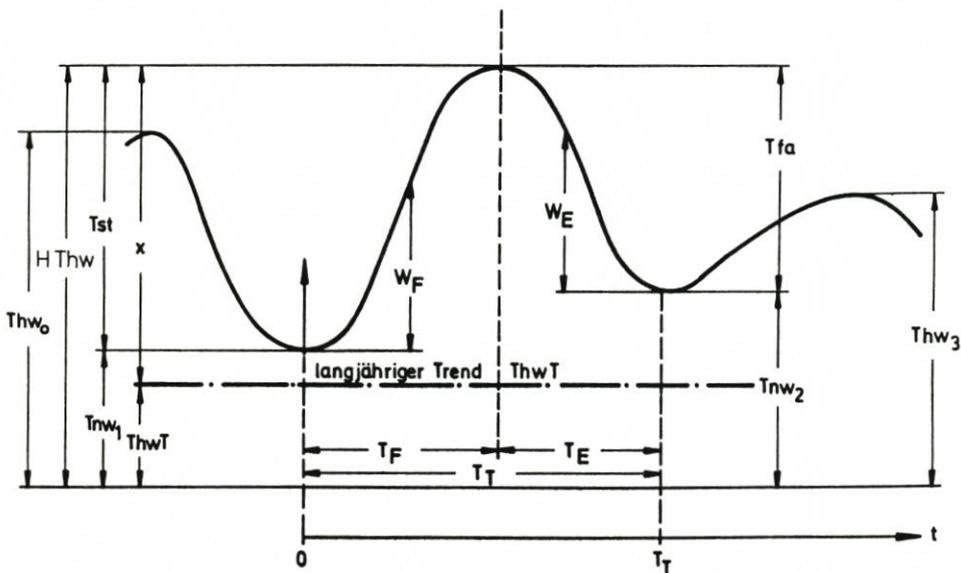


Abb. 1: Zur Definition der Wellenparameter der Sturmfluten

$\tau = (t - T_F)/T_E$ aufgetragen wurde. Das Ergebnis dieser Analyse ist in Abb. 2 für Cuxhaven gezeigt. Hier sind die größeren Sturmfluten der letzten Jahrzehnte dimensionslos dargestellt. Obgleich z. T. erhebliche Unterschiede zwischen den Tideformen verschiedener Sturmfluten bestehen, wurde als Näherung die durchgezogene mittlere Kurve als repräsentativ für alle Extremsturmfluten angesehen. Damit ist das Problem der Extremsturmflut-Bestimmung auf die Ermittlung der Parameter der Sturmfluten reduziert, denn die Tidewelle ist durch ihre Form und die fünf Größen Thw , T_{nw1} , T_{nw2} , T_F und T_T vollständig festgelegt. Die wichtigsten Parameter sind Thw , T_{nw1} und T_{nw2} . Die Datenreihen für diese Größen liegen in den genannten Zeitreihen vor.

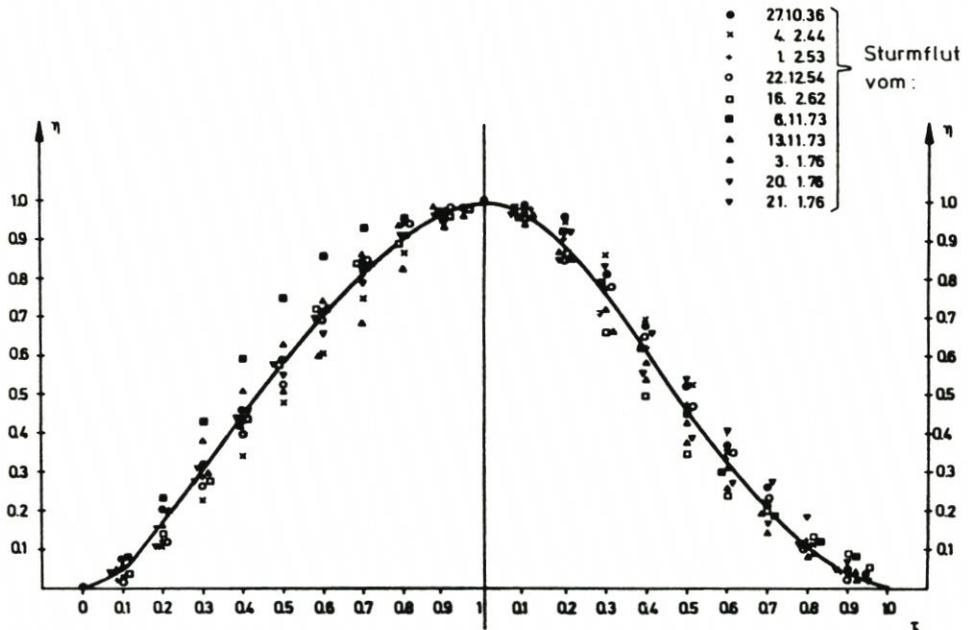


Abb. 2: Mittlere Sturmflut-Wellenform für Cuxhaven

2.2 Analyse des extremen Tidehochwassers

Die Ganglinie der zweimal täglich auftretenden Tidehochwasserstände Thw ist die Ausgangsfunktion für die Untersuchung der Cuxhavener Sturmfluten. Sie ist die Zeitreihe, aus der Extremwasserstände herausgesucht und mit statistischen Methoden analysiert werden müssen. Dabei treten zwei grundsätzliche Schwierigkeiten auf, nämlich das Problem der Instationarität und das Stichprobenproblem.

2.2.1 Das Problem der Instationarität

Die Instationarität der Zeitreihe der Tidehochwasser Thw ist zunächst durch den bekannten, geologisch bedingten Säkulartrend zu beschreiben. Dieser Trend ist mit den Methoden der Zeitreihenanalyse relativ einfach zu erfassen; so ergibt sich mit Hilfe der linearen Regressionsanalyse z. B. für den Pegel Cuxhaven die Trendgerade für das Tidehochwasser im Jahr 1843 + j

$$\text{Thw}I_j = \text{Thw}T_0 + 0,26j \quad (\text{cm}) \quad (1)$$

wobei j die Zeit in Jahren seit 1843 und $\text{Thw}T_0$ der Jahresmittelwert $M\text{Thw} = 610$ cm des Tidehochwassers im Jahr 1843 ist.

Es wird nun vermutet, daß darüber hinaus auch eine Instationarität in den Extremwerten der Sturmflut besteht, in dem Sinne, daß diese häufiger und stärker geworden sind. So ist FÜHRBÖTER (1976) bei einer Extremwertuntersuchung zu dem Schluß gelangt, daß die Sturmflutstärke zugenommen hat, und SIEFERT (1978) vermutet, daß auch die Anzahl extre-

mer Sturmfluten pro Jahr sich erhöht hat. Ursachen für diese Entwicklungen sind allerdings nicht eindeutig festzustellen. Ein Änderung des Klimas in den letzten 100 Jahren ist statistisch signifikant nicht nachweisbar (siehe hierzu z. B. die Untersuchung von RATCLIFF et al. [1978], die sich mit dem Klima Englands befassen). Langfristige Perioden, z. B. die Mondknotenperiode von 18,6 Jahren, führen nach LIESE und LUCK (1978) zu säkularen Schwingungen des Wasserstandes mit einer Amplitude von ca. 10–15 cm, deren Minimum gerade um 1962 auftrat, d. h. im Jahr einer der größten Sturmfluten. Die von LIESE und LUCK vermutete weitere Periode von ca. 74 Jahren mit einer Amplitude der Schwingung von ca. 20 cm ist allerdings nicht gesichert genug. Eine Schwankung von ca. ± 20 cm, die sich aus solchen Perioden ergibt, liegt bei den Extremtiden im Rahmen der zu erwartenden Schwankungen der Statistiken. So muß denn die Ursache für eine Erhöhung der Sturmflutgefahr, wenn vorhanden, in einer Änderung der Wechselwirkung von Nordsee und Atmosphäre gesucht werden.

Als Ursachen für diese Änderung kommen möglicherweise eine Verschiebung der Zyklonenbahnen (DUPHORN, 1976) oder eine zeitliche Veränderung des Zusammentreffens von Tidescheitelwert und Windstau bei Extremwindereignissen (SIEFERT, 1978) infrage. Durch eine Verlagerung der Zugbahnen nach Norden würde das Sturmzentrum der Extremwetterlagen in einen größeren Abstand von der Deutschen Bucht verschoben, wodurch bei gleichen Windverhältnissen die größere Überstreichungslänge des Windes zu einem größeren Windstau führt. Die von SIEFERT vermutete zeitliche Verschiebung könnte dazu führen, daß sich Windstaumaximum und das Maximum der astronomischen Tide annähern und möglicherweise genau zusammentreffen. Um die Gültigkeit solcher Vermutungen statistisch signifikant nachzuweisen, bedarf es sehr scharfer statistischer Tests.

Die erste zu beantwortende Frage ist: Hat die Anzahl von Extremsturmfluten zugenommen oder alternativ: Ist die Zeit zwischen Sturmfluten kürzer geworden? Um hierauf die Antwort zu finden, muß von einem statistisch homogenen Kollektiv ausgegangen werden. Dieses wurde gefunden, indem von allen Extremwerten zunächst der Mittelwert $MThw_m$ des Monats m abgezogen und das Restglied $MThw - MThw_m = DT$ betrachtet wurde. Durch diese Darstellung entsteht ein Kollektiv, das frei von saisonalen und säkularen Trends ist. Dieses Kollektiv wurde dann auf stochastische Unabhängigkeit analysiert. Dabei wurde von der Annahme ausgegangen, daß meteorologische Ereignisse dann voneinander unabhängig sind, wenn mindestens 30 Tage zwischen benachbarten Ereignissen vergangen sind. Fallen mehrere Extremwerte von Thw in einen solchen Zeitraum, dann wird nur der größte Wert verwendet (eine Untersuchung mit einem Zeitabstand von fünf Tagen führte zu keinen signifikant unterschiedlichen Schlußfolgerungen).

In der Regel treten Sturmfluten mehr als einmal pro Jahr auf. Daher enthält das Kollektiv aller in N Jahren beobachteten Sturmfluten mehr als N Werte. Für die Analyse werden nun die 134 größten Werte der Jahresreihe von 1843–1976 herausgesucht und analysiert. Dadurch ist der mittlere Abstand zwischen zwei benachbarten Extremereignissen für diese Reihe genau $\overline{\Delta T} = 1$ Jahr. Sind die Sturmflutereignisse als statistisch unabhängige, zufällige Ereignisse aus einem einzigen stochastischen Prozeß entstanden, dann muß die Anzahl der Ereignisse über einem vorgegebenen Schwellenwert POISSON-verteilt (siehe z. B. COX und LEWIS, 1966) sein, und die Verteilung der zeitlichen Abstände ΔT zwischen aufeinanderfolgenden Extremen folgt einer Exponentialverteilung mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit

$$P_{\bar{u}}(\Delta T) = e^{-\lambda \Delta T} \quad (2)$$

wobei λ für die Jahresreihe von 1843–1976 den Wert $\lambda = \overline{\Delta T}^{-1}$ hat. Dieser Wert von λ wird als Schätzwert für das λ der Gesamtheit verwendet. Die Verteilung der beobachteten ΔT -Werte ist in Abb. 3 für verschiedene, aus 13 bis 134 Jahren bestehende Folgen von Extremwer-

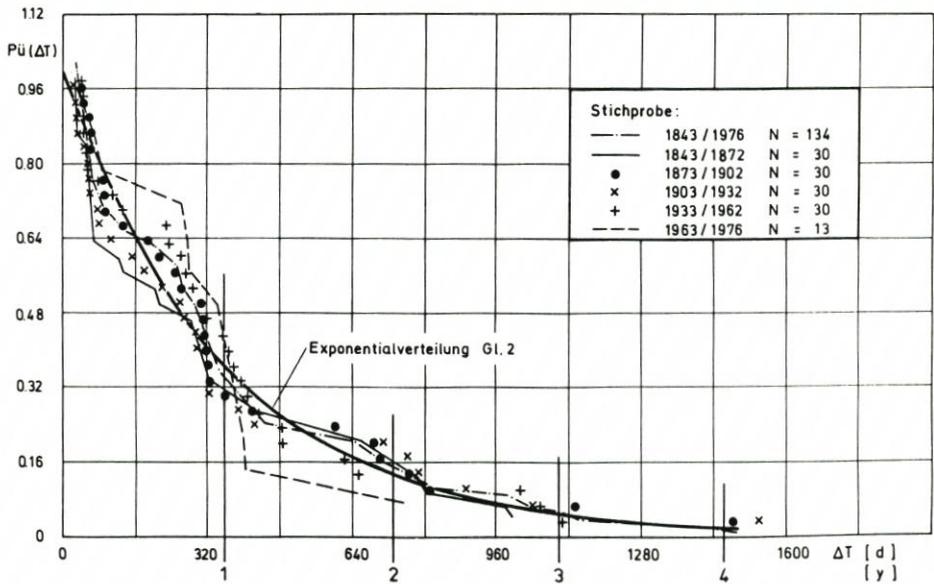


Abb. 3: Überschreitungswahrscheinlichkeit für die Zeit zwischen Extremwerten der Sturmfluten (mittlere Zeit $\Delta T = 1$ Jahr)

ten aufgetragen. Eingezeichnet ist ebenfalls die Verteilung von Gl. (2). Zu untersuchen ist, ob die ganze Zeitreihe von 1843–1976 und auch die kürzeren Zeitreihen ΔT Verteilungen enthalten, die sich signifikant mit der Zeit ändern oder die statistisch signifikant von Gl. (2) abweichen.

Die Signifikanz der Abweichungen der Stichproben von der theoretischen Funktion Gl. (2) kann entweder durch die Überprüfung der statistischen Variabilität des Parameters λ ermittelt werden (COX und LEWIS, 1966), oder aber es kann mit Hilfe eines Anpassungstests die Signifikanz der Abweichungen der gemessenen von der theoretischen Kurve festgestellt werden. Hierfür kommt der KOLMOGOROFF-SMIRNOV-Test in Frage (HAAN, 1977; BELKE, 1974), der in seiner ursprünglichen Form parameterfrei ist, aber durch Simulationsverfahren (siehe BELKE, 1974 und CRUTCHER, 1975) für besondere Verteilungsfunktionen $P_{\bar{u}}(x)$ verschärft wurde. Für die Exponentialverteilung (Gl. [2]) hat CRUTCHER (1975) Tabellen für die Vertrauensgrenzen als Funktion der Stichprobenlänge N aufgestellt. Werden diese Ergebnisse auf die Stichproben der Abb. 3 angewendet, so stellt sich heraus, daß in keinem der Fälle die Abweichung der gemessenen Funktion ($P_{\bar{u}}[\Delta T]$) von der theoretischen selbst auf dem 20%-Niveau signifikant ist. D. h., die Annahme, daß die gemessene Funktion $P_{\bar{u}}(x)$ von der theoretischen abweicht, läßt sich selbst mit dem verschärften KOLMOGOROFF-SMIRNOV-Test für keine der vorliegenden Stichproben nachweisen. Es kann daraus geschlossen werden, daß die Anzahl der Extremsturmfluten statistisch signifikant nicht zugenommen hat.

Wie verhält es sich aber mit der Stärke der Sturmfluten? Es ist denkbar, daß zwar nicht die Häufigkeit, wohl aber die Höhe der Extremsturmfluten mit der Zeit zugenommen hat. Da definitionsgemäß eine Extremsturmflut eine seltene Erscheinung ist, sind zeitliche Veränderungen des Extremwertkollektivs sehr schwierig nachzuweisen, insbesondere, da dieses genau genommen in jeder Jahreszeit anders aussieht. Eine Möglichkeit, einen eventuellen Trend und den Einfluß der Jahreszeit voneinander zu trennen, besteht darin, den Trend für langjährige Mittelwerte der Extrema für bestimmte Monate zu bestimmen. Dies zeigt Abb. 4,

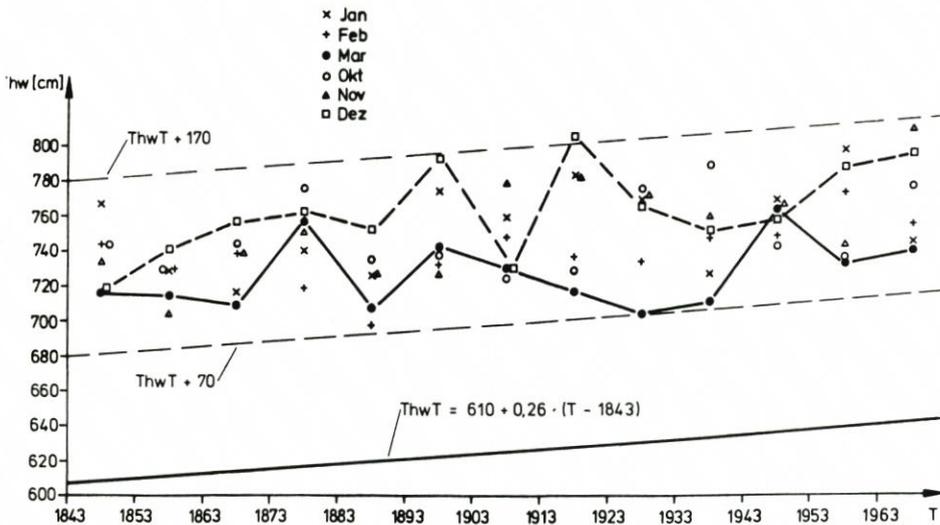


Abb. 4: 10-Jahres-Mittel der Monatsextrema (Oktober–November) für das Thw in Cuxhaven

in der die 10jährigen Mittelwerte der Monatsextrema von Thw für die Monate Oktober bis März als Funktion der Zeit jeweils über der Mitte des betrachteten Zeitintervalls aufgetragen sind. Wie zu erwarten ist, haben Dezember und Januar in der Regel die höchsten Werte, während der März die niedrigsten Extremwertmittel zeigt. Der Trend ist jedoch nicht eindeutig; es gibt z. B. Jahrzehnte, in denen die Dezembersturmfluten besonders niedrig sind, während die Märzwerte in anderen Dekaden zu den größten Mitteln gehören. Die gesamte Bandbreite für alle Werte beträgt etwa 1,1 m und läßt sich auch durch Berücksichtigung des Trends der Thw-Werte nicht vermindern. Dennoch wird deutlich, daß die steigende Tendenz der Werte den Trend ThwT kaum übersteigt, und es läßt sich aus den vorliegenden Daten keinesfalls auf eine Zunahme der mittleren Monatsextrema schließen. Wie weiter unten gezeigt wird, liegen auch die für bestimmte Zeitabschnitte aus den Daten geschätzten 100jährigen Extremwerte im Rahmen der zu erwartenden Streuung. Es muß daher festgestellt werden, daß – abgesehen vom langfristigen Trend infolge des Säkularanstiegs des Nordseewasserspiegels – sich keine statistisch nachweisbare Veränderung der Stärke oder der Häufigkeit von Sturmfluten erkennen läßt.

2.2.2 Das Stichprobenproblem

Nur die gesamte beobachtete Zeitreihe von 1843 bis 1976 ist lang genug, um einen Schätzwert für den einmal in 100 Jahren überschrittenen Extremwert $HThw_{100}$ zu erhalten. Ist diese Reihe jedoch instationär, so ist es nicht möglich, auf zukünftige Werte für $HThw_{100}$ zu extrapolieren. Eine Extrapolation in die Zukunft erfordert die Betrachtung einer zeitlichen Aufeinanderfolge von Zeitreihen, die jeweils als stationär aufgefaßt werden können. Für den vorliegenden Fall muß daher die 130jährige Reihe in kürzere Reihen zerlegt werden, die dann als jeweils stationäre Reihen angesehen werden können. Bei den kürzeren Reihen ist aber der Wert $HThw_{100}$ nicht mehr nachweisbar in der Reihe enthalten, so daß auf den $HThw_{100}$ -Wert extrapoliert werden muß. Durch diese Extrapolation entsteht eine Schätzungsungenauigkeit, die durchaus alle zeitlichen Veränderungen von $HThw_{100}$ überdecken kann. Das ist das

Stichprobenproblem, ein Problem, das natürlich nicht nur bei Extrapolationen von kurzen Reihen auftritt. Auch die beobachtete Zeitreihe der Jahresextrema von 1843–1976 ergibt nur einen Schätzwert für $HThw_{100}$, da sie ja nur eine von unendlich vielen möglichen 130jährigen Extremwertreihen darstellt, die für Cuxhaven auftreten könnten.

Das Stichprobenproblem bringt zwei Arten von Ungenauigkeiten, die im folgenden behandelt werden sollen: die Modellungenauigkeit und die Ungenauigkeit infolge des Stichprobenumfangs. Die erste entsteht, weil eine theoretische Begründung für eine besondere Form der Wahrscheinlichkeitsdichteverteilung $f_x(x)$ nicht gegeben werden kann. Bekannt ist die Anwendung der auch von FÜHRBÖTER (1976) verwendeten, von WEMELSFELDER (1939) empfohlenen Exponentialverteilung

$$f_x(x) = \lambda e^{-\lambda(x-x_0)} \quad \text{für } x > x_0 \quad (3)$$

die den Vorteil hat, eine in geschlossener Form darstellbare Überschreitungswahrscheinlichkeit $P_{\bar{u}}(x)$ zu haben, wobei

$$P_{\bar{u}}(x) = \int_x^{\infty} f_x(x) dx \quad (4)$$

für diesen Fall zu

$$P_{\bar{u}}(x) = e^{-\lambda(x-x_0)} \quad (5)$$

wird. Die Funktion $P_{\bar{u}}(x)$ ist im log-linearen Graph eine Gerade, und zwar unabhängig von x_0 . Wie WEMELSFELDER und FÜHRBÖTER gezeigt haben, ist die Exponentialverteilung eine gute Näherung an die höchsten Werte von x , während sie bei kleineren Werten von x weniger gut paßt. FÜHRBÖTER (1976) hat gezeigt, daß die Abweichung von der Exponentialverteilung etwa für alle Daten unter einer Jährlichkeit $T = P_{\bar{u}}(x)^{-1}$ von fünf Jahren auftritt. Daher bildet er sich eine Extremwertreihe, die aus dem höchsten Wert in jedem 5Jahresintervall besteht. Diese hat natürlich den Nachteil, daß sie nur wenige Werte enthält – bei den von FÜHRBÖTER hauptsächlich verwendeten 50jährigen Jahresreihen besteht sie nur aus 10 Werten, eine Anzahl, die weit unter dem etwa von MOSONYI et al. (1976) geforderten Minimum von 20–30 Werten liegt. Wenn man zudem bedenkt, daß unter den 10 Werten einige Ausreißer sein könnten, so ist es einleuchtend, daß die statistische Signifikanz von solchen Datenreihen nicht groß ist. Es wird aus solchen Gründen empfohlen, nicht nur mit einer Verteilungsfunktion zu rechnen, sondern möglichst viele verschiedene Verteilungsfunktionen zu probieren und diejenige als die maßgebliche Funktion zu verwenden, die die beste Anpassung an die gesamte Jahresreihe oder Teilreihe der Jahresextrema ergibt.

In diesem Sinne wurden für die Untersuchung der Jahresextrema die in der Hydrologie üblichen Verteilungsfunktionen: PEARSON III, log PEARSON III, GUMBEL (= Doppel exponentialfunktion), WEIBULL und die 2parametrische log-Normalverteilung verwendet. Darüber hinaus wurde auch mit drei verschiedenen Kollektiven gearbeitet: mit der Reihe der Jahresmaxima von $Thw-ThwT$ und mit zwei partiellen Reihen, von denen eine aus allen über $ThwT + 180$ cm liegenden, die andere aus allen über $ThwT + 150$ cm liegenden Extremwerten von Thw bestand.

Die Analyse der partiellen Reihen zeigte grundsätzlich um 20–40 cm niedrigere 100jährige Spitzen als die Reihe der Jahresextrema. Daher wurde zur Sicherheit (und zur besseren Übereinstimmung mit den beobachteten Extremwerten) die Reihe der Jahresextrema als für die Aussage maßgebend angesehen. Diese Daten werden mit x_i bezeichnet, wobei $x_i = HThw_i - ThwT_i$ ist, d. h. der im i -ten Jahre auftretende Spitzenwert $HThw_i$, vermindert um den Trendwert $ThwT_i$. Die in der Regel an diese Datenreihen nach dem KOLMOGOROFF-SMIRNOV-

Test am besten angepaßte Funktion ist die PEARSON III oder 3parametrische Gammaverteilung. Sie hat die Form der Wahrscheinlichkeitsdichte $f_x(x)$

$$f_x(x) = \frac{\lambda^\kappa}{\Gamma(\kappa)} (x - x_0)^{\kappa-1} e^{-\lambda(x-x_0)} \quad (6)$$

Diese Kurve enthält die Exponentialverteilung Gl. (3) als Sonderfall, indem $\kappa = 1$ gesetzt wird. Wegen $\Gamma(1) = \text{Gammafunktion} = 1$, für $\kappa = 1$ folgt Gl. (3). Alle weiteren Aussagen dieser Arbeit beziehen sich auf die als PEARSON-III-verteilt angenommene Zeitreihe der Jahresextrema.

Die beste Anpassung der Kurve nach Gl. (6) an die aus der gemessenen Zeitreihe ermittelten empirischen Verteilungsfunktion wird erreicht, wenn die Parameter κ und λ iterativ für verschiedene Werte von x_0 nach der Methode der MAXIMUM-LIKELIHOODSCHÄTZUNG bestimmt werden (KOBBERG, 1975). Zur Untersuchung der Stationarität des Thw_{100} -Wertes wurde diese Methode auf drei verschiedene Kollektive angewendet: auf insgesamt 5 Reihen von je 25 Jahren ohne Überlappung, auf insgesamt 5 Reihen von je 50 Jahren, jeweils 25 Jahre übergreifend, und auf die Gesamtreihe 1843–1972. Typische Beispiele sind in Abb. 5 gezeigt. Für die Jahresreihe 1843–1972 ist nach Abb. 5a die theoretische Kurve über den gesamten Datenbereich an die gemessenen Daten gut angepaßt. Dagegen zeigt die in Abb. 5b dargestellte Anpassung an eine kurze Stichprobe von 25 Daten große Abweichungen, und es ist schon aus der Anschauung heraus sehr zweifelhaft, ob der aus den angepaßten Kurven für so kleine Stichproben erhaltene extrapolierte Wert x_{100} eine große Aussagekraft hat. Hierdurch wird die Ungenauigkeit infolge des Stichprobenumfanges verdeutlicht, die nach folgendem Verfahren berücksichtigt wurde.

Werden die aus den verschiedenen Stichproben ermittelten Schätzwerte für x_{100} gegen die Anzahl N der Jahre (bzw. der Jahresextreme) in der Stichprobe abgetragen, so erhält man Abb. 6. Aus ihr wird deutlich, daß die Streuung der Schätzwerte mit der Länge der Jahresreihe abnimmt. Es ist daher sinnvoll, die Frage nach den Vertrauensgrenzen für die Schätzwerte zu stellen. Hierzu liegen umfangreiche Untersuchungen von BOBÉ (1973) vor. Mit Hilfe künstlich generierter PEARSON-III-verteilter Daten konnte er feststellen, daß die Schätzwerte

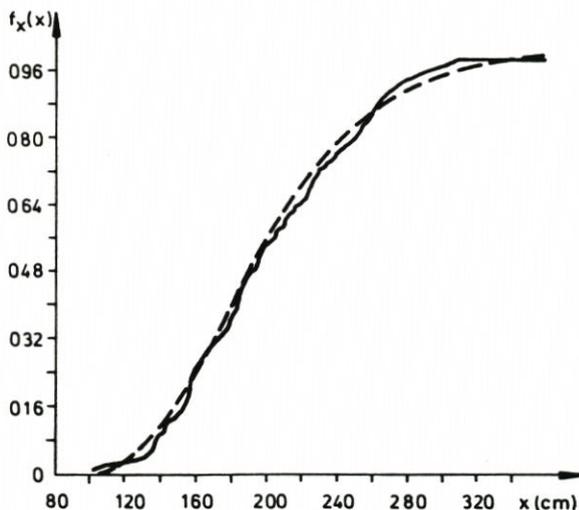


Abb. 5a: Anpassung der PEARSON-III-Kurve an die gemessenen Jahresextrema 1843–1975

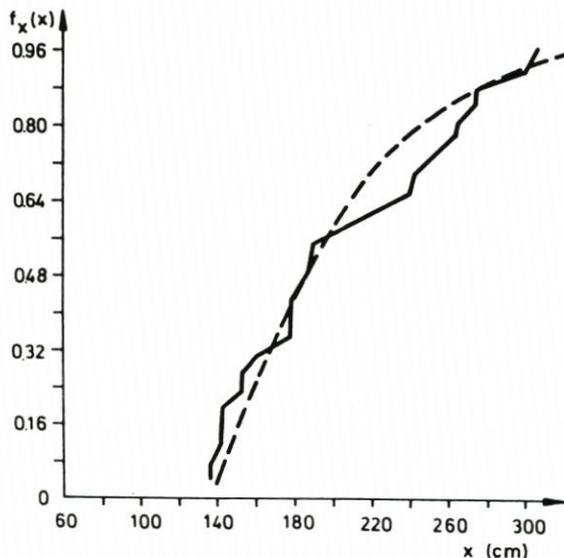


Abb. 5b: Anpassung der PEARSON-III-Kurve an die gemessenen Jahresextrema 1850-1875

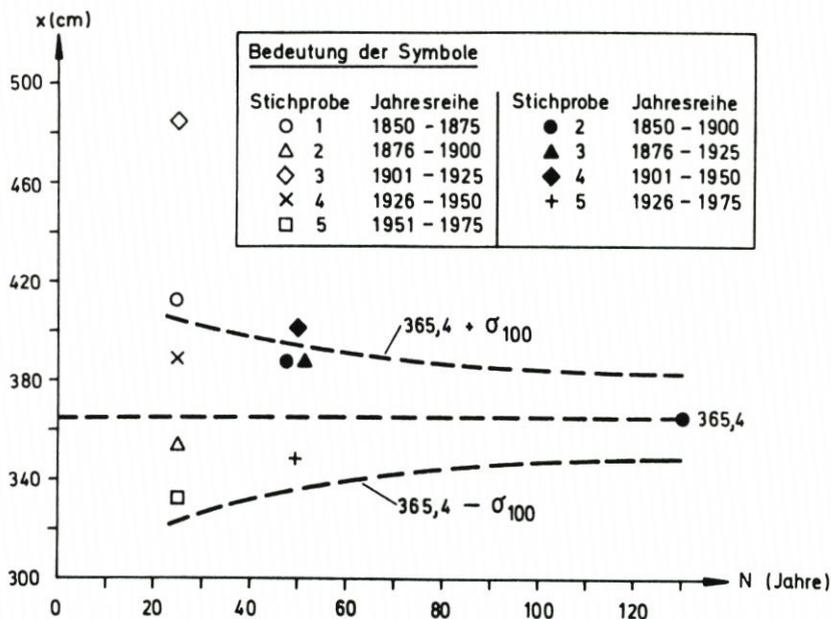


Abb. 6: Streubereich der Schätzungen des 100jährigen Extremwertes von x nach PEARSON-III-Verteilung ($x = Th_w - Th_w T$)

für x_{100} bei jedem Stichprobenumfang N (= Anzahl der Jahre in der Teilreihe) normalverteilt sind. Damit ist die Variabilität der $x_{100}(N)$ -Werte allein durch den Mittelwert (für den der aus der langjährigen Stichprobe mit $N = N_{max} = 133$ Jahren erhaltene Wert $x_{100}[133]$ als beste Schätzung für den Mittelwert der Gesamtheit dient) und durch die Streuung $\sigma_{100}(N)$ bestimmt,

wobei rd. 68 % aller Werte $x_{100}(N)$ in den Streubereich $\pm \sigma_{100}(N)$ um $x_{100}(133)$ fallen müssen. Die Grenzen dieses Streubereiches sind daher ein Maß für den mittleren Fehler.

Für die Berechnung von $\sigma_{100}(N)$ als Funktion von N hat BOBÉ (1973) ein Berechnungsverfahren angegeben, das zu den in Abb. 6 gestrichelt gezeichneten Grenzen $x_{100}(133) \pm \sigma_{100}(N)$ für die Streubereiche führt. Vergleicht man die aus den Stichproben berechneten Schätzwerte $x_{100}(N)$ mit diesen Bereichen, so zeigt sich, daß nur ein einziger Wert sehr weit außerhalb der gestrichelten Grenzen liegt, und dieser Wert gehört zu einer Stichprobe, die keineswegs am Anfang oder Ende, sondern genau in der Mitte der Gesamtreihe liegt, so daß ein Trend in Richtung einer Zu- oder Abnahme von x_{100} sich daraus nicht ableiten läßt. Man kann vielmehr aus Abb. 6 schließen, daß der Wert von $x_{100} = 350$ cm bis 380 cm eine gute asymptotische Schätzung für den tatsächlichen, sich im Mittel einstellenden 100jährigen Wert ergibt. Bemerkenswert ist, daß auch der größte beobachtete Wert von $x_{100} = 366$ cm genau mit dem Mittelwert dieses Streubandes zusammenfällt.

Das Ergebnis zeigt, daß sich die aus den beobachteten Daten gewonnenen Schätzungen des extrapolierten x_{100} -Wertes nicht mit der Zeit ändern. Es sagt jedoch nicht aus, daß der tatsächliche Wert x_{100} genau 366 cm ist, da dieser Schluß nur für die Verteilung nach Gl. (6) zutrifft. Es kann vielmehr vermutet werden, daß er in Übereinstimmung mit der log-normal- und WEIBULL-Verteilung möglicherweise zu hoch liegt, so daß auch die Schätzung für die Extremwelle in Abschn. 2 auf der sicheren Seite liegt. Oder anders ausgedrückt: Obgleich das Wiederkehrintervall der Extremsturmflut vom 3. 1. 1976 mit $1012 - \text{ThwT} = 1012 - (610 + 0,26 \cdot 133) = 367$ cm nach dem verwendeten Modell genau 100 Jahre beträgt, kann vermutet werden, daß in Wirklichkeit das mittlere Wiederkehrintervall noch länger ist.

2.3 Sekundäre Parameter der Extremsturmflut und die 100jährige Sturmflut in Cuxhaven

Neben der Extremgröße H_{Thw} entscheiden die anderen Parameter T_{nw_1} , T_{nw_2} , T_{F} und T_{E} in erster Linie über die Fülle der Welle. Sie müssen im Zusammenhang mit den Bedingungen untersucht werden, die zum Spitzenwert H_{Thw} führen. Daher wurden sie in Paralleluntersuchungen durch nichtlineare Regressionen mit Thw und mit Dauer und Stärke des Windes (beschrieben durch den geostrophischen Wind v_g) in Beziehung gesetzt.*) Hier genügt es festzustellen, daß sich die zwei zu untersuchenden Typen von Sturmfluten hauptsächlich durch Stärke v_g und Dauer des geostrophischen Windes unterscheiden. Eine Sturmflut vom Typ 1 entsteht, wenn bereits während eines längeren Zeitraumes vor der extremen Sturmflut ein stürmischer Wind herrscht hat, der sich am Tage des Auftretens der Extremsturmflut noch verstärkt (hoher, über einen Tag gemittelter Wert v_g). Damit baut sich mit den Definitionen der Abb. 1 auf eine bereits höhere Vortide mit schon hohem T_{nw_1} ein extremes H_{Thw} auf. Besonders typisch für diesen Verlauf ist die Welle vom 16. 2. 1962. Der Typ 2 dagegen entspricht einem relativ kurzen, aber starken Sturm, der sein Maximum in der Flutzeit hat, mit relativ niedriger, da über den Tag gemittelter geostrophischer Windgeschwindigkeit. Die Folge ist ein relativ niedriger T_{nw_1} -Wert mit einem sehr starken Anstieg während der Flutzeit auf ein sehr hohes H_{Thw} und mit einem relativ raschen Abfall auf das T_{nw_2} . Hierfür besonders typisch ist die Welle vom 3. 1. 1976. Es ergeben sich die Sturmflutparame-

*) Eine detaillierte Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Wasserstand, Windstärke und Winddauer und eine Diskussion der Rolle des geostrophischen Windes wird in einem zukünftigen Aufsatz beschrieben.

ter der Tab. 1, nach denen die Wellen für die 2 verschiedenen Typen in Abb. 7 mit Hilfe der dimensionslosen Wellenformen von Abb. 2 konstruiert wurden. Dabei wurden alle Parameter unter Berücksichtigung des Säkular Trends auf das Jahr 1980 bezogen.

Tabelle 1
Parameter der Extremsturmfluten

für Jahr	Thw-Typ	Cuxhaven								Wiederkehrperiode	St. Pauli
		v_g	T_T	T_E	$KW_{1/2}$	HThw	Thw ₀	Thw ₃	Tnw _{1,2}	T	HThw
1980	HIST/1	21	14,8	8,6	290	1080	885	930	790	~600-1000	1240
1980	HIST/2	15	13,5	5,9	417	1080	680	930	663	~600-1000	1240
1980	100/1	21	14,8	8,6	290	1010	860	860	720	~100	1180
1980	100/2	15	13,5	5,9	417	1010	660	860	593	~100	1180
1980	EXTR/1	21	14,8	8,6	290	1055	895	895	755	~400	1220
1980	EXTR/2	15	13,5	5,9	417	1075	915	895	648	~600	1220

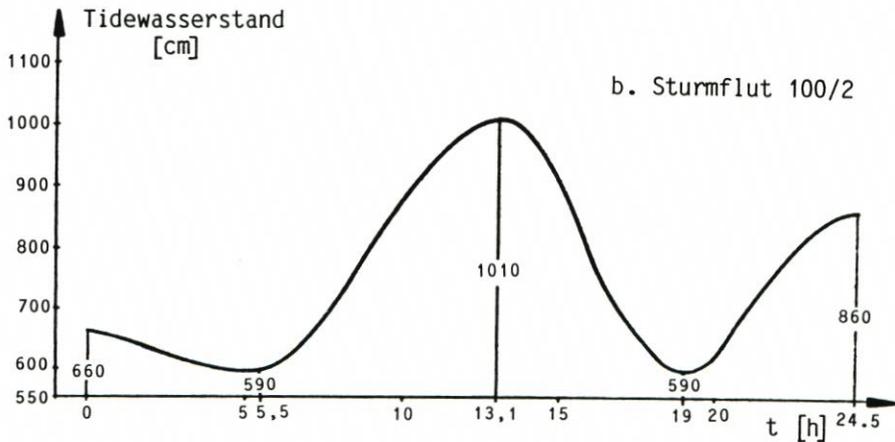
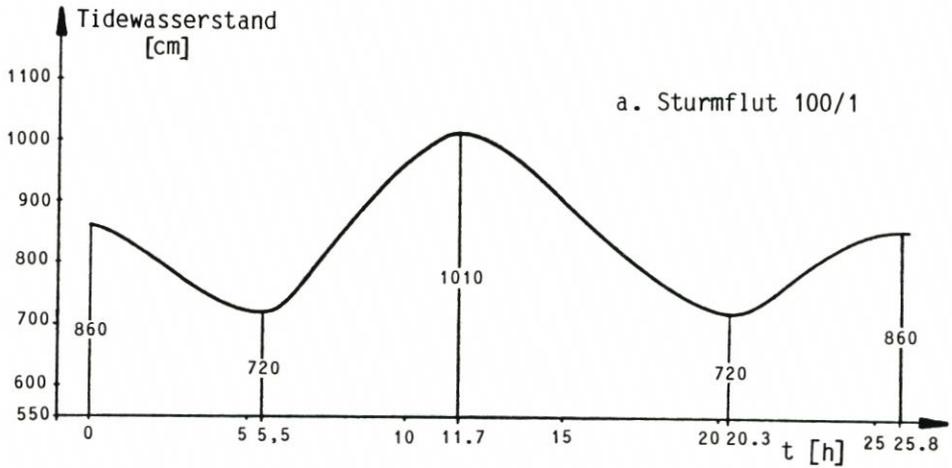


Abb. 7: Extremwellen für Cuxhaven im Jahr 1980

Zu bemerken ist, daß genaugenommen der Spitzenwert $HThw_{100}$ nicht für beide Typen aus einer einzigen Gesamtheit stammen kann, sondern daß je nach dem Verlauf der Windentwicklung verschiedene Gesamtheiten von Spitzenwerten entstehen, die getrennt analysiert werden müßten. Der beschriebene Weg über die Jahresextrema ohne Detailanalyse jeder einzelnen Sturmflut läßt jedoch eine solche Aufspaltung der Extremwertanalyse nicht zu. Aus physikalischen Gründen steht zu erwarten, daß die Extremwerte von Wellen vom Typ 1 höher sein müssen als die der Wellen vom Typ 2. Neben den Wellen 100/1 und 100/2 wurden auch Wellen konstruiert, die noch seltener auftreten. Wellen HIST/1 und HIST/2 entstehen, wenn auf den höchsten beobachteten Windstauwert HHW_{st} das höchste errechnete astronomische Tidehochwasser $HThw_{ast}$ addiert wird, wobei $Wst = Thw - Thw_{ast}$ ist. Die Wellen EXTR/1 und EXTR/2 sind Sturmfluten in Cuxhaven, die in St. Pauli einen Spitzenwert $HThw$ St. Pauli von 1220 cm erzeugen. $T = \frac{1}{P_{\ddot{u}}}$ ist die mittlere Wiederkehrzeit zwischen Extremsturmfluten mit Überschreitungswahrscheinlichkeit $P_{\ddot{u}}$.

3. Sturmfluten in St. Pauli

Für St. Pauli stellt sich die Frage nach der Stationarität der Ganglinie in ganz anderer Weise als für Cuxhaven. Durch den Ausbau der Unterelbe und die Eindeichung der benachbarten Lande ist die Flußrinne erheblich verändert worden, wodurch das Auflaufen der Tidewellen von Cuxhaven her beeinflußt wird. Dies wird augenfällig, wenn man sich den zeitlichen Verlauf der Jahresmittel des Tidemittelwassers ($MTmw$) und des Tidehubs ($MThb$) in St. Pauli anschaut, die in Abb. 8 dargestellt sind.

Deutlich ist der steile Abfall des $MTmw$ St. Pauli-Verlaufs bei gleichzeitigem Anstieg des $MThb$ St. Pauli zu erkennen. Die Folgerung, daß sich die seit 1950 zu erkennende Änderung dieser Kurven auch auf die Sturmfluten auswirkt, darf aber hieraus nicht gezogen werden, da Mittelwerte mit Sturmflutsituationen nicht vergleichbar sind, bei denen ja die Abflüsse in der Elbe einen ganz anderen Teil des Strombettes einnehmen als bei mittleren Tidebedingungen. Sind aber die Extremtiden unabhängig vom Ausbau der Elbe, während weniger extreme Wellen beeinflußt sind, so muß die physikalische Gesetzmäßigkeit, nach denen die Beeinflussung stattfindet, bekannt sein, um mit statistischen Verfahren auf die Größe der Tideparameter schließen zu können. Ein statistisches Verfahren kann in solchen Fällen ein hydromechanisches Rechen- oder Modellverfahren nicht ersetzen. Es kann aber durch die Anwendung von vielen verschiedenen Regressionsverfahren der Bereich abgeschätzt werden, in dem der zur Extremtide in Cuxhaven gehörige Spitzenwert $SThw$ in St. Pauli liegen kann. Hierfür wurden als Daten die Serien der Thw - und Tnw -Werte von 1938–1977 verwendet, sowie die 55 Extremsturmfluten, die sowohl für Cuxhaven als auch für St. Pauli seit 1953 aufgetreten sind.

3.1 Regressionsverfahren für den Extremwert $SThw$

Das einfachste Verfahren zur Bestimmung der Abhängigkeit des maximalen Scheitelwertes $SThw$ ist die Aufstellung einer linearen Regression zwischen den zusammengehörigen Werten von $HThw$ in Cuxhaven und $SThw$ in St. Pauli. Hierfür wurden die Scheitelwerte von 55 Sturmfluten verwendet, die zwischen 1953 und 1978 aufgetreten sind. Es ergibt sich folgende Beziehung (Modell 1):

$$SThw_g = -23 + 1,091 HThw + Y \text{ (cm)} \quad (7)$$

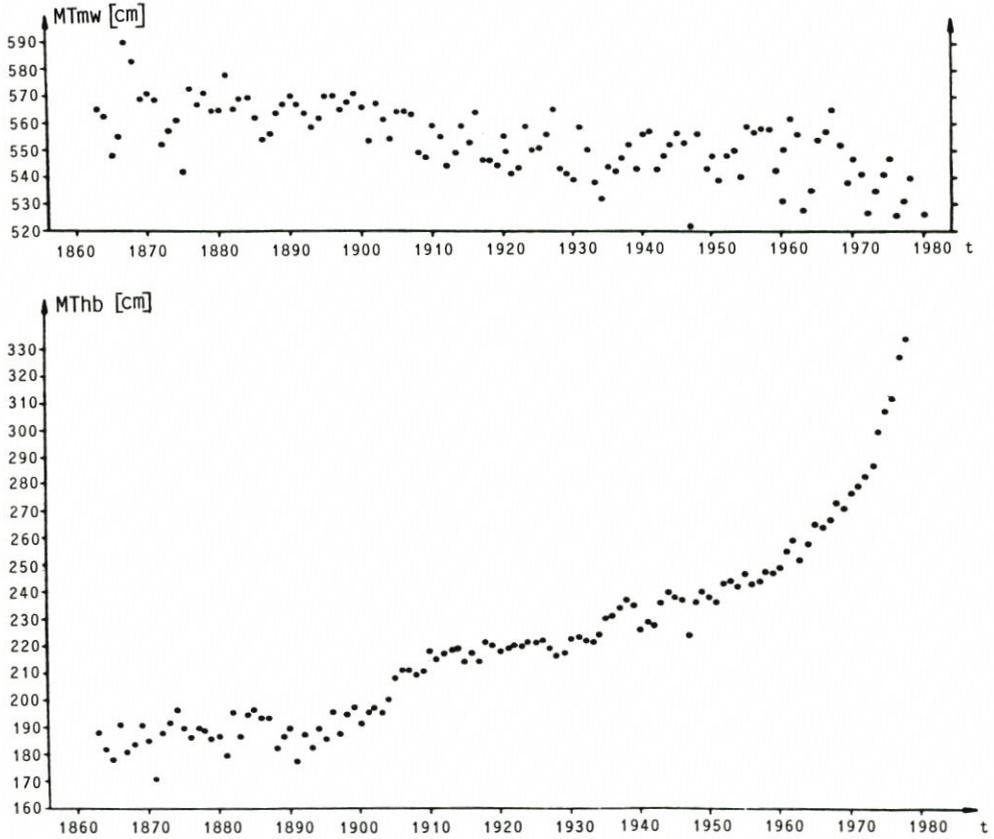


Abb. 8: Entwicklung des mittleren Wasserstandes und des Tidehubes in St. Pauli

wobei Y ein Restglied ist. Wird vorausgesetzt, daß Y ein normalverteilter Zufallsanteil ist mit Streuung $\sigma_y = 27$ cm und Mittelwert 0, dann liegen 97,75 % aller Werte im Bereich $SThw_g \pm 2 \sigma_y$, wie in Abb. 9 gezeigt ist. Der Korrelationskoeffizient für diese Regression beträgt 0,85. Die Vorhersage für das Jahr 1980 erbringt dann nur eine Erhöhung um den Betrag, der durch den säkularen Trend bedingt ist.

Eine mögliche zeitliche Veränderung der Beziehung nach Gl. (7) wird am einfachsten erfaßt, indem eine einfache lineare Regression des Gliedes Y mit der Zeit über den Ansatz (Modell 2) aufgestellt wird:

$$Y = (T - 1950) - 6,2 + Y' \text{ (cm)} \quad (8)$$

wobei T die Zeit in Jahren nach unserer Zeitrechnung ist. Durch diese Beziehung entsteht Modell 2 mit einer Reduzierung der Varianz σ_y des Zufallsgliedes Y' auf $\sigma_{y'} = 23$ cm und einem Korrelationskoeffizienten von 0,89, also mit einer leichten Verbesserung der Beziehung.

Eine dritte Regression berücksichtigt zusätzlich noch einen quadratischen Trend; es entsteht durch Mehrfachregression des Wertes von $SThw$ mit $(T - T_0)$, $(T - T_0)^2$ und $HThw$ die Beziehung (Modell 3):

$$SThw_g = 3,7 + 1,04 HThw - 2,15 (T - 1950) + 0,144 (T - 1950)^2 + Y'' \text{ (cm)} \quad (9)$$

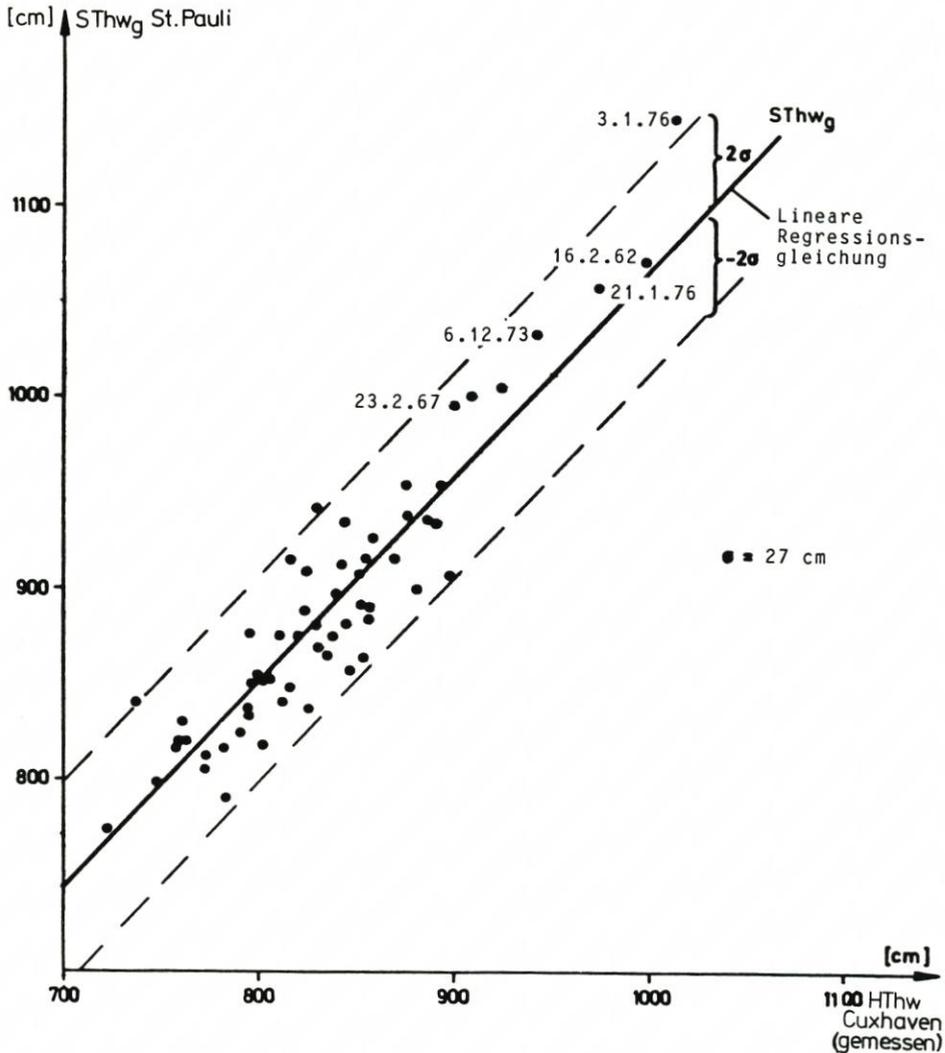


Abb. 9: Gemessene Extremtidehochwasser in St. Pauli als Funktion der Extremtidehochwasser bei Cuxhaven: lineare Regression

Dabei wurde T_0 durch schrittweise Optimierung als der Wert von T_0 bestimmt, bei dem die Standardabweichung σ_y'' des Restgliedes Y'' ein Minimum ist. Hieraus folgt $T_0 = 1950$, $\sigma_y'' = 20$ cm und ein Korrelationskoeffizient von 0,92, d. h., die Regression konnte durch Modell 3 noch einmal etwas verbessert werden. Es muß allerdings deutlich betont werden, daß es keine physikalische Begründung gibt, die die Extrapolation der Modelle 2 und 3 über das Jahr 1980 hinaus rechtfertigt.

Weitere Einflüsse auf den Scheitelwert SThw entstehen durch den Wind über der Elbe sowie durch Abflüsse in der Elbe (am Pegel Darchau/Neu Darchau). Eine sorgfältige statistische Analyse des durch den geostrophischen Wind ausgedrückten Windeinflusses sowie des Abflusses ergab jedoch keine signifikanten Korrelationen der Restglieder mit diesen Größen. Es geht daraus hervor, daß der Windeinfluß bereits voll durch den Regressionskoeffi-

zienten zwischen SThw und Thw erfaßt ist: Ein hoher Wasserstand in Cuxhaven ist bereits ein Indikator für starke Winde entlang der Elbe, wobei Variationen des Windfeldes nur noch in den Streugrößen in Erscheinung treten. Dasselbe gilt für den Abfluß. Offensichtlich sind im Vergleich zu den Wassermengen des Tidestromes die direkten Abflüsse zu klein, um bei ohnehin schon gefülltem Flußbett einen signifikanten Einfluß zu haben.

Werden jetzt Gl. (7), (8) und (9) verwendet, um den Scheitelwert $SThw_{100}$ einer in St. Pauli im Durchschnitt einmal im Jahrhundert überschrittenen Sturmflut als Funktion der Zeit darzustellen, so ergibt sich das Bild der Abb. 10. Für die drei Modelle wurde jeweils als die untere Begrenzung die Gl. (7), (8) bzw. (9) verwendet. Die obere Begrenzung wurde durch Addition von $Y = 2\sigma$ zum Wert der Regressionskurve erhalten. Zum Vergleich wurden auch die Spitzenwerte vom 3. 1. 76 und vom 16. 2. 62 in Abb. 10 eingetragen, und zwar jeweils mit $Y = 0$.

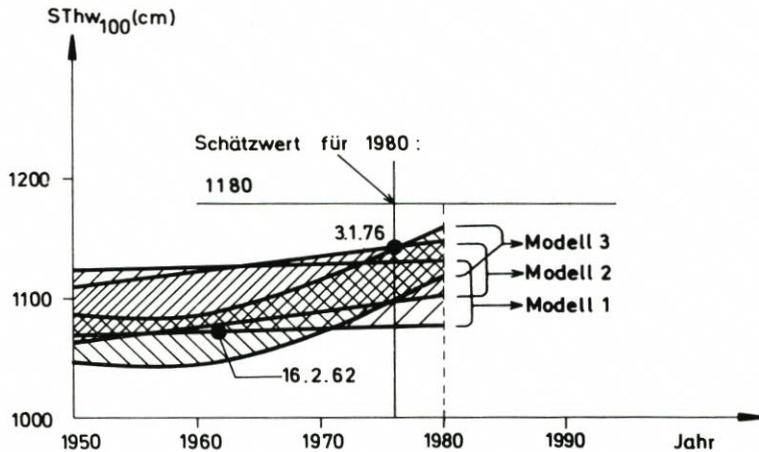


Abb. 10: Vorhersage des 100jährigen Scheitelwertes $SThw_{100}$ für St. Pauli nach Regressionsbeziehungen

Abb. 10 macht deutlich, daß die Vorhersage in den nächsten Jahrzehnten ständig überprüft werden sollte, um festzustellen, wie die Entwicklung von $SThw$ in der Zukunft verläuft. Es steht allerdings zu vermuten, daß mögliche Auswirkungen infolge antropogener Einflüsse abklingen werden und sich an die Kurven des Modells 2 oder 3 in den 80er Jahren ein Verlauf nach Modell 1 anschließen wird. Aus diesem Grunde wurde als konservativer Schätzwert für 1980 und später ein Wert für die 100jährige Spitze von $SThw_{100} = 1180$ cm angegeben.

3.2 Form der 100jährigen Sturmflut in St. Pauli

Die gleiche Methodik wie für die Bestimmung der Wellenform für Cuxhaven nach Abb. 2 läßt sich wegen der Instationarität der Wellenentwicklung auf St. Pauli nicht ohne weiteres anwenden. Ein anderer Weg hat hier befriedigendere Ergebnisse gebracht. Hierbei wurde die Sturmflutwelle in St. Pauli als Ausgang eines linearen Systems aufgefaßt, dessen Eingang die dazugehörige Welle in Cuxhaven war. Damit ergibt sich der Wasserstand $STw(t)$ in St. Pauli aus dem Wasserstand $Tw(t)$ in Cuxhaven über eine Faltung:

$$STw(t) = \int_0^{\infty} Tw(\tau)h(t - \tau)d\tau \quad (10)$$

wobei $h(t)$ die Übertragungsfunktion ist. Bekanntlich ist diese Beziehung immer dann gültig, wenn das System zu Anfang im Ruhezustand war und wenn die Übertragung durch eine gewöhnliche lineare Differentialgleichung mit konstanten Koeffizienten beschrieben werden kann. Obgleich letztere Bedingung mit Sicherheit nicht zutrifft, weiß man doch aus der Hydrologie seit der grundsätzlichen Arbeit von WITTENBERG (1973), daß sich der Ablauf einer

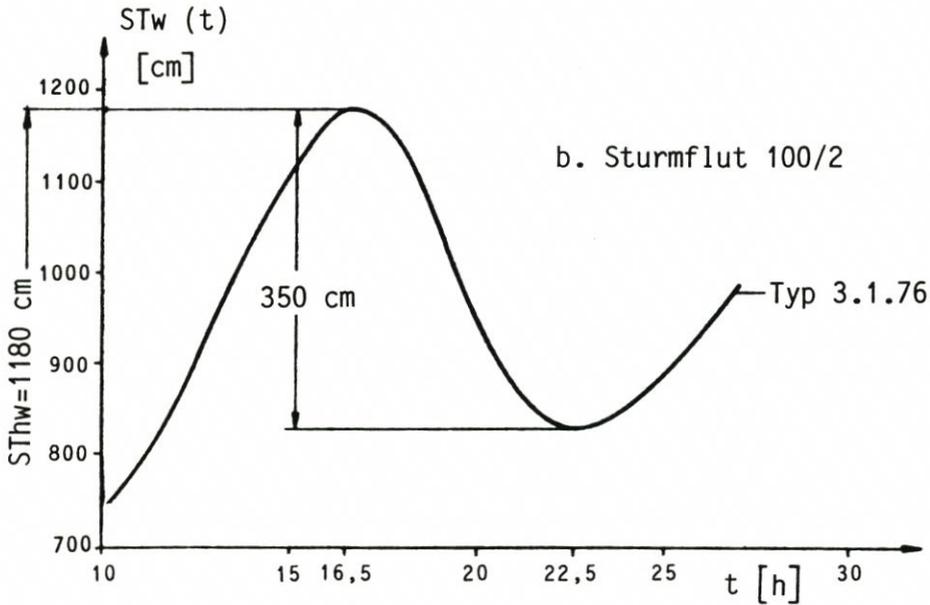
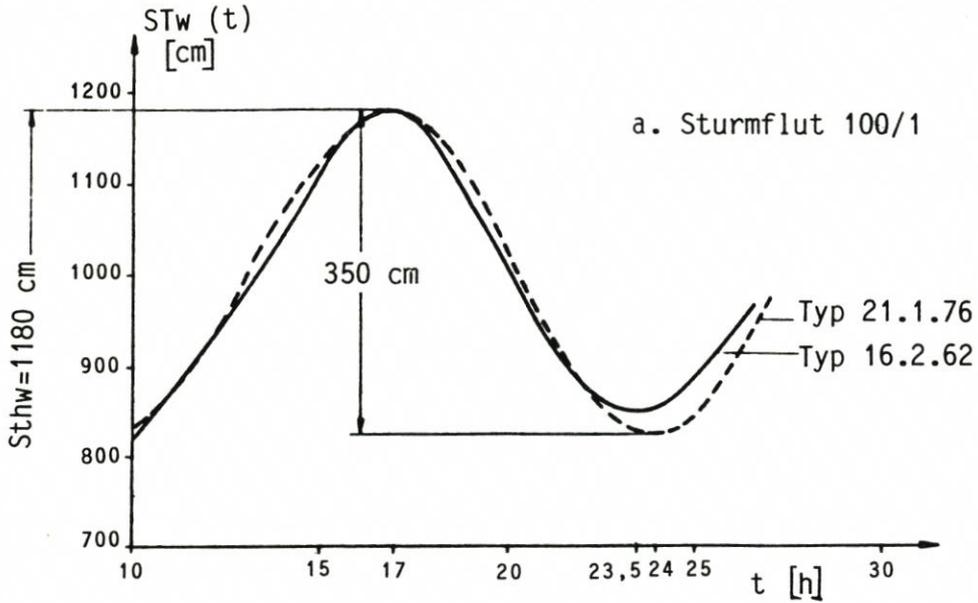


Abb. 11: Sturmflutwellen in St. Pauli, die im Jahr 1980 den Cuxhavener Sturmfluten (Abb. 7) entsprachen

Hochwasserwelle zwischen zwei Punkten gut durch ein allgemeines lineares Modell beschreiben läßt. Auch für die Sturmflutvorhersage wurden bereits lineare Modelle nach Gl. (10) verwendet (HAMBLIN, 1978). Dabei liegt die Schwierigkeit bei der Anwendung von Gl. (10) in der Definition der Anfangsbedingungen. Sie entsteht aus der für die Gültigkeit von Gl. (10) vorauszusetzenden Bedingung, daß das System zu Beginn der Belastung im Ruhestand sein muß. Die ständige Tidebewegung verhindert jedoch, daß das System Unterelbe sich je in Ruhe befindet. Ein konstanter Anfangswert läßt sich daher nicht angeben. Das Problem wurde nach zahlreichen Versuchen dadurch gelöst, daß der mittlere Tidewasserstand der vor der maximalen auftretenden Tide als Nullage für die Welle gewählt wurde. Verwendet wurden Halbstundenwerte von 1936–1976 für Cuxhaven und St. Pauli. Damit konnte die h -Funktion nach bekannten Verfahren (PLATE, 1976) ermittelt werden. Durch Eingabe der Extremwellen nach Abb. 7 in Gl. (10) entstehen bei Verwendung von h -Funktionen aus den verschiedensten Sturmfluten im Mittel die in Abb. 11 gezeigten Extremwellen für St. Pauli, die im großen und ganzen mit den Sturmfluten übereinstimmen, denen sie der Klasse nach entsprechen sollen.

Zu bemerken ist, daß auch der Spitzenwert, STw_{max} , der sich bei diesen Berechnungen ergab, fast immer in die Bandbreite der in Abb. 10 gezeigten Werte fiel. Die in Abb. 11 dargestellten Kurven sind allerdings mit einer Eingangskurve für Cuxhaven berechnet worden, deren Spitzenwert auf 1020 cm angehoben wurde. Dadurch konnte der Scheitelwert der STw -Welle mit dem oben ermittelten Spitzenwert STw von 1180 cm in Übereinstimmung gebracht werden.

Danksagung: Die Rechnungen, auf denen die Ergebnisse dieser Arbeit beruhen, wurden von Herrn Dipl.-Met. A. SCHULER durchgeführt. Die Daten wurden teils vom DHI, teils von der Freien Hansestadt Hamburg, Behörde für Wirtschaft, Verkehr und Landwirtschaft, Strom- und Hafenausbau, zur Verfügung gestellt. Herrn Prof. W. SIEFERT sei für die Überlassung der Halbstundenwerte der Sturmfluten und der Sturmflutscheitelwerte gedankt.

4. Schriftenverzeichnis

- BELKE: Die statische Analyse von Grundwasserständen mit dem Ziel der Extremwertprognose. Technischer Bericht Nr. 13, Institut für Hydraulik und Hydrologie der TH Darmstadt, 1974.
- BOBEÉ, B.: Sample error of T-year event compute by fitting a Pearson Type III distribution. Water Resources Research, Bd. 9, 1973.
- COX, D. R. and LEWIS, P. A.: The statistical analysis of series of events Methuen. London, 1966.
- CRUTCHER, H. L.: A note on the possible misuse of the Kolmogoroff-Smirnov-Test. J. Applied Meteorol, 14, 1975.
- DUPHORN, K.: Gibt es Zusammenhänge zwischen extremen Nordsee-Sturmfluten und globalen Klimaänderungen? Wasser und Boden, H. 10, 1976.
- FÜHRBÖTER, A.: Über zeitliche Änderungen der Wahrscheinlichkeit von Extremsturmfluten an der deutschen Nordseeküste. Mitt. des Leichtweiß-Inst., TU Braunschweig, H. 5, 1976.
- HAAN, C. T.: Statistical methods in hydrology. Iowa State University Press, Ames, Iowa, USA, 1977.
- HAMBLIN, P. F.: Storm surge forecasting methods in enclosed seas. Proc. 16th Coastal Eng. Conf., Hamburg, Bd. 1, 1978.
- KOBERG, D., EGGERS, H. u. BUCK, W.: Die Berechnung der Hochwasserwahrscheinlichkeiten für deutsche Flußgebiete. Mitt. des Theodor-Rehbock-Flußbaulabors, Universität Karlsruhe, H. 163, 1975.
- LIESE, R. u. LUCK, G.: Verfahren zum Nachweis von Veränderungen der Tidehochwasserstände in der Deutschen Bucht. DGM, Bd. 22, 1978.

- MOSONYI, E. et al.: Empfehlung zur Berechnung der Hochwasserwahrscheinlichkeit. KWK-DVWW Regeln zur Wasserwirtschaft, H. 101, 1976.
- PLATE, E. J.: Analyse kontinuierlicher Zufallsfunktionen. Mitt. des Inst. f. Wasserbau III der Univ. Karlsruhe, H. 1, 1971.
- PLATE, E. J.: Computerverfahren zur Berechnung der Einheitsganglinie. 5. Fortbildungslehrgang des Deutschen Verbandes für Wasserbau und Wasserwirtschaft, Barsinghausen, 1976.
- RATHCLIFF, R. A. S., WELLER, J. u. COLLISON, P.: Variability in the frequency of unusual weather over approximately the last century. Quart. Journal Royal Met. Society, Bd. 104, 1978.
- SIEFERT, W.: Über das Sturmflutgeschehen in Tideflüssen. Mitt. des Leichtweiß-Inst. TU Braunschweig, H. 63, 1978.
- WITTENBERG, H.: Die Bestimmung der Übertragungsfunktion zwischen den Hochwasserabflüssen an zwei Pegeln der Brigach. 7. Hydr. Konf. der Donauländer, Varna, 1973.
- WEMELSFELDER, P. J.: Westmatigheden in het optreden van stormvloeden. De Ingenieur, Jg. 54, 1939.