

Abschlussbericht

Inhalt

- A Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE)
– **Einführung** –
- B Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE)
– **Numerische Berechnung physikalisch konsistenter Wetterlagen mit Atmosphärenmodellen** –
- C Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE)
– **Sturmflutsimulationen** –
- D Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE)
– **Statistisch-probabilistische Extremwertanalyse** –

Abschlussbericht

des KFKI-Forschungsvorhabens

MUSE

Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten
mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten
an der Deutschen Nordseeküste

Das KFKI-Forschungsvorhaben wurde durch Mittel des Bundesministeriums für Bildung und Forschung (bmbf) unter dem Förderkennzeichen 03KIS039 gefördert.

bmbf-Förderkennzeichen: 03KIS039
KFKI-Förderkennzeichen: 78
Laufzeit: 2002 - 2005



Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung und Aufgabenstellung	1
2	Vorstellung des Forschungsvorhabens	2
3	Wissenschaftlich-technischer Stand	5
4	Eingehende Darstellung der Ergebnisse	6
5	Verwertung der Ergebnisse	6
6	Fortschritte Dritter	6
7	Veröffentlichungen	7

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Mitglieder der KFKI-Projektgruppe	3
Tabelle 2: Ziel und Vorgehensweise des Forschungsvorhabens	4

1 Einleitung und Aufgabenstellung

Sturmfluten sind Naturereignisse, die wegen der intensiven Nutzung des Küstenraumes zu schweren Schäden führen können. Sowohl der Küstenschutz als auch die Katastrophenabwehr basieren auf der Analyse extremster Fluten. Aufgrund zunehmender Verstädterung, Besiedelung und Industrialisierung exponierter Regionen sind weltweit die volkswirtschaftlichen Schäden bei Naturkatastrophen in den letzten Jahrzehnten um ein Vielfaches gestiegen (KRON 2005).

Sturmfluten an der deutschen Nordseeküste werden im wesentlichen durch die stochastischen, meteorologisch bedingten Wirkungen geprägt, die sich der astronomischen Tide überlagern. Der Windstau kann an der Nordseeküste Höhen von mehr als 5,00 m erreichen. Am Pegel Husum ist z.B. am 10. Februar 1949 ein Windstau von 5,70 m, allerdings zur Tideniedrigwasserzeit, beobachtet worden. Das Verhältnis von stochastischen Anteilen zu deterministischen Anteilen (z.B. astronomischer Gezeit) am Gesamtwasserstand ist an den deutschen Küsten sehr hoch. Das ist im Hinblick auf die wahrscheinlichkeitstheoretische Ermittlung von Sturmflutwasserständen zu beachten.

Ausgelöst durch das Sturmtief „Anatol“ im Dezember 1999 und den katastrophalen Sturmfluten in den vergangenen Jahrzehnten (z.B. in den Jahren 1962 und 1976) sind aktuell wieder Fragen nach maximalen Höhen von Sturmfluten laut geworden. Das Orkantief „Anatol“ stellt den stärksten Sturm in Süddänemark des 20. Jahrhunderts dar und Untersuchungen von DICK UND MÜLLER-NAVARRA (2000) zeigen, dass bei südlicherer Zugbahn und leicht modifiziertem zeitlichen Ablauf die Wasserstände an der deutschen Nordseeküste 1,5 bis 2 m höher hätten eintreten können. Die bisherigen Arbeiten erlauben jedoch keinerlei Aussagen zur Wahrscheinlichkeit derartiger Szenarien und sind daher für ein Risikomanagement zunächst nicht direkt verwertbar.

Die Ermittlung von Bemessungsereignissen ist seit vielen Jahren eine sehr wichtige Aufgabe der Hydrologie und des Wasserbaus. Die Konzeption der Verwendung von Bemessungsereignissen hat sich in den letzten Jahren jedoch gravierend verändert. Diente vor einigen Jahren die Ermittlung von Bemessungsereignissen noch in der Regel dazu, ein maximal mögliches Ereignis zu ermitteln, um damit nach entsprechender Auslegung Schutz vor solchen Ereignissen zu bieten, werden heute Risikobewertungen auf Grundlage von Bemessungsereignissen mit zugeordneten Wahrscheinlichkeiten durchgeführt. Diese Wandlung der Planungsweise resultiert aus der Tatsache, dass es niemals einen absoluten Schutz vor Naturphänomenen geben kann. Bei jedem Bauwerk ist ein Restrisiko vorhanden, welches es zu quantifizieren und wenn möglich zu minimieren gilt.

Die Wahrscheinlichkeit einer Überflutung ergibt sich nicht nur aus der Einzelwahrscheinlichkeit des auslösenden Ereignisses, sondern enthält zusätzlich, soweit vorhanden, die Versagenswahrscheinlichkeit des Schutzbauwerkes. Mit diesen Wahrscheinlichkeiten und den aus einer Überflutung erwarteten resultierenden Schäden kann

das Risiko eines Gebietes ökonomisch beziffert werden. Mit diesem Ansatz können die Auswirkungen des Versagens eines Schutzsystems in der Fläche beschrieben werden. Diese Aussagen zum flächenhaften Risiko waren mit den bisher verwendeten Verfahren nicht möglich.

Zusätzlich zum Risiko eines Einzelereignisses spielt die Zeitspanne zwischen zwei möglichen Überflutungen eine große Rolle bei der Schadensminimierung. Ist die letzte Überschwemmung schon viele Jahrzehnte oder sogar Jahrhunderte vorüber, so wägen sich die dort lebenden Menschen in Sicherheit und häufen mehr wertvolle Güter in potenziell gefährdeten Bereichen an. Ist dagegen die letzte Überflutung noch in Erinnerung der Menschen, ist eine höhere Sensibilität gegenüber diesen Ereignissen vorhanden und es wird in der Regel umsichtiger gehandelt, was im Falle einer Überflutung zu einer deutlichen Schadensreduzierung führt. In diesem Zusammenhang spricht man auch von der Vulnerabilität eines Gebietes.

Die Erhaltung und Vermittlung dieser notwendigen Sensibilität der Menschen gehört zu einer der Hauptaufgaben des Küstenzonenmanagements, da im Falle einer Überflutung oft nicht nur materieller Schaden entsteht, sondern Menschenleben gefährdet sind.

Unabhängig von dem verwendeten Sicherheitskonzept, ist die Ermittlung von Bemessungsereignissen bzw. die Ermittlung von Überschreitungswahrscheinlichkeiten für Sturmflutwasserstände die wichtigste Grundlage für alle Konzepte; insbesondere bei dieser Frage gibt es weiterhin einen großen Forschungsbedarf.

2 Vorstellung des Forschungsvorhabens

Das Forschungsvorhaben „Modellgestützte Untersuchung von Sturmflutwasserständen mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE)“ ist ein vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (bmbf) unter der Fördernummer 03KIS039 gefördertes Projekt mit einer Laufzeit von 07/2002 bis 06/2005. Das Projekt wurde von den folgenden aufgeführten drei Institutionen durchgeführt:

- Forschungsinstitut Wasser und Umwelt (fwu) der Universität Siegen
(Projektleiter: Univ.-Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen)
- Deutscher Wetterdienst (DWD), Offenbach
(Teilprojektleiter: Dr. Volker Renner)
- Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH), Hamburg
(Teilprojektleiter: Dr. Sylvin Müller-Navarra)

Zu dem Forschungsvorhaben MUSE ist eine Internetseite erstellt worden, auf der die Ergebnisse des Projektes dokumentiert sind:

<http://fwu.fb10.uni-siegen.de/projects/muse>

Für das Forschungsvorhaben wurde bei jedem Projektpartner eine wissenschaftliche Mitarbeiterin bzw. ein wissenschaftlicher Mitarbeiter für die Dauer von 2 Jahren befristet angestellt, um die fachliche Bearbeitung durchzuführen:

DWD: Dipl.-Met. Christian Koziar
 BSH: Dipl.-Ozean. Ingrid Bork
 fwu: Dipl.-Ing. Christoph Mudersbach

Die Untersuchungen wurden durch eine projektbegleitende Gruppe des Kuratoriums für Forschung im Küsteningenieurwesen (KFKI) fachlich abgesichert, die von Obfrau PD Dr. habil. Gabriele Gönnert geleitet wurde.

In Tabelle 1 sind die Mitglieder der begleitenden KFKI-Projektgruppe aufgeführt.

Tabelle 1: Mitglieder der KFKI-Projektgruppe

Mitglieder der KFKI-Projektgruppe	
PD Dr. habil. Gabriele Gönnert (Obfrau)	HPA Hamburg
Dipl.-Ing. Frank Thorenz (Forschungsleiter Küste)	NLWKN Norden
Dr. Nobert Blum (PTJ)	PTJ
Dipl.-Ing. Detlef Schaller	ALR Husum
Dr. Elisabeth Rudolph	BAW Hamburg
Dipl.-Met. Gudrun Rosenhagen	DWD Hamburg
Dipl.-Met. Heiner Schmidt	DWD Hamburg
Dipl.-Ing. Hans-Gerd Coldewey	NLWKN Norden
Prof. Dr.-Ing. Andrea Töppe	FHNON
Dipl.-Ing. Hanz Dieter Niemeyer	NLÖ Norderney
Dipl.-Ozean. Ralph Annutsch (Gast)	vormals BSH

Das Ziel des Forschungsvorhabens und die Vorgehensweise bei der Bearbeitung sind in Tabelle 2 dargestellt:

Tabelle 2: Ziel und Vorgehensweise des Forschungsvorhabens

Planung und Ablauf	
Ziel	Entwicklung von Methoden zur statistischen Einordnung von außergewöhnlich hohen Extremsturmfluten an der Deutschen Nordseeküste.
Problem	Eine statistische Einordnung von Wasserständen mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten ($P_U = 10^{-3} \dots 10^{-4}$) ist auf Grundlage der beobachteten Zeitreihen nicht möglich.
Grundgedanke, um das Ziel zu erreichen	<p>Es werden zusätzlich zu den beobachteten Daten Informationen über die Höhe der Wasserstände in dem Bereich von sehr kleinen Eintrittswahrscheinlichkeiten ($P_U = 10^{-3} \dots 10^{-4}$) benötigt. Diese können in das statistische Modell einbezogen werden und die Extrapolation der Extremwertverteilungen verbessern. Die benötigten Zusatzinformationen können über hydrodynamisch-numerische Modelle bereitgestellt werden.</p> <p>Dazu sollen die Modelle folgende Frage beantworten: Wie hoch hätten die Wasserstände bei aufgetretenen Sturmfluten an der Küste höchstens auflaufen können, wenn die meteorologischen Bedingungen ungünstiger gewesen wären?</p> <p>Diese Antworten kann das EPS (<i>engl.: Ensemble Prediction System</i>) des EZMW (<i>Europäisches Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage, UK</i>) geben, indem die Anfangsbedingungen der Sturmflutwetterlagen stochastisch variiert werden und aus den ungünstigsten Vorhersagen die Wasserstände berechnet werden.</p>
Ablauf und Vorgehensweise	<p>Der DWD trifft eine Auswahl von aufgetretenen Sturmflutwetterlagen im EZMW-Archiv anhand der zuvor definierten Kriterien (Windrichtung WSW bis NNW, mind. Windstärke 8 u.a.). Es erfolgen Nachberechnungen dieser Wetterlagen mit physikalisch-konsistenten Variationen (stochastisch) der Anfangsbedingungen im EPS. Die Vorhersagen mit den extremsten Windgeschwindigkeiten werden ausgewählt (KOZIAR UND RENNER 2005).</p> <p>Mit den berechneten Windfeldern des DWD werden im BSH resultierende Wasserstände und Windstauwerte berechnet. Die Untersuchungen am BSH werden mit zwei operationellen Vorhersagemodellen (2- und 3- dimensionale numerische Modelle) durchgeführt (BORK UND MÜLLER-NAVARRA 2005).</p> <p>Das fwu ist für die Entwicklung und Anwendung eines statistisch-probabilistischen Modells zur Analyse der beobachteten Wasserstände mit Einbeziehung der zusätzlichen Information der modellierten Extremwasserstände zuständig (JENSEN UND MUDERSBACH 2005).</p>

Das Forschungsvorhaben lässt sich damit in die drei Bereiche unterteilen:

- meteorologische Modellierung (DWD)
- Sturmflutsimulation (BSH)
- statistisch-probabilistische Extremwertanalyse (fwu)

3 Wissenschaftlich-technischer Stand

Um die Forschungsarbeiten auf den Stand der Wissenschaft anpassen bzw. anknüpfen zu können, wurden von den jeweiligen Projektpartnern umfangreiche Literaturrecherchen durchgeführt.

Im Bereich der meteorologischen Simulationen wurde der Stand Wissenschaft bezüglich der angewendeten Atmosphärenmodelle und der eingehenden Parameter, sowie der stochastischen Variation der Anfangsbedingungen recherchiert.

Die Wasserstandsvorhersagen sind in besonderem Maße vom Einfluss der Windschubspannung bei hohen Windgeschwindigkeiten abhängig. Aufgrund der geringen Datenbasis tatsächlich eingetretener Ereignisse muss in weiten Teilen auf empirische Untersuchungen zurückgegriffen werden. Diese vorhandenen Untersuchungen wurden analysiert und nach einer Auswahl geeigneter Verfahren entsprechend berücksichtigt.

Die statistische Analyse im Bereich der Wahrscheinlichkeiten von $> P_{\bar{U}} = 2 \cdot 10^{-3}$ beruht auf bekannten und vielfach bewährten mathematischen Ansätzen. Ganz im Gegensatz dazu sind im Bereich der sehr geringen Wahrscheinlichkeiten ($< P_{\bar{U}} = 2 \cdot 10^{-3}$) große Unsicherheiten in der statistischen Analyse vorhanden. Um diese Unsicherheiten reduzieren zu können, werden in dem vorliegenden Forschungsvorhaben Ansätze aus verwandten Bereichen, z.B. der Erdbebenstatistik angewendet. Dazu wurde die Literatur gesichtet, um die Ansätze auf die Anwendung von Wasserstandsdaten übertragen zu können.

Detaillierte Ausführungen zu den einzelnen Quellen sind den entsprechenden Abschnitten der Teilberichte (s.u.) zu entnehmen.

4 Eingehende Darstellung der Ergebnisse

Für die eingehende Darstellung der Ergebnisse wird auf die drei Teilberichte des Projektes verwiesen, die in der Anlage zu finden sind:

- KOZIAR, CH. UND RENNER, V.: Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE), Teilbericht 1: Numerische Berechnung physikalisch konsistenter Wetterlagen mit Atmosphärenmodellen – Abschlussbericht des KFKI-Forschungsvorhabens (03KIS039), Deutscher Wetterdienst (DWD), Offenbach, 2005
- BORK, I. UND MÜLLER-NAVARRA, S.: Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE), Teilbericht 2: Sturmflutsimulationen – Abschlussbericht des KFKI-Forschungsvorhabens (03KIS039), Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH), Hamburg, 2005
- JENSEN, J. UND MUDERSBACH, CH.: Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE), Teilbericht 3: Statistisch-probabilistische Analyse – Abschlussbericht des KFKI-Forschungsvorhabens (03KIS039), Forschungsinstitut Wasser und Umwelt (fwu) an der Universität Siegen, Siegen, 2005

5 Verwertung der Ergebnisse

Die Ergebnisse des vorliegenden Forschungsvorhabens sind wirtschaftlich nicht unmittelbar zu verwerten. Sie bilden jedoch ein wesentliches Fundament für ein risikoorientiertes Küstenzonenmanagement. Durch die ermittelten Wasserstände können die Risiken einer Überflutung für Küstenbereiche besser abgeschätzt werden.

Die vorhandenen Deichhöhen können auf Grundlage dieser Ergebnisse in weitergehenden Untersuchungen überprüft und ggf. angepasst werden.

Neue Möglichkeiten ergeben sich ebenso hinsichtlich der Versicherungswirtschaft, die auf Grundlage zugeordneter Wahrscheinlichkeiten entsprechende Versicherungsmodelle für Küstenbereiche erstellen könnte.

6 Fortschritte Dritter

Wesentliche Fortschritte Dritter auf den im Projekt bearbeiteten Gebieten konnten nicht ermittelt werden.

7 Veröffentlichungen

JENSEN, J., MUDERSBACH, C. UND KOZIAR, CH.: Simulation von extremen Sturmflutwetterlagen in der Nordsee und deren statistische Analyse, in: GÖNNERT, G., GRABL, H., KELLETAT, D., KUNZ, H., PROBST, B., VON STORCH, H. UND SÜNDERMANN, J. (Hrsg.): Klimaänderung und Küstenschutz, Proceedings, Universität Hamburg, 2004

MÜLLER-NAVARRA, S. UND BORK, I.: Modellstudien zu Extremsturmfluten in der Nordsee, in: GÖNNERT, G., GRABL, H., KELLETAT, D., KUNZ, H., PROBST, B., VON STORCH, H. UND SÜNDERMANN, J. (Hrsg.): Klimaänderung und Küstenschutz, Proceedings, Universität Hamburg, 2004

JENSEN, J., MUDERSBACH, C., KOZIAR, CH. UND BORK, I.: Modelling of extreme storm surge weather situations in the North Sea and its statistical analysis, Proceedings 7th Littoral 2004-Conference, Aberdeen (UK), 2004

JENSEN, J., MUDERSBACH, C. UND MÜLLER-NAVARRA, S.: Modelling of Extreme Storm Surges in the North Sea and its Statistical Analysis, Proceedings of the 7. International MEDCOAST 2005-Conference, Kusadasi, Turkey, 2005

JENSEN, J., MUDERSBACH, C. UND MÜLLER-NAVARRA, S.: Modelling of extreme storm surges in the North Sea and its statistical analysis, Book of Abstracts COMRISK 2005, Kiel

JENSEN, J., MUDERSBACH, C., MÜLLER-NAVARRA, S. UND BORK, I.: Estimation of Extreme Water levels as a Tool for Disaster Management, International Conference on Coastal Engineering (ICCE), San Diego, 2006 (angenommener Vortrag und Veröffentlichung)

MÜLLER-NAVARRA, S., BORK, I., JENSEN, J., MUDERSBACH, C., KOZIAR, CH. UND RENNER, V.: Simulation of Super Storms in the North Sea, International Conference on Coastal Engineering (ICCE), San Diego, 2006 (angenommenes Poster und Veröffentlichung)

geplante Veröffentlichungen:

MÜLLER-NAVARRA, S., BORK, I., JENSEN, J., KOZIAR, CH., MUDERSBACH, CH., MÜLLER, A. UND RUDOLPH, E.: Modellstudien zum Hamburg Orkan 1962 (Arbeitstitel), HANSA, Hamburg 2006

MÜLLER-NAVARRA, S., BORK, I., JENSEN, J., MUDERSBACH, CH. UND RENNER, V.: Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten an der Deutschen Nordseeküste (Arbeitstitel), DIE KÜSTE, Hamburg, 2006



Deutscher Wetterdienst

Abschlussbericht

MUSE
Modellgestützte Untersuchungen
zu Sturmfluten mit sehr geringen
Eintrittswahrscheinlichkeiten

Teilprojekt:

Numerische Berechnung physikalisch konsistenter
Wetterlagen mit Atmosphärenmodellen

gefördert vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (bmbf) und fachlich begleitet
vom Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen

bmbf Förderkennzeichen: 03KIS039
KFKI Förderkennzeichen: 78

bearbeitet von: Dipl.-Met. Christian Koziar
Dr. rer. nat. Volker Renner

Offenbach, 25. Mai 2005

Inhaltsverzeichnis

INHALTSVERZEICHNIS	2
I EINLEITUNG	3
1.1 AUFGABENSTELLUNG	3
1.2 VORAUSSETZUNGEN	3
1.3 PLANUNG UND ABLAUF	4
1.4 WISSENSCHAFTLICHER UND TECHNISCHER STAND DER NUMERISCHEN WETTERVORHERSAGE (NWV) ..	4
1.4.1 Datenassimilation	5
1.4.2 Reanalysen	7
1.5 ZUSAMMENARBEIT MIT ANDEREN STELLEN	8
II DETAILLIERTE DARSTELLUNG	9
2.1 DIE VERWENDETEN NWV-MODELLSYSTEME	9
2.1.1 Das Global-Modell des DWD (GME)	9
2.1.2 Das Lokal-Modell des DWD (LM)	11
2.1.3 Das Global-Modell des EZMW (IFS)	12
2.1.4 Das Ensemble Prediction System des EZMW (EPS)	13
2.2 VORUNTERSUCHUNGEN	15
2.2.1 Statistischer Vergleich von GME und EPS	17
2.2.2 Der erfolgversprechendste Weg zu extremen Modellsturmfluten	19
2.3 EXPERIMENTE	22
2.3.1 Sturmflut vom 16./17. Februar 1962	24
2.3.2 Unterschiede zwischen IFS und LM	32
2.4 ERGEBNISSE DER UNTERSCHIEDLICHEN FÄLLE	38
2.4.1 Sturmflut vom 23. Februar 1967	39
2.4.2 Sturmflut vom 3. Januar 1976	40
2.4.3 Sturmflut vom 27./28. Februar 1990	41
2.4.4 Sturmflut vom 28. Januar 1994	42
2.4.5 Sturmflut vom 3. Dezember 1999	43
2.4.6 Zusammenfassung der Ergebnisse	44
2.5 ANALYSE DER EPS-ROUTINE DES WINTERHALBJAHRES 2003/04	44
2.6 BEWERTUNG DER ERGEBNISSE	48
III ZUSAMMENFASSUNG	49
LITERATURVERZEICHNIS	51
A REANALYSE DER STURMFLUT VOM 16./17. FEBRUAR 1962	53
B SYNOPTISCHER VERGLEICH VON IFS UND LM ANHAND VON MEMBER NR. 26 DES 62'ER SUPER-ENSEMBLES, START: 15.02.1962, 12:00 UTC	55
C TECHNISCHE DOKUMENTATION	62
7.1 PROGRAMME	62
7.2 SKRIPTE	64
7.3 PRAKTISCHER ABLAUF EINES	65
EPS/LM-EXPERIMENTS	65
D KURZBESCHREIBUNG ALLER MUSE-MODELLEXPERIMENTE	67

I Einleitung

1.1 Aufgabenstellung

Das Gesamtziel des Vorhabens „Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten“ (MUSE) war die Entwicklung von Methoden zur statistischen Einordnung physikalisch möglicher, aber noch nicht eingetretener, außergewöhnlich hoher Sturmfluten. Sturmzyklonen, die im deutschen Küstenbereich zu stark erhöhten Pegelständen führen können, treten tatsächlich nur sehr selten auf. Dieser beschränkte Wertevorrat an beobachteten Sturmflutwetterlagen sollte mit Hilfe von atmosphärischen Simulationsmodellen um modellierte Sturmflutereignisse im Hinblick auf Zeitreihenanalysen erweitert werden. Diese Datensätze der beobachteten und der modellierten Sturmfluten sollten anschließend in geeigneter Weise in einem homogenen Gesamtdatensatz vereint und einer statistischen Analyse unterzogen werden. Dabei oblag die numerische Berechnung von physikalisch möglichen Wetterlagen bzw. Windfeldern mit Atmosphärenmodellen dem Deutschen Wetterdienst (DWD), die Durchführung von Windstauberechnungen mit Ozeanmodellen dem Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH) und die Einordnung dieser Ergebnisse mit statistischen Verfahren hinsichtlich einer verbesserten Abschätzung von Eintrittswahrscheinlichkeiten des Forschungsinstituts Wasser und Umwelt (fwu) der Universität Siegen.

1.2 Voraussetzungen

Es hat bereits Anfang der achtziger Jahre Ansätze gegeben, mit deterministischen Verfahren Extremsturmfluten zu berechnen. So wurden für eine Studie von Hewer [Hewer (1980)] durch einen erfahrenen Synoptiker des DWD aus verschiedenen beobachteten Sturmflutwetterlagen die sturmflutförderlichsten Komponenten extrahiert und in neuen künstlichen Wetterlagen so kombiniert, dass sich extreme, aber nicht undenkbare Wetterentwicklungen ergaben. Diesen wurden anschließend mit Hilfe eines 2-dimensionalen Wasserstandsmodells maximale Wasserstände zugeordnet.

In jüngerer Zeit - ausgelöst durch das Sturmtief Anatol im Dezember 1999 - sind Fragen nach möglichen noch höheren Sturmfluten, als sie in den Jahren 1976 und 1962 aufgetreten sind, laut geworden. Das Orkantief Anatol stellt einen der stärksten Stürme des 20. Jahrhunderts in Süddänemark dar und Untersuchungen zeigten, dass bei südlicherer Zugbahn und leicht modifiziertem zeitlichem Ablauf die Wasserstände in der Deutschen Bucht 1,5 bis 2m höher hätten eintreten können [Dick und Müller-Navarra (2000)].

Bei diesen beiden Studien kann jedoch die zeitliche Entwicklung der konstruierten Wetterlagen aus Anfangsverteilungen dynamisch nicht nachvollzogen werden. Die Wetterlagen sind somit zwar denkbar, jedoch nicht physikalisch konsistent. Die Studien können daher grundsätzlich in Frage gestellt und die Ergebnisse angezweifelt werden. Außerdem erlaubten die bisherigen Arbeiten keinerlei Aussagen zur Wahrscheinlichkeit derartiger Szenarien. Sie sind daher für Küstenschutzplanungen zunächst nicht verwertbar.

In dieser Hinsicht verfolgt das Projekt „MUSE“ einen verbesserten Ansatz: Zur Erzeugung von Sturmflutwetterlagen kommen numerische Simulationsmodelle zum Einsatz. Auf diese Weise ist es möglich, für jeden beobachteten Termin eine ganze Reihe physikalisch möglicher Wetterlagen zu erzeugen. Dies kommt zum einen dadurch zustande, dass für jedes Zieldatum mehrere Vorhersagen mit unterschiedlichen Startterminen und Vorhersagelängen gerechnet werden können. Zum anderen lassen sich auch direkt durch kleine Veränderungen an den Anfangsdaten eines Vorhersagemodells, welche die möglichen Variationen des Startzustandes innerhalb der Analysengenauigkeit widerspiegeln, weitere meteorologisch sinnvolle Wetterlagen für einen bestimmten

Zielzeitpunkt berechnen. Aus diesem Spektrum an Wetterlagen werden anschließend die Simulationen mit dem größten Sturmflutpotential herausgesucht und für die Versorgung von Ozeanmodellen mit Randbedingungen genutzt. Im letzten Schritt können dann mit statistischen Verfahren die zugehörigen Eintrittswahrscheinlichkeiten abgeschätzt werden. Die Zeitreihe mit den realen Sturmfluten der letzten 150 Jahre sollte dann mit diesen synthetischen Fällen erweitert und so die bestehenden Unsicherheiten zur Eintrittswahrscheinlichkeit im Extrembereich insgesamt verringert werden.

1.3 Planung und Ablauf

Zu Beginn des Projektes war geplant, durch eine intensive Analyse der Archive globaler Vorhersagen beim Deutschen Wetterdienst (DWD) und beim Europäischen Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage (EZMW, bzw. European Centre for Medium-Range Weather Forecasts - ECMWF) Fälle aufzuspüren, die ein Potential für Sturmfluten in der Nordsee erkennen ließen, und diese in die Bearbeitung einzubeziehen, d.h. insbesondere, diese Vorhersagen für eine Randwertversorgung des hochauflösenden DWD-Regionalmodells (LM, s.u.) zu benutzen. Im Projektverlauf erwiesen sich jedoch einige Anpassungen als notwendig.

So zeigte sich, dass in dem auf ein Jahr begrenzten Archiv des DWD kaum interessante Fälle zu finden waren. Dies war beim Archiv für das Ensemble-Vorhersage-System (EPS, s.u.) des EZMW kein Problem, weil hier jeweils viele Einzelvorhersagen gerechnet und die Ergebnisse längerfristig verfügbar gehalten werden. Dieses Archiv enthält jedoch nur einige ausgewählte Felder, die für die Randwertversorgung des LM nicht ausreichen. Sie hätten daher neu berechnet und vollständiger archiviert werden müssen. Dies scheiterte jedoch daran, dass ältere Vorhersagen nicht reproduzierbar sind.

Letztendlich wurde dann folgendes Vorgehen gewählt: Für bekannte herausragende Sturmflutwetterlagen der Vergangenheit wurden neue Ensemble-Experimente durchgeführt und aus dem so entstandenen Spektrum an Wetterlagen die Ensemble-Member mit dem höchsten Sturmflutpotential für die Randwertversorgung des LM verwendet.

1.4 Wissenschaftlicher und technischer Stand der Numerischen Wettervorhersage (NWW)

Numerische Wettervorhersagemodelle (NWW-Modelle) basieren auf einem geschlossenen Satz von Bilanz- und Erhaltungsgleichungen. Das Grundgerüst besteht im Allgemeinen aus den Erhaltungsgleichungen für Impuls (Navier-Stokes Bewegungsgleichungen), Masse (Kontinuitätsgleichung) und Energie (1. Hauptsatz der Thermodynamik) sowie aus geeigneten Anfangs- und Randbedingungen und einer numerischen Methode, um das System von Gleichungen zeitlich zu integrieren. Dieser Satz von Gleichungen beschreibt eine ganze Fülle von atmosphärischen Phänomenen unterschiedlichster Größenordnungen, wie z.B. Schönwetterwolken, Gewitter, Hurrikane, Zyklonen.

Das prognostische Gleichungssystem wird meist dadurch integrierbar gemacht, dass unter Beachtung numerischer Stabilitäts- und Konvergenzkriterien alle Differentiale durch Differenzen ersetzt und die Modellvariablen nur an den diskreten Punkten eines Raum- und Zeitgitters definiert werden. Je geringer der horizontale Abstand (die Maschenweite) zwischen zwei Raumgitterpunkten ist, desto kleinere atmosphärische Strukturen können vom Modell simuliert werden. Das Modell kann keine Prozesse explizit simulieren, deren Größenordnung kleiner als die Maschenweite ist. Da aber auch diese so genannten subskaligen Prozesse in der realen Atmosphäre einen großen Einfluss auf den Verlauf des Wetters nehmen können, muss ihre Wirkung im Modell berücksichtigt werden. Dafür hat sich der Begriff „physikalische Parametrisierung“ eingebürgert.

Beim Deutschen Wetterdienst sind derzeit zwei NWV-Modelle im Einsatz: Das Globalmodell GME mit 40km Maschenweite und 40 Schichten¹ und das Lokalmodell LM mit 7 km Maschenweite und 35 Schichten [Majewski und Ritter (2002), Doms et al. (2002)]. Das Globalmodell stellt in einstündigem Rhythmus die seitlichen Randwerte für das genestete Lokalmodell bereit, dessen Vorhersagegebiet auf den mitteleuropäischen Raum beschränkt ist (siehe Abbildung 1.1).

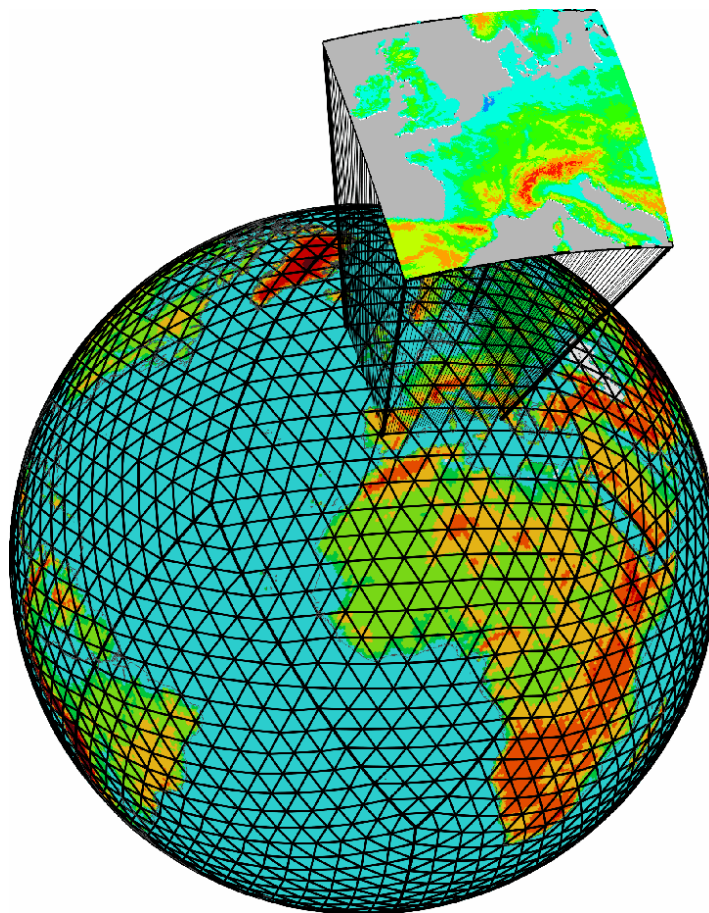


Abbildung 1.1: Nestung des LM-Gitters in das GME-Gitter

1.4.1 Datenassimilation

Unter „Assimilation“ wird gemeinhin „Angleichung“ oder „Überführung“ verstanden. In der NWV versteht man unter „Datenassimilation“ die Angleichung eines Modelllaufes an die wirkliche Entwicklung der Atmosphäre, wie sie durch die vorhandenen Beobachtungen beschrieben wird. Sinn des Assimilationsprozesses ist es, ein dreidimensionales Bild der Atmosphäre und deren Unterlage für einen festen Termin zu entwerfen, das z.B. als Anfangszustand für eine Vorhersage genutzt werden kann. Dieses Abbild der Atmosphäre wird auch als „Analyse“ bezeichnet.

Mathematisch gesehen stellt die NWV ein Anfangswertproblem dar. Für alle prognostischen Variablen wird an allen Gitterpunkten ein Anfangswert benötigt. So hatte z.B. die im Vorhaben benutzte Version des GME auf einer Modellfläche 166410 Gitterpunkte. Bei 31 Schichten in der Vertikalen und bei 5 prognostischen Variablen (2 Windkomponenten, Temperatur, spezifischer Gehalt an Wasserdampf und an

¹Im Vorhaben wurde noch eine ältere Version mit 60km Maschenweite und 31 Schichten eingesetzt.

Wolkenwasser) ergeben sich somit $25,8 \cdot 10^6$ benötigte Werte. Hinzu kommen die Anfangswerte für die Unterlage (Bodendruck, Temperatur der Grenzfläche zwischen Atmosphäre und Unterlage) sowie Werte für Bodenfeuchte und -temperatur in mehreren Tiefen im Erdboden. Im Idealfall sollten alle diese Werte durch präzise Beobachtungen belegt sein. In der Meteorologie ist dieses Bedürfnis frühzeitig formuliert worden und es sind große Anstrengungen unternommen worden, die Atmosphäre möglichst vollständig zu beobachten. Es ist jedoch offensichtlich, dass im Allgemeinen die Beobachtungen allein nicht ausreichen, den Anfangszustand für ein Vorhersagemodell festzulegen.

Das Anfangswertproblem der NWV ist also zunächst hochgradig unterbestimmt. Daher muss versucht werden, zusätzliche Informationen zu nutzen. Als erstes ist hier die Vorgeschichte zu nennen. Es liegen ja nicht nur Beobachtungen vom aktuellen Termin vor, sondern auch von zurückliegenden Zeiten. Ähnlich wie ein Synoptiker bei der Analyse einer Wetterlage die „Vorkarte“ nutzt, kommt es bei der Datenassimilation darauf an, die zeitliche Dimension mit in den Prozess der Definition des Anfangszustandes einzubeziehen. Es muss also eine Möglichkeit geschaffen werden, Information aus der Vergangenheit zeitlich zu extrapolieren, um sie für die Festlegung des augenblicklichen Zustandes der Atmosphäre nutzen zu können. Für die zeitliche Extrapolation wird in der Datenassimilation das Vorhersagemodell selbst genutzt, meist in Form einer Kurzfristvorhersage vom letzten Analysetermin. Diese Kurzfristvorhersage wird als ‘Erste Näherung’ bzw. ‘First Guess’ bezeichnet. Sie stellt eine Schätzung des wahrscheinlichen Zustandes der Atmosphäre dar, die aber dort, wo Beobachtungen davon abweichen, noch korrigiert werden muss. Dort, wo keine Beobachtungen vorliegen oder wo Beobachtungen und ‘First Guess’ übereinstimmen, ist die ‘Erste Näherung’ identisch mit der endgültigen Analyse. Durch die Nutzung des Vorhersagemodells im Assimilationsprozess erschließt sich eine weitere wichtige Informationsquelle: Das in den Modellgleichungen zusammengefasste Wissen über die Vorgänge in der Atmosphäre. Das Modell macht es möglich, aus räumlichen Strukturen auf zeitliche Tendenzen zu schließen und umgekehrt. Das Konzept der Datenassimilation beruht also im Wesentlichen auf der Verknüpfung eines Vorhersagemodells mit Beobachtungen, um eine möglichst präzise Analyse der Atmosphäre zu erreichen.

In Abbildung 1.2 ist das Prinzip der Datenassimilation für eine beliebige Variable als Funktion der Zeit grafisch dargestellt. Die durchgezogene rote Linie gibt die wirkliche zeitliche Entwicklung der Atmosphäre wieder, die natürlich prinzipiell unbekannt ist. Es liegen lediglich zu einigen Zeitpunkten Beobachtungen vor (gelbe Punkte). Diese Beobachtungen weisen im allgemeinen Beobachtungsfehler auf (grüne Ellipsen). Weiterhin haben wir einen Hintergrundwert (rotes Quadrat) und seinen Fehler (blaue Ellipsen). Beim erstmaligen Start eines Assimilationssystems, dem sog. „Urstart“, beruht dieser erste Hintergrund häufig auf klimatologischen Feldern und liegt somit zunächst recht weit von der Wahrheit entfernt. Im nächsten Schritt werden die beiden Informationen miteinander verknüpft und ergeben die Analyse (schwarze Kreuze) und ihre wahrscheinlichen Fehler (gelbe Ellipsen). Diese Verknüpfung ist der eigentliche Kern der Datenassimilation. Von der Analyse wird dann eine Kurzfristvorhersage gestartet, die die Information aus der Vergangenheit konsistent zum nächsten Analysenzeitpunkt extrapoliert. Dies ist der Hintergrund, der nun schon (hoffentlich) näher an der Wahrheit liegt. Zusammen mit den für diesen Zeitpunkt vorliegenden Beobachtungen ergibt sich eine neue Analyse. Dieser Prozess wird dann iterativ fortgesetzt.

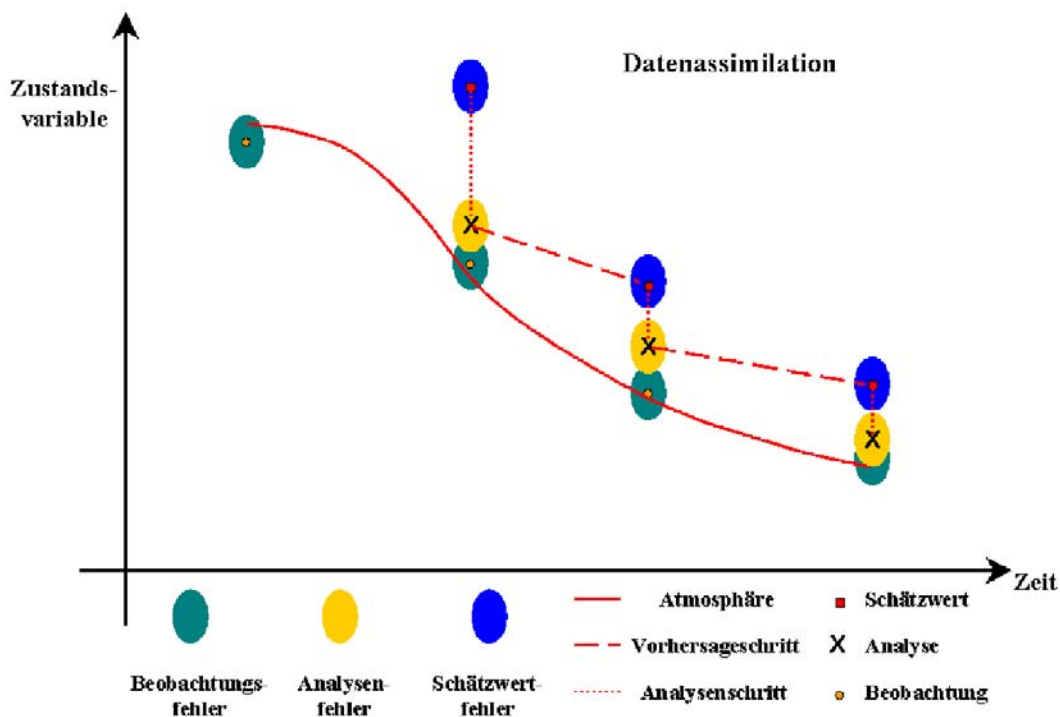


Abbildung 1.2: Prinzip der Datenassimilation für eine beliebige Variable als Funktion der Zeit

Beim DWD erfolgte der Urstart der Datenassimilation für das damalige globale Modell GM im Sommer 1989. Seither läuft dieser Prozess ununterbrochen. Beim Übergang zum aktuellen GME erfolgte kein Urstart, sondern die Analysenfelder wurden vom GM- auf das GME-Gitter interpoliert [Text nach Wergen (2002)].

1.4.2 Reanalysen

Für Modell-Simulationen von Zeiträumen, die vor dem Urstart der DWD-Datenassimilation, also vor dem Sommer 1989 liegen, kann somit nicht auf DWD-eigene Analysen zurückgegriffen werden. Länger zurückliegende Zeiträume können aber mit Hilfe so genannter Reanalysen zur Bestimmung des Modell-Anfangszustandes modelliert werden. Reanalysen sind Modell-Analysen, die unter Einbeziehung sämtlicher verfügbarer Beobachtungen mit einem aktuellen NWV-System durchgeführt werden. Sie werden als Reanalysen bezeichnet, um sie von den zeitnah zur Beobachtung durchgeführten Analysen zu unterscheiden.

Bei der Bestimmung des Modellanfangszustandes für den größten Teil der MUSE-Experimente bildeten die im Rahmen des EZMW-Projekts „ERA-40“ durchgeführte Reanalysen die Grundlage. Diese im Nachhinein mit Hilfe eines aktuellen NWV-Systems berechneten Analysen stehen für die vergangenen 40 Jahre (bis zurück zum 01.09.1957) für jeweils 00:00, 06:00, 12:00 und 18:00 UTC zur Verfügung.

1.5 Zusammenarbeit mit anderen Stellen

Die Einbeziehung der am EZMW entwickelten Modelle und Verfahren erforderte eine sehr enge Zusammenarbeit mit den entsprechenden Kollegen in Reading. Am Anfang stand dabei eine praktische Einweisung vor Ort. Dazu verbrachte der Projektangestellte des DWD, Herr Koziar, eine Woche in Reading. Anschließend war er in der Lage, Modellexperimente selbständig zu konfigurieren, zu starten, den Ablauf zu überwachen und die Ergebnisse zu analysieren und weiterzuverarbeiten. Darüber hinaus standen Herrn Koziar auch im weiteren Projektverlauf die Mitarbeiter des EZMW bei unzähligen Fragen und Problemen per E-Mail und telefonisch zur Verfügung.

II Detaillierte Darstellung

2.1 Die verwendeten NWV-Modellsysteme

Modellentwicklung ist ein fortlaufender Prozess, in den aktuelle wissenschaftliche Entwicklungen sowie das Wissen über bestehende Modelldefizite einfließen. So wird nicht nur beim DWD und beim EZMW kontinuierlich daran geforscht, die operationellen Modellvorhersagen zu verbessern. Die sich daraus ergebenden Änderungen am Modellcode werden über ein Versionskontrollsystem verwaltet und in regelmäßigen Abständen zu einer neuen Modellversion vereint. Für gewöhnlich finden solche Versionswechsel mehrmals pro Jahr statt. Sie dienen also dazu, neue oder verbesserte Verfahren im Bereich der Datenassimilation, der Numerik und der physikalischen Parametrisierung in das Modellsystem einzubeziehen sowie neuartige Beobachtungsdaten für die Vorhersage nutzbar zu machen. Parallel dazu machen sich gelegentlich Überarbeitungen des Modellcodes erforderlich, die mehr technischer Art sind. Dies passiert z.B., wenn auf neue Hardware migriert wird oder um die Effizienz des Modells zu verbessern. Versionswechsel bestehen meist aus ein paar dieser Änderungen, zuweilen jedoch sind von den Neuerungen fast alle Systemkomponenten betroffen. Auf dem hohen Entwicklungsstand gegenwärtiger numerischer Wettervorhersagemodelle ist der meteorologische Einfluss der Modelländerungen meist relativ gering.

Genau genommen ist deshalb eine Modellbeschreibung immer mit einer bestimmten Modellversion verbunden. Die nachfolgenden Beschreibungen beschränken sich jedoch auf die grundlegenden Modelleigenschaften und bedürfen daher keiner genauen Angabe einer zugehörigen Modellversion. Für detailliertere, versionsabhängige Informationen sei auf die angegebene Fachliteratur verwiesen.

Grundsätzlich wurden alle Simulationen mit Hilfe einer Modellkette bestehend aus einem globalen und einem darin eingebetteten regionalen Atmosphärenmodell realisiert. Als regionales Modell kam das **Lokal-Modell (LM)** des Deutschen Wetterdienstes zum Einsatz. Als globales Modell wurde hingegen entweder das **Global-Modell** des DWD (**GME**) oder das **Integrated Forecast System (IFS)** des EZMW verwendet. Dabei wurde das IFS immer in Form des **Ensemble Prediction Systems (EPS)** genutzt. Das EPS ist eine Erweiterung des IFS, mit dem ausgehend von einem bestimmten Starttermin mehrere IFS-Modellvorhersagen berechnet werden können. Dieses meist 50 alternative Vorhersagen umfassende Prognosespektrum wird dadurch erzeugt, dass man den Anfangsbedingungen zufällige, im Bereich der Unsicherheiten des ungestörten Anfangszustandes liegende Variationen aufprägt. In Abbildung 2.1 ist die während des Projekts verwendete Modellkette schematisch dargestellt. In den vier nachfolgenden Kapiteln werden die grundlegenden Merkmale dieser Modellsysteme erläutert. Für eine ausführlichere Darstellung sei auf die dort zitierte Literatur verwiesen.

2.1.1 Das Global-Modell des DWD (GME)

Der Deutsche Wetterdienst gehört zu den etwa 15 Wetterdiensten weltweit, die ein globales Wettervorhersagemodell betreiben. Alle anderen Wetterdienste mit eigener Modellierung beschränken sich auf so genannte Ausschnittmodelle, die das Wetter nur für eine bestimmte geographische Region vorhersagen. Solche Modelle benötigen an den seitlichen Rändern des Modellgebietes die Vorhersagen eines globalen Modells als Antrieb.

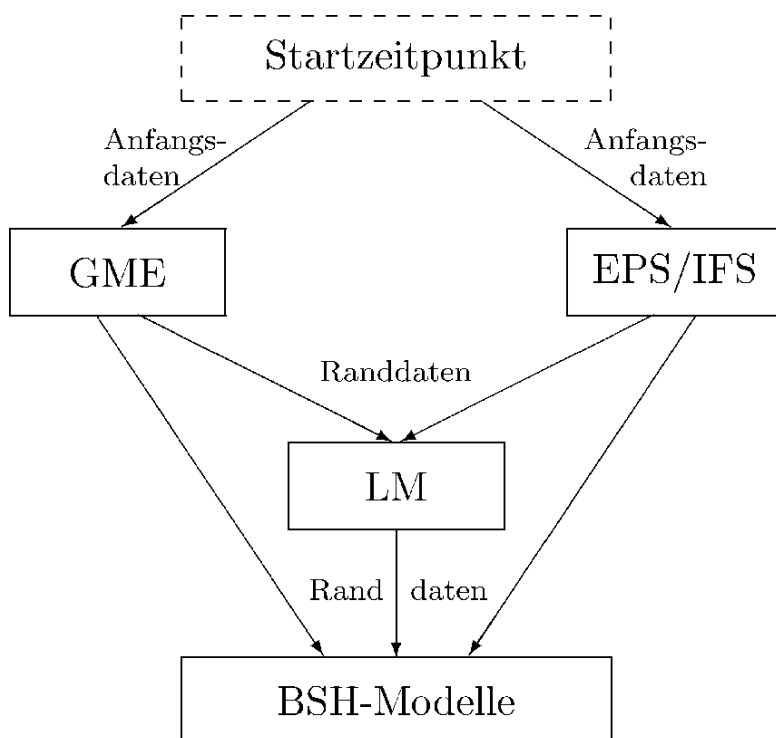


Abbildung 2.1: Modellkette für MUSE-Experimente, bestehend aus zwei globalen (GME + IFS) und einem regionalen Atmosphärenmodell (LM) sowie den Ozeanmodellen auf BSH-Seite

Das Global-Modell GME ist weltweit das erste operationelle Wettervorhersagemodell, das die Vorhersage auf der Basis eines den Globus vollständig umspannenden Dreiecksgitters für die Lösung des adiabatischen Teils der Modellgleichungen berechnet. Der DWD entwickelte das GME in den Jahren 1995 bis 1998 basierend auf Studien des amerikanischen Wissenschaftlers John Baumgardner (Los Alamos National Laboratories); s. hierzu [Majewski et al. (2002)]. Gegenüber konventionellen Gitterstrukturen wie dem geographischen Gitter bietet das Dreiecksgitter den Vorteil einer recht geringen Variabilität der Gitterflächengröße. So liegen die Variationen der Gitterweite bei unter 20 %. Das üblicherweise auftretende Polproblem, bedingt durch die Konvergenz der Meridiane mit Annäherung an den Pol, tritt im Dreiecksgitter nicht auf.

Ein in die Erdkugel platziertes Ikosaeder bildet den Kern der Gitterstruktur. Durch Verbindung der Ecken des Ikosaeders mit Großkreisabschnitten auf der Kugel entstehen 20 gleichseitige sphärische Dreiecke mit einer Seitenlänge von etwa 7054 km. Durch sukzessive Unterteilung (z.B. Halbierung) der sphärischen Dreiecke wird ein Gitter der erwünschten Modellauflösung erzeugt. Als Maschenweite wird dabei die mittlere Seitenlänge der kleinsten sphärischen Dreiecke bezeichnet; für die im Projekt MUSE eingesetzte GME-Version beträgt sie 60 km. Die Ecken der Dreiecke (Gitterpunkte) sind von sechs bzw. fünf Dreiecken umgeben. Die Gitterpunkte repräsentieren deshalb hexagonale bzw. pentagonale Flächen. Das GME-Gitter beschreibt also die Kugeloberfläche mit sehr vielen (bei 60 km Maschenweite: 163830) hexagonalen und 12 pentagonalen Flächen (nämlich an den Ecken des zugrunde liegenden Ikosaeders).

Die mittlere Größe der Flächenelemente beträgt bei 60 km Maschenweite 3100 km². Alle Modellvariablen, z.B. Druck, Temperatur, Windgeschwindigkeit und Feuchte, sind als Mittelwerte über die Flächenelemente anzusehen. Auch die Orographie des Modells wird als Flächenmittelwert von hochaufgelösten Datensätzen bestimmt. Deshalb kann GME natürlich viele lokale Details der Landschaft, die aber durchaus einen prägenden Einfluss auf das Wetter haben können, nicht erfassen. Die Vorhersage solcher lokalen

Effekte, z.B. der Kanalisierung der Strömung im Rheintal oder die Entwicklung von Land-/Seewindzirkulationen an Nord- und Ostsee, ist die Aufgabe des hochauflösenden Lokal Modells LM mit einer Maschenweite von 7km.

Die prognostischen Variablen des GME sind: Bodendruck, horizontale Windkomponenten, Temperatur, Wasserdampf, Wolkenwasser und Wolkeneis in der Atmosphäre vom Boden bis in etwa 31 km Höhe, sowie Temperatur und Wassergehalt in zwei Bodenschichten, Schneemenge und Interzeptionswasser. Außerdem wird der großräumige Transport von (stratosphärischem) Ozon vorhergesagt.

Neben horizontalen und vertikalen Transportvorgängen (den so genannten adiabatischen Prozessen) spielen diabatische Prozesse wie Strahlung, Turbulenz, großräumiger und konvektiver Niederschlag eine wichtige Rolle für die Wettervorhersage. Die geeignete Beschreibung dieser diabatischen Prozesse ist das Ziel der physikalischen Parametrisierungen.

Im täglichen Routineeinsatz des GME ist zwischen dem Datenassimilationszyklus und dem Vorhersagemodus zu unterscheiden. Um den Anfangszustand für die GME-Vorhersagen zu bestimmen, werden im Rahmen der Datenassimilation jeweils dreistündige GME-Vorhersagen (der so genannte First Guess: Schätzwert) durch alle für diesen Zeitpunkt vorliegenden Beobachtungen so korrigiert, dass im Mittel diese Analyse dem wahren Zustand der Atmosphäre möglichst nahe kommt. Dreimal am Tage werden für die Wettervorhersage längere Modellrechnungen durchgeführt, und zwar ausgehend von 00 und 12 UTC² bis 174 Stunden, und von 18 UTC aus 48 Stunden. Je Vorhersagetag benötigt GME etwa 15 Minuten Rechenzeit und erzeugt eine Datenmenge (Vorhersagefelder in stündlichem (dreistündigem) Abstand) von rund 14 GByte für eine 7-Tage-Prognose.

Neben der globalen Wettervorhersage dienen die vorhergesagten Felder des GME auch als seitliche Randwerte für Ausschnittmodelle, z.B. für das Lokal Modell LM beim DWD. GME-Felder bilden auch die Basis für globale Ausbreitungsrechnungen im Falle von Störfällen in kerntechnischen Anlagen.

Der vorangegangene Text beschreibt die im Vorhaben verwendete ältere GME-Modellversion. Abweichend davon hat die zum Ende des Projekts in der DWD-Routinevorhersage eingesetzte Version eine Maschenweite von 40 km, 40 vertikale Schichten sowie 7 Schichten im Erdboden [Darstellung nach DWD (2004a); eine ausführlichere Modellbeschreibung findet sich in Majewski und Ritter (2002)].

2.1.2 Das Lokal-Modell des DWD (LM)

Das LM bildet zusammen mit dem GME den Kern des numerischen Wettervorhersagesystems des DWD.

Das LM ist eines der ersten operationellen Wettervorhersagemodelle weltweit, das die dynamischen Grundgleichungen „Eulersche Gleichungen“ ohne skalenabhängige Näherungsannahmen verwendet. Solche nichthydrostatischen Modelle lösen im Gegensatz zu traditionellen hydrostatischen Modellen eine prognostische (statt einer diagnostischen) Gleichung für die Vertikalbewegung. Nichthydrostatische Modelle können im Prinzip beliebig kleine Gittermaschenweiten, z.B. 100 m x 100 m, nutzen. Natürlich muss z.Z. für die operationelle Wettervorhersage wegen der beschränkten Rechnerressourcen eine gröbere Auflösung verwendet werden.

Das LM überdeckt ganz Mitteleuropa mit einem quadratischen Gitter der Kantenlänge 7km. Die mittlere Größe der Flächenelemente ist im LM also nur 49 km², während sie im GME 3100 km² beträgt. Deshalb kann LM viele lokale Details der Landschaft, die einen

²Koordinierte Weltzeit (UTC, engl.: Coordinated Universal Time)

prägenden Einfluss auf das Wetter haben, explizit erfassen. Die detaillierte Vorhersage von Land-/Seewindzirkulationen an Nord- und Ostsee, der Kanalisierung der Strömung im Rheintal, der Modifikation der Wolken und Niederschläge durch die Mittelgebirge und die Erfassung anderer wetterrelevanter, kleinräumiger meteorologischer Strukturen ist die Hauptaufgabe des LM. Es ist deshalb das wichtigste Wettervorhersagemodell des DWD für den Zeitbereich bis 48 Stunden.

Die prognostischen Variablen des LM sind: Horizontale und vertikale Windkomponenten, Druck, Temperatur, Wasserdampf, Wolkenwasser, Wolkeneis und turbulente kinetische Energie vom Boden bis etwa 22 km Höhe. Zusätzlich werden die Temperatur und der Wassergehalt in zwei Bodenschichten, Schneemenge und Interzeptionswasser vorhergesagt.

Neben horizontalen und vertikalen Transportvorgängen (den so genannten adiabatischen Prozessen) spielen diabatische Prozesse wie Strahlung, Turbulenz, großräumiger und konvektiver Niederschlag eine wichtige Rolle für die Wettervorhersage. Die geeignete Beschreibung dieser diabatischen Prozesse ist das Ziel der physikalischen Parametrisierungen.

Im täglichen Routineeinsatz des LM ist zwischen dem Datenassimilationszyklus und dem Vorhersagemodus zu unterscheiden. Der Anfangszustand der LM-Vorhersagen wird im Rahmen der kontinuierlichen Datenassimilation mittels einer so genannten „Nudging“-Analyse³ bestimmt. Dreimal am Tage werden für die Wettervorhersage 48-stündige Modellrechnungen durchgeführt, und zwar ausgehend von den Analysen für 00, 12 und 18 UTC.

Die weitere Entwicklung des LM findet in internationaler Kooperation mit anderen Wetterdiensten in Europa statt. Am **Consortium for Small scale Modelling COSMO** sind z.Z. die Wetterdienste aus Deutschland, Schweiz, Italien, Griechenland und Polen beteiligt. In jedem dieser Länder forschen Wissenschaftler auf den verschiedensten Arbeitsgebieten, z.B. Datenassimilation, Numerik, physikalische Parametrisierungen, Softwaredesign, Verifikation, Diagnostik und Interpretation. Diese internationale Arbeitsteilung erlaubt es den beteiligten Wetterdiensten, mit relativ geringen Personalressourcen ein sehr komplexes Modellsystem zu entwickeln und in jedem Land operationell zu betreiben.

Für wissenschaftliche Untersuchungen wird das LM an vielen Universitäten und Großforschungseinrichtungen in Deutschland und weltweit eingesetzt [Darstellung nach DWD (2004b); eine ausführlichere Modellbeschreibung findet sich in Doms et al. (2002)].

2.1.3 Das Global-Modell des EZMW (IFS)

Das globale Modell des EZMW benutzt dieselben Grundgleichungen wie das des DWD. Im Unterschied zu diesem ist es jedoch ein so genanntes Spektralmodell. Dabei sind die prognostischen Variablen nicht durch Werte auf einem horizontalen Gitter, sondern als Koeffizienten von Kugelflächenfunktionen definiert.

Die Konfiguration der für die deterministische 10-Tage-Vorhersage benutzten Modellversion wird mit TL511L60 wiedergegeben. Dabei gibt die erste Ziffer an, dass auf einem Großkreis der Erde maximal 511 Wellen berücksichtigt werden. Die (durch den Abstand von Maximum und Minimum der kleinsten Wellen definierte) horizontale

³Bei der Methode des „Nudging“, zu übersetzen als „stupsen“ oder „leicht anstoßen“, werden in einer zeitlichen Integration des Modells die prognostischen Variablen an die jeweils verfügbaren Beobachtungen relaxiert. Diese Integration liefert damit eine Nachbildung der Atmosphäre, der zu beliebigen Zeitpunkten Analysen entnommen werden können.

Auflösung beträgt demnach etwa 40 km. Die zweite Ziffer besagt, dass das Modell 60 vertikale Schichten hat. Die reduzierte Auflösung des Ensemble-Vorhersage-Systems (s. nachfolgendes Kapitel 2.1.4) wird entsprechend mit TL255L40 wiedergegeben.

Die Berechnung der physikalischen Parametrisierungen geschieht nach einer Transformation auf ein so genanntes Gauß-Gitter. Dabei werden in Nähe der Pole die in zonaler Richtung sehr dicht benachbart liegenden Punkte ausgedünnt. Die physikalischen Parametrisierungen dienen dem gleichen Zweck wie im GME, auch wenn im Einzelnen natürlich unterschiedliche Ansätze benutzt werden. Ein für unser Vorhaben wichtiger Unterschied besteht darin, dass bei der Berechnung der bodennahen Flüsse über See der gleichzeitig vorhergesagte Seegang berücksichtigt wird. Bei den DWD-Modellen ist der Seegang dagegen entkoppelt, d.h., er wird durch die Vorgänge in der Atmosphäre erzeugt, wirkt aber nicht auf diese zurück. Die Rückwirkung ist bekanntermaßen relativ gering und muss daher nicht unbedingt modelliert werden; die unterschiedliche Behandlung trägt aber dazu bei, dass die Ansätze für die bodennahen Impulsflüsse über See praktisch nicht vergleichbar sind.

Ein wesentlicher Unterschied zum GME besteht auch in der Bestimmung des Anfangszustandes. Dafür wird beim EZMW eine so genannte vierdimensionale variationelle Datenassimilation benutzt. Sie bestimmt den Anfangszustand mit Hilfe einer zeitlichen Vor- und Rückwärtsintegration unter Minimierung einer Kostenfunktion für die Abweichungen zwischen Modellzustand und verfügbaren Beobachtungen.

Detailliertere Informationen zum IFS finden sich unter EZMW, eine sehr ausführlichere Modellbeschreibung ist unter EZMW einsehbar.

2.1.4 Das Ensemble Prediction System des EZMW (EPS)

In den letzten sechs bis acht Jahren erfuhr die Güte numerischer Wettervorhersagen beachtliche Verbesserungen. So ist es heute möglich, Wetterumstellungen im großskaligen Bereich, beispielsweise winterliche Kaltluftausbrüche oder die Umstellung von blockierenden auf zonale Wetterlagen im mittelfristigen Bereich mit NWV-Modellen erfolgreich vorherzusagen. Eklatante Fehler in den Vorhersagen für Tag fünf treten nur in etwa 5 % aller Fälle auf. Einhergehend mit dieser Entwicklung erlangt eine andere Fehlerquelle immer mehr an Gewicht: Die unvermeidlichen Ungenauigkeiten im Modell-Anfangszustand und ihre nichtlinearen Auswirkungen. Für die Abschätzung der Auswirkungen dieser Analysefehler auf die Vorhersage wurde am EZMW ein praktisches Hilfsmittel entwickelt: Das **Ensemble Prediction System (EPS)**.

Die Berechnung der zeitlichen Entwicklung einer atmosphärischen Strömung ausgehend von einem aus Beobachtungen abgeleiteten Anfangszustand ergibt die deterministische Vorhersage. Man kann nun eine Reihe zusätzlicher Simulationen durchführen, indem man den Anfangszustand im Rahmen der Beobachtungsunsicherheiten variiert. Die Instabilitäten der atmosphärischen Strömung verstärken die Anfangsvariationen. Diese Technik nennt man Monte Carlo Ensemble Simulationen. Wettervorhersagen werden durch diese Technik zu Szenariobeschreibungen für den zukünftigen Zustand der Atmosphäre, die einen wahrscheinlichsten Weg und mögliche, u.U. extreme Abweichungen skizzieren.

Zur Erfassung der Ungewissheit in der deterministischen Vorhersage und zur Erweiterung der Vorhersagemöglichkeiten in der Mittelfrist (3-10 Tage) werden am EZMW seit 1992 routinemäßig Ensemblevorhersagen auf der globalen Skala erstellt. Zentraler Bestandteil des Ensemblevorhersagesystems ist das am EZMW entwickelte globale NWV-Modell „IFS“ (**I**ntegrated **F**orecast **S**ystem), welches für die Ensemblevorhersagen mit halbiertem horizontaler Auflösung und mit 40 statt 60 Schichten im Vergleich zur deterministischen Vorhersage betrieben wird. Ein Experiment mit dem

EPS besteht dementsprechend aus einer ungestörten Vorhersage (dem sog. „Control“) und 50 zum gleichen Zeitpunkt gestarteten, mehr oder weniger unterschiedlich ablaufenden IFS-Modellsimulationen. Die Unterschiede innerhalb eines solchen Ensembles sind dadurch bedingt, dass das EPS die räumlich-zeitlich variablen Unsicherheiten im Anfangszustand und in einer pragmatischen Form auch Unsicherheiten in den Parametrisierungen berücksichtigt. Letztere werden im EZMW-System dadurch einbezogen, dass die Tendenzen der prognostischen Variablen durch subskalige Prozesse mit Hilfe von Zufallsamplituden verändert werden, die horizontal und zeitlich variieren. Diese Methode berücksichtigt also einerseits die Ungenauigkeiten in den Parametrisierungen der subskaligen physikalischen Prozesse. Andererseits spiegeln sich im EPS auch die Schwankungsbreiten der Randwerte bei starker horizontaler Inhomogenität in Rauigkeit, Bewuchs oder Orographie durch statistische Ansätze in der Vorhersage wieder [nach EZMW (2002b)].

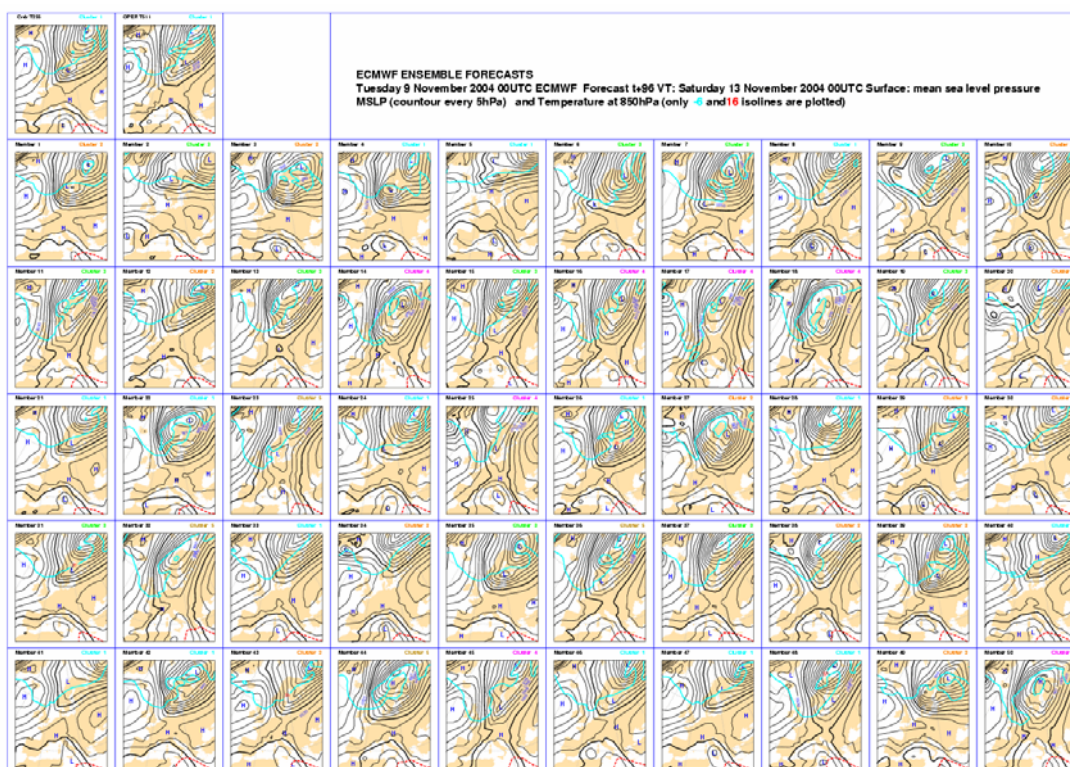


Abbildung 2.2: EZMW Ensemble Vorhersage vom 09.11.2004, 00:00 UTC für den 13.11.2004, 00:00 UTC

In Abbildung 2.2 ist das Ergebnis einer solchen EPS-Vorhersage am Beispiel des auf NN reduzierten Luftdrucks und der Temperatur in 850 hPa dargestellt. Oben links sind zum Vergleich die ungestörte EPS-Kontrollvorhersage („Cntr T255“) und die deterministische operationelle Vorhersage („Oper T511“) abgebildet. Darunter sind in 5 Zeilen zu je 10 Spalten die 50 Member des Ensembles zu sehen.

Mit einem solchen Ensemblevorhersagesystem ist es also möglich, die Wetterentwicklung statistisch zu erfassen und somit eine Aussage über die Eintrittswahrscheinlichkeiten erwarteter Wetterereignisse zu treffen.

2.2 Voruntersuchungen

Für das Projekt „MUSE“ sind primär solche Fälle interessant, bei denen Vorhersagemodelle Wetterlagen simulieren, die im Bereich der Deutschen Bucht zu einem außergewöhnlich starken Hochwasser führen würden. Solche Lagen sind gekennzeichnet durch starke und/oder lang anhaltende westliche Winde und einen dadurch bewirkten Stau von Nordseewasser an der Küste. Der entscheidende Modellparameter ist demnach der bodennahe Horizontalwind. Sturmfluten werden nach Auskunft der Projektpartner beim BSH unter den folgenden Bedingungen erwartet:

Gebiet:	Innere Deutsche Bucht (53,8 – 54,75 ° n.Br., 7,5 – 9,0 ° ö.L.)
Windrichtung:	WSW – NNW (247,5 ° – 337,5 °)
Windstärke:	ab 8 (~17m/s)
Entwicklung:	von SW auf NW drehend
Zeitskala:	3 h vor Hochwasser sind entscheidend

Um dies objektiv und auf einen Blick beurteilen zu können, wurde eine aus Windstärke und Windrichtung zusammengesetzte Größe definiert: Der Effektivwind. Er wurde festgelegt als Anteil des 10m-Horizontalwindes, der aus Richtung 295 ° kommt (siehe Abbildung 2.3). Diese spezielle Windrichtung wurde laut Auskunft des BSH in empirischen Studien als der Wert ermittelt, bei dem die Windschubspannung in die Deutsche Bucht hinein kulminiert. Im Flächenmittel über die Deutsche Bucht ist der Effektivwind demzufolge ein Maß dafür, wie stark sich durch den Wind das Wasser an der Küste der Deutschen Bucht aufstaut. Somit kann er im Rahmen dieses Forschungsvorhabens als erste Orientierung für das Sturmflutpotenzial einer Wettersituation herangezogen werden.

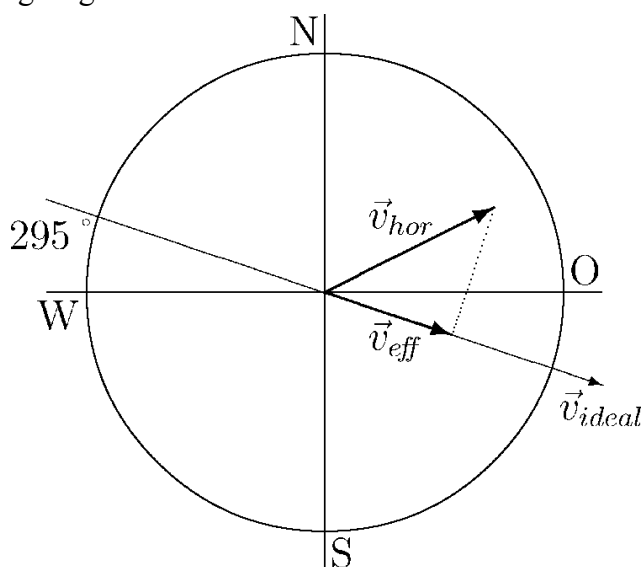


Abbildung 2.3: Definition des Effektivwindes \vec{v}_{eff} durch vektorielle Zerlegung des Horizontalwind-Vektors \vec{v}_{hor}

Die Schnittstelle, über die NWV-Modelle ihre Eingabedaten erhalten und über die sie ihre Ergebnisse herausgeben, ist so optimiert, dass die Daten möglichst wenig Speicherplatz beanspruchen. Für gitterbasierte Modelle hat sich hier das international normierte „GRIB“-Format (**GR**idded **I**n **B**inary) etabliert. Dieses binäre Datenformat ist ein effizientes Hilfsmittel zur Übertragung großer Mengen an gitterorientierten Daten.

Durch die Kodierung der Informationen im GRIB-Code werden die Dateien kompakter, als dies bei zeichenbasierten Kodierungen möglich wäre.

Um also eine modellierte Wettersituation schon vor der Bearbeitung mit den Ozeanmodellen des BSH auf ihr Sturmflutpotential hin, einfach und trotzdem aussagekräftig begutachten zu können, wurde ein Programm entwickelt, welches aus einer GRIB-Datei die 10m-Windfelder extrahiert und analysiert. D.h., das Programm berechnet den Effektivwind für alle Gitterpunkte in der Inneren Deutschen Bucht in 10m Höhe (7,5 – 9,0 ° ö.L., 53,8 – 54,75 ° n.Br.; siehe Abbildung 2.4) und ermittelt anschließend den Mittelwert über die so gebildeten Einzelwerte.

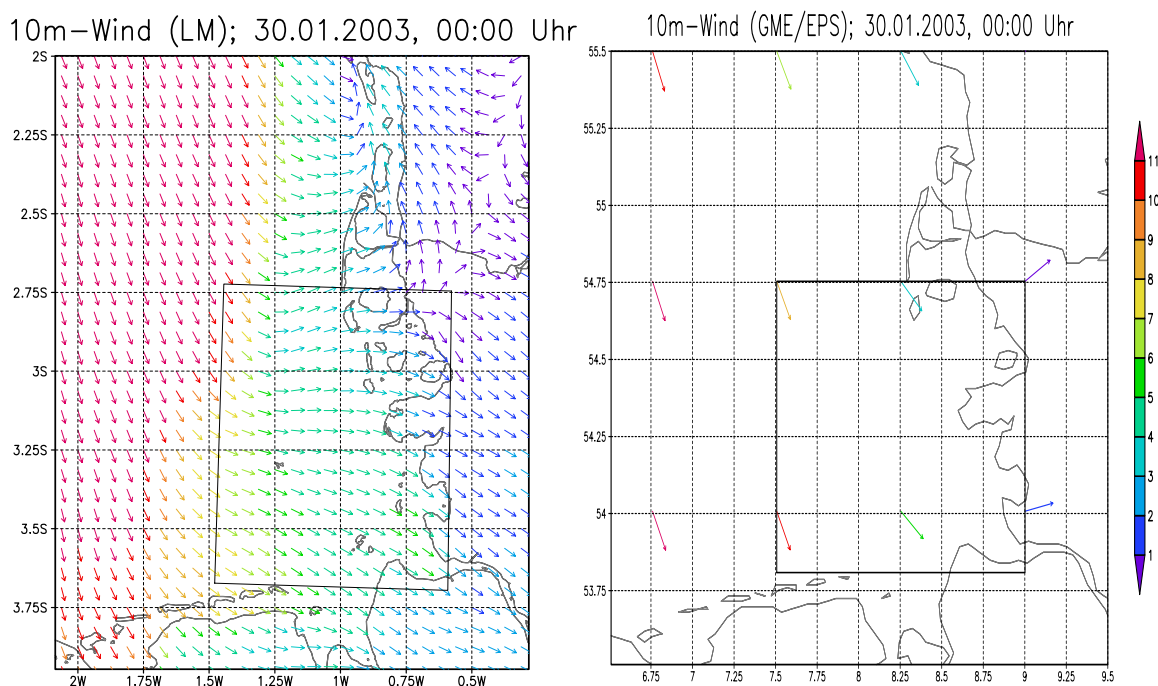


Abbildung 2.4: Verteilung der Gitterpunkte von LM und GME/EPS am Beispiel des 10m-Horizontalwindes über der Deutschen Bucht; dem GME-/EPS-Bild liegen die Windwerte eines regulären λ - ϕ -Gitters zugrunde

Analysiert man mit Hilfe dieses Programms eine einzelne Modellvorhersage, ergibt sich typischerweise ein Bild wie im linken Teil von Abbildung 2.5. Dort sind Betrag und Richtung des gemittelten 10m-Windes sowie der Effektivwind als Funktion der Zeit aufgetragen. Anhand dieser Grafik wird auch sehr schön der Zusammenhang zwischen Effektivwind und Windgeschwindigkeit/Windrichtung ersichtlich: Wenn der Wind aus Richtung 295 ° kommt, ist Effektivwind gleich absolutem Horizontalwind. Bei davon abweichenden Windrichtungen ist der Effektivwind immer kleiner als der Absolutwind. Der Effektivwind kann auch negative Werte annehmen. Allgemein gilt: Positiver Effektivwind steht für auflandigen Wind und zeigt an, dass vom Wind Wasser in die Deutsche Bucht hinein verdriftet wird. Negativer Effektivwind dagegen steht für ablandigen Wind und bewirkt ein Verdriften von Nordseewasser aus der Deutschen Bucht heraus.

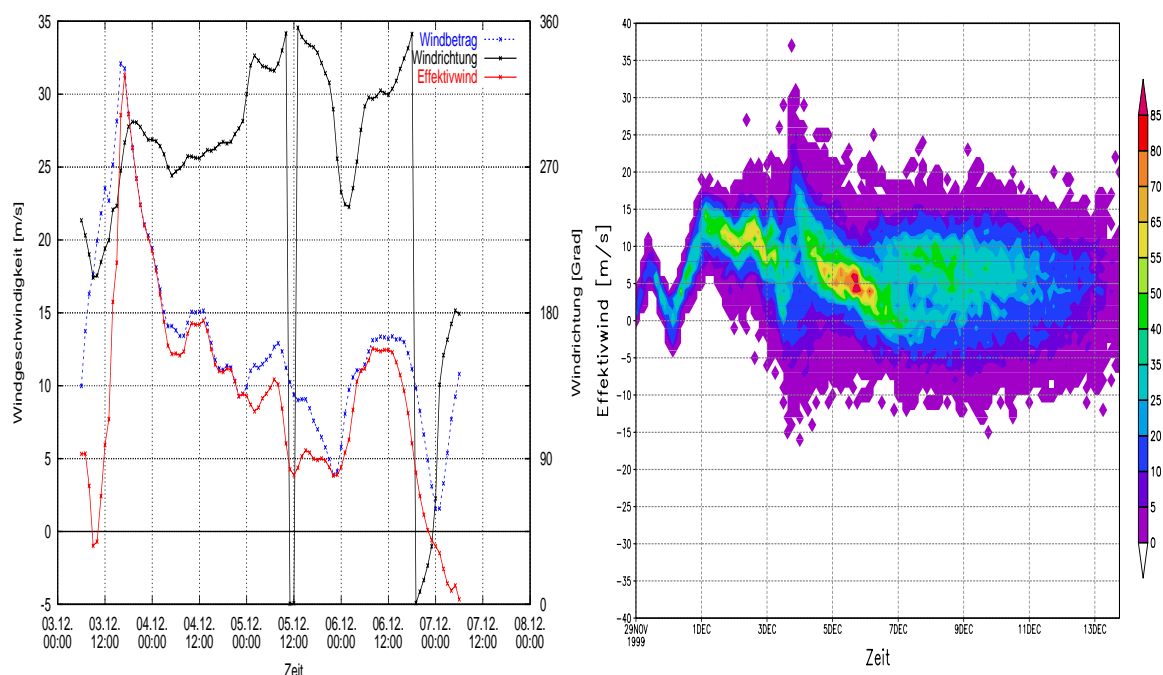


Abbildung 2.5: Effektivwind einer LM-Vorhersage (links) und eines Ensemble-Experiments bestehend aus 1000 IFS-Vorhersagen (rechts)

Im rechten Teil von Abbildung 2.5 ist der Effektivwind eines Experiments mit dem Ensemble Prediction System dargestellt. Da ein EPS-Lauf aus 50 einzelnen Vorhersagen des Globalmodells IFS besteht, und ein EPS-Experiment wiederum aus mehreren EPS-Läufen bestehen kann (vgl. Kapitel 2.3), existiert für einen bestimmten vorhergesagten Zeitpunkt nicht mehr nur eine Vorhersage, sondern mehrere Vorhersagen mit unterschiedlichen Startzeitpunkten und unterschiedlicher Vorhersagelänge. Das Ergebnis lässt sich somit nicht mehr als einzelne Zeitreihe visualisieren. Um trotzdem noch einen Überblick über die gesamte Bandbreite der unterschiedlichen Vorhersagen zu erhalten, bietet sich hier die Darstellung des Effektivwindes als dreidimensionaler Konturplot an. Dazu werden nahe beieinander liegende Werte des Effektivwindes in einer Klasse zusammengefasst. Da das Spektrum des für einen bestimmten Zeitpunkt vorhergesagten Effektivwindes im Rahmen der MUSE-Simulationen nie außerhalb des Bereichs von $-40,0$ m/s bis $+40,0$ m/s lag, wurde eine Klasseneinteilung in 81 Klassen mit der Klassenbreite 1 m/s gewählt. Die kleinste Klasse umfasst demzufolge die Effektivwindwerte von $-40,50$ m/s bis $-39,49$ m/s, Klassenmitte und gleichzeitig repräsentativer Wert für die ganze Klasse ist $-40,0$ m/s. Die Zuordnung des Effektivwindes in die entsprechenden Klassen erfolgt also anschaulich durch mathematisches Runden auf ganze Zahlen. Stellt man diese Häufigkeitsverteilungen farblich als Funktion der Zeit dar, wie dies im rechten Teil von Abbildung 2.5 stellvertretend für das EPS-Experiment zur Sturmflut vom 3. Dezember 1999 gemacht wurde, lassen sich mit dieser Technik komplexe EPS-Experimente letztendlich durch eine einzige Grafik illustrieren und charakterisieren.

2.2.1 Statistischer Vergleich von GME und EPS

In den Routinevorhersagen des DWD werden für die Randsteuerung des LM Daten aus einer vorgeschalteten GME-Simulation verwendet. Dieses Schema wurde anfangs auch im Projekt „MUSE“ zur Simulation der Sturmflutwetterlagen genutzt. Parallel dazu wurde eine weitere Methode zur Bereitstellung von Anfangs- und Randdaten für das LM angewendet: Die LM-Randsteuerung direkt durch EPS-Modellergebnisse (siehe auch Abbildung 2.1 auf Seite 10).

Zunächst sollte untersucht werden, ob es systematische Unterschiede zwischen beiden Modellen bezüglich des 10 m-Horizontalwindes gibt. Als Untersuchungsgebiet diente wiederum die Innere Deutsche Bucht. Dazu wurde der 10m-Horizontalwind über die Gitterpunkte in der Deutschen Bucht gemittelt und einer statistischen Untersuchung unterzogen. D.h., dass

- mittlerer Betrag des Windes $\bar{v} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_i$,
- Varianz des Windes $\sigma = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\bar{v} - v_i)^2$,
- 90%-Perzentil des Windes $Pe_{90\%} = \text{Wert, der in 10\% aller Fälle überschritten wird}^4$

für EPS und GME für die Monate Januar und Februar 2003 berechnet wurden. Das Ergebnis ist Tabelle 2.1 zu entnehmen. Daraus wird ersichtlich, dass die Werte von EPS und GME im betrachteten Zeitraum bzgl. des mittleren Windes nahe beieinander liegen. Die systematischen Unterschiede zwischen beiden Modellen bewegen sich in einem Bereich von weniger als $\pm 0,5$ m/s, wobei im Januar der GME-Mittelwert geringfügig über dem des EPS liegt, im Februar jedoch kein wesentlicher Unterschied besteht.

In der Varianz gibt es dagegen deutlichere Abweichungen, die sich im Gegensatz zum Mittelwert hinsichtlich ihres Vorzeichens für die beiden betrachteten Monate nicht unterscheiden: Im Januar liegt das EPS 1,43 m/s über dem GME, im Februar 0,25 m/s. Dies hängt sicherlich mit dem unterschiedlichen Einsatz der beiden Modellsysteme zusammen: Beim EPS wird mit Hilfe von Variationen der Ausgangsanalysen und der Modellphysik (s.u.) bewirkt, dass sich die Einzelvorhersagen deutlich auseinander entwickeln, womit unterschiedliche Entwicklungsmöglichkeiten des jeweiligen Ausgangszustandes aufgezeigt und Aussagen über die Unsicherheit der Vorhersagen abgeleitet werden sollen. Beim GME wird hingegen jeweils nur eine Vorhersage berechnet, die der Realität möglichst nahe kommen soll.

⁴Für die Berechnung des Perzentils wurde die Häufigkeitsverteilung in 101 Klassen eingeteilt, welche einen Effektivwindbereich von -50 m/s bis +50 m/s linear abdecken. Dabei repräsentiert eine Klasse jeweils den Bereich, der sich durch normales Runden des tatsächlichen Wertes ergibt (z.B. Klasse Nr. 3: 2,50 m/s ... 3,49 m/s).

Tabelle 2.1: Ausgewählte statistische Parameter des über die Deutsche Bucht gemittelten Horizontalwindes von IFS- und GME-Simulationen für die Monate Januar und Februar 2003

Modell	Zeitraum	Mittelwert [m/s]	Varianz [m/s]	90%-Perzentil [Klassen-Nr.]				
	01/2003	7,50	11,80	12				
	02/2003	5,77	7,44	9				
	01/2003	7,46	11,96	12				
	02/2003	5,36	5,81	9				
	01/2003	7,64	10,53	12				
	02/2003	5,35	5,56	9				
Modell	Zeitraum	Mittelwert [m/s] (aufgeschlüsselt nach t_{sim} [h])						
		1-24	25-48	49-72	73-96	97-120	121-144	145-168
	01/2003	7,08	7,13	7,20	7,44	7,77	7,92	7,66
	02/2003	5,08	4,99	5,02	5,13	5,34	5,67	6,07
	01/2003	7,35	7,12	7,43	8,01	7,76	7,79	8,00
	02/2003	5,53	5,16	5,03	4,91	5,11	5,44	5,94
Modell	Zeitraum	Varianz [m/s] (aufgeschlüsselt nach t_{sim} [h])						
		1-24	25-48	49-72	73-96	97-120	121-144	145-168
	01/2003	11,39	11,54	11,47	12,30	12,57	12,39	11,49
	02/2003	4,19	4,69	5,18	5,19	5,83	6,32	7,48
	01/2003	10,92	10,67	11,07	8,59	11,26	8,75	12,18
	02/2003	3,82	4,69	6,54	5,87	4,64	6,04	6,35
Modell	Zeitraum	90%-Perzentil [Klassen-Nr.] (aufgeschlüsselt nach t_{sim} [h])						
		1-24	25-48	49-72	73-96	97-120	121-144	145-168
	01/2003	11	12	12	12	13	13	12
	02/2003	8	8	8	8	8	9	10
	01/2003	12	11	12	12	12	12	13
	02/2003	8	8	8	8	8	9	9

2.2.2 Der erfolgversprechendste Weg zu extremen Modellsturmfluten

Eine Untersuchung von extremen Sturmfluten im deutschen Küstenbereich ist wegen der beschränkten Zahl tatsächlich aufgetretener Fälle problematisch. Benötigt wird ein Szenario denkbarer und physikalisch konsistenter Wetterlagen mit hohen Windgeschwindigkeiten aus nordwestlichen Richtungen. Prinzipiell ermöglichen hier Vorhersagemodelle eine Erweiterung dieser Basis, denn sie erlauben es, für jeden beobachteten Termin eine ganze Reihe physikalisch möglicher Wetterlagen zu erzeugen.

Dies kommt zum einen dadurch zustande, dass für jedes Zieldatum mehrere Vorhersagen mit unterschiedlichen Startterminen und Vorhersagelängen gerechnet werden können. Zum anderen lassen sich auch direkt durch kleine Veränderungen an den Anfangsdaten eines Vorhersagemodells, welche die möglichen Variationen des Startzustandes innerhalb der Analysengenauigkeit widerspiegeln, weitere physikalisch sinnvolle Wetterlagen für einen bestimmten Zielzeitpunkt produzieren.

Beide Vorgehensweisen werden bereits routinemäßig abgedeckt. Zum einen werden alle operationell eingesetzten globalen Modelle mehrmals täglich über einen längeren

Zeitraum integriert, so dass für jeden bestimmten Zeitpunkt überlappend mehrere Vorhersagen vorliegen. Außerdem werden an einigen Zentren Ensemble-Systeme benutzt, bei denen ausgehend von jedem Starttermin eine größere Anzahl unterschiedlicher Einzelvorhersagen gerechnet wird.

Für das Projekt MUSE war die Verwendung der Vorhersagen des DWD-Globalmodells GME und des Ensemble-Vorhersagesystems (EPS) des EZMW vorgesehen. Das GME wird zweimal täglich (ausgehend von 00 und 12 UTC) über sieben Tage integriert, so dass für jeden Zeitpunkt 14 Vorhersagen verfügbar sind.

Das EPS wird ebenfalls zweimal täglich über insgesamt zehn Tage integriert. Dabei werden zusätzlich zu der als „Control“ bezeichneten Vorhersage, die von der ungestörten Analyse ausgeht, noch 50 weitere Vorhersagen berechnet. Sie berücksichtigen einerseits Unsicherheiten in der Anfangslage durch ein System von aufgeprägten Störungen (auf der Basis der so genannten „Singular Vectors“), andererseits auch Unsicherheiten der Modellierung über einen groben Ansatz einer stochastisch variierten Modellphysik. Insgesamt sind hier für jeden Zeitpunkt ca. 1000 Vorhersagen verfügbar.

Damit erweist sich von den beiden Vorgehensweisen in Abbildung 2.1 auf Seite 10 die rechte als die deutlich mehr Erfolg versprechende bei der Suche nach extremen Sturmflutlagen. Das EPS-System produziert nicht nur insgesamt wesentlich mehr Fälle, sondern diese sind auch noch so angelegt, dass sie möglichst alternative Entwicklungsmöglichkeiten aufzeigen. Hinzu kommt noch, dass die GME-Vorhersagen nur für ein Jahr archiviert werden, so dass man ältere, eventuell interessante Fälle nicht mehr auffinden kann, ohne die Simulationen mit einem immensen Aufwand zu wiederholen. Aus diesem Grunde wurde letztlich der linke Weg in Abbildung 2.1 im Vorhaben nur für einige Voruntersuchungen benutzt, insbesondere für eine schon vor dem Projekt begonnene, derzeit noch nicht veröffentlichte Arbeit zur Simulation der Sturmflut von 1962 [Müller-Navarra et al. (voraussichtlich 2005)]. Die im vorliegenden Bericht dokumentierten Ergebnisse beziehen sich alle auf Experimente unter Verwendung des EPS-Systems.

Leider trat hier aber eine nicht erwartete Schwierigkeit auf. Wegen des enormen Datenumfanges werden die EPS-Vorhersagen nur auszugsweise archiviert. Dabei ist zwar der 10m-Wind verfügbar, so dass man für Sturmfluten interessante Fälle identifizieren kann. Die gespeicherten Parameter reichen aber nicht für die Anfangs- und Randwertversorgung des LM aus. Es war daher geplant, die ausgewählten Einzelvorhersagen des EPS neu zu berechnen und vollständig zu archivieren.

Diese Vorgehensweise scheiterte jedoch daran, dass sich Simulationen einzelner Ensemble-Member aus dem operationellen Routine-Zyklus nicht hundertprozentig reproduzieren lassen. Dieses Verhalten wurde in mehreren Experimenten für unterschiedliche Simulationszeiträume untersucht. Dabei wurde festgestellt, dass eine Wiederholung der Simulationen zwar möglich ist, dass die Ergebnisse von Routine und Experiment jedoch entscheidend divergieren. Diese Unterschiede äußern sich letztendlich darin, dass die Extrema des Horizontalwindes in der Deutschen Bucht deutlich anders ausfallen können, wie z.B. in dem in Abbildung 2.6 dokumentierten Fall.

Dieses Verhalten wurde auch von Seiten der Wissenschaftler am EZMW bestätigt. Die Ursachen liegen nach Auskunft der dortigen Experten in den seit dem damaligen Routinelauf vorgenommenen Veränderungen am Modellcode in Kombination mit mehreren Rechner- und Compilerwechslern. Aber auch ohne diese Code-Änderungen wäre die damals aktuelle Modellversion nicht ohne Auswirkungen auf die Modellergebnisse auf den heute aktuellen Rechner übertragbar. Der letzte Rechnerwechsel am EZMW fand am 4. März 2003 statt, als die operationelle Vorhersage von einem Fujitsu VPP5000– auf ein IBM Cluster 1600–System migriert wurde.⁵

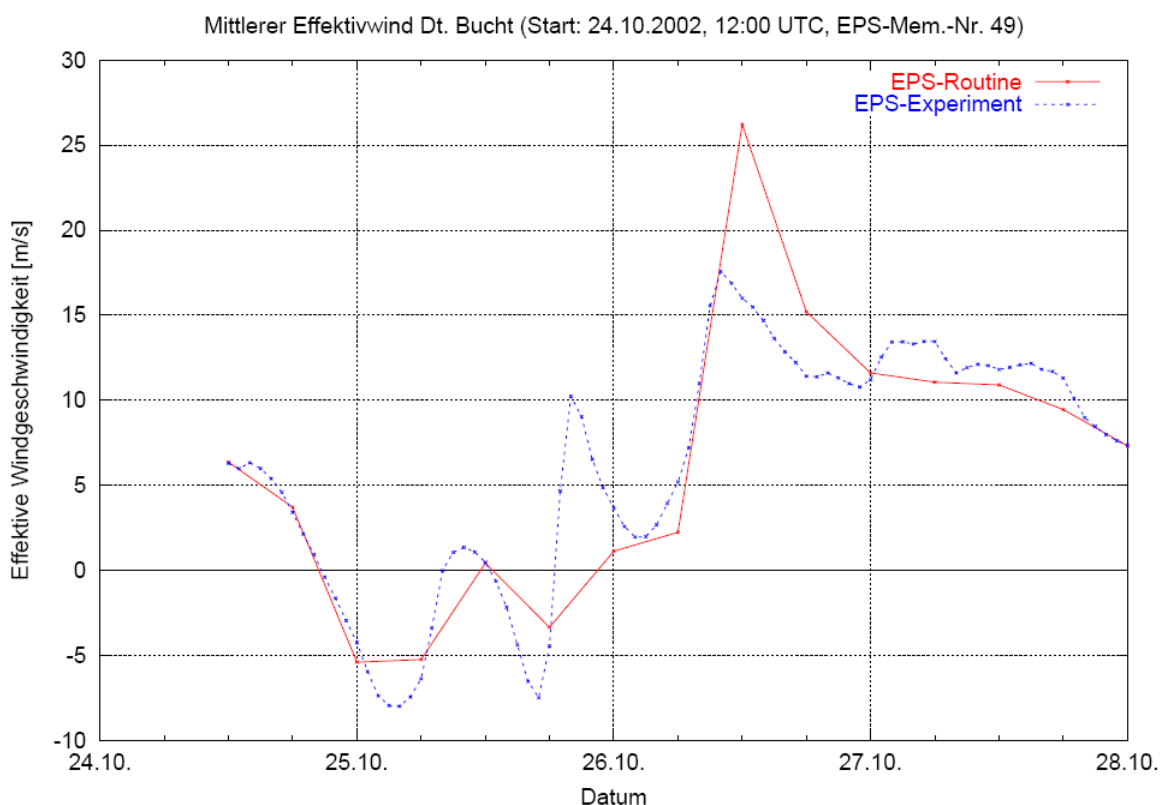


Abbildung 2.6: Vergleich von EPS-Routine und EPS-Experiment, Zeitraum 24.10.2002, 12:00 UTC + 84 Stunden

Sucht man - wie ursprünglich beabsichtigt - aus dem EPS-Archiv die Fälle mit den stärksten Effektivwinden heraus, so führt die Nicht-Reproduzierbarkeit der Ergebnisse nahe liegender Weise praktisch durchweg dazu, dass die neu berechneten Vorhersagen schwächere Winde aufweisen und damit für das Vorhaben uninteressant sind. Es wurde daher eine geänderte Vorgehensweise beschlossen: Für Zeiträume mit beobachteten Sturmfluten wurden Serien von Ensemble-Vorhersagen mit unterschiedlichen Startzeitpunkten durchgeführt in der (berechtigten) Hoffnung, darin einzelne Member zu finden, die zu noch extremeren Sturmfluten, als die beobachteten geführt hätten. Diese Einzelvorhersagen wurden dann erneut berechnet und vollständig archiviert.

⁵An dieser Stelle sei eine in diesem Zusammenhang scherzhaft geäußerte Bemerkung eines Kollegen vom EZMW sinngemäß wiedergegeben, da sie die Problematik sehr anschaulich verdeutlicht: 'Wir könnten die 50 EPS-Member auch dadurch erzeugen, dass wir mit 50 verschiedenen, mit unterschiedlichen Compilereinstellungen übersetzten Executables unseres IFS-Modellcodes rechnen...'

2.3 Experimente

Den Ausführungen in Kapitel 2.2.2 entsprechend wurde im Rahmen von MUSE auf DWD-Seite nach der folgenden Vorgehensweise verfahren:

1. Zeitraum und Intervall für EPS-Starttermine festlegen
2. EPS-Experimente durchführen
3. Identifizierung der EPS-Member mit den stärksten Effektivwinden über der Deutschen Bucht
4. Neuberechnung dieser Member mit vollständiger Archivierung der Ergebnisse
5. Nutzung dieser Simulationen für die Randsteuerung der Anschlussmodelle (LM und/oder BSHcmod/BSHsmo)

Die Auswahl der Zeiträume erfolgte in enger Zusammenarbeit mit dem BSH. Die Basis bildete dabei eine Liste mit den höchsten Pegelständen der letzten 50 Jahre für verschiedene Beobachtungsorte an der deutschen Nordseeküste, die mit Hilfe des BSH-Archivs zusammengestellt wurde. Daraus wiederum wurden die extremsten Sturmfluten herausgesucht, wobei das Kriterium der Absolutwert des Wasserstandes sowie die Dauer des erhöhten Pegelstandes waren. Diese Liste wurde dann zuerst unter den am Projekt beteiligten Wissenschaftlern und später auch mit der begleitenden KFKI-Projektgruppe diskutiert und optimiert. Die ausgewählten Sturmfluten sind in Tabelle 2.2 dargestellt.

Tabelle 2.2: Ausgewählte Sturmfluten mit Pegelstandsmaxima für Cuxhaven

Zeitpunkt [MEZ]	Pegelstand [mNN]
16.02.1962, 22:40	4,95
23.02.1967, 23:20	3,99
03.01.1976, 14:20	5,10
27.02.1990, 01:42	4,44
28.01.1994, 13:08	4,51
03.12.1999, 20:18	4,53

Somit waren 6 Experimente mit dem EPS notwendig. Jedes dieser EPS-Experimente besteht dabei aus mehreren EPS-Simulationen, wobei wiederum jede EPS-Simulation aus 50 einzelnen IFS-Simulationen, dem eigentlichen Ensemble besteht. Die Kontrollvorhersage wurde im Rahmen von MUSE zunächst nicht weiter betrachtet. Alle IFS-Simulationen eines EPS-Experiments zusammen bilden dann ein Super-Ensemble. Die EPS-Simulationen eines EPS-Experiments unterscheiden sich also primär durch ihren Starttermin, wohingegen die 50 IFS-Simulationen alle den gleichen Starttermin haben. Dies wird durch Abbildung 2.7 anhand des EPS-Experiments zur 76'er Sturmflut veranschaulicht. Jeder diagonale Pfeil in der Grafik stellt darin eine EPS-Simulation mit 50 Ensemble-Membern dar.

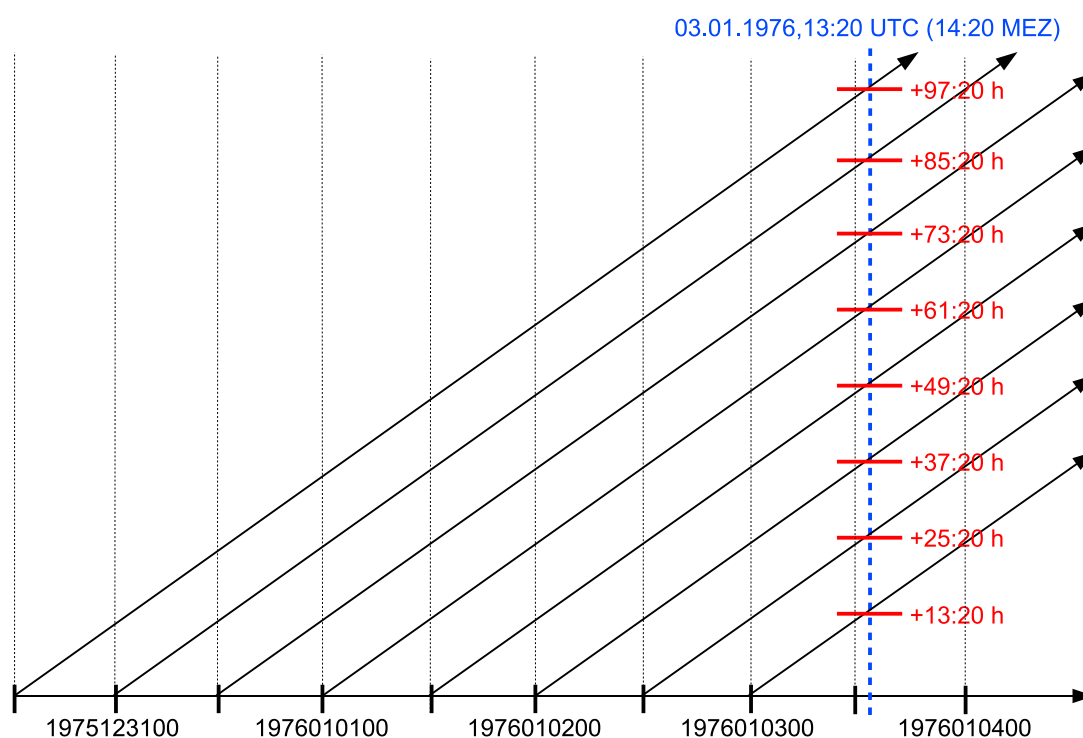


Abbildung 2.7: Prinzip eines EPS-Experiments anhand der Sturmflut vom 3. Januar 1976; die Beschriftung der horizontalen Zeitachse am unteren Bildrand ist im Format "YYYYMMDDHH", wobei YYYY = Jahr (4-stellig), MM = Monat (2-stellig), DD = Tag (2-stellig), HH = Stunde (2-stellig), wobei als Referenzzeit UTC gewählt wurde

Die Auswahl der Zeiträume ist bestimmt durch die Startzeitpunkte sowie die Länge der Simulationen. Beides wurde für die MUSE-Experimente so gewählt, dass der mit Simulationen abgedeckte Zeitbereich sich von ca. 96 Stunden vor dem Pegelstandsmaximum bis mindestens 12 Stunden danach erstreckt. Dadurch ist in jedem Fall gewährleistet, dass der Zeitbereich, für den die Unterschiede zwischen den gestörten und der ungestörten Vorhersage systembedingt maximal sind, erreicht wird.⁶ Für die 6 durchzuführenden EPS-Experimente ergibt sich dementsprechend die in Tabelle 2.3 dargestellte Grundkonfiguration.

Tabelle 2.3: Zeitfenster und Intervall geeigneter MUSE-Extremwetterlagen zur Bearbeitung mit dem EPS

Experiment-Reihenfolge	Startzeitpunkte		Intervall	Member-Anzahl
	von	bis		
1	1962021112	1962021512	12h	9 x 50
2	1975123012	1976010300	12h	8 x 50
3	1999112900	1999120318	6h	20 x 50
4	1967022000	1967022318	6h	16 x 50
5	1994012418	1994012812	6h	16 x 50
6	1990022300	1990022800	6h	21 x 50

⁶Im EPS wird der Anfangszustand für die 50 Ensemble-Member erzeugt, indem man dem ungestörten Anfangszustand kleine Störungen überlagert, welche durch sog. „Singular Vectors“ beschrieben werden. Sie sind so optimiert, dass das Ensemble erst nach 48h seine volle Variabilität entfaltet.

Für die Experimente Nr. 1 und 2 wurde ein Startintervall von 12 Stunden gewählt. Für die restlichen Experimente wurde das Startintervall auf 6 Stunden halbiert. Dadurch verdoppelt sich die Anzahl der durchgeführten Simulationen. Somit steigt die Wahrscheinlichkeit, dass im Super-Ensemble eine Simulation mit extremen Windverhältnissen über der Deutschen Bucht enthalten ist. Allerdings steigt dadurch auch der Bedarf an Rechnerressourcen. So hatte z.B. das EPS-Experiment zur 99'er Sturmflut mit seinen 1000 Mitgliedern eine Gesamtverweildauer von ca. 7 Tagen auf dem Hochleistungs-Clusterrechner des EZMW!

Die Startzeitpunkte selber können nicht beliebig gewählt werden, da die Modellstartzustände unmittelbar auf Modellanalysen basieren. So liegen die im Rahmen dieses Forschungsvorhabens benutzten EZMW-Analysen lediglich alle 6h vor (vergleiche mit den Ausführungen am Ende von Kapitel 1.4.2). Diese Zeiten stellen also gleichzeitig die vier möglichen Startzeiten pro Tag für EPS-Simulationen im Rahmen von MUSE dar.

Im Folgenden wird der praktische Einsatz der MUSE-Modellkette aus Abbildung 2.1 auf Seite 10 am Beispiel der 62'er Sturmflut beschrieben. Im anschließenden Kapitel werden dann die Ergebnisse aller 6 bearbeiteten Sturmfluten dargestellt, mit denen analog zur 62'er Sturmflut verfahren wurde.

2.3.1 Sturmflut vom 16./17. Februar 1962

Am 16./17. Februar 1962 brach über die deutsche Nordseeküste die schwerste Sturmflut seit über 100 Jahren herein. Orkanböen bis 200 Kilometer pro Stunde und meterhohe Wassermassen ließen die Deiche an der Küste, an der Elbe und Weser brechen. Am schlimmsten jedoch traf die Flutkatastrophe das 100 Kilometer von der Küste entfernte Hamburg. Ganze Stadtteile standen unter Wasser, über 300 Menschen kamen ums Leben. Über 60.000 Bewohner südlich der Elbe wurden obdachlos. Strom, Gas und Wasser fielen in der Zwei-Millionen-Stadt aus. Ursache war das Orkantief „Vincinette“, das über Skandinavien hinweg zur Ostsee gezogen war und das Wasser der Nordsee in der Deutschen Bucht aufgestaut hatte [NDR (2004)]. Die 62'er Sturmflut fällt unter die Kategorie „Skandinavien-Typ“. Bei dieser Art von Sturmfluten werden die besonders hohen Wasserstände durch die lange Dauer stauintensiver Winde aus nordwestlicher Richtung erreicht [vgl. Petersen und Rhode (1991)].

Um einen besseren Überblick über die Entwicklung der Wetterlage zu bekommen, wurden die für jeweils 00:00, 06:00, 12:00 und 18:00 UTC vorliegenden EZMW-Reanalysen vom 15. bis 17. Februar visualisiert. D.h., es wurden für die aus dem ERA-40-Projekt (vgl. Kapitel 1.4.2) stammenden Felder des Horizontalwindes in 10m über Grund und des auf NN reduzierten Luftdruck Grafiken erstellt, die einen synoptischen Überblick über die Wetterlage vermitteln. Die Ergebnisse befinden sich im Dokumentenhang auf den Seiten 53 und 54. Stellvertretend für alle 12 Bilder sind an dieser Stelle zwei Modellanalysen sowie die zeitlich zugehörigen Bodenwetterkarten aufgeführt (siehe Abbildung 2.8).

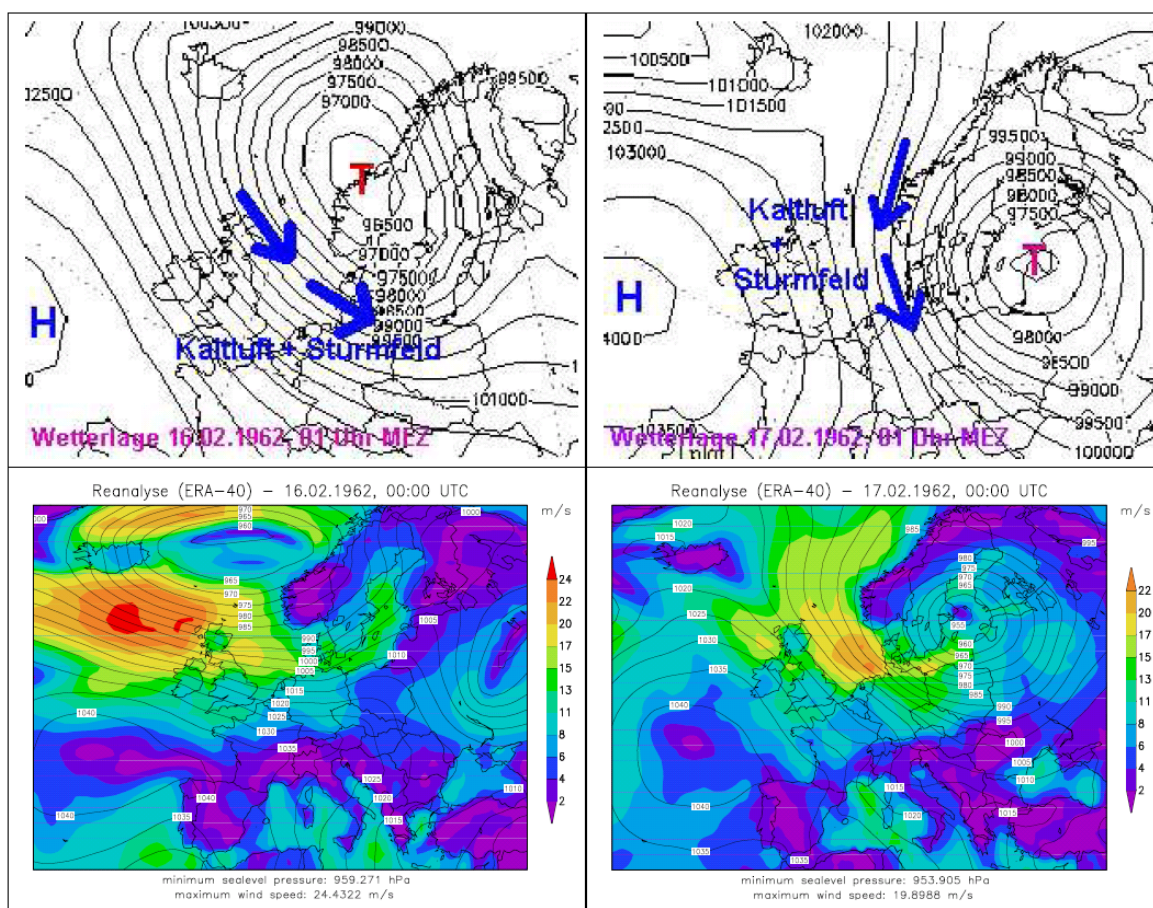


Abbildung 2.8: Bodenwetterkarten + Reanalysen für den 16. und 17. Februar 1962, jeweils 00:00 UTC; bei den Reanalysen wurde zusätzlich zu den Isobaren das 10m-Windfeld geplottet

Wie kam es zu dieser verheerenden Sturmflut? Bereits Tage zuvor zogen mehrere Sturmtiefs vom Seegebiet südlich Islands zur nördlichen Nordsee und weiter nach Skandinavien. Die eigentliche Geburt des für die Küsten der Deutschen Bucht und für Hamburg und Nordwestdeutschland so folgenreichen Orkantiefs begann etwa am 14. Februar 1962. Grönlandkaltluft spaltete von einem Tief nahe Island ein kleines Teiltief ab, das sich danach verstärkte und als Schnellläufer mit einem breiten Niederschlagsband aus gewittrigen Regenschauern, Schneeregen und Graupel südostwärts zog. Am Morgen des 16. erreichte es mit einem Kerndruck von nur 950 hPa Südsandinavien. In der nachfolgenden Nordmeerkaltluft steigerte sich über der Nordsee der Nordwest-Sturm allmählich zum Orkan [vgl. Defant et al. (1972)].

Die Bordwetterwarte des Fischereischutzbootes „Meerkatze“ meldete inmitten der Nordsee gegen 13 Uhr Windstärke 11, um 19 Uhr dann bereits Orkan-Windstärke 12. Das norwegische Wetterschiff „Eger“ geriet in Seenot. Hinter der deutschen Küstenlinie und in Hamburg traten in der Nacht mehrmals Orkanböen auf. Die mittleren Windgeschwindigkeiten lagen jedoch deutlich niedriger; das eigentliche Hauptsturmfeld zog glücklicherweise weiter nördlich vorbei (vgl. Abbildung 2.8). Trotzdem behinderten die anhaltenden, massiven Nordwestwinde des Orkans ab Nachmittag des 16. das Zurückströmen des Elbewassers in die Deutsche Bucht in fataler Weise. Dadurch erreichte das nächste Hochwasser in der Nacht dann auch diese katastrophale Höhe, was zu der Elbe-Flutwelle mit den verheerenden Auswirkungen für Hamburg führte.

Die Wetterlage vom 16./17. Februar 1962 wurde bereits im Vorfeld von MUSE mit Hilfe numerischer Modelle untersucht. Dazu wurden am EZMW auf Anfrage des DWD Reanalysen für den Zeitbereich vom 9. Februar 1962, 18:00 UTC bis 20. Februar 1962, 12:00 UTC im 6 Stundenabstand erstellt.⁷ Diese 44 Reanalysen wurden dann zur Bereitstellung von Anfangsdaten für das GME des DWD genutzt. Die auf diese Weise zustande gekommenen GME-Simulationen wurden wiederum zur Randsteuerung des LM genutzt. Die resultierenden Modelloutputs wurden dann zum BSH transferiert und dort als Antriebsdaten für die Pegelstandsmodelle genutzt.

Für das Projekt MUSE sind diese Hindcasts zwar sehr interessant, jedoch von geringerem Nutzen - schließlich sollten primär mit Hilfe von probabilistischen Ensemble-Vorhersagen Möglichkeiten für alternative, evtl. noch verheerendere Entwicklungen der damaligen Wettersituation abgeschätzt werden.

Das eigentliche EPS-Experiment für die 62'er Sturmflut besteht gemäß Tabelle 2.3 aus 9 EPS-Läufen zu je 50 Member. Die Vorhersagezeit für alle Member des Experiments betrug konstant 240 Stunden. Die ersten 50 Member haben zum Zeitpunkt des realen Pegelstandsmaximums eine Vorhersagelänge von 129 h 40 min, die letzten 50 Member dagegen nur noch 33 h 40 min. Insgesamt resultieren aus diesem Experiment $9 \times 50 = 450$ IFS-Simulationen. Um eine Übersicht über alle Läufe zu bekommen und vor allem um abschätzen zu können, welche Member des Super-Ensembles für das Projekt interessant sind, kam das in Kapitel 2.2 beschriebene Verfahren zur Berechnung des Effektivwinds zum Einsatz. Auf die 450 EPS-Member der 62'er Sturmflut angewendet ergibt sich das im oberen Teil von Abbildung 2.9 dargestellte Bild.

⁷Diese aufwändige Sonderbehandlung war damals noch notwendig, da zu diesem Zeitpunkt die Reanalysen aus dem ERA-40-Projekt für diese Termine noch nicht verfügbar waren.

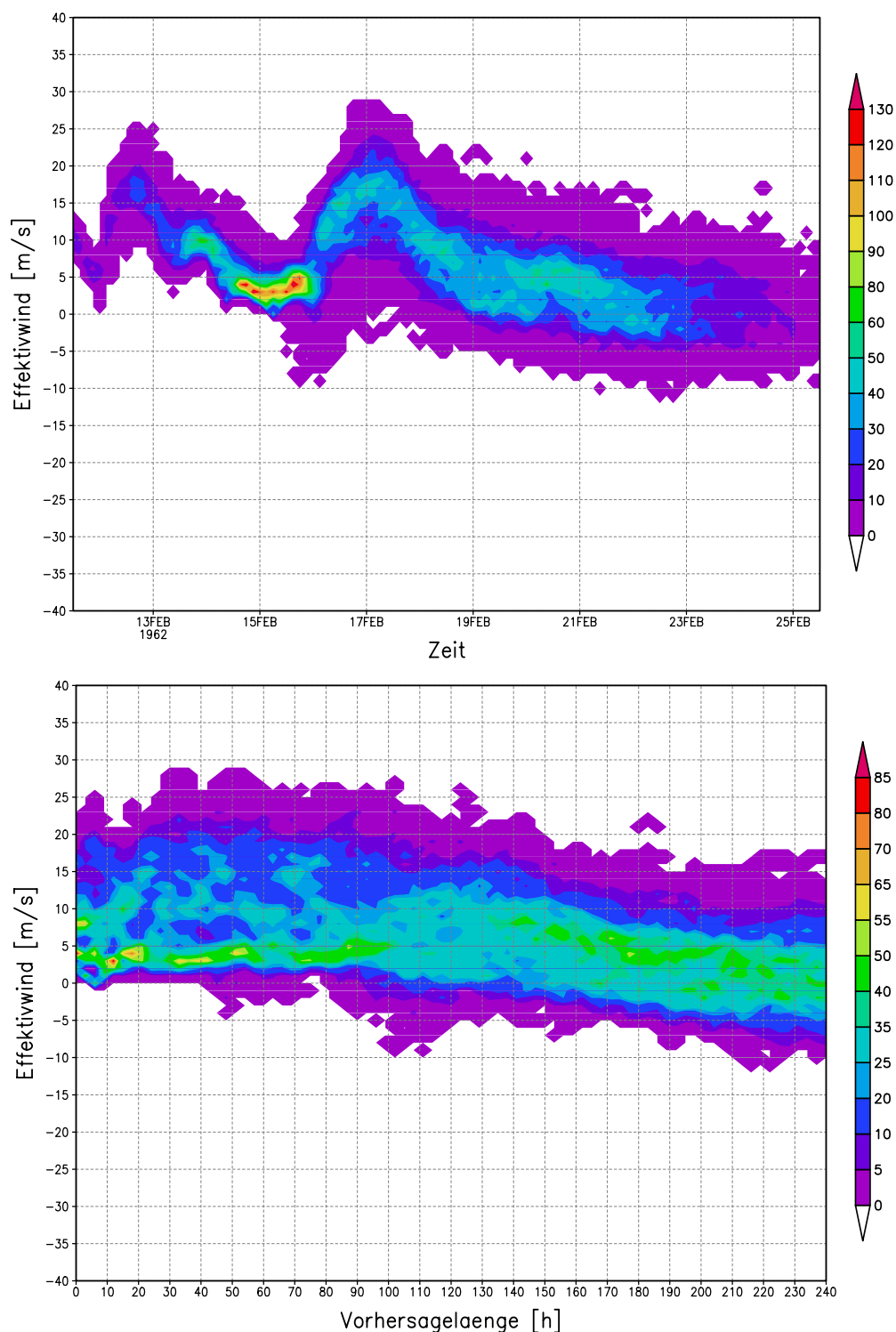


Abbildung 2.9: Häufigkeitsverteilungen des Effektivwindes für die 62'er Sturmflut als Funktion der Zeit (oben) und der Vorhersagelänge (unten)

Daraus wird ersichtlich, dass zu Zeiten, an denen real hohe Pegelstände auftraten, der Anteil der EPS-Modellsimulationen mit hohem Effektivwind deutlich höher ist als sonst. Typischerweise hat der Effektivwind des vollständigen Super-Ensembles eine Streubreite von ca. 20-25 m/s, wenn man von einzelnen Ausreißern absieht. Betrachtet man nur den Bereich des Effektivwinds, innerhalb dessen mindestens 2 Member pro Klasse verzeichnet werden, beträgt die Streubreite typischerweise sogar nur ca. 10m/s.

Anhand dieser Darstellung wird außerdem deutlich, dass die Häufigkeiten von Beginn des Experiments an kontinuierlich zunehmen. Die Ursache dafür liegt darin, dass alle 12 Stunden 50 Member zum Super-Ensemble dazukommen, bis dann ab 15.02., 12:00 UTC das Super-Ensemble vollständig ist. Ab 11.02., 12:00 UTC + 240 h = 21.02., 12:00 UTC wird das Super-Ensemble dann wieder alle 12 Stunden um 50 Member reduziert, was sich im Bild zum Ende hin durch geringere Häufigkeiten über den gesamten Streubereich widerspiegelt.

Eine andere interessante und aufschlussreiche Darstellungsart der EPS-Ergebnisse ist im unteren Teil von Abbildung 2.9 zu sehen. Hier wurden wiederum die Häufigkeiten des Effektivwinds dargestellt, aber nicht als Funktion der Zeit wie im oberen Teil, sondern als Funktion der Vorhersagelänge. Die x-Achse reicht also von 0h (Beginn der Vorhersagen) bis 240 h (Ende der Vorhersagen). In Kombination mit der oberen Darstellung ist diese Grafik insofern aufschlussreich, als dass man an ihr erkennen kann, dass es nahezu gleichgültig ist, wie lange vor der realen Sturmflut ein Ensemble-Lauf startet - er wird in den allermeisten Fällen für den Zeitbereich des tatsächlichen Pegelstandsmaximums die höchsten Effektivwinde produzieren. Dies kommt in der Grafik dadurch zum Ausdruck, dass die höchsten Werte der Verteilung im Vorhersagelängenbereich von 34 bis 130 h auftreten. Für kürzere und längere Vorhersagen wurden tendenziell weniger hohe Effektivwinde produziert, weil in diesen Fällen nicht der Zeitbereich der realen Sturmflut abgedeckt wird. Durch die Grenzen der Vorhersagbarkeit sind diesem Verhalten jedoch natürliche Grenzen gesetzt.

Nach der Durchführung des Ensemble-Experiments sind als nächstes die extremsten Member aus dem Super-Ensemble herauszusuchen. Ein bestimmtes Member ist dabei durch seinen Startzeitpunkt sowie seine Nummer innerhalb des Ensembles eindeutig definiert. Für die 62'er Sturmflut wurden die in Abbildung 2.10 dargestellten 5 Member für weitere Untersuchungen ausgesucht. Sie heben sich von den restlichen Membern des Super-Ensembles dadurch ab, dass sie ein höheres Effektivwind-Maximum aufweisen und/oder dass die hohen Effektivwindwerte über einen längeren Zeitraum anhalten.

Startzeitpunkt von Member Nr. 8, 30 und 37 ist dabei der 15.02.1962, 00:00 UTC, Member Nr. 26 und 50 wurden 12 Stunden später, also am 15.02.1962, 12:00 UTC gestartet. Die schwarze Kurve wurde aus den Reanalysen abgeleitet, sie dient also dem Vergleich mit der Realität. Es wird ersichtlich, dass das Effektivwind-Maximum der Reanalyse ca. 20 m/s beträgt, wohingegen die Ensemble-Member Maxima von ca. 29 m/s aufzuweisen haben. Auch gestaltet sich die zeitliche Entwicklung bei den Extrem-Membern anders, als in der Reanalyse. Das Maximum des Effektivwinds weist außer bei Member Nr. 50 immer eine zeitlich Verschiebung zur Reanalyse auf.

Es bleibt festzuhalten, dass mit der Ensemble-Technik für den Wind in der Deutschen Bucht im Falle der 62'er Sturmflut ein um ca. 9 m/s höherer Wert ermittelt werden konnte. Dass sich diese Tatsache auch in extremeren Pegelständen widerspiegelt, wird in den Ausführungen des BSH noch detailliert gezeigt. Um nicht zu weit vorzugreifen, sei an dieser Stelle nur folgendes vermerkt: Bei Randsteuerung des 3-dimensionalen Staumodells des BSH „BSHcmod“ mit Daten von Member Nr. 26 wurde für Cuxhaven ein Pegelstand von 5,17 mNN berechnet, wohingegen real 4,96 mNN beobachtet wurden.

Die BSH-Modelle benötigen zur Versorgung mit Randdaten relativ wenig an Dateninput von den Atmosphärenmodellen. So sind zum Betreiben des 3-dimensionalen Zirkulationsmodells lediglich 6 Ein-Flächenfelder erforderlich: Bodenluftdruck, Wolkenbedeckungsgrad, zonale und meridionale Komponente des 10 m-Winds sowie Lufttemperatur und Luftfeuchtigkeit in der bodennächsten Modellschicht. Das LM

hingegen ist in dieser Hinsicht um einiges anspruchsvoller: Hier werden die (überwiegend dreidimensionalen) Felder der prognostischen Variablen des Globalmodells benötigt. Außerdem sind zur LM-Randsteuerung noch weitere 13 Ein-Flächenfelder notwendig, die an dieser Stelle jedoch nicht einzeln aufgeführt werden sollen. Wichtig ist, dass bei der Einbettung des Regionalmodells LM in das globale Modell IFS umfangreiche Datensätze bereitgestellt werden müssen.

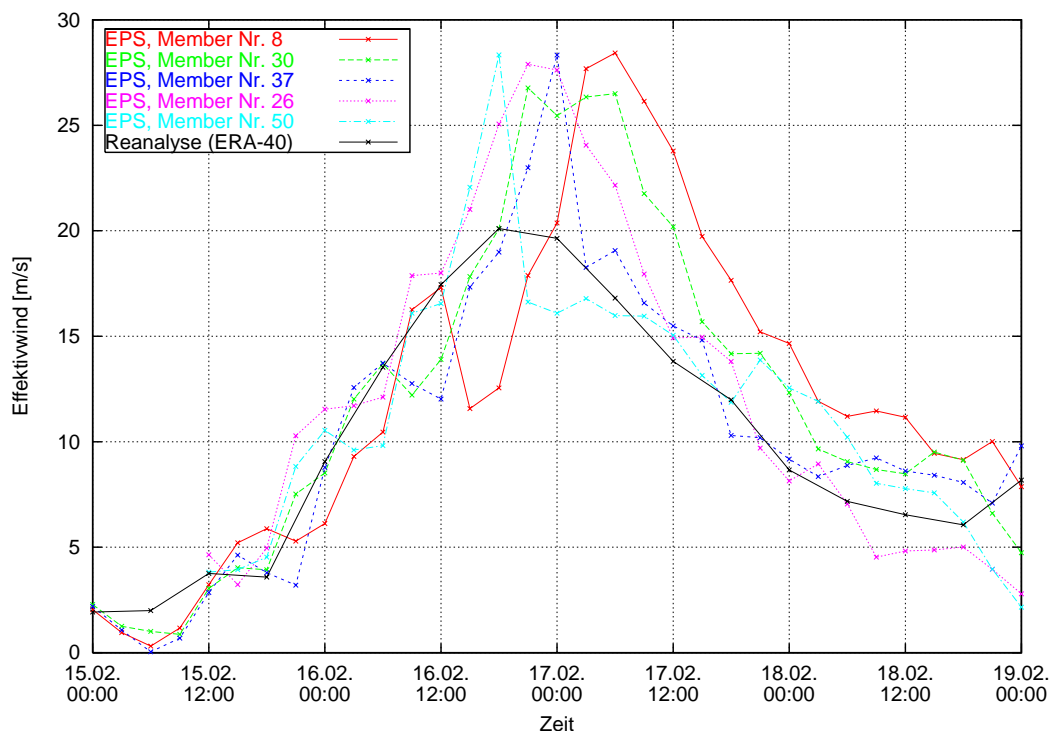


Abbildung 2.10: Effektivwind ausgewählter Member aus dem 62'er Super-Ensemble

Zum Zeitpunkt der Durchführung der MUSE-Experimente war es nicht möglich, den für einen nachgeschalteten LM-Lauf erforderlichen IFS-Modelloutput von vornherein für alle Member eines Super-Ensembles zu archivieren. Die anfallenden Datenmengen unterbinden dies - deshalb werden in der EZMW-Routine vom EPS-Output nur ausgewählte essentielle Modellparameter auf ausgewählten Höhengniveaus ins Archiv eingebracht. Demzufolge wurde vom Super-Ensemble zunächst im Prinzip nur der Horizontalwind in 10 m über Grund abgespeichert, was für die Berechnung des Effektivwinds und somit für die Auswahl der extremsten Member genügte. Um dann die selektierten Extrem-Member auch wirklich für nachgeschaltete Lokal- und Staumodellsimulationen nutzbar zu machen, müssen als Folge des vorher stark reduzierten Modelloutputs zunächst die Member durch separate IFS-Läufe reproduziert werden. Dies ist im Gegensatz zu länger zurückliegenden Modellsimulationen (wie z.B. in Abbildung 2.6) auch relativ unproblematisch und wird dadurch realisiert, dass man das IFS mit den gleichen Anfangsbedingungen und der gleichen „stochastischen“ Physik versorgt, wie das zu reproduzierenden EPS-Member. Diese Vorgehensweise ist also nicht der direkte Weg, aber sie ist der direkteste praktisch umsetzbare Weg!

Jedes ausgewählte Extrem-Member wurde also im Anschluss an das Super-Ensemble mit Hilfe eines separaten IFS-Laufes unter Abspeicherung des kompletten Modelloutputs reproduziert. Die für einen LM-Lauf mit IFS-Randsteuerung notwendigen Daten wurden dann im Anschluss wieder aus dem Archiv extrahiert und von Reading nach Offenbach transferiert. Pro Member und pro Stunde Simulationszeit des IFS war dabei eine Datenmenge von ca. 5 MB zu bewegen, wobei der größte Zeitanteil für diese Aufgabe

nicht auf den Transfer per Internet, sondern auf das Entarchivieren aus der EZMW-Datenbank entfiel. In Offenbach wurden die über mehrere Dateien verteilten Daten zusammengefasst, sodass pro Stunde Simulationszeit eine Datei existiert. Gleichzeitig wurden die Daten auf die speziellen Gegebenheiten im DWD-GRIB-Format angepasst.

Um die Daten vom IFS praktisch als Anfangs- und Randdaten im LM nutzen zu können, muss außerdem eine Interpolation der Modellfelder vom IFS- auf das LM-Modellgitter stattfinden. Gleichzeitig wurden die aus der Interpolation resultierenden GRIB-Dateien den DWD-Konventionen entsprechend benannt. Dafür wurde das beim DWD in Kooperation mit dem italienischen Regionalwetterdienst „ARPA-SMR“ entwickelte Programmpaket „IFS2LM“ [Schättler und Doms (1999)] eingesetzt. Im letzten Schritt wurden die so produzierten Daten in die DWD-Datenbank eingebracht, wo sie dann über eine definierte Ein-/Ausgabe-Schnittstelle dem LM zur Verfügung standen.

Primärer Sinn und Zweck dieser nachgeschalteten LM-Simulationen war es, die mit dem EPS erzeugten Extremwetterlagen realistischer abzubilden. Das ist nicht so zu verstehen, dass die mit dem EPS produzierten Wettersituationen unrealistisch oder gar physikalisch inkonsistent wären. Vielmehr ist es einfach so, dass das EPS letztendlich ein globales Modell mit einer relativ groben räumlichen Auflösung darstellt. Das LM dagegen ist ein regionales Modell, dessen Modellgebiet immer nur einen kleinen Ausschnitt der Erdatmosphäre umfasst. Es ist daher auf Randwerte aus einem überregionalen Modell wie dem IFS angewiesen, ist dafür jedoch in der Lage, auch kleinskalige Wettererscheinungen wie z.B. Land-Seewind-Zirkulationen zu erfassen und zu beschreiben. Nachvollziehbar wird das, wenn man berücksichtigt, dass in den beiden Vorhersagemodellen jeder Gitterpunkt einen Gitterbereich von etwa $80 \times 80 \text{ km}^2$ (IFS) bzw. $7 \times 7 \text{ km}^2$ (LM) vertritt. Dadurch sind die an den Gitterpunkten stehenden Zustandsvariablen wie z.B. Druck, Temperatur und Wind als Mittelwerte über den Gitterbereich zu verstehen. Eine höhere räumliche Auflösung ermöglicht daher realitätsgetreuere Simulationen.

Die Nestung des LM in das IFS bedeutet praktisch also nichts anderes, als den relevanten Teil des IFS-Modelloutputs so aufzubereiten, dass das LM diesen über seine definierten Eingabeschnittstellen einlesen und verarbeiten kann. Für die praktische Durchführung von Modellexperimenten existieren sowohl am EZMW als auch beim DWD sog. Experimentiersysteme. Dies sind komplexe Softwaresysteme, die mit dem Ziel entwickelt wurden, die technischen Details wie z.B. Syntax von Datenbankaufrufen, Abschicken von Batchjobs etc. vor dem Nutzer zu verbergen. Dadurch vereinfacht sich die Nutzerschnittstelle zu den Modellen erheblich. Einfach gesagt reduziert sich die Experimentkonfiguration dadurch auf die Spezifikation grundlegender technischer und meteorologischer Parameter, wie z.B. Art des Experiments, Modellversion und -auflösung, zu archivierende Variablen, Ausgabeintervall, Zeitschritt, Starttermin, Vorhersagelänge oder Modultyp zur Behandlung der Wolkenphysik. Auch der LM-Output wird standardmäßig in einer Datenbank gespeichert und muss vor weiteren Bearbeitungen von dort wieder extrahiert werden.

In Abbildung 2.11 ist der Effektivwind eines solchen LM-Laufes dargestellt. Zum Vergleich wurde in diese Grafik der Effektivwind des zugehörigen IFS-Laufes und der Reanalyse mit einbezogen. Die rote Kurve aus Abbildung 2.11 ist also identisch mit der violetten aus Abbildung 2.10. Zunächst fällt auf, dass es zwischen roter und grüner Kurve kleine Unterschiede gibt. Der Effektivwind aus dem EPS-Experiment wurde also durch den separaten IFS-Lauf nicht identisch nachgebildet, obwohl die Modellkonfiguration exakt vom EPS auf das IFS übertragen wurde. Die auftretenden Unterschiede sind aber alles in allem geringfügig. Im Falle von Member Nr. 26 gestaltete sich der Effektivwind im IFS sogar um 1 m/s extremer als im EPS. Grundsätzlich jedoch können diese

Differenzen zwischen EPS- und IFS-Extremwert sowohl ein positives, als auch ein negatives Vorzeichen aufweisen. Genauso können leichte zeitliche Verschiebungen die Folge sein.

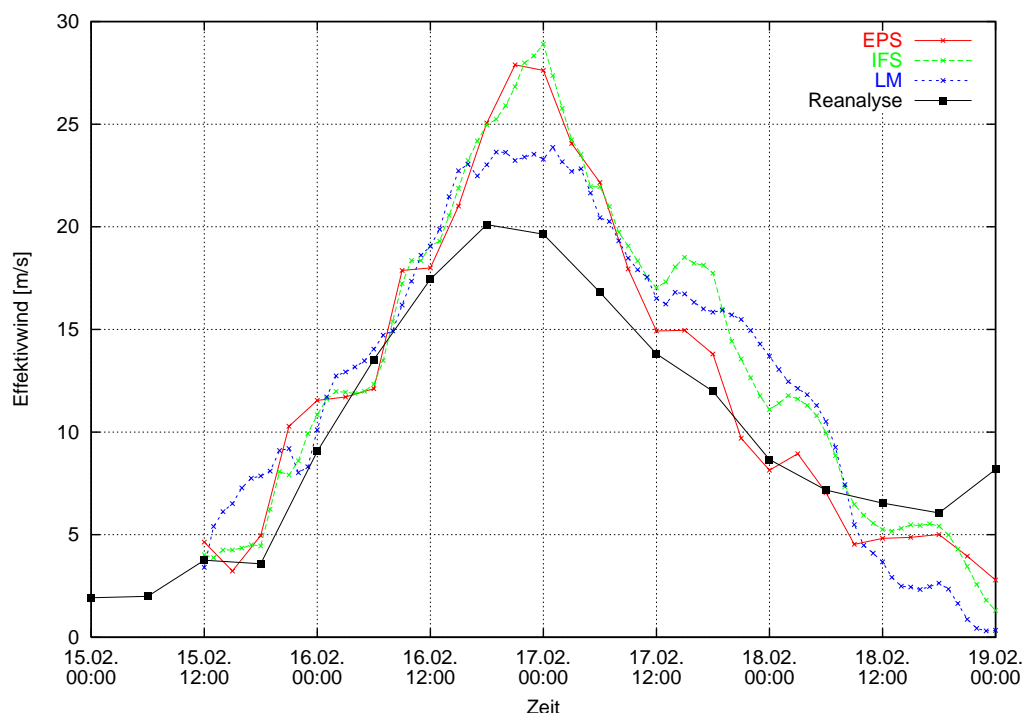


Abbildung 2.11: Effektivwind für das extremste Member des 62'er Super-Ensembles (Start: 15.02.1962, 12:00 UTC, Member Nr. 26) + nachgeschaltete Modellsimulationen mit IFS und LM

Weiterhin fällt auf, dass sich zwischen EPS/IFS und LM die Maximalwerte des Effektivwinds signifikant unterscheiden. Member Nr. 26 stellt in dieser Hinsicht keinen Einzelfall dar. Vielmehr hielt dieser Effekt systematisch über alle MUSE-Experimente hinweg an. Daher ist diesem Thema nachfolgend ein eigenes Kapitel (Seite 32 u. ff.) gewidmet. Vorerst wird aber nicht weiter darauf eingegangen.

In Tabelle 2.4 sind die Maxima des simulierten Effektivwinds für das 62'er Super-Ensemble zusammengefasst. Die darin aufgeführten Zahlenwerte charakterisieren zunächst nur die Windverhältnisse innerhalb der Deutschen Bucht. Um sich auch einen Überblick über die synoptische Situation innerhalb der beiden verwendeten Modelle verschaffen zu können, wurden im Dokumentanhang, ab Seite 55 für ausgewählte Vorhersagezeiten die Felder von Horizontalwind in 10 m über Grund und von auf NN reduziertem Luftdruck visualisiert. Anhand dieser Grafiken wird zunächst deutlich, dass nicht jede durchgeführte Modellsimulation innerhalb dieses Dokuments synoptisch analysiert werden kann, da auf Grund der Vielzahl der synoptischen Parameter und der z.T. relativ langen Vorhersagezeiten zu viele Bilder anfallen würden. Für die Analyse einer Sturmflut wurden Wind und Luftdruck für die Darstellung ausgewählt, weil sie in dieser Hinsicht am meisten Aufschluss geben. Bei den Grafiken selber ist außerdem zu beachten, dass die dargestellten Gebiete beider Modelle sich sowohl hinsichtlich Größe und Lage, als auch hinsichtlich der Projektion unterscheiden. Um trotzdem eine Orientierung zu geben, wurde in den Bildern des IFS das Modellgebiet des LM durch eine schwarze Linie veranschaulicht. Die Isobaren sind beschriftet und beim Wind gilt für beide Modelle die gleiche Farbskala.

Tabelle 2.4: Maximaler Effektivwind (Flächenmittel über die Deutsche Bucht) der 5 ausgewählten Extrem-Member aus dem 62'er Super-Ensemble, Maximum der Reanalyse: 20,1 m/s

Startzeitpunkt [YYYYMMDDHH]	Member Nr.	max. Eff.-wind [m/s]	
		IFS	LM
1962021500	8	26,4	24,7
1962021500	30	27,7	23,4
1962021500	37	28,3	24,3
1962021512	26	28,9	23,9
1962021512	50	24,5	23,6

Betrachtet man die Modellresultate, so wird ersichtlich, dass sich trotz aller Unterschiede im Effektivwind die synoptischen Verhältnisse in beiden Modellen sehr ähnlich gestalten. Dies gilt vor allem im Zeitbereich vor und nach dem Auftreten des Windmaximums. Worin die Differenzen im Extrembereich ihre Ursache haben könnten, wird im nachfolgenden Kapitel eingehender untersucht.

2.3.2 Unterschiede zwischen IFS und LM

Wie in Abbildung 2.11 zu sehen ist, liefert das IFS im Vergleich mit dem LM die höheren Spitzenwerte des Effektivwinds. Zudem ist das dort dargestellte Ensemble-Member Nr. 26 in dieser Hinsicht kein Einzelfall - vielmehr war dieser Effekt systematisch über fast alle IFS-LM-Experimente hinweg zu beobachten. Auch beschränkte er sich nicht auf den Effektivwind, der ja ein Flächenmittel über die Deutsche Bucht darstellt, sondern wurde genauso auch beim Vergleich einzelner Gitterpunkts-Windwerte registriert.

Dieser Effekt ist zunächst sehr überraschend: Im Allgemeinen sollte das räumlich höher auflösende Modell gerade infolge der kleineren pro Gitterpunkt zu repräsentierenden Fläche die höheren Windwerte liefern, da es kleinskaligere Strukturen im Starkwindfeld besser abbilden kann. Somit sollten die höchsten Gitterpunktswerte im LM auftreten. Und auch im Mittel über das relativ kleine Gebiet in der Deutschen Bucht würde man die Spitzenwerte eher beim LM erwarten, das vermutlich prägnantere kleinräumige Entwicklungen simulieren kann.

Bei der Analyse weiterer Experimente kam außerdem folgender, zunächst ebenfalls überraschender Effekt hinzu: In manchen EPS- bzw. IFS-Simulationen lief die zeitliche Entwicklung der 10m-Windfelder sehr unstetig, bisweilen geradezu sprunghaft ab, was sich dann besonders im Bereich hoher Absolutwerte stärker bemerkbar machte. Anhand der Simulation von Member Nr. 8, Startzeitpunkt 15.02.1962, 00:00 UTC (siehe Abbildung 2.10 auf Seite 29, rote Kurve) kann man dies sehr schön nachvollziehen: Ab 16.02., 06:00 UTC steigt der Effektivwind innerhalb von 6 Stunden um ca. 7 m/s an, um anschließend innerhalb von 3 Stunden wieder um ca. 6 m/s abzuflauen. Der gleiche Effekt tritt dann noch einmal ca. 18 Stunden später auf, dort sogar noch etwas ausgeprägter.

Die Ursachen für beide Effekte könnten z.B. in den unterschiedlichen Parametrisierungen der atmosphärischen Grenzschicht liegen. Die verwendeten Ansätze sind jedoch sehr komplex, zumal im IFS, wo auch eine Rückwirkung des modellierten Seegangs auf die Atmosphäre berücksichtigt wird. Im Rahmen des Projektes ließ sich daher nicht untersuchen, ob bzw. wie weit diese Parametrisierungen zu den Unterschieden beitragen. Es bliebe daher in jedem Fall nur festzuhalten, dass sowohl IFS als auch LM erfolgreich operationell eingesetzte Modelle sind, so dass man beide Lösungen als nach dem heutigen Stand der Modellierung gleichwertig ansehen müsste.

Als zweite mögliche Ursache der Unterschiede wurde die Wirkung der unterschiedlich aufgelösten Orographie untersucht. Das LM berücksichtigt ja wegen seiner größeren Horizontalauflösung insbesondere in Großbritannien deutlich höhere Gebirgszüge als das im EPS eingesetzte IFS (siehe Abbildung 2.12), wodurch eventuell eine dämpfende Wirkung auf westliche Winde in der Nordsee zustande kommen könnte. Die Wiederholung einer LM-Vorhersage mit der Orographie des IFS zeigte jedoch nur einen vernachlässigbaren Effekt, wie aus Abbildung 2.13 ersichtlich wird.

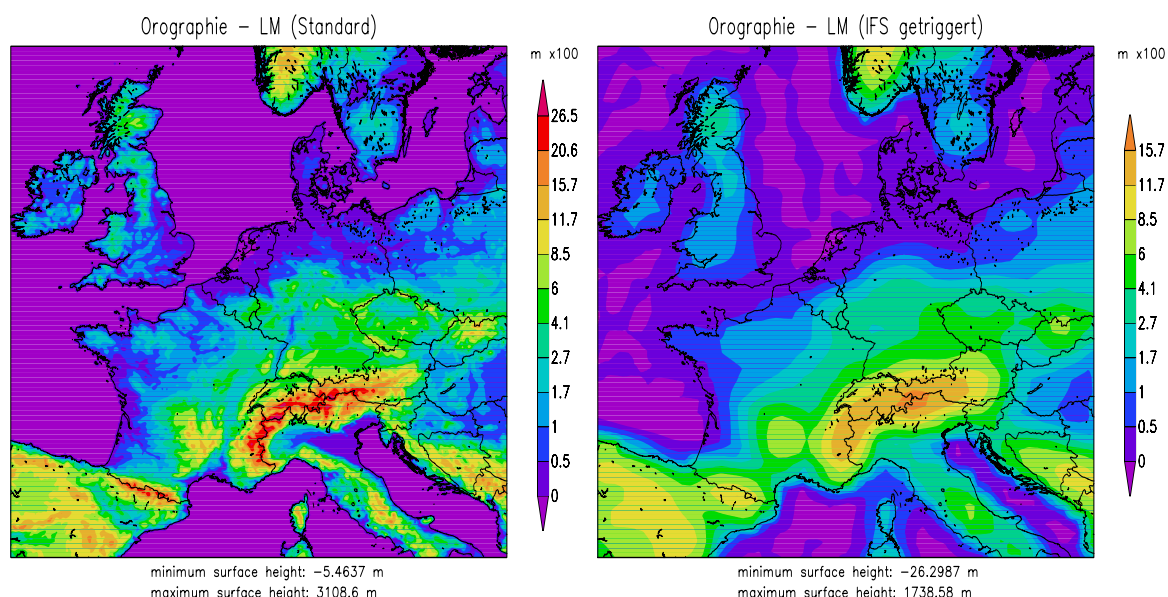


Abbildung 2.12: Vergleich von standardmäßiger LM-Modell-Orographie (links) und auf das LM-Modellgebiet adaptierter IFS-Modell-Orographie (rechts); höchste Modellerhebung im Schottischen Hochland: 850 m/410m

In dieser Grafik wurde außerdem das Resultat einer weiteren LM-Simulation dargestellt, die der Untersuchung des Einflusses der reibungsbedingten Turbulenz auf den 10m-Wind diente. Dazu wurde ein LM-Experiment durchgeführt, bei dem ein diagnostisches Schema zur Behandlung der turbulenten kinetischen Energie (TKE) zum Einsatz kam. Das derzeit operationell eingesetzte TKE-Schema beschreibt die atmosphärischen Turbulenzprozesse dagegen prognostisch. Im Vergleich zum früher eingesetzten diagnostischen Verfahren werden mit dem neueren prognostischen Schema auch in der stabil geschichteten Stratosphäre physikalisch plausible TKE-Muster erzeugt. Bei Verifikationsexperimenten im Vorfeld der Überführung des neueren TKE-Schemas in die Routine wurde festgestellt, dass mit dem prognostischen Verfahren der 10m-Wind systematisch verringert wurde.

Wie aus Abbildung 2.13 hervor geht, bewirkt die Änderung des TKE-Schemas genau wie die Änderung der Modell-Orographie nahezu keine Veränderungen im Effektivwind. Rote, grüne und blaue Kurve liegen über den gesamten Vorhersagebereich hinweg dicht beisammen, wobei der Unterschied zum Effektivwind des IFS für alle gleich groß ist.

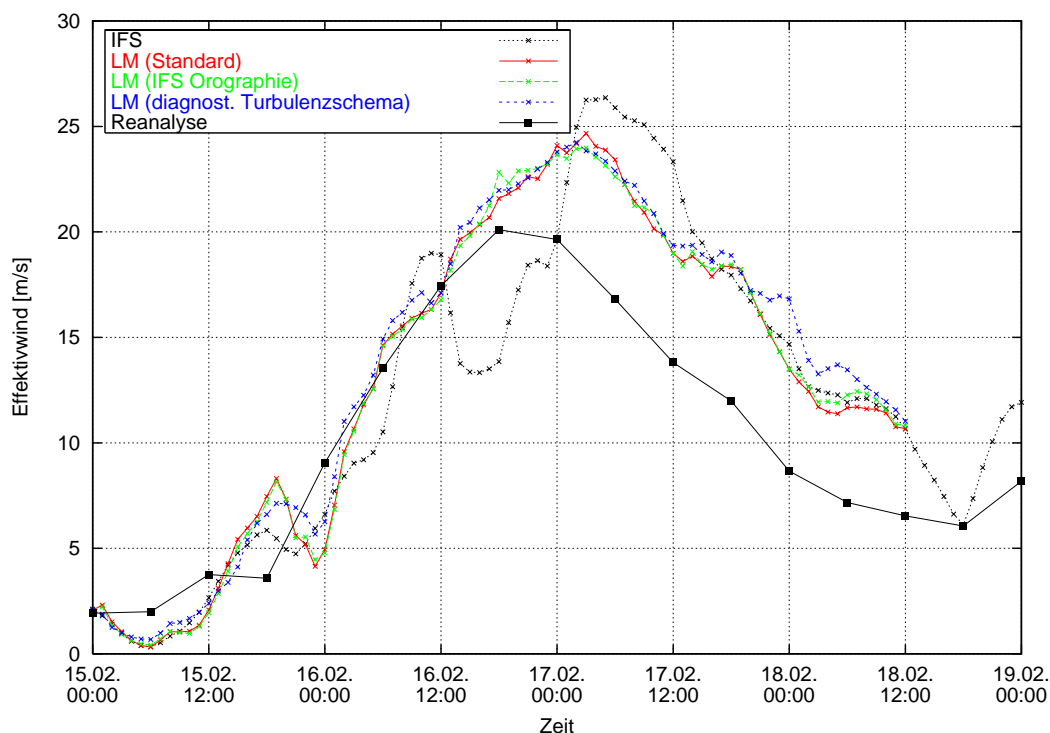


Abbildung 2.13: Einfluss verschiedener Modellkonfigurationen auf den Effektivwind anhand von Member Nr. 8, Startzeitpunkt 15.02.1962, 00:00 UTC; rot: Standard-LM, grün: LM mit IFS-Orographie, blau: LM mit diagnostischem (statt standardmäßig prognostischem) Turbulenzschema

Als Drittes wies schließlich die sprunghafte Entwicklung des Effektivwindes im IFS auf eine mögliche Beteiligung der im EPS stochastisch variierten Modellphysik hin [Hinweis von Beljaars]. Diese stellt - wie in Kapitel 2.2 erwähnt - einen groben Ansatz zur Berücksichtigung der Modell-Unsicherheiten dar und dient natürlich außerdem auch der Erhöhung der Variabilität im Ensemble. Praktisch umgesetzt wird die stochastisch variierte Modellphysik im EPS dadurch, dass die durch nicht-adiabatische Effekte in den prognostischen Gleichungen entstehenden Terme mit zufällig gewählten Faktoren zwischen 0,5 und 1,5 skaliert werden. Diese Faktoren sind in Gebieten von 10×10 Breitengraden und in der Vertikalen identisch; sie werden außerdem über Perioden von jeweils sechs Stunden konstant gehalten. An den Grenzen dieser Raumgebiete und Zeitperioden variieren sie jedoch un stetig (zufällig). Außerdem hängen sie vom jeweiligen Modellparameter ab und werden z.B. für meridionale und zonale Windkomponente, Temperatur und spezifische Feuchte unterschiedlich gewählt.

Anhand dieser Fakten ist es plausibel, dass dieses Verfahren nicht optimal für Prozesse wie die turbulente Diffusion in Erdbodennähe ist: Hat sich ein Gleichgewicht zwischen Druckgradientkraft, Corioliskraft und den anderen beteiligten Kräften eingestellt, wird es spätestens nach 6 Stunden durch einen schlagartig veränderten Stochastik-Koeffizienten aus der Balance gebracht und muss sich erneut ausbalancieren.

Zur Untersuchung dieses Einflusses wurden verschiedene IFS-Experimente unter Deaktivierung der stochastischen Physik wiederholt, so z.B. Member Nr. 8, Startzeitpunkt 15.02.1962, 00:00 UTC. Das Ergebnis ist in Abbildung 2.14 zu sehen.

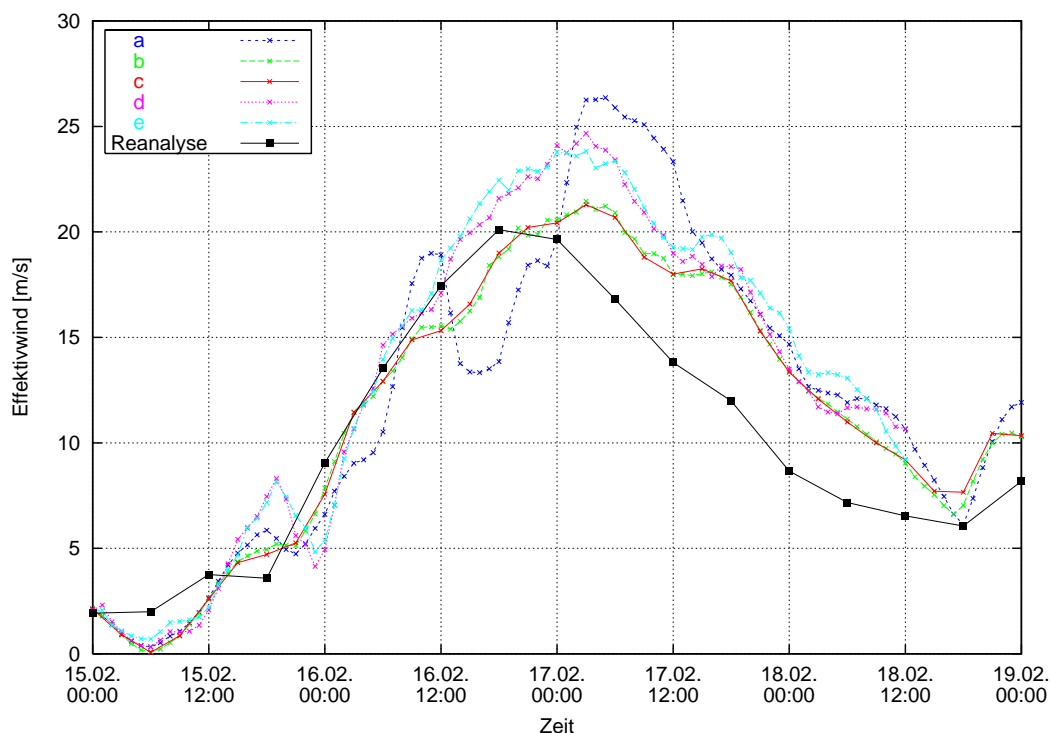


Abbildung 2.14: Vergleiche zum Einfluss der stochastisch variierten Modellphysik anhand von Member Nr. 8, 15.02.1962, 00:00 UTC + 96 h

Dargestellt sind dort analog zu Abbildung 2.11 Effektivwind von IFS („a“), LM („d“) und Reanalyse. Zusätzlich gibt es hier jedoch drei weitere Linien: „c“ ist die Kontrollvorhersage des am 15.02., 00:00 UTC gestarteten Ensembles. Sie basiert auf dem ungestörten Anfangszustand und unterliegt keiner stochastisch variierten Modellphysik. „b“ gehört zu einer IFS-Simulation, die analog zum IFS-Lauf „a“ konfiguriert war, mit dem einzigen Unterschied, dass die stochastische Physik deaktiviert war. „e“ entspricht dem Effektivwind einer LM-Simulation, die von „b“ randgesteuert wurde. Tabelle 2.5 gibt eine anschauliche Übersicht über die Unterschiede in den Modellkonfigurationen.

Tabelle 2.5: Unterschiede der Modellkonfigurationen der Abbildung 2.14 zugrunde liegenden Experimente

Index	Modell	Störung des/der	
		Anfangszustandes	Modellphysik
a	IFS	ja	ja
b	IFS	ja	nein
c	IFS	nein	nein
d	LM	ja	ja
e	LM	ja	nein

Aus der Graphik geht hervor, dass beim EPS-Member 8 sowohl die hohen Spitzenwerte des Effektivwindes als auch seine starke zeitlich Variation eine Folge der stochastischen Variation der Modellphysik sind. Dagegen ergeben sich allein durch das veränderte Anfangsfeld nur minimale Unterschiede gegenüber der Kontrollvorhersage. Man entnimmt der Abbildung 2.14 außerdem, dass das LM bei Randsteuerung durch den ursprünglichen Member Nr. 8 nahezu identische Ergebnisse liefert, wie im Falle der Randsteuerung durch den Member Nr. 8 ohne stochastische Physik. Dies deutet darauf hin,

dass der in den beiden IFS-Vorhersagen extrem unterschiedliche 10m-Wind nicht oder allenfalls wenig zusammenhängt mit Unterschieden in den prognostischen Variablen, die zum Antrieb des LM verwendet werden.

Als weiteres Beispiel wurde Member Nr. 26 des 12 h später gestarteten Ensembles untersucht (siehe Abbildung 2.15 sowie Tabelle 2.6). Er fällt weniger durch starke zeitliche Variationen des Effektivwindes auf als durch ein länger anhaltendes hohes Maximum. In der Abbildung wurde auf die Darstellung der zweiten LM-Simulationen verzichtet, da genau wie in Abbildung 2.14 die IFS-Änderungen auch hier keine wesentlichen Veränderungen bewirkten. Auch in diesem Fall sind offensichtlich die Unterschiede zwischen Member 26 und Control praktisch vollständig auf die stochastische Physik zurückzuführen.

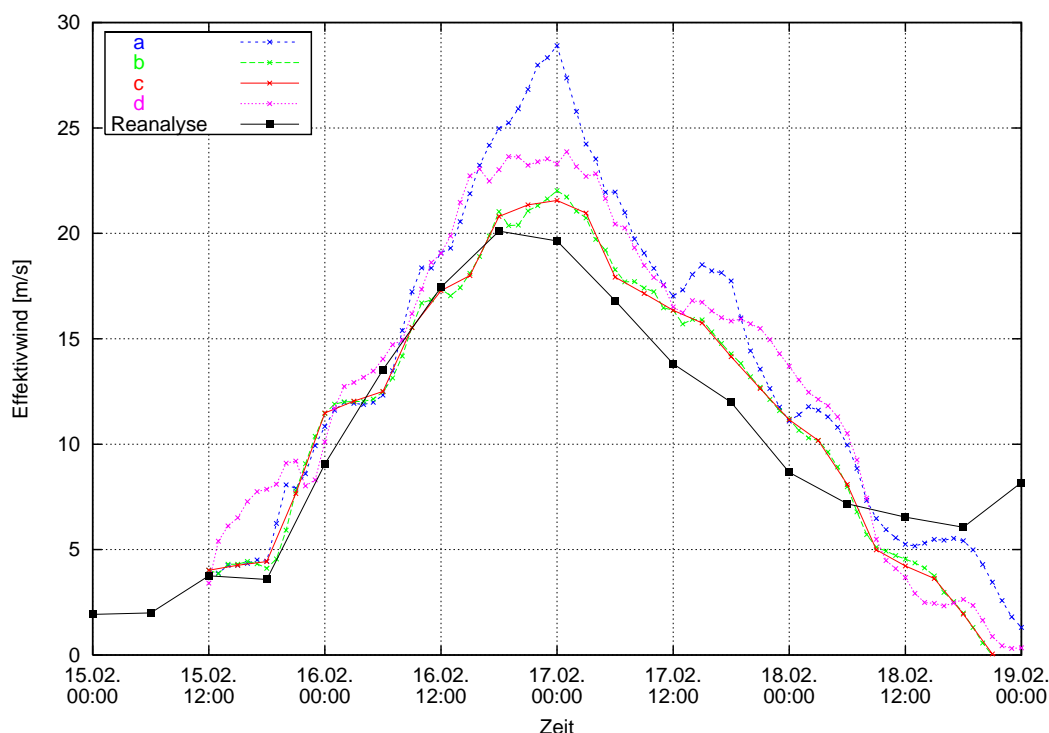


Abbildung 2.15: Vergleiche zum Einfluss der stochastisch variierten Modellphysik anhand von Member Nr. 26, Startzeitpunkt 15.02.1962, 12:00 UTC

Tabelle 2.6: Unterschiede der Modellkonfigurationen der Abbildung 2.15 zugrunde liegenden Experimente

Index	Modell	Störung des/der	
		Anfangszustandes	Modellphysik
a	IFS	ja	ja
b	IFS	ja	nein
c	IFS	nein	nein
d	LM	ja	ja

Bemerkenswert ist auch der Unterschied im Effektivwind zwischen LM und IFS ohne stochastische Physik, wo in beiden Fällen das LM im Zeitbereich um das beobachtete Maximum höhere Werte liefert als das IFS, so wie man es eigentlich erwartet hätte.

Als letztes wurde Member Nr. 5 aus dem 99'er Super-Ensemble (Start: 03.12.1999, 06:00 UTC) untersucht. Auch hier wurden mehrere Modellexperimente mit und ohne stochastischer Physik bzw. gestörtem Anfangszustand gemacht (siehe Abbildung 2.16 sowie Tabelle 2.7). Hier bewirkte zwar die Änderung des Anfangszustandes eine Erhöhung des Effektivwindes. Hinzu kam aber ein etwa ebenso großer Effekt der stochastischen Physik, ohne den der Spitzenwert wiederum für das Vorhaben weniger interessant gewesen wäre.

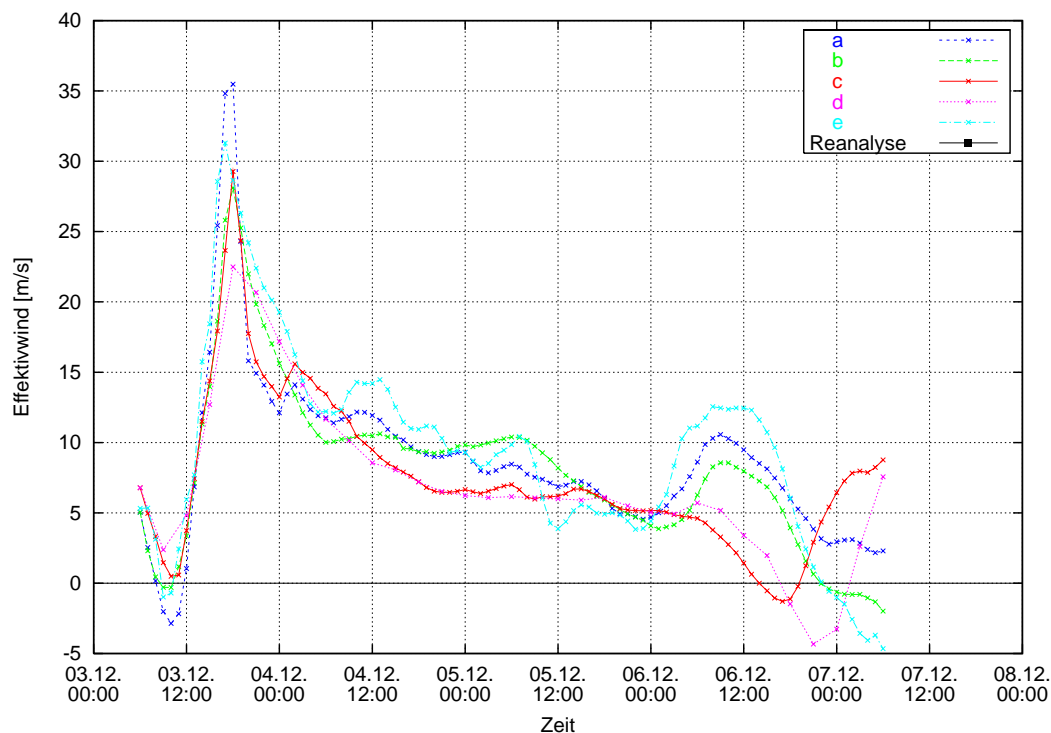


Abbildung 2.16: Vergleiche zum Einfluss der stochastisch variierten Modellphysik mittels Member Nr. 5, Startzeitpunkt 03.12.1999, 06:00 UTC

Tabelle 2.7: Unterschiede der Modellkonfigurationen der Abbildung 2.16 zugrunde liegenden Experimente

Index	Modell	Störung des/der	
		Anfangszustandes	Modellphysik
a	IFS	ja	ja
b	IFS	ja	nein
c	IFS	nein	ja
d	IFS	nein	nein
e	LM	ja	ja

Zusätzlich zu den eben beschriebenen Untersuchungen wurde für die durchgeführten Modellexperimente der Effektivwind in verschiedenen Höhen analysiert. Dabei zeichnete sich ein weiterer interessanter Effekt ab: Der in Bodennähe dominante Einfluss der stochastischen Physik auf den EPS-Spread spielt in 500 hPa Höhe kaum noch eine Rolle. Dafür bilden hier die Störungen des Anfangszustandes die Hauptursache für den Spread des EPS. Dieser Effekt ist am EZMW bekannt und wurde bereits 1999 näher untersucht [Buizza et al. (1999)].

Es hätte sicherlich den Rahmen unseres Projektes gesprengt, diese Angelegenheit umfassender zu untersuchen. Die drei Experimente legen jedoch den Schluss nahe, dass die stochastische Physik wesentlich oder ausschließlich dafür verantwortlich ist, dass in fast allen im Vorhaben untersuchten Fällen im IFS höhere Effektivwinde auftraten als im LM. Dabei ist natürlich zu bedenken, dass im Vorhaben gezielt nach Fällen mit hohem Effektivwind im EPS gesucht wurde. Es bleibt daher offen, ob die stochastische Physik systematisch erhöhte Werte liefert. Jedoch liegt die Vermutung nahe, dass die hier gefundenen Spitzenwerte darauf zurückgehen.

Interessant ist in diesem Zusammenhang auch das Ergebnis einer bisher unveröffentlichten EZMW-Studie, nach der im EPS starker Wind mit einer höheren Wahrscheinlichkeit beobachtet wurde, als man es auf Basis deterministischer Vorhersagen erwarten konnte [Beljaars (2004)]. Gegenwärtig laufen am EZMW Untersuchungen mit dem Ziel, den derzeitigen groben Ansatz für die stochastische Physik durch ein theoretisch besser fundiertes Verfahren zu ersetzen [Shutts (2004)].

Ein abschließendes Urteil darüber, wie vertrauenswürdig die im EZMW-EPS aufgetretenen Starkwinde sind, ist den Autoren dieses Berichtes leider nicht möglich. Die im Verlaufe dieser Untersuchung aufgetretenen Zweifel könnten nur durch umfangreiche Zusatzuntersuchungen geklärt werden, die aber auch bei frühzeitigem Erkennen des Sachverhaltes den Rahmen unseres Vorhabens gesprengt hätten.

Auch Email-Anfragen an zwei Spezialisten brachten keine wirkliche Klarheit. Der beim EZMW für das EPS zuständige Wissenschaftler, Roberto Buizza (2005; pers. Mitteilung, siehe Anhang C) betont, die Wirkung der stochastischen Physik sei vor ihrer operationellen Einführung sorgfältig untersucht worden. Zusätzlich zu der schon oben genannten Arbeit [Buizza, et al. (1999)] zitiert er weitere Veröffentlichungen [Mullen und Buizza (2001), Buizza und Chessa (2002)], die sich allerdings schwerpunktmäßig mit der Vorhersage des Niederschlages, im zweiten Fall auch des Bodendrucks befassen. Bezüglich des bodennahen Windes in der Nordsee vermutet er (wörtlich: „I would tend to think“), dass die statistischen Eigenschaften des EPS durch die stochastische Physik verbessert würden; geklärt werden könne dies aber nur durch zusätzliche Untersuchungen.

Etwas kritischer äußert sich der beim Britischen Wetterdienst beschäftigte Wissenschaftler Glenn Shutts (2005; pers. Mitteilung, siehe Anhang C), dessen neu entwickeltes Verfahren vermutlich die stochastische Physik ersetzen soll (s.o.). Er schreibt, dass man seiner Meinung nach („My feeling is“) besser auf die stochastische Störung der Vertikaldiffusion verzichtet hätte. Außerdem berichtet er über Erfahrungen (deren Urheber ihm leider nicht erinnerlich sind), wonach das EPS exzessive kurzperiodische Starkwinde bzw. Böen produziere. Auch er hat aber leider in seinen EPS-Experimenten mit der operationellen und seiner alternativen Version nicht speziell den bodennahen Wind untersucht.

2.4 Ergebnisse der unterschiedlichen Fälle

Für die 62'er Sturmflut wurden bereits im vorangehenden Kapitel die Ergebnisse detailliert dargestellt und mit mehreren Grafiken untermauert. Analog wurde mit den 5 verbleibenden Sturmfluten der Jahre 1967, 1976, 1990, 1994 und 1999 verfahren. Die verwendeten Verfahren und Programme blieben dabei unverändert und so beschränkt sich die Darstellung der Ergebnisse pro Sturmflut auf eine Grafik für den Effektivwind der extremsten Member und eine Tabelle mit den Maxima des Effektivwinds. Damit sind die

modellierten Wetterlagen hinsichtlich ihres Sturmflutpotentials umfassend charakterisiert. In Bezug auf die Spitzenwerte im IFS sollten allerdings die Ausführungen am Ende des vorangestellten Kapitels 2.3.2 und im folgenden Abschnitt 2.6 bedacht werden.

Anhand der nachfolgenden Abbildungen und Tabellen zu den noch nicht betrachteten 5 Sturmfluten wird ersichtlich, dass die aufgetretenen extremen Sturmflutereignisse und Wetterlagen mit Hilfe der Ensemble-Technik nochmals deutlich extremer gestaltet werden konnten, wobei trotz aller Extremwerte diese „synthetischen“ Wetterlagen physikalisch konsistent sind und aus Anfangsverteilungen dynamisch nachvollzogen werden können.

2.4.1 Sturmflut vom 23. Februar 1967

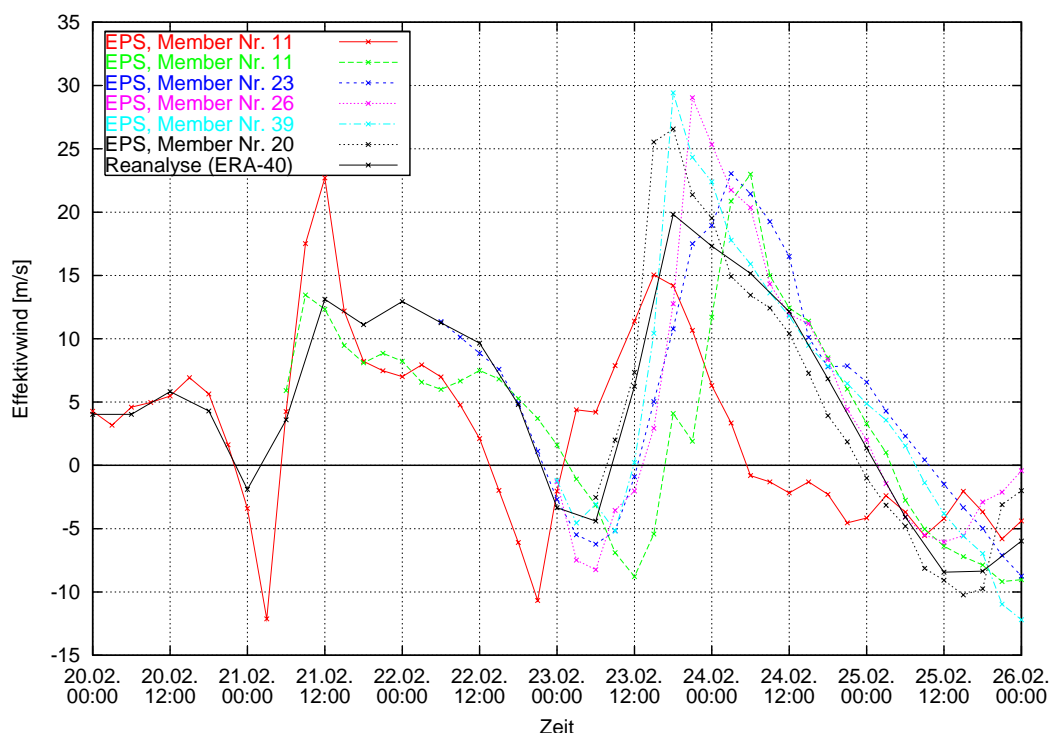


Abbildung 2.17: Ausgewählte Member aus dem 67'er Super-Ensemble

Tabelle 2.8: Maximaler Effektivwind (Flächenmittel über die Deutsche Bucht) der 6 ausgewählten Extrem-Member aus dem 67'er Super-Ensemble; Maximum der Reanalyse: 19,8m/s

Startzeitpunkt [YYYYMMDDHH]	Member Nr.	max. Eff.-wind [m/s]	
		IFS	LM
1967022000	11	25,1	21,7
1967022106	11	13,7	15,2
1967022206	23	17,0	17,2
1967022300	26	27,0	21,2
1967022300	39	28,8	23,0
1967022306	20	24,7	20,6

2.4.2 Sturmflut vom 3. Januar 1976

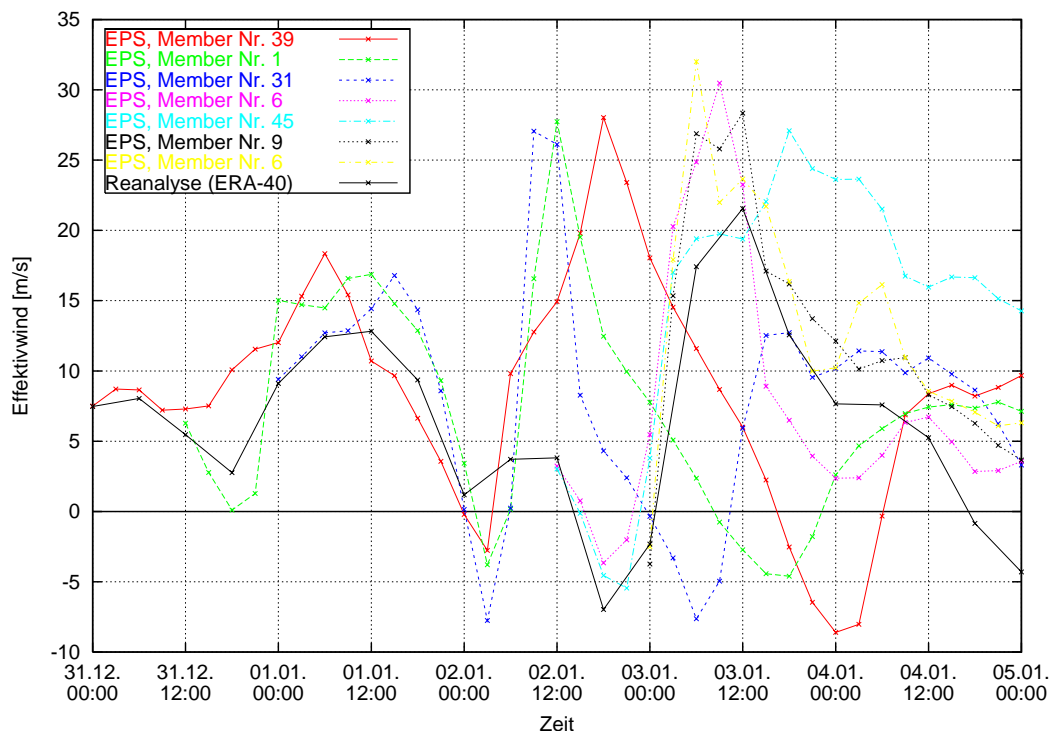


Abbildung 2.18: Ausgewählte Member aus dem 76'er Super-Ensemble

Tabelle 2.9: Maximaler Effektivwind (Flächenmittel über die Deutsche Bucht) der 7 ausgewählten Extrem-Member aus dem 76'er Super-Ensemble; Maximum der Reanalyse: 21,6m/s

Startzeitpunkt [YYYYMMDDHH]	Member Nr.	max. Eff.-wind [m/s]	
		IFS	LM
1975123100	39	28,3	24,9
1975123112	1	28,6	29,5
1976010100	31	30,3	27,5
1976010212	6	31,7	27,6
1976010212	45	28,6	28,7
1976010300	6	32,3	27,4
1976010300	9	29,2	26,4

2.4.3 Sturmflut vom 27./28. Februar 1990

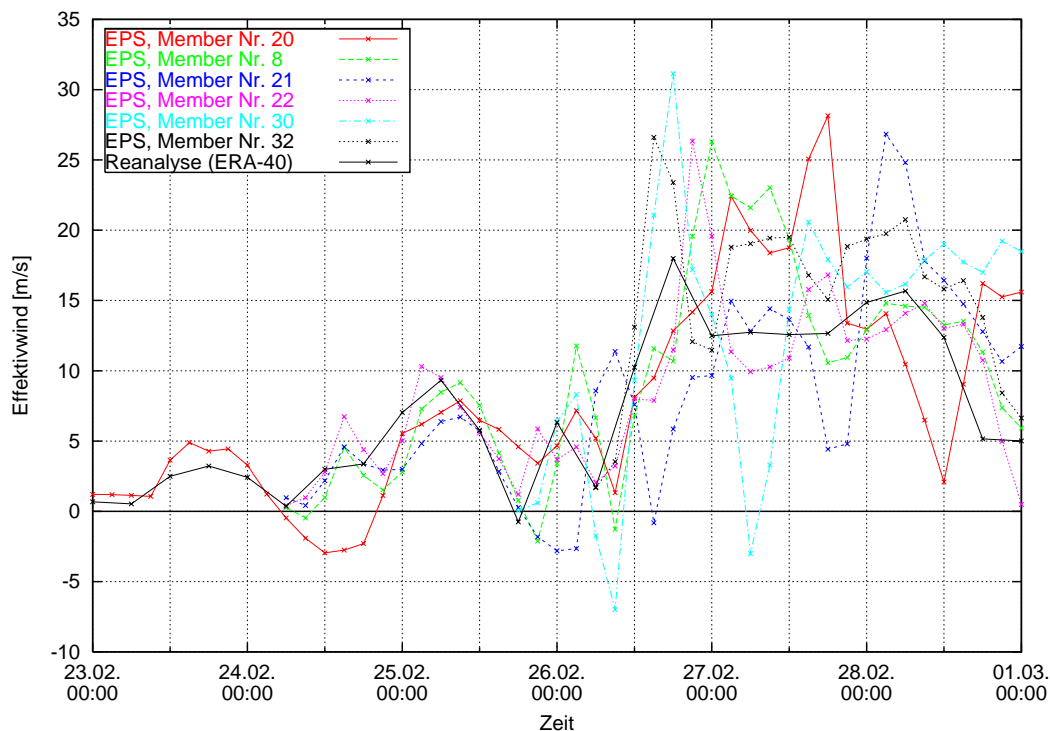


Abbildung 2.19: Ausgewählte Member aus dem 90'er Super-Ensemble

Tabelle 2.10: Maximaler Effektivwind (Flächenmittel über die Deutsche Bucht) der 6 ausgewählten Extrem-Member aus dem 90'er Super-Ensemble; Maximum der Reanalyse: 18,0m/s

Startzeitpunkt [YYYYMMDDHH]	Member Nr.	max. Eff.-wind [m/s]	
		IFS	LM
1990022300	20	29,2	24,1
1990022406	8	27,6	25,7
1990022406	21	29,3	24,7
1990022406	22	27,5	25,7
1990022518	30	34,4	27,9
1990022606	32	27,1	25,7

2.4.4 Sturmflut vom 28. Januar 1994

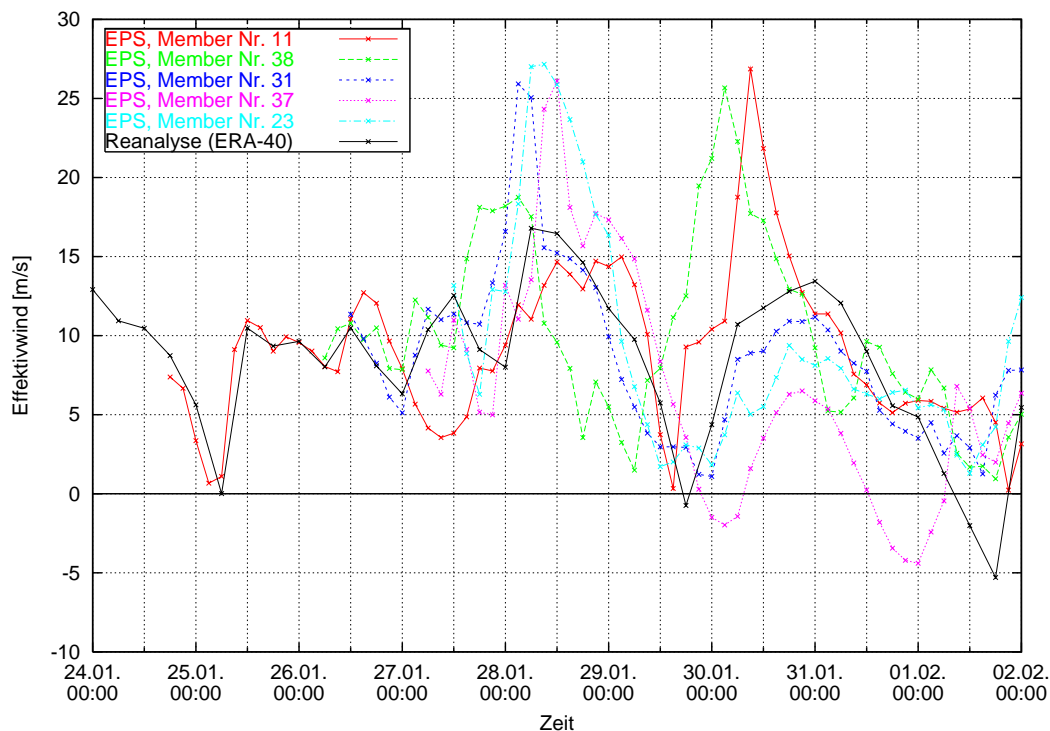


Abbildung 2.20: Ausgewählte Member aus dem 94'er Super-Ensemble

Tabelle 2.11: Maximaler Effektivwind (Flächenmittel über die Deutsche Bucht) der 5 ausgewählten Extrem-Member aus dem 94'er Super-Ensemble; Maximum der Reanalyse: 16,8m/s

Startzeitpunkt [YYYYMMDDHH]	Member Nr.	max. Eff.-wind [m/s]	
		IFS	LM
1994012418	11	27,1	25,3
1994012606	38	17,2	18,5
1994012612	31	27,1	24,1
1994012706	37	23,9	22,4
1994012712	23	27,5	24,0

2.4.5 Sturmflut vom 3. Dezember 1999

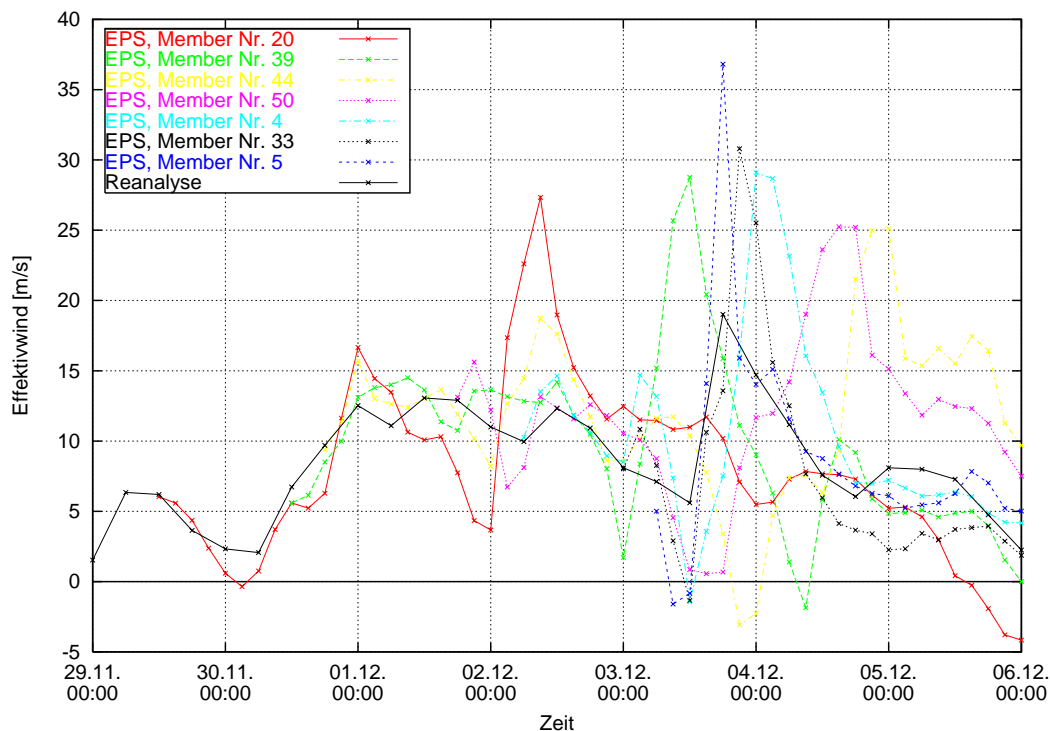


Abbildung 2.21: Ausgewählte Member aus dem 99'er Super-Ensemble

Tabelle 2.12: Maximaler Effektivwind (Flächenmittel über die Deutsche Bucht) der 8 ausgewählten Extrem-Member aus dem 99'er Super-Ensemble; Maximum der Reanalyse: 19,0m/s

Startzeitpunkt [YYYYMMDDHH]	Member Nr.	max. Eff.-wind [m/s]	
		IFS	LM
1999112912	20	28,7	24,9
1999113012	39	33,5	30,4
1999113018	44	23,2	21,8
1999120112	2	29,5	27,6
1999120118	50	24,7	19,2
1999120206	4	14,5	18,1
1999120300	33	20,4	21,4
1999120306	5	35,5	31,3

2.4.6 Zusammenfassung der Ergebnisse

Man kann die oben dargelegten Informationen zu den 6 Super-Ensembles noch weiter bündeln, indem man aus den pro Super-Ensemble ausgewählten Simulationen nochmals die extremsten Fälle auswählt. Das Resultat ist Tabelle 2.13 zu entnehmen. Wie zu erkennen ist, gestalteten sich die Windverhältnisse in der Deutschen Bucht in beiden Modellen deutlich extremer als in der Realität. Die Flächenmittel wurden demnach immer um mindestens 8,8 m/s (IFS) bzw. 3,2 m/s (LM) übertroffen, im Einzelfall sogar um 16,5 m/s (IFS) bzw. 12,3 m/s (LM)!

Tabelle 2.13: Vergleich der Maxima des Effektivwinds von IFS und LM mit der Reanalyse; die Modellwerte stellen das Maxima über das gesamte entsprechende Super-Ensemble dar

Sturmflut	max. Eff.-wind - Reanalyse -	max. Effektivwind - IFS -	max. Effektivwind - LM -
16.02.1962	20,1 m/s	28,9 m/s	24,7 m/s
23.02.1967	19,8 m/s	28,8 m/s	23,0 m/s
03.01.1976	21,6 m/s	32,3 m/s	29,5 m/s
27./28.02.1990	18,0 m/s	34,4 m/s	27,9 m/s
28.01.1994	16,8 m/s	27,5 m/s	25,3 m/s
03.12.1999	19,0 m/s	35,5 m/s	31,3 m/s

Weitere Auswertungen zu diesen extremen meteorologischen Bedingungen - insbesondere zur Zuordnung von Wasserständen - sind dem vom BSH verfassten Teil dieses Abschlussberichts zu entnehmen.

2.5 Analyse der EPS-Routine des Winterhalbjahres 2003/04

Im Rahmen der für das Projekt MUSE durchgeführten Ensemble-Experimente wurde deutlich, dass sich die meisten Extremsimulationen ergeben, wenn Startzeitpunkt und Vorhersagelänge des EPS so gewählt werden, dass der Zeitpunkt eines real beobachteten Windstaumaximums von der Modellsimulation überdeckt wird. Man kann jedoch nicht erwarten, mit dieser Vorgehensweise alle beachtenswerten numerischen Sturmflutwetterlagen der letzten Jahrzehnte zu erfassen. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, wie viele Simulationen mit hohem Sturmflutpotential bei diesem Verfahren unberücksichtigt bleiben.

Um diese Frage zu beantworten, wurden für das an Stürmen sehr arme Winterhalbjahr 2003/2004 die Routine-EPS-Vorhersagen des EZMW auf ihr Sturmflutpotential hin begutachtet. Dazu wurde analog zur Analyse eines EPS-Experiments das in Kapitel 2.2 beschriebene Effektivwind-Kriterium eingesetzt. Im Ergebnis erhält man für jeden der 6 betrachteten Monate eine Grafik mit den Häufigkeitsverteilungen des Effektivwinds (siehe Abbildung 2.22, 2.23, und 2.24).

Daraus wird ersichtlich, dass in den 9150 Ensemble-Vorhersagen für diesen Zeitraum keine extrem hohen Effektivwinde enthalten sind: Die Maxima reichen nur für einige wenige Simulationen an 25 m/s heran. Dies kann als eine Bestätigung für die ausgewählte MUSE-Methodik angesehen werden. D.h., dass durch die Beschränkung auf Zeiträume, in denen auch tatsächlich hohe Sturmfluten beobachtet wurden, mit großer Wahrscheinlichkeit auch die extremsten Modellsturmfluten erfasst werden. Natürlich kann nicht ausgeschlossen werden, dass mit dieser Methode eine mögliche Extremsimulation nicht identifiziert werden kann. Andererseits ist die Alternative - für die letzten 40 Jahre

mit dem aktuellen EPS Simulationen durchführen - sowieso nicht realisierbar, da der Rechenaufwand dafür im Rahmen dieses Projektes nicht tragbar wäre.

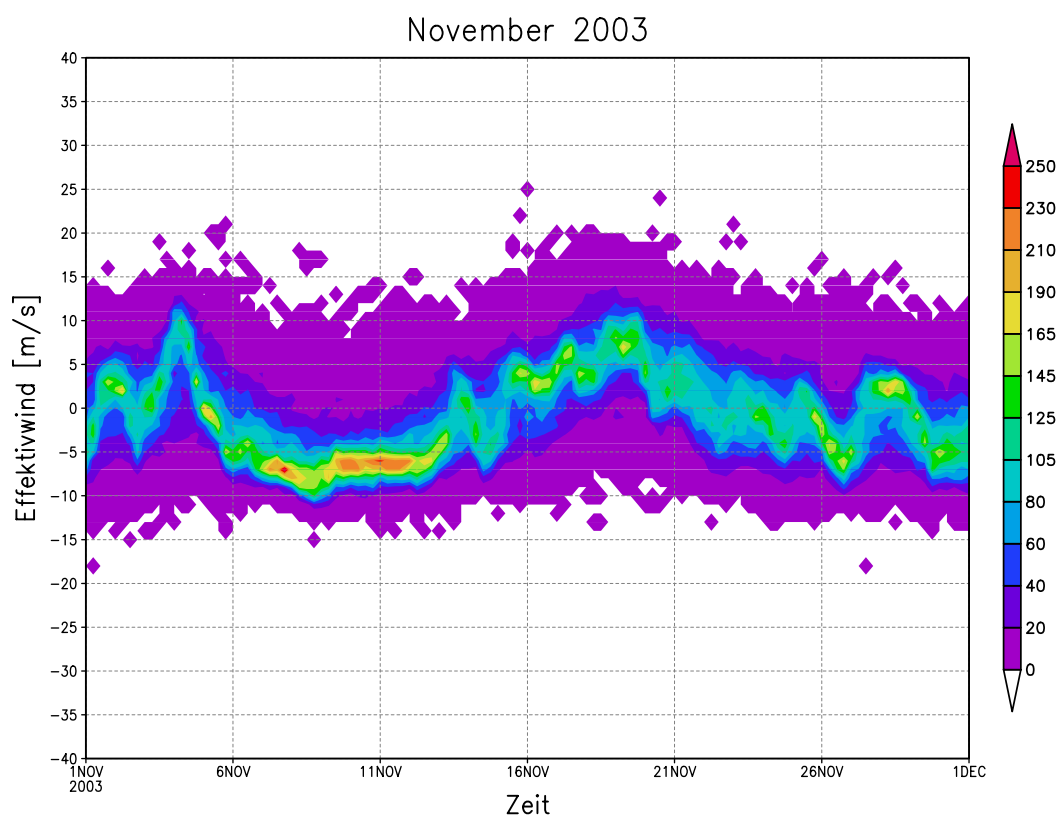
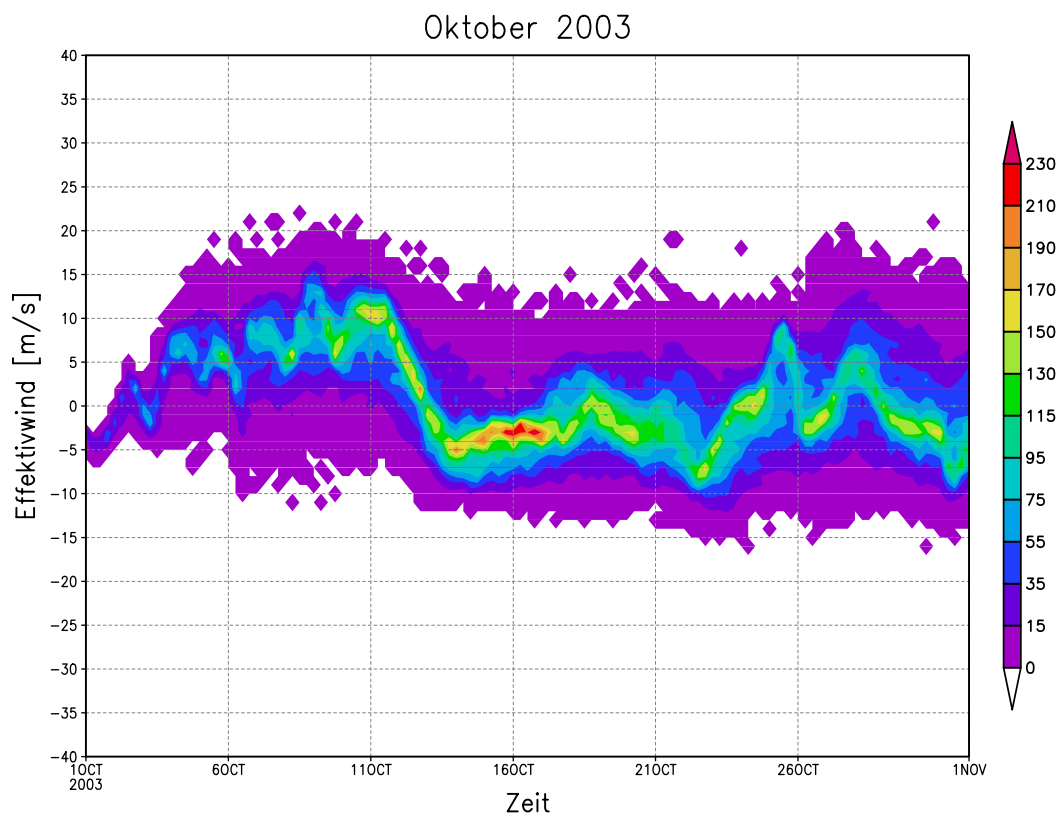


Abbildung 2.22: Häufigkeitsverteilungen des Effektivwindes aus den EPS-Routineberechnungen des EZMW für Oktober und November 2003

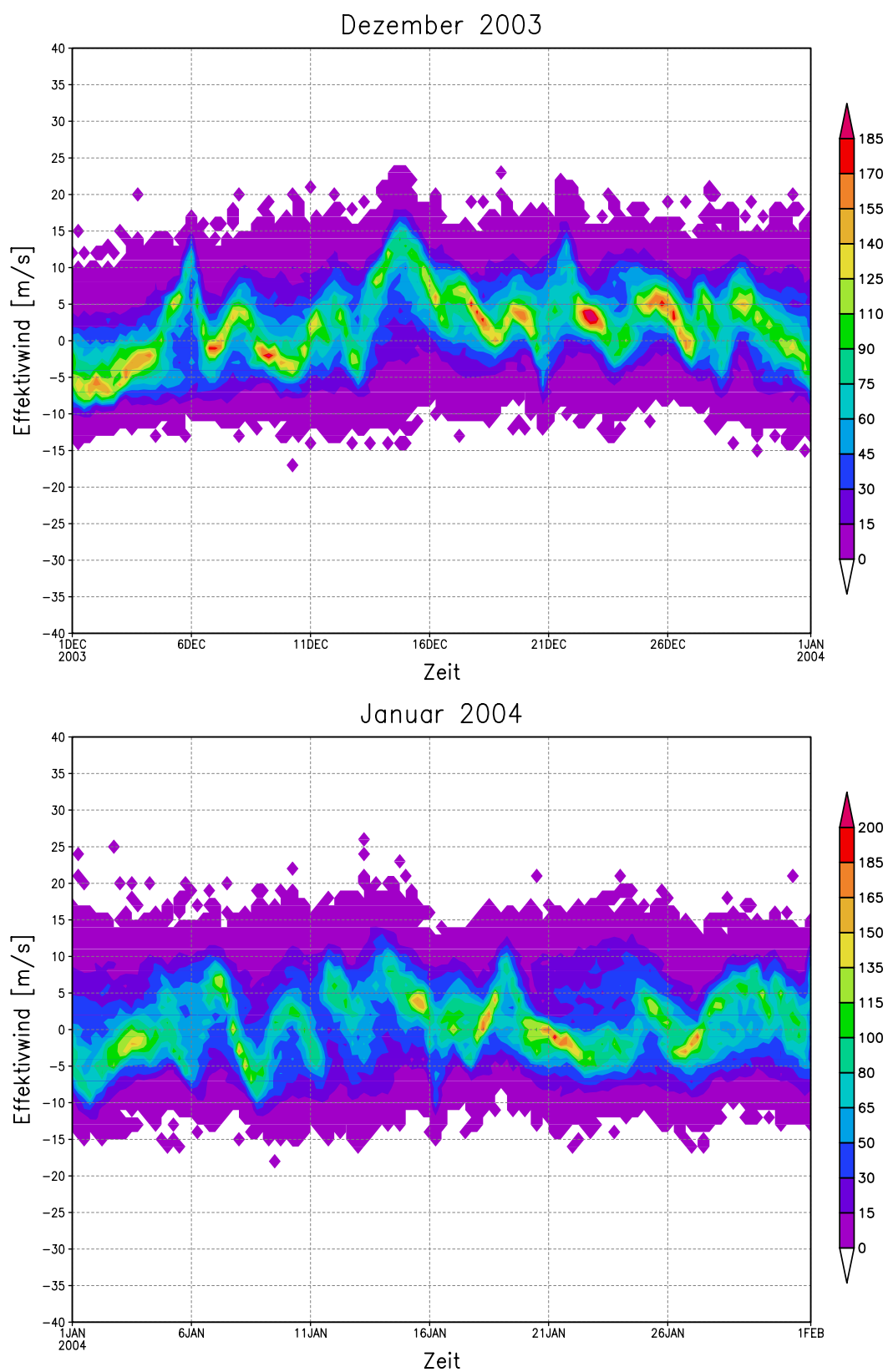


Abbildung 2.23: Häufigkeitsverteilungen des Effektivwindes aus den EPS-Routineberechnungen des EZMW für Dezember 2003 und Januar 2004

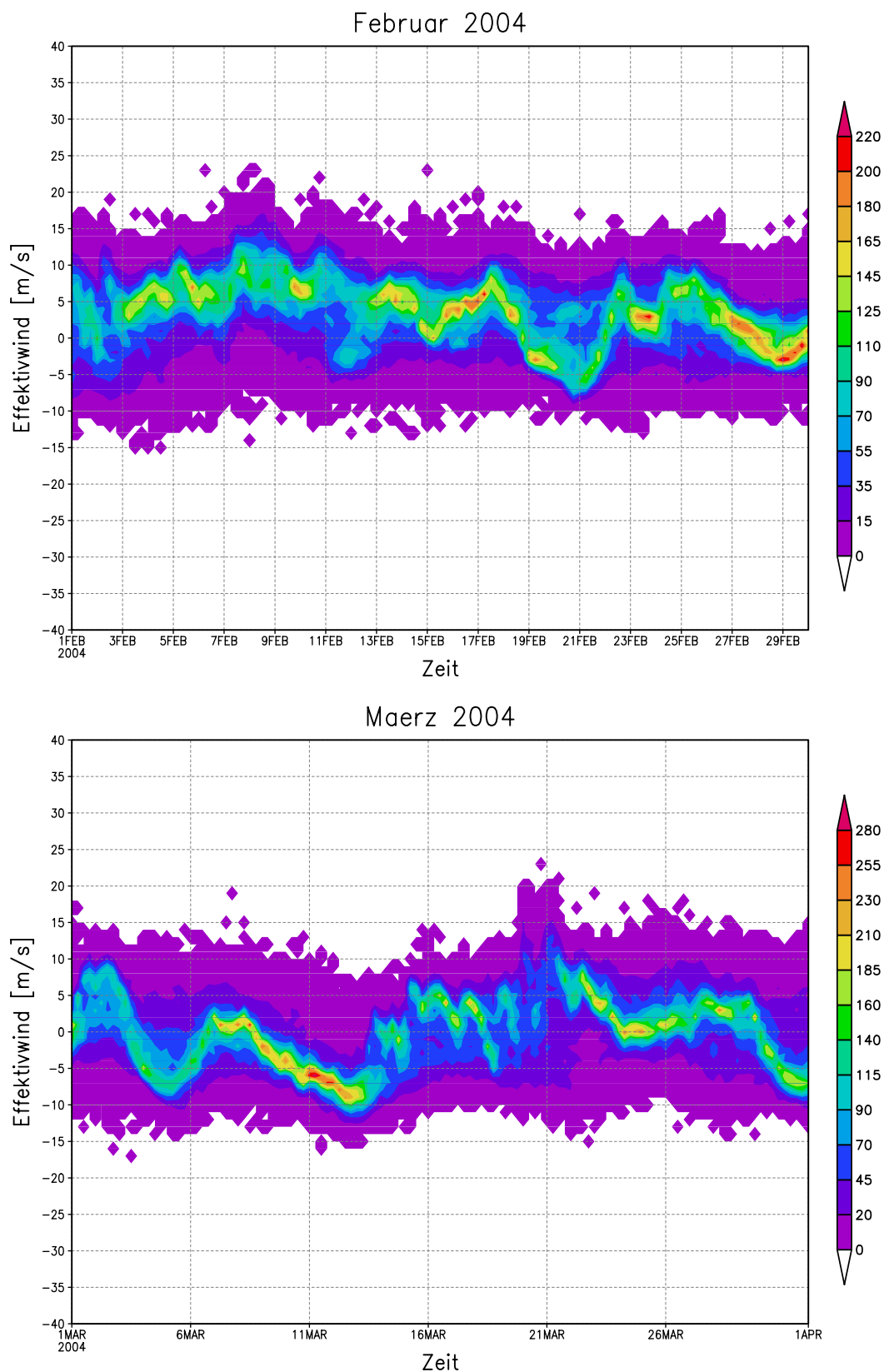


Abbildung 2.24: Häufigkeitsverteilungen des Effektivwindes aus den EPS-Routineberechnungen des EZMW für Februar und März 2004

2.6 Bewertung der Ergebnisse

Die im Vorhaben erzielten Ergebnisse basieren auf Vorhersagen mit den Modellen des EZMW und des DWD, die dem heutigen Stand der Wissenschaft bei der Simulation der Atmosphäre entsprechen und erfolgreich für die Wettervorhersage eingesetzt werden. Speziell das EZMW-EPS dient dazu, ausgehend von jedem Startzeitpunkt einen ganzen Satz unterschiedlicher Vorhersagen zu erzeugen, die den Unsicherheiten der Bestimmung der Anfangslage und der Modellierung Rechnung tragen. Derartige Unsicherheiten sind prinzipiell unvermeidbar, auch wenn ihre Größe - vor allem in Bezug auf die Modellierung - sicherlich vom jeweils erreichten Stand der Beobachtungstechnik und der Modellierung abhängt.

Im Rahmen dieser (heute) unvermeidbaren Unsicherheiten sind die im Vorhaben produzierten und untersuchten Vorhersagen alle als mögliche und physikalisch konsistente Lösungen der atmosphärischen Entwicklung zu betrachten. Es konnte damit gezeigt werden, dass Wetterlagen mit einem gegenüber den beobachteten Lagen deutlich erhöhten Sturmflutpotential möglich gewesen wären, auch wenn sie tatsächlich nicht so eingetreten sind. Die Anzahl der insgesamt gezielt ausgewählten Lagen aus den vergangenen Jahrzehnten und die Zahl der von uns jeweils durchgeführten Einzelvorhersagen liefern eine Basis zur Abschätzung der Wahrscheinlichkeit der modellierten Lagen durch die Projektpartner. Unterstützt wird dies noch durch die Untersuchung der Routinevorhersagen des EZMW-EPS für ein Winterhalbjahr, in dem tatsächlich keine größeren Sturmfluten beobachtet wurden (siehe Kapitel 2.5).

Leider besteht aber eine Unsicherheit in Bezug auf die im EZMW-EPS direkt simulierten bodennahen Winde. Die in Kapitel 2.3.2 geschilderten Ergebnisse lassen Zweifel daran aufkommen, ob die „stochastische Physik“ mit ihren deutlichen und un stetigen Variationen der Tendenzen physikalischer Effekte wirklich Ergebnisse produziert, die im Rahmen der Unsicherheit heutiger Modelle als mögliche Entwicklungen der Atmosphäre angesehen werden können. Die Antworten der dazu befragten, einschlägig tätigen Wissenschaftler ergeben leider kein übereinstimmendes schlüssiges Bild, was sicherlich damit zusammenhängt, dass bisher offensichtlich niemand speziell die Simulation des bodennahen Windes im EZMW-EPS gründlich untersucht hat. (Da die stochastische Physik in naher Zukunft durch ein anderes Verfahren ersetzt werden soll, wird vermutlich auch niemand mehr die dafür notwendige aufwendige Untersuchung machen wollen.)

Immerhin bleibt festzuhalten, dass sich das EZMW-EPS ansonsten ausweislich der damit erzielten Erfahrungen und der Verifikationsergebnisse als erfolgreiches Vorhersagesystem bewährt hat. Auch zeigte sich bei zwei von uns untersuchten Fällen, dass LM mit Randsteuerung durch EPS-Member, die mit oder ohne stochastische Physik gerechnet waren, sehr ähnliche Ergebnisse lieferte; die in diesen EPS-Vorhersagen sehr unterschiedlichen bodennahen Winde hatten also offensichtlich keine große Auswirkung auf die Variablen, die zum Antrieb des LM benutzt werden.

Als Folgerung aus diesem Sachverhalt erschiene es u.E. sinnvoll, für die statistische Auswertung der MUSE-Ergebnisse ein Szenarium zu entwerfen, das nur die Wasserstände berücksichtigt, die mit Antrieb durch das in die EPS-Vorhersagen eingebettete LM erhalten wurden. Ein alternatives Szenarium könnte die Ergebnisse mit direktem Antrieb durch die EPS-Vorhersagen einbeziehen; seine - vermutlich deutlich geringere - Eintreffwahrscheinlichkeit ließe sich aber wohl überhaupt nicht quantifizieren.

III Zusammenfassung

Das Gesamtziel des Vorhabens „Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten“ (MUSE) war die Entwicklung von Methoden zur statistischen Einordnung physikalisch möglicher, aber noch nicht eingetretener, außergewöhnlich hoher Sturmfluten im Bereich der Deutschen Bucht. Der Beitrag des DWD bestand darin, geeignete Wetterlagen bereitzustellen.

In der Vergangenheit hatte es Versuche gegeben, durch geringfügige Änderungen beobachteter Entwicklungen extreme Wetterlagen zu konstruieren. Ein Schwachpunkt dieses Ansatzes ist, dass diese Wetterlagen nicht dynamisch aus Anfangsverteilungen nachvollzogen werden können; die Ergebnisse solcher Studien können somit grundsätzlich in Frage gestellt werden.

Im Vorhaben wurde daher der Ansatz gewählt, derartige Wetterlagen in Vorhersagen globaler atmosphärischer Modelle zu identifizieren bzw. neu zu erzeugen. Solche Vorhersagen stellen im Rahmen der Unsicherheiten der Beobachtung von Anfangszuständen und der Modellierung nach dem heutigen Stand der Wissenschaft in sich konsistente und mögliche atmosphärische Entwicklungen dar, auch wenn sie tatsächlich nicht so eingetreten sind. Die Ergebnisse der globalen Vorhersagen sollten dann zum Antrieb des hochauflösenden DWD-Regionalmodells (LM) benutzt werden, um detaillierte Felder für die interessierende Region zu erzeugen.

Zur einfachen Identifizierung geeigneter Wetterlagen in vorliegendem Vorhersagematerial wurde auf Vorschlag der Partner beim BSH der so genannte Effektivwind gewählt: Die über ein Gebiet in der Deutschen Bucht gemittelte Komponente des bodennahen Windes aus einer Richtung von 29517 (Westnordwest), deren Stärke einen guten Hinweis auf das Sturmflutpotential einer Wetterlage gibt. Anfängliche Untersuchungen zeigten, dass in dem begrenzten Archiv mit globalen Vorhersagen des globalen DWD-Modells (GME) kaum interessante Lagen zu finden waren und dass ältere Vorhersagen aus dem sehr viel umfangreicheren Archiv des Ensemble-Vorhersage-Systems (EPS: Ensemble Prediction System) beim Europäischen Zentrum für mittelfristige Vorhersagen (EZMW) nicht ausreichend reproduziert werden konnten, um Randwerte für das LM zu erhalten.

Die gewählte Vorgehensweise bestand schließlich darin, für Perioden mit beobachteten Sturmfluten aus den letzten Jahrzehnten beim EZMW Serien von Ensemble-Vorhersagen neu zu berechnen. Die Serien bestanden aus jeweils 50 Vorhersagen mit zeitlich versetzten Anfangszeitpunkten, so dass für jede ausgewählte Periode etwa 500 bis 1000 Einzelvorhersagen verfügbar waren. In den archivierten Ergebnissen wurden dann viel versprechende Ensemble-Mitglieder mit hohem Effektivwind identifiziert, neu berechnet und dabei die für den Antrieb des LM benötigten Daten abgespeichert. Diese wurden dann zum DWD transferiert und hier zum Antrieb für Vorhersagen des LM benutzt. Schließlich wurden Daten aus den Vorhersagen beider Modelle dem BSH für den Antrieb der dortigen Modelle zur Verfügung gestellt.

Zusammengefasst zeigten die Ergebnisse der Experimente mit dem in das EZMW-Modell genesteten LM, dass eine Reihe von Wetterlagen mit einem gegenüber den beobachteten Lagen deutlich erhöhten Sturmflutpotential möglich gewesen wären, auch wenn sie tatsächlich nicht so eingetreten sind. Die Anzahl der insgesamt gezielt ausgewählten Lagen aus den vergangenen Jahrzehnten und die Zahl der von uns jeweils durchgeführten Einzelvorhersagen liefern eine Basis zur Abschätzung der Wahrscheinlichkeit der modellierten Lagen durch die Projektpartner. Unterstützt wird dies noch durch die Untersuchung der Routinevorhersagen des EZMW-EPS für ein Winterhalbjahr, in dem tatsächlich keine größeren Sturmfluten beobachtet wurden.

Tatsächlich wurden bei allen betrachteten Fällen in der für das EPS benutzten Version des EZMW-Modells jeweils noch höhere Spitzenwerte des Effektivwindes simuliert als im LM. In drei näher untersuchten Fällen konnte gezeigt werden, dass sie wesentlich auf die so genannte „stochastische Physik“ zurückgehen, einen groben Ansatz zur Berücksichtigung der Modellunsicherheit, der in nächster Zeit durch einen theoretisch besser fundierten Ansatz ersetzt werden soll. Es bestehen somit Zweifel, ob diese Spitzenwerte wirklich im Rahmen der heutigen Modellunsicherheiten als möglich zu betrachten sind, oder ob sie ein artifizielles Resultat des groben Ansatzes darstellen. Daher wird empfohlen, die statistischen Auswertungen vor allem oder ausschließlich auf die Ergebnisse der Experimente mit Einbezug des LM zu stützen.

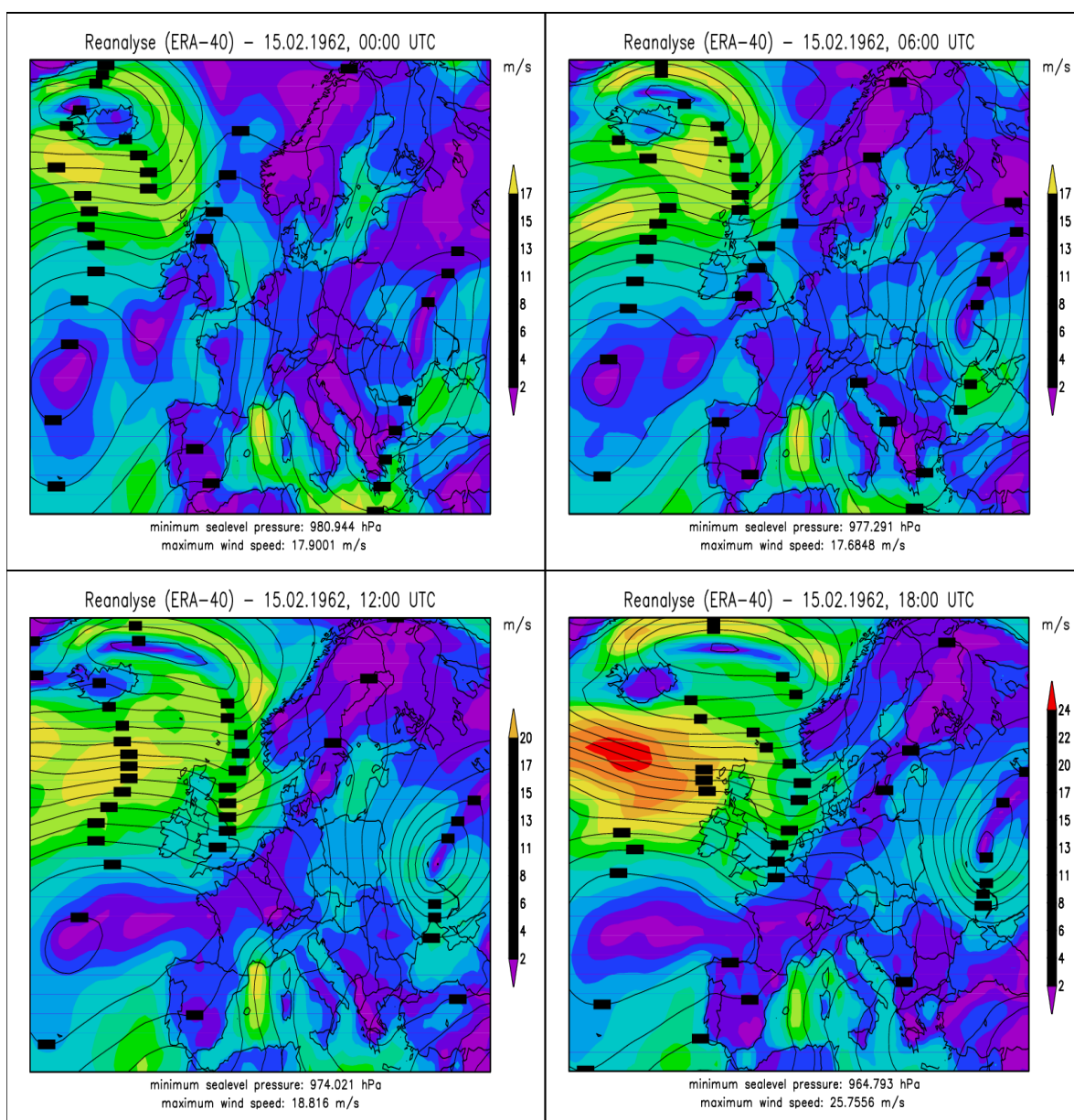
Literaturverzeichnis

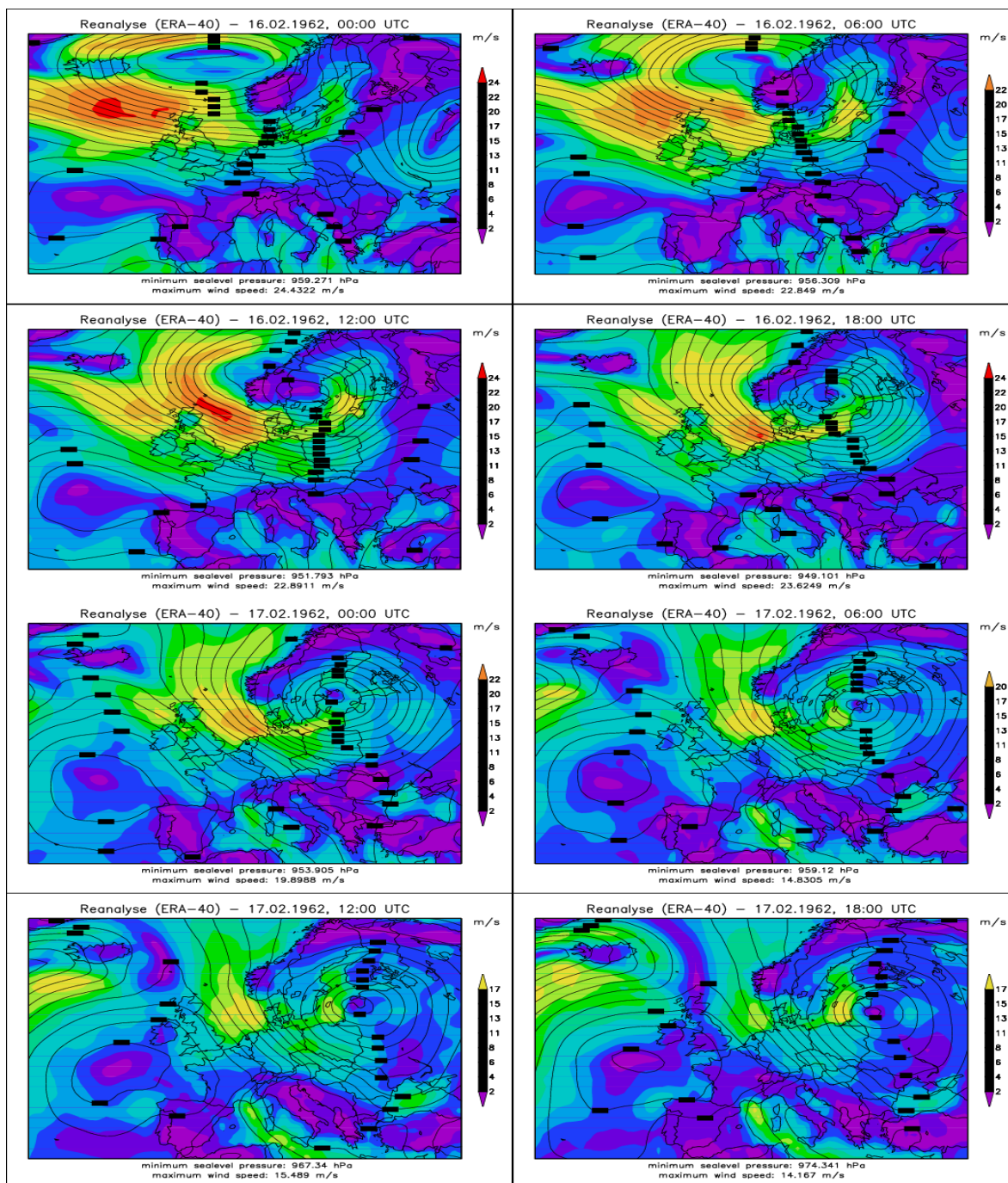
- Beljaars, A. (2004) *Persönliche Mitteilung*. Wissenschaftlicher Mitarbeiter am EZMW in Reading.
- Buizza, R. und Chessa, P. (2002) Prediction of the U.S. storm of 24-26 January 2000 with the ECMWF Ensemble Prediction System. *Monthly Weather Review*, Vol. 130, 1531–1551 .
- Buizza, R., Miller, M., und Palmer, T. N. (1999) Stochastic representation of model uncertainties in the ECMWF Ensemble Prediction System. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, Vol. 125, 2887–2908 .
- Defant, F., Fechner, H., und Speth, P. (1972) Synoptik und Energetik der Hamburger Sturmflutwetterlage vom Februar 1962. *Berichte des Deutschen Wetterdienstes* , ISBN 3-88148-102-8.
- Dick, S. und Müller-Navarra, S. H. (2000) Die Sturmflut am 3. Dezember 1999 - Fallstudien mit dem Windstaumodell des BSH. Vortrag auf dem Sturmflut-Workshop der Bundesanstalt für Wasserbau (BAW).
- Doms, G., Steppeler, J., und Adrian, G. (2002) Das Lokal-Modell LM. *promet*, Vol. 27, Heft 3/4, 123–128 .
- DWD (2004a) *Global-Modell (GME)*. Deutscher Wetterdienst, <http://www.dwd.de/de/Funde/Analyse/Modellierung/model.htm>.
- DWD (2004b) *Lokal-Modell (LM)*. Deutscher Wetterdienst, <http://www.dwd.de/de/Funde/Analyse/Modellierung/lm.htm>.
- EZMW (2002a) *The ECMWF Global Atmospheric Model*. Europäisches Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage, http://www.ecmwf.int/products/forecasts/guide/The_ECMWF_global_atmospheric_model.html.
- EZMW (2002b) *The Ensemble Prediction System (EPS)*. Europäisches Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage, http://www.ecmwf.int/products/forecasts/guide/The_Ensemble_Prediction_System_EPS.html.
- EZMW (2004) *The ECMWF Global Atmospheric Model*. Europäisches Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage, <http://www.ecmwf.int/research/ifs>.
- Hewer, R. (1980) *Untersuchungen zur Entwicklung von Extremsturmfluten an der deutschen Nordseeküste auf der Basis hydrodynamisch-numerischer Modelle*. Diplomarbeit, Universität Hamburg.
- Majewski, D., Liermann, D., Prohl, P., Ritter, B., Buchhold, M., Hanisch, T., Paul, G., und Wergen, W. (2002) The Operational Global Icosahedral-Hexagonal Gridpoint Model GME: Description and High-Resolution Tests. *Monthly Weather Review*, Vol. 130, No. 2, 319–338 .
- Majewski, D. und Ritter, B. (2002) Das Global-Modell GME. *promet*, Vol. 27, Heft 3/4, 111–122 .
- Mullen, S. L. und Buizza, R. (2001) Quantitative precipitation forecasts over the United States by the ECMWF Ensemble Prediction System. *Monthly Weather Review*, Vol. 129, 638–663 .
- Müller-Navarra, S. H., Bork, I., Jensen, J., Koziar, C., Mudersbach, C., Müller, A., und Rudolph, E. (voraussichtlich 2005) Modellstudien zur Sturmflut und zum Hamburg-Orkan 1962. *HANSA, derzeit noch unveröffentlicht* .

- NDR (2004) Dokumentation des Norddeutschen Rundfunks über die Sturmflutnacht vom 16./17. Februar 1962. ISBN 3-935157-51-7.
- Petersen, M. und Rhode, H. (1991) *Sturmflut. Die großen Fluten an den Küsten Schleswig-Holsteins und in der Elbe*. Karl Wachholtz Verlag, Neumünster.
- Schättler, U. (2004) *Persönliche Mitteilungen*. Leitender Software-Architekt beim DWD.
- Schättler, U. und Doms, G. (1999) *The Interpolation Program - A User's Guide*. Consortium for Small-scale Modeling (COSMO), <http://www.cosmo-model.org/public/documentationVer1.htm>.
- Shutts, G. (2004) *A stochastic kinetic energy backscatter algorithm for use in ensemble prediction systems*. Technical Memorandum Vol. 449, Europäisches Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage, <http://www.ecmwf.int/publications/library/do/references/show?id=86416>.
- Stackpole, J. D. (1998) *The WMO format for the storage of weather information and the exchange of weather product messages in gridded binary form*. Automation Division, National Meteorological Center, National Weather Service, NOAA, <http://dss.ucar.edu/docs/formats/>.
- Wergen, W. (2002) Datenassimilation – ein Überblick. *promet*, Vol. 27, Heft 3/4, 142–149.

A Reanalyse der Sturmflut vom 16./17. Februar 1962

Um einen besseren Überblick über die Entwicklung der Wetterlage zu bekommen, wurden die für jeweils 00:00, 06:00, 12:00 und 18:00 UTC vorliegenden EZMW-Reanalysen vom 15. bis 17. Februar visualisiert. D.h., es wurden für die aus dem ERA-40-Projekt stammenden Felder des Horizontalwindes in 10m über Grund und des auf NN reduzierten Luftdruck Grafiken erstellt, die einen synoptischen Überblick über die Wetterlage vermitteln.

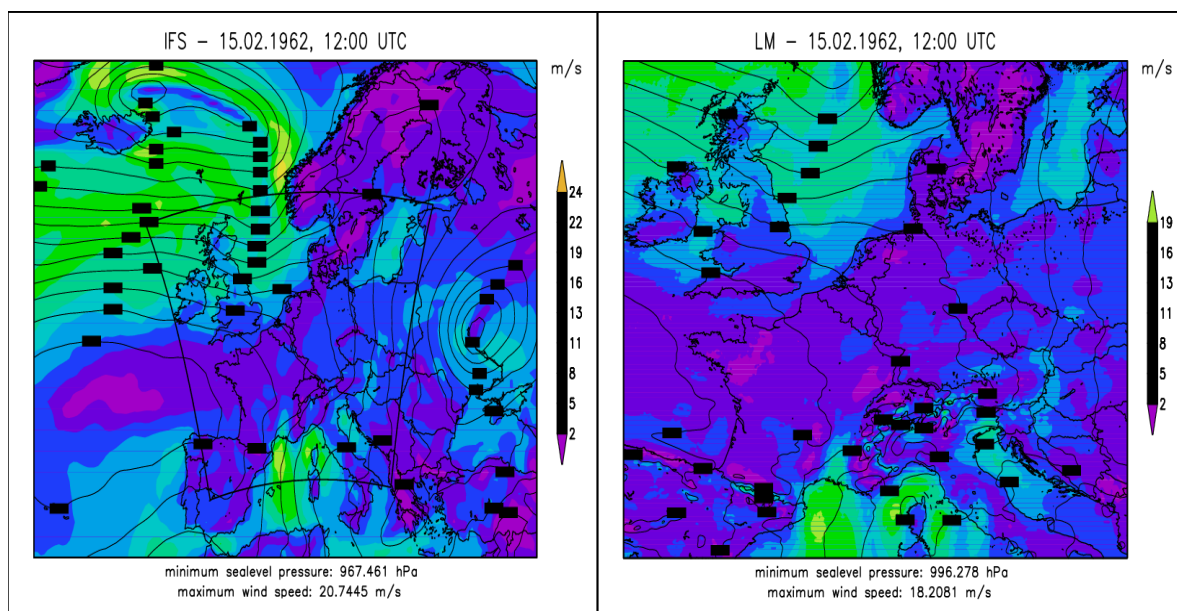


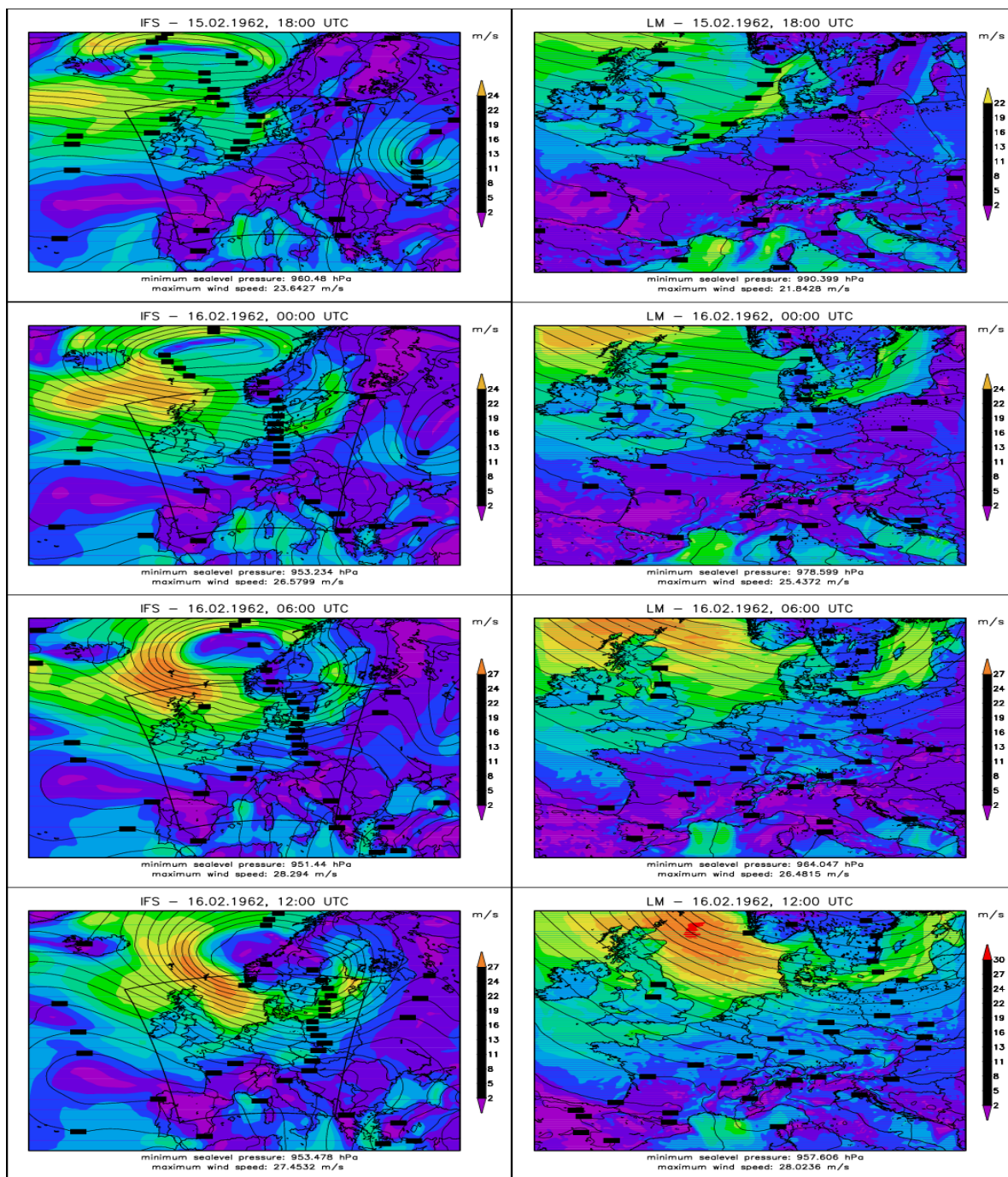


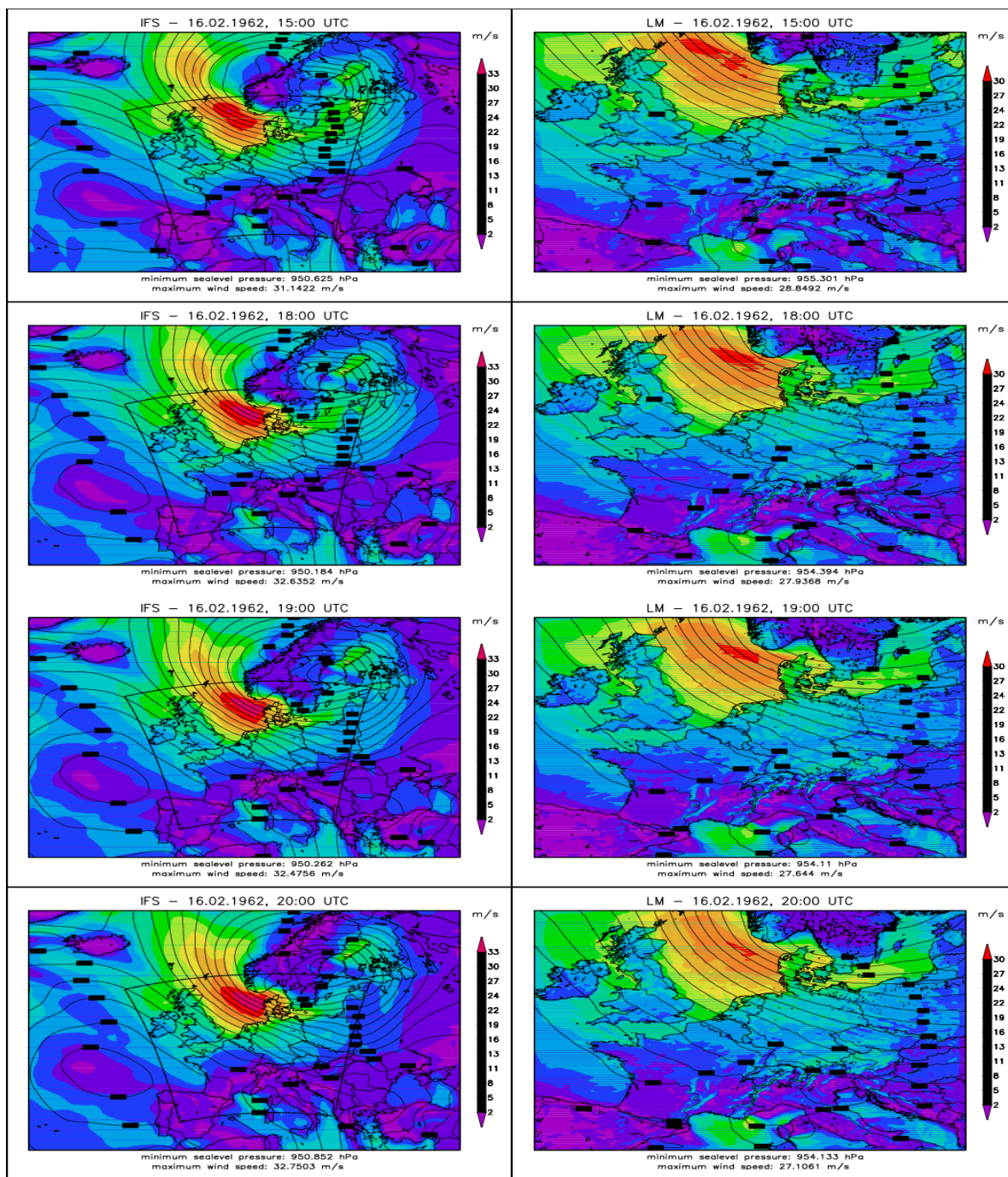
B Synoptischer Vergleich von IFS und LM anhand von Member Nr. 26 des 62'er Super-Ensembles, Start: 15.02.1962, 12:00 UTC

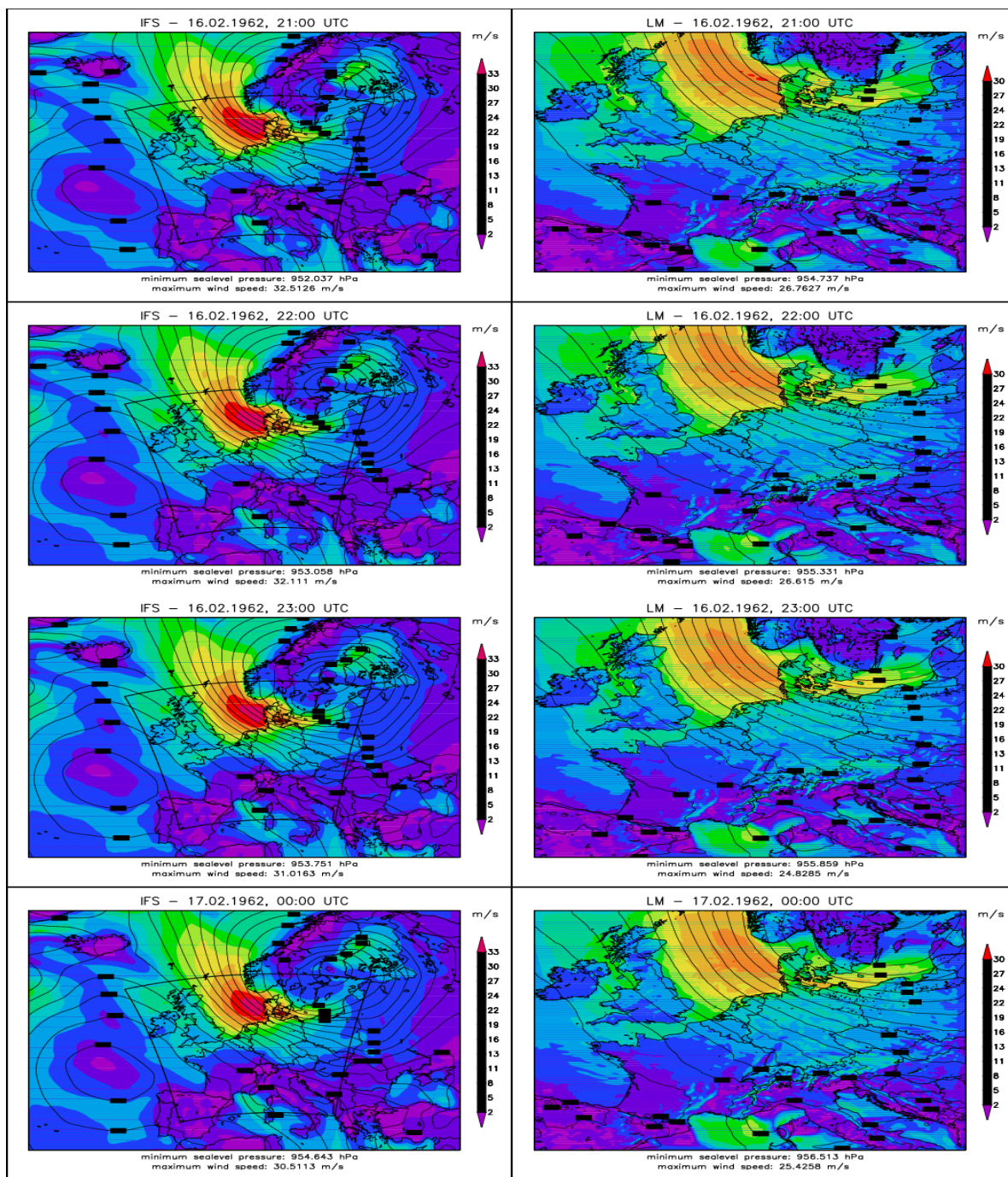
Die nachfolgenden Grafiken sollen einen synoptischen Einblick in das „Modellwetter“ von IFS und LM geben und ein Gefühl dafür vermitteln, wie die Windverhältnisse zu einem bestimmten Zeitpunkt in der Deutschen Bucht mit Hilfe eines einzigen Parameters, nämlich des Effektivwindes, zusammengefasst werden. Für die Bilder wurden für ausgewählte Vorhersagezeiten die Modellfelder von Horizontalwind in 10 m über Grund und von auf NN reduziertem Luftdruck visualisiert. Die Isobaren sind beschriftet und beim Wind gilt für beide Modelle die gleiche Farbskala.

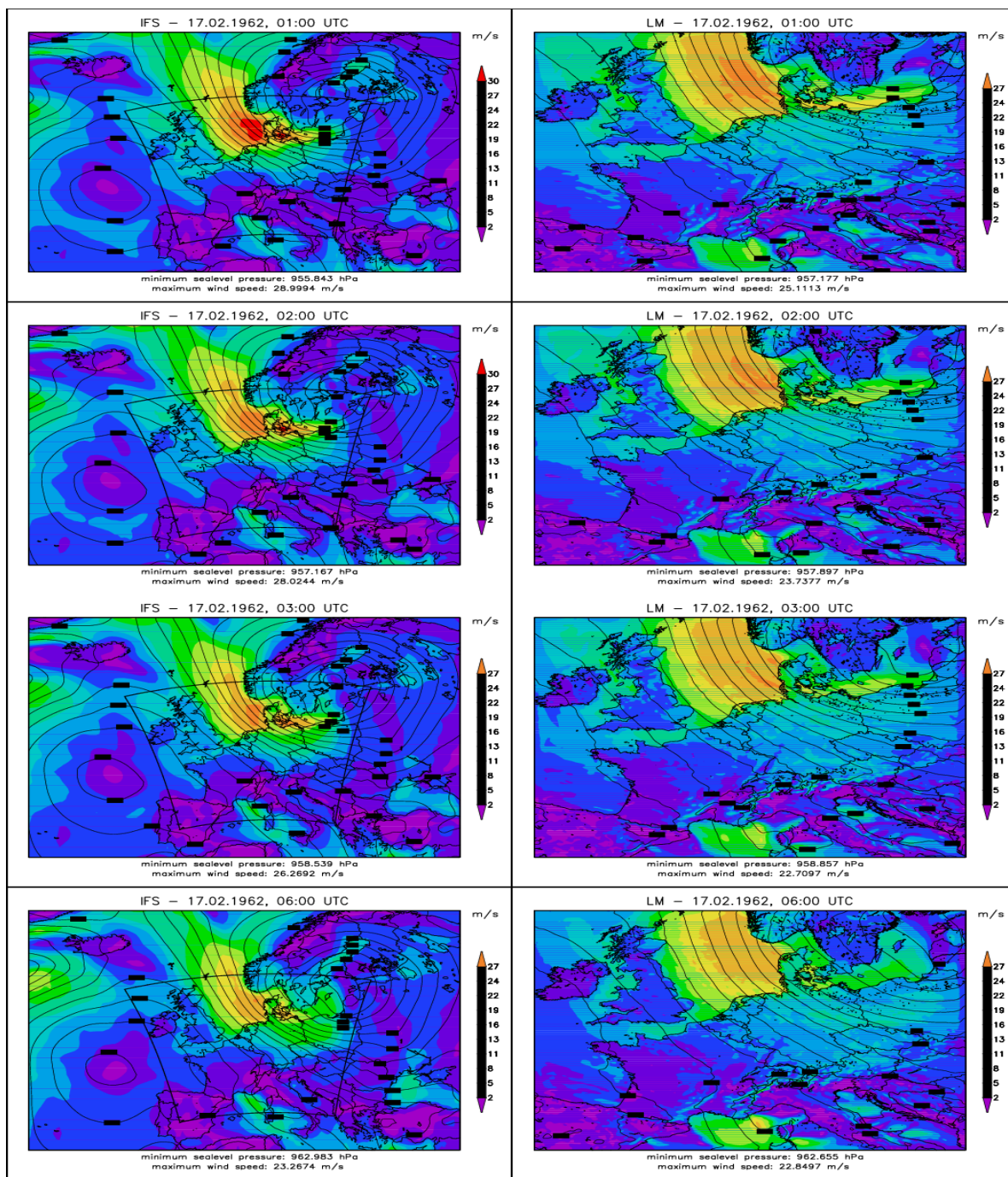
Bei den Abbildungen ist zu beachten, dass die dargestellten Gebiete beider Modelle sich sowohl hinsichtlich Größe und Lage, als auch hinsichtlich der Projektion unterscheiden. Um eine Orientierung zu geben, wurde in den Bildern des IFS das Modellgebiet des LM durch eine schwarze Linie veranschaulicht.

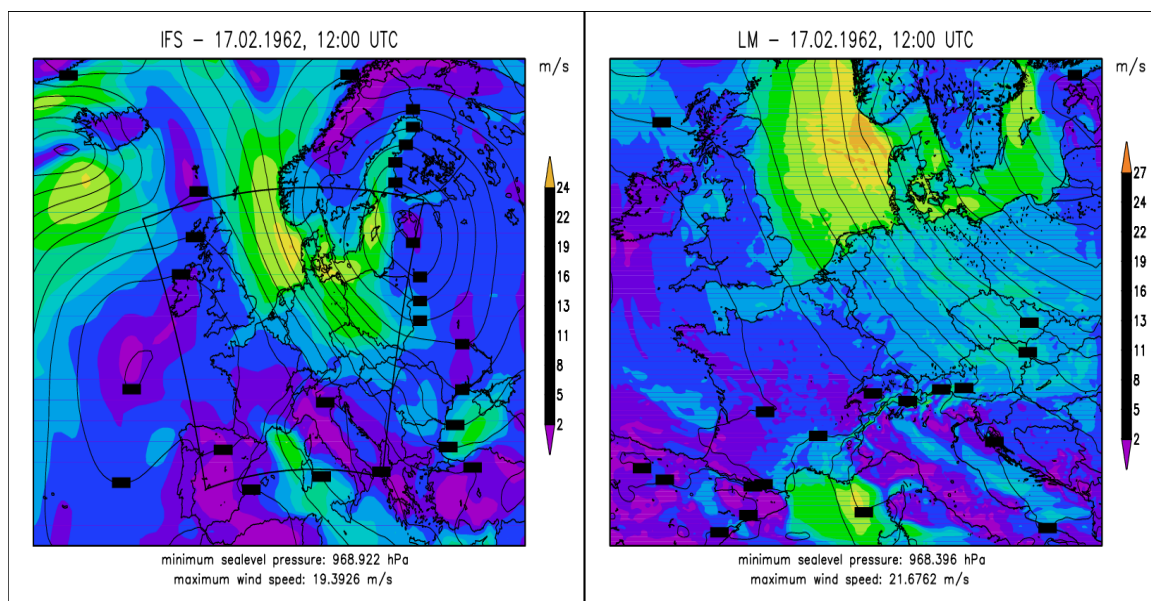












C Technische Dokumentation

Die nachfolgenden Ausführungen sind untergliedert nach Programmen und Skripten. Diese Aufteilung orientiert sich dabei an den in der Unix-Welt gängigen Begriffen.

Ein Programm ist demnach eine ausführbare Datei, die mit Hilfe eines Compilers aus einem in einer bestimmten Programmiersprache kodierten Quelltext erzeugt wird. Die nachfolgend beschriebenen Programme wurden allesamt mit Fortran und C/C++ erzeugt.

Skripte sind ausführbare Dateien, die im Gegensatz zu Programmen nicht durch Kompilation entstehen. Vielmehr handelt es sich dabei um in einer bestimmten Programmiersprache kodierten Quelltext, der direkt mit Hilfe eines Interpreters ausgeführt bzw. interpretiert wird. Die meisten der nachfolgend beschriebenen Skripte sind Korn-shell-Skripte.

7.1 Programme

Berechnung des Effektivwinds

In der öffentlichen Diskussion um Vorhersagemodelle wird häufig vernachlässigt, dass ein Wettervorhersagemodell zunächst nur den physikalischen Zustand der Atmosphäre simuliert und vorhersagt, nicht aber „das Wetter“. Für die Begutachtung einer modellierten Wetterlage müssen also zunächst die jeweils relevanten Daten aus den Modellausgaben extrahiert und in einem auswertbaren Format dargestellt werden. Die vom Modell berechneten Daten mit den Informationen über die simulierte Wetterlage liegen als Binärdateien im sog. GRIB-Format (**GR**idded **I**n **B**inary) vor. Nähere Informationen zu diesem vorwiegend für gitterbasierte Modelle verwendeten Format sind unter Stackpole zu finden.

Das Programm zur Berechnung des Effektivwinds hat den Namen „ss_filter“ und wurde in C++ geschrieben. Für das Einlesen und Dekodieren der im GRIB-Format formatierten Input-Dateien wurde auf eine externe, in Fortran und C geschriebene Programmbibliothek zurückgegriffen. Dabei handelt es sich um die vom DWD entwickelte und gepflegte „LIBDWD“. Dies ist ein Archiv, welches wiederum aus vielen verschiedenen Objektdateien besteht. Jede Objektdatei enthält eine oder mehrere Subroutinen, die für die Bearbeitung spezieller Aufgabenbereiche zuständig sind. Z.B. ist die Objektdatei „grbin1.o“ für das Zerlegen eines GRIB-kodierten Feldes in Kenndaten und Datensatz zuständig. Nähere Informationen zu den Subroutinen der LIBDWD sind der entsprechenden Dokumentation im DWD-Intranet zu entnehmen. „ss_filter“ führt nacheinander die folgenden Arbeitsschritte durch:

1. Einlesen und Dekodieren der Input-Datei (GRIB-Format)
2. Berechnung des Effektivwinds für jeden Gitterpunkt innerhalb eines bestimmten geographischen Ausschnitts (begrenzt durch obere und unter geographische Breite sowie linke und rechte geographische Länge)
3. Mittelung der so berechneten Werte
4. Ausgabe des Mittelwertes auf dem Standardausgabekanal

Da eine GRIB-Datei aus mehreren Abschnitten, sog. Sektionen bestehen kann (z.B. können sämtliche 10m-Windfelder einer 96-stündigen Modellvorhersage in einer einzigen GRIB-Datei zusammengefasst sein), muss man den Output zeitlich zuordnen können. Deswegen gibt das Effektivwindprogramm pro u/v-Sektion einer GRIB-Datei eine Textzeile aus, welche typischerweise wie folgt aussieht:

```
„15.02.1962 13:00 6 hour(s) 6 3.31 6.08 237.95“
```

Am Anfang ist die zur GRIB-Sektion gehörende Zeit aufgeführt. Das darauf folgende Feld „0 hour(s)“ ist bei Analysen immer gleich Null. Nur für Vorhersagen erscheinen hier Werte größer Null. Sie geben die Vorhersagezeit an und sind zur vorangestellten Zeit des Vorhersagebeginns zu addieren, um die wirkliche Zeit zu bestimmen. Anschließend folgt die Anzahl der Gitterpunkte innerhalb des geographischen Teilgebiets.

Die letzten drei Real-Zahlen stellen den eigentlichen Programoutput dar: „3.31 6.08 237.95“ bedeutet demnach, dass der 10m-Horizontalwind mit 6,08 m/s aus Richtung 237,9517 kam, was einem Effektivwind von 3,31 m/s entspricht.

Zusammenfassen einzelner GRIB-Dateien

Die IFS-Daten werden mit Hilfe eines Kornshell-Skripts aus der EZMW-Datenbank geholt. Es werden dazu 3 Datenbankaufträge für Einschichtenfelder und 1 Auftrag für alle erforderlichen Mehrschichtenfelder abgeschickt. Im Ergebnis liegen für jeden Termin 4 Dateien vor. Diese werden vor der Interpolation zu jeweils einer Datei zusammengefasst und entsprechend den Spezifikationen des Interpolationsprogramms benannt. Dafür kommt das Programm „mergegrib“ zum Einsatz.

Die genaue Syntax eines Aufrufs ist im Programmquelltext selber ausführlich beschrieben.

Interpolation von IFS- auf LM-Koordinaten

Der IFS-Output kann vom LM nicht direkt verarbeitet werden. Zuvor muss eine Interpolation vom IFS- auf das LM-Modellgitter stattfinden. Dies wurde mit Hilfe des Programmpakets „int2lm“ erledigt. Die Konfiguration erfolgt über eine ASCII-Datei namens „INPUT“. Die genaue Formatierung geht aus dem Quelltext des Programms hervor, deshalb werden in der folgenden Tabelle nur die wichtigsten Parameter beschrieben [Sch@dq @prtctattler]:

Angaben zum LM-Gitter (LMGRID-Section)

ielm_tot	Anzahl der Gitterpunkte in x-Richtung
jelm_tot	Anzahl der Gitterpunkte in y-Richtung
kelm_tot	Anzahl der Gitterpunkte in z-Richtung
pollat	geogr. Breite des rotierten Nordpols
pollon	geogr. Länge des rotierten Nordpols
dlon	Differenz (Länge) zwischen zwei Gitterpunkten
dlat	Differenz (Breite) zwischen zwei Gitterpunkten
startlat_tot	geogr. Breite der linken unteren Ecke
startlon_tot	geogr. Länge der linken unteren Ecke

Angaben zum IFS-Gitter (GRID_IN-Section)

ni_gme	Maschenweite
i3e_gme	Anzahl der Schichten
kcontrol_fi	Nummer der Kontrollschicht
ie_in_tot	Anzahl der Gitterpunkte in x-Richtung
je_in_tot	Anzahl der Gitterpunkte in y-Richtung
ke_in_tot	Anzahl der Gitterpunkte in z-Richtung
pcontrol_fi	Höhe der Kontrollschicht [hPa]

startlat_in_tot	geogr. Breite der linken unteren Ecke
startlon_in_tot	geogr. Länge der linken unteren Ecke
pollat_in	geogr. Breite des (rotierten) Nordpols
pollon_in	geogr. Länge des (rotierten) Nordpols
dlat_in	Differenz (Länge) zwischen zwei Gitterpunkten
dlon_in	Differenz (Breite) zwischen zwei Gitterpunkten
Allgemeine Angaben (CONTRL-Section)	
ydate_ini	Startzeitpunkt der Vorhersage
hstart	Zeitdifferenz zwischen ydate_ini und erster zu interpolierender Datei
hstop	Zeitdifferenz zwischen ydate_ini und letzter zu interpolierender Datei
hincbound	Zeitdifferenz zwischen 2 zu interpolierenden Dateien
linitial	Interpolation des Anfangszustandes
lboundaries	Interpolation der Randdaten
lec2lm	zu interpolierende Dateien stammen vom IFS
nprocx	nur für parallelisierte Programmversion: Anzahl Prozessoren in x-Richtung
nprocy	nur für parallelisierte Programmversion: Anzahl Prozessoren in y-Richtung
Weitere allgemeine Angaben (DATA-Section)	
yinext_lfn	Name der Datei mit externen Parametern des Input-Modells
ylmext_lfn	Name der Datei mit externen Parametern des LM
y*_cat	Pfadnamen zu Input- und Output-Dateien

7.2 Skripte

Im Prinzip ist jedes der oben aufgeführten Programme in einem oder mehreren Skripten eingebettet. Das bedeutet, dass der Aufruf von einem Skript aus erfolgt, welches selbst wiederum innerhalb eines weiteren Skripts aufgerufen werden kann. Durch diese Kaskadierung kann das Programm bzw. das einzelne Skript Teilaufgaben kapseln und so insgesamt zur Übersichtlichkeit beitragen.

Eine bestimmte Aufgabe kann interaktiv oder als Batchjob abgearbeitet werden. Ein Batchjob läuft während der Ausführung unter der Kontrolle des Batchsystems (Betriebssystemabhängig, bei IBM: „Loadleveler“), was den Vorteil hat, dass der Besitzer sich nicht jederzeit um die Verwaltung seines Jobs zu kümmern braucht. Im einfachsten Fall wird ein Skript zum Batchjob, indem man es nicht interaktiv aufruft, sondern die entsprechende Skriptdatei an das Batchsystem übergibt: „./script1.sh“ wird auf der IBM durch „llsubmit myScript.sh“ vom interaktiven Job zum Batchjob, vorausgesetzt, es hält sich an die Syntax eines Batchjobs.

Eine Beschreibung jedes verwendeten Skripts kann an dieser Stelle entfallen, da jedes Skript durch leicht verständliche Kommentare im Skripttext selbst angemessen beschrieben ist.

7.3 Praktischer Ablauf eines

EPS/LM-Experiments

Experimente mit dem am EZMW entwickelten EPS sind hinsichtlich verbrauchter Rechenzeit und produzierter Datenmengen überaus anspruchsvoll. Zwar wurde für die EPS-Experimente eine IFS-Konfiguration mit einer im Vergleich zur deterministischen Standard-Vorhersage reduzierten räumlichen Auflösung gewählt. Dafür jedoch umfasst jede EPS-Vorhersage jeweils 51 einzelne IFS-Vorhersagen (50 Ensemble-Member + 1 Control Forecast). So erklärt es sich, dass über die Projektlaufzeit hinweg immerhin ca. 350000 System Billing Units (SBUs) für Modellexperimente verbraucht wurden. Diese Kenngröße ist die am EZMW gebräuchliche Einheit, um die Nutzung von Systemressourcen zu überwachen. Sie ergibt sich durch Multiplikation eines systemabhängigen Faktors mit der total CPU time (für serielle Jobs) bzw. mit der realtime eines Jobs multipliziert mit der Anzahl der verwendeten CPU's (für parallele Jobs). Zum Vergleich: Für das Jahr 2003 stand dem DWD am EZMW ein Rechenzeitkontingent von 3040 kilo-SBUs zu, für das Jahr 2004 waren es 6440 kilo-SBUs.

Den meisten des im Rahmen des Projektes durchgeführten Modellsimulationen lag die IFS-Version „CY26r1“ zugrunde. So wurden alle EPS-Experimente samt zugehöriger IFS-Simulationen mit dieser Version durchgeführt. Lediglich einige separate Fallstudien wurden mit der neueren Version „CY28r1“ realisiert.

Durch Verwendung so genannter Muster-Experimente vereinfacht sich die Konfiguration neuer Experimente erheblich. Hat man einmal ein Experiment erfolgreich durchgerechnet, kann man es für alle nachfolgenden, gleichartigen Experimente als Ausgangsbasis verwenden. Das typische Vorgehen für ein neues EPS-Experiment gestaltet sich dadurch wie folgt:

1. PrepIFS via Java-Webstart vom Internet-Browser aus starten und am System anmelden
2. EPS-Mustertextperiment aussuchen und kopieren (z.B. User-ID 'dfo', Experiment-ID 'b036')
3. Experimentbeschreibung anpassen
4. Startdatum, Stopdatum und Startintervall ändern; dabei muss die Berechnung der Singular Vectors aufgrund des Evolution-Mechanismus 48 Stunden vor dem eigentlichen Modellstart erfolgen
5. Experiment abschicken ('submit')
6. Ablauf des Experiments mit Hilfe von 'XCDP' überwachen; Programmstart auf der Kommandozeile mit „xcdp“ (\$DISPLAY muss richtig initialisiert sein bzw. „ssh -X“, bei Fehler mit Nils Wedi (Nils.Wediecmwf.int) in Verbindung setzen)
7. 10m-Wind aus dem Datenarchiv 'mars' extrahieren und mit Hilfe des Programms zur Berechnung des Effektivwinds klassifizieren
8. extremste Member identifizieren
9. gestörten Anfangszustand der ausgewählten Member im ECFS speichern („rerun“ der entsprechend angepassten Task-Skripts unter PrepIFS)
10. IFS-Mustertextperiment aussuchen und kopieren (z.B. User-ID 'dfo', Experiment-ID 'b03b')
11. Experimentbeschreibung anpassen
12. Startzeit und Vorhersagelänge anpassen
13. 'INIPATH' auf ECFS-Pfad der Datei mit gestörtem Anfangszustand setzen
14. NAMELIST-Erweiterung 'NENSFNB' auf Nummer des Member setzen

15. Experiment abschicken und mit „XCDP“ überwachen
16. vom LM benötigte Parameter auf den DWD-Routineserver transferieren ('getIfsAnalysisData4LM.sh' + 'getIfsForecastData4LM.sh'), zusammenfassen ('mergegrib') und im ECFS speichern
17. DWD-Experimentiersystem „MOX“ starten und LM-Musterexperiment aussuchen und kopieren (z.B. User-ID 'ckoziar', Experiment-ID '4542')
18. LM-Datenbankumgebung erzeugen („EXP_CR_ENV“ = 1)
19. Interpolation auf dem DWD-Computeserver ('int2lm')
20. interpolierte Daten in Experimentdatenbank einbringen ('data2db.sh')
21. Experiment starten und überwachen
22. relevante Randdaten vom IFS bzw. LM zum BSH transferieren ('transfer_IFS+LM.sh')

D Kurzbeschreibung aller MUSE-Modellexperimente

Die nachfolgenden Tabellen sollen eine Übersicht über alle durchgeführten MUSE-Modellexperimente geben. Dabei sind ausschließlich Experimente mit EPS, IFS und LM aufgeführt. Für die Verwendung der beschriebenen Experimente als Vorlage für weitere Experimente ist zu beachten, dass sämtliche Experimente unter der User-ID 'dfo' (EZMW) bzw. 'ckoziar' (DWD) ausgeführt wurden. Unter 'PrepIFS' erfolgt die Erstellung eines neuen Experiments auf Basis eines alten durch Auswahl des Menüpunktes 'Copy whole experiment' - 'Create a new experiment id' im Popup Menü 'des 'Cycle folders' (rechte Maustaste über dem Symbol mit der Experiment-ID). Unter 'MOX' kann man beim Erzeugen eines neuen Experiments analog zu 'PrepIFS' ein sog. Musterexperiment angeben.

Die Tabellen enthalten in der ersten Spalte die EZMW-Experiment-ID, in der zweiten Spalte die unter dem Menüpunkt 'Description' in 'PrepIFS' aufgeführte Kurzbeschreibung des Experiments. In der dritten Spalte befindet sich eine detaillierte Beschreibung der wesentlichen Experiment-Merkmale. Es wurden nicht für alle IFS-Modellläufe auch LM-Experimente durchgeführt. Vor allem zu Beginn der Experimentierphase wurden zahlreiche EPS- und IFS-Modellexperimente ohne nachgeschaltetes LM gemacht, um zunächst den ersten Teil der Modellkette zu testen. Für diejenigen LM-Läufe, die mit IFS-Randsteuerung gemacht wurden, sind die zugehörigen Experiment-ID's in der dritten Spalte mit aufgeführt.

ID	Description	Comments
b00j	"EPS_MUSE_1st_Test_1800sec_Timestep" (Case-Study for 26th Oct. 2002)	1st EPS-Experiment with 1800 sec Timestep, Starttime: 2002102412, Forecast-Length: 84 h, Member: only No. 49, Initial conditions: SV from routine, scaled with EPSNORM (1.6)
b00k	"IFS_MUSE_1st_Test_1800sec_Timestep" (Case-Study for 26th Oct. 2002)	1st IFS-Experiment with 1800 sec Timestep, Starttime: 2002102412, Forecast-Length: 84 h, Initial conditions: same perturbed state as in experiment "b00j"

ID	Description	Comments
b00l	“EPS_MUSE_2nd_Test_3600sec_Timestep” (Case-Study for 26th Oct. 2002)	2nd EPS-Experiment with 3600 sec Timestep, Starttime: 2002102412, Forecast-Length: 84 h, Member: only No. 49, Initial conditions: SV from routine, scaled with EPSNORM (1.6)
b00m	“EPS_MUSE_2nd_Test_3600sec_Timestep” (Case-Study for 26th Oct. 2002)	2nd EPS-Experiment with 3600 sec Timestep, Starttime: 2002102412, Forecast-Length: 84 h, Initial conditions: same perturbed state as in experiment „b00l“
b00n	“EPS_MUSE_3rd_Test_3600sec_Timestep - StochasticPhysics” (Case-Study for 26th Oct. 2002)	3rd EPS-Experiment with 3600 sec Timestep, Starttime: 2002102412, Forecast-Length: 84 h, Member: only No. 49, Initial conditions: SV from routine, scaled with EPSNORM (1.6), without stochastic physics
b00o	“EPS_MUSE_4th_Test_3600sec_Timestep_RNORM=2.0” (Case-Study for 26th Oct. 2002)	4th EPS-Experiment with 3600 sec Timestep, Starttime: 2002102412, Forecast-Length: 84 h, Member: only No. 49, Initial conditions: SV from routine, scaled with EPSNORM (2.0 !)
b00p	“EPS_MUSE_5th_Test_1800sec_Timestep_StochPhysOut” (Case-Study for 26th Oct. 2002)	5th EPS-Experiment with 1800 sec Timestep, Starttime: 2002102412, Forecast-Length: 84 h, Member: only No. 49, Initial conditions: SV from routine, scaled with EPSNORM (1.6), without stochastic physics
b00q	“MUSE_WholeEnsemble _Anatol”	1st Anatol-EPS-Experiment with calculation of whole Ensemble (50 members + 1 control forecast), Starttime: 1999120112, Forecast-Length: 84 h, Initial conditions: SV’s from routine, scaled with EPSNORM (1.6), ® aborted because of postprocessing of fields on model levels (claim of disk overcharged! ! !)
b00r	“MUSE_WholeEnsemble _Anatol_2”	2nd Anatol-EPS-Experiment with calculation of whole Ensemble (50 members + 1 control forecast), Starttime: 1999120112, Forecast-Length: 84 h, Initial conditions: SV’s from routine, scaled with EPSNORM (1.6), postprocessing ONLY at surface and pressure levels
b00s	“IFS_MUSE _Anatol1”	1st Anatol-IFS-Experiment with 3600 sec Timestep, Starttime: 1999120112, Forecast-Length: 84 h, Initial conditions: perturbed state from experiment “b00r”, Member No. 2
b00t	“IFS_MUSE _Anatol2”	re-run of “b00s” because the results of “b00s” doesn’t match with my expectations - but the unexpected results of “b00s” was confirmed by “b00t”...

ID	Description	Comments
b00u	“IFS_MUSE_Anatol3”	same configuration as “b00s” / “b00t” but with stochastic physics (LSTOPH=true)! BUT: The system don’t want to fullfill the laws of physic ...
b00v	“MUSE_WholeEnsemble_Anatol_3”	re-run of “b00r” because of mysterious differences between EPS-forecast and IFS-forecast in case of “b00r” and “b00u”, but EPSNORM = 2.0 ! ! !)
b00w		deleted before execution because of some config-errors
b00x	“IFS_MUSE_Anatol4”	same configuration as “b00u”
b00y	“IFS_MUSE_Anatol5”	copy of “IFS_MUSE_Anatol4” but with LSTOPH=false
b018	“MUSE_WholeEnsemble_2003010712”	whole ensemble for start date 07.01.2003, 12:00 UTC to verify unpossible reproduction of single members resp. to detect only a moving of the critical member (v_eff_max at 17.01.2003, 06:00, no. 3 (22.76))
b019	“IFS_MUSE_20030117”	Single run of IFS with initialdata of member no. 3 + stochastic physics, archive with 1-hour-interval
b01b	“MUSE_Reproduction_Verification1”	EPS-forecast, configuration like b00n; only member 49, without stochastic physics
b01c	“MUSE_Reproduction_Verification2”	IFS-forecast with initial conditions from b01b, member 49; configuration like b00m (without stochastic physics)
b01e	“MUSE_Reproduction_Verification3”	copy of b01b, BUT with stochastic physics
b01f	“MUSE_Reproduction_Verification4”	copy of b01c, BUT with stochastic physics
b01h	“MUSE_CompleteEPS_Anatol_4”	4th Anatol-EPS-Experiment with calculation of whole Ensemble (50 members + 1 control forecast), Starttime: 1999120112, Forecast-Length: 84 h, Initial conditions: SV’s from routine, scaled with EPSNORM (1.6), postprocessing ONLY at surface levels, stochastic physics: OFF ! ! ! (to make possible it’s reproduction with IFS)
b01i	“MUSE_1stRealReproduction”	single IFS forecast for member no. 2 of “b01h”, hourly archiving on model-, pressure- & sfc-levels
b01j	“MUSE_Reproduction_Verification5”	copy of “b01f”, BUT calculation of radiation only every 3 hours for the first 12 hours (LERAD1H=false)
b01k	“MUSE_Reproduction_Verification6”	copy of “b01j”, BUT without Rayleigh friction (LRFRIC=OFF)

ID	Description	Comments
b01j	“MUSE_Reproduction_Verification7”	copy of “b01j”, BUT with extended namelist: “FORMAT” : FortranFormat “Filename”: ifsnam “Namelist”: NAMGRIB “Variable”: NENSFNB “Value” : 49
b01m	“MUSE_EPS_1999120112”	EPS-forecast (complete ensemble); Starttime: 1999120112, Forecast-Length: 84 h, Timestep: 3600 sec, postprocessing-interval: 1h, archiving ONLY at surface levels, Initial conditions: SV’s from routine, scaled with EPSNORM (1.6), Clearcase view: view_dfo_CY26R1_muse, Stochastic perturbations on physics: ON
b01n	“MUSE_IFS_1999120112”	IFS-forecast; Initial data: from perturbed member no. 2 from experiment “b01m”, Starttime: 1999120112, Forecast-Length: 84 h, Timestep: 3600 sec, postprocessing-interval: 1h, archiving at surface-, pressure-, and model-levels, with Stochastic perturbations on physics (LSTOPH=ON), Radiation computations interval = 3h for complete simulation time (LERAD1H=OFF), without Rayleigh friction in zonal wind (LRFRICT=OFF), with extension of namelist: “FORMAT” : FortranFormat “Filename”: ifsnam “Namelist”: NAMGRIB “Variable”: NENSFNB “Value” : 49
b01o	“MUSE_IFS_1999120112_b”	IFS-forecast; copy of “b01n”, but with LRFRICT=ON !!! ® “b01n” and “b01o” are resulting in identical values of effective wind!
b01p	“MUSE_IFS_1999120112_c”	IFS-forecast; copy of “b01n”, but now with the right value of variable “NENSFNB” in the namelist: “FORMAT” : FortranFormat “Filename”: ifsnam “Namelist”: NAMGRIB “Variable”: NENSFNB “Value” : 2
b01q	“MUSE_IFS_1999120112_d”	IFS-forecast; copy of “b01p”, but now additionally with archiving of clwc/ciwc/cc at gaussian grid (cloud liquid water content, cloud ice water content, and cloud cover)

ID	Description	Comments
b01r	"MUSE_IFS_1999120112_e"	IFS-forecast; copy of "b01q", but now archiving of clwc/ciwc/cc at spherical harmonics (cloud liquid water content, cloud ice water content, and cloud cover); belonging LM-experiment: 4423
b01t	"Reanalysis_SS_February62_eps_sv" "Reanalysis_SS_February62_eps_fc"	EPS-calculation of singular vectors; calculated from 1962020912 to 1962021512 every 12 hours, based on the Reanalysis-Experiment "e984" from Ernst Klinker; EPS-forecast; simulations started every 12 hours, 1st start: 1962021112, last start: 1962021512 (the time lag of 48 h between EPS_SV and EPS_FC is necessary because of the Singular-Vector-Evolution-Mechanism in EPS)
b01w	"MUSE_IFS_1962021500_c"	IFS-forecast; Initial data: from perturbed member no. 37 from experiment "b01t" (INIPATH = /xde/public/b01t/1962021500/inidata_muse_37.tar), Starttime: 1962021500, Forecast-Length: 96 h, Timestep: 3600 sec, postprocessing-interval: 1h, archiving at surface-, pressure-, and model-levels, with Stochastic perturbations on physics (LSTOPH=ON), Radiation computations interval = 3h for complete simulation time (LERAD1H=OFF), without Rayleigh friction in zonal wind (LRFRICT=OFF), with extension of namelist: "FORMAT" : FortranFormat "Filename": ifsnam "Namelist": NAMGRIB "Variable": NENSFNB "Value" : 37 successful archiving is only possible with modifications in clearcase for the routines "sugrib.F90" and "sufpgrib.F90" (otherwise experiment fails due to wrong grib headers); to base an PrepIFS-experiment on a modified clearcase branch it's necessary to specify the name of the branch: (BRANCH = dfo_CY26R1_muse1) belonging LM-experiment: (4500 - 1st use of a wrong NENSFNB) + 4542
b020	"MUSE_IFS_1962021500_d"	IFS-forecast; copy of "b01w", but for member no. 30, i.e.: INIPATH = /xde/public/b01t/-1962021500/inidata_muse_30.tar, NENSFNB = 30 belonging LM-experiment: 4545

ID	Description	Comments
b024	“MUSE_IFS_1962021500_e”	IFS-forecast; copy of “b01w”, but for member no. 8, i.e.: INIPATH = /xde/public/b01t/-1962021500/inidata_muse_8.tar, NENSFNB = 8 belonging LM-experiment: 4546 (standard), 4604 (LM with IFS-orography) + 4605 (LM with old TKE scheme: itype_turb = 1, itype_tran = 1)
b028	“MUSE_IFS_1962021512_a”	IFS-forecast; copy of “b024”, but for startdate “1962021512” + member no. 26, i.e.: INIPATH = /xde/public/b01t/1962021512/inidata_muse_26.tar, NENSFNB = 26 belonging LM-experiment: 4600
b029	“MUSE_IFS_1962021512_b”	IFS-forecast; copy of “b028”, but for member no. 50, i.e.: INIPATH = /xde/public/b01t/-1962021512/inidata_muse_50.tar, NENSFNB = 50 belonging LM-experiment: 4601
b026	“Reanalysis_SS_January76_eps_sv” “Reanalysis_SS_January76_eps_fc”	EPS-calculation of singular vectors; calculated from 1975122812 to 1976010300 every 12 hours, based on the ERA-40; EPS-forecast; simulations started every 12 hours, 1st start: 1975123012, last start: 1976010300 (the time lag of 48 h between EPS_SV and EPS_FC is necessary because of the Singular-Vector-Evolution-Mechanism in EPS)
b02a	“MUSE_IFS_1975123100_39”	IFS-forecast; Initial data: from perturbed member no. 39 from experiment “b026” (INIPATH = /xde/public/b026/1975123100/inidata_muse_39.tar), Starttime: 1975123100, Forecast-Length: 96 h, Timestep: 3600 sec, postprocessing-interval: 1h, archiving at surface-, pressure-, and model-levels, with Stochastic perturbations on physics (LSTOPH=ON), Radiation computations interval = 3h for complete simulation time (LERAD1H=OFF), without Rayleigh friction in zonal wind (LRFRIC=OFF), with namelist-extension: NENSFNB = 39 belonging LM-experiment: 4610
b02b	“MUSE_IFS_1975123112_1”	IFS-forecast; copy of “b02a”, but for startdate “1975123112” + member no. 1, i.e.: INIPATH = /xde/public/b026/1975123112/inidata_muse_1.tar, NENSFNB = 1 belonging LM-experiment: 4611

ID	Description	Comments
b02c	“MUSE_IFS_1976010100_31”	IFS-forecast; copy of “b02b”, but for startdate “1976010100” + member no. 31, i.e.: INIPATH = /xde/public/b026/1976010100/inidata_muse_31.tar, NENSFNB = 31 belonging LM-experiment: 4612
b02d	“MUSE_IFS_1976010212_45”	IFS-forecast; copy of “b02c”, but for startdate “1976010212” + member no. 45, i.e.: INIPATH = /xde/public/b026/1976010212/inidata_muse_45.tar, NENSFNB = 45 belonging LM-experiment: 4613
b02h	“ControlForecast_1975123100”	IFS-forecast; single IFS forecast to repeat control forecast of eps_fc “b026”, startdate: “1975123100”, 96h forecast length, T255L40 belonging LM-experiment: 4621
b02k	“MUSE_IFS_1976010212_6”	IFS-forecast; copy of “b02d”, but for startdate “1976010212” + member no. 6, i.e.: INIPATH = /xde/public/b026/1976010212/inidata_muse_6.tar, NENSFNB = 6 belonging LM-experiment: 4639
b02l	“MUSE_IFS_1976010300_6”	IFS-forecast; copy of “b02d”, but for startdate “1976010300” + member no. 6, i.e.: INIPATH = /xde/public/b026/1976010300/inidata_muse_6.tar, NENSFNB = 6 belonging LM-experiment: 4640
b02n	“MUSE_IFS_1976010300_9”	IFS-forecast; copy of “b02l”, but for startdate “1976010300” + member no. 9, i.e.: INIPATH = /xde/public/b026/1976010300/inidata_muse_9.tar, NENSFNB = 9 belonging LM-experiment: 4642
b02o	“Reanalysis_SS _December99_eps_sv” “Reanalysis_SS _December99_eps_fc”	EPS-calculation of singular vectors; calculated from 1999112700 to 1999120318 every 6 hours, based on the ERA-40; EPS-forecast; simulations started every 6 hours, 1st start: 1999112900, last start: 1999120318 (the time lag of 48 h between EPS_SV and EPS_FC is necessary because of the Singular-Vector-Evolution-Mechanism in EPS)

ID	Description	Comments
b02p	"MUSE_IFS_1999120306_5"	IFS-forecast; Initial data: from perturbed member no. 5 from experiment "b02o" (INIPATH = /xde/public/b02o/1999120306/inidata_muse_5.tar), Starttime: 1999120306, Forecast-Length: 96 h, Timestep: 3600 sec, postprocessing-interval: 1h, archiving at surface-, pressure-, and model-levels, with Stochastic perturbations on physics (LSTOPH=ON), Radiation computations interval = 3h for complete simulation time (LERAD1H=OFF), without Rayleigh friction in zonal wind (LRFRICT=OFF), with namelist-extension: NENSFNB = 5 belonging LM-experiment: 4666
b02q	"MUSE_IFS_1999112912_20"	IFS-forecast; copy of "b02p", but for startdate "1999112912", Forecast-Length: 96 h, member no. 20, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02o/-1999112912/inidata_muse_20.tar, NENSFNB = 20 belonging LM-experiment: 4674
b02r	"MUSE_IFS_1999113012_39"	IFS-forecast; copy of "b02q", but for startdate "1999113012", Forecast-Length: 96 h, member no. 39, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02o/-1999113012/inidata_muse_39.tar, NENSFNB = 39 belonging LM-experiment: 4677
b02t	"MUSE_IFS_1999113018_44"	IFS-forecast; copy of "b02r", but for startdate "1999113018", Forecast-Length: 132 h, member no. 44, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02o/-1999113018/inidata_muse_44.tar, NENSFNB = 44 belonging LM-experiment: 4679
b02s	"Reanalysis_SS_Februar67_eps_sv" "Reanalysis_SS_Februar67_eps_fc"	EPS-calculation of singular vectors; calculated from 1967021800 to 1967022318 every 6 hours, based on the ERA-40; EPS-forecast; simulations started every 6 hours, 1st start: 1967022000, last start: 1967022318 (the time lag of 48 h between EPS_SV and EPS_FC is necessary because of the Singular-Vector-Evolution-Mechanism in EPS)
b02u	"MUSE_IFS_1962021500_e_LSTOPH_FALSE"	IFS-forecast; copy of "b02q", but WITHOUT stochastic physics LSTOPH = FALSE (for Mr. Beljaars) belonging LM-experiment: 4684

ID	Description	Comments
b02v	“MUSE_IFS_1999120118_50”	IFS-forecast; copy of “b02t”, but for startdate “1999120118”, Forecast-Length: 108 h, member no. 50, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02o/-1999120118/inidata_muse_50.tar, NENSFNB = 50 belonging LM-experiment: 4686
b02w	“MUSE_IFS_1999120206_4”	IFS-forecast; copy of “b02v”, but for startdate “1999120206”, Forecast-Length: 96 h, member no. 4, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02o/-1999120206/inidata_muse_4.tar, NENSFNB = 4 belonging LM-experiment: 4690
b02x	“MUSE_IFS_1999120300_33”	IFS-forecast; copy of “b02w”, but for startdate “1999120300”, Forecast-Length: 96 h, member no. 33, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02o/-1999120300/inidata_muse_33.tar, NENSFNB = 33 belonging LM-experiment: 4693
b02y	“MUSE_IFS_1967022300_39”	IFS-forecast; copy of “b02p”, but for startdate “1967022300”, Forecast-Length: 96 h, member no. 39, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02s/-1967022300/inidata_muse_39.tar, NENSFNB = 39 belonging LM-experiment: 4704
b02z	“Reanalysis_SS _January94_eps_sv” “Reanalysis_SS _January94_eps_fc”	EPS-calculation of singular vectors; calculated from 1994012218 to 1994012812 every 6 hours, based on the ERA-40; EPS-forecast; simulations started every 6 hours, 1st start: 1994012418, last start: 1994012812 (the time lag of 48 h between EPS_SV and EPS_FC is necessary because of the Singular-Vector-Evolution-Mechanism in EPS)
b030	“MUSE_IFS_1967022300_26”	IFS-forecast; copy of “b02y”, but for startdate “1967022300”, Forecast-Length: 96 h, member no. 26, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02s/-1967022300/inidata_muse_26.tar, NENSFNB = 26 belonging LM-experiment: 4705
b031	“MUSE_IFS_1967022306_20”	IFS-forecast; copy of “b030”, but for startdate “1967022306”, Forecast-Length: 96 h, member no. 20, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02s/-1967022306/inidata_muse_20.tar, NENSFNB = 20 belonging LM-experiment: 4706

ID	Description	Comments
b032	"MUSE_IFS_1967022000_11"	IFS-forecast; copy of "b031", but for startdate "1967022000", Forecast-Length: 96 h, member no. 11, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02s/-1967022000/inidata_muse_11.tar, NENSFNB = 11 belonging LM-experiment: 4708
b033	"MUSE_IFS_1967022106_11"	IFS-forecast; copy of "b032", but for startdate "1967022106", Forecast-Length: 120 h, member no. 11, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02s/-1967022106/inidata_muse_11.tar, NENSFNB = 11 belonging LM-experiment: 4709
b034	"MUSE_IFS_1967022206_23"	IFS-forecast; copy of "b033", but for startdate "1967022206", Forecast-Length: 96 h, member no. 23, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02s/-1967022206/inidata_muse_23.tar, NENSFNB = 23 belonging LM-experiment: 4710
b035	"MUSE_IFS_1994012712_23"	IFS-forecast; copy of "b030", but for startdate "1994012712", Forecast-Length: 48 h, member no. 23, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02z/-1994012712/inidata_muse_23.tar, NENSFNB = 23 belonging LM-experiment: 4712
b036	"Reanalysis_SS_January90_eps_sv" "Reanalysis_SS_January90_eps_fc"	EPS-calculation of singular vectors; calculated from 1990022100 to 1990022800 every 6 hours, based on the ERA-40; EPS-forecast; simulations started every 6 hours, 1st start: 1990022300, last start: 1990022800 (the time lag of 48 h between EPS_SV and EPS_FC is necessary because of the Singular-Vector-Evolution-Mechanism in EPS)
b037	"MUSE_IFS_1994012706_37"	IFS-forecast; copy of "b035", but for startdate "1994012706", Forecast-Length: 48 h, member no. 37, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02z/-1994012706/inidata_muse_37.tar, NENSFNB = 37 belonging LM-experiment: 4717
b038	"MUSE_IFS_1994012612_31"	IFS-forecast; copy of "b035", but for startdate "1994012612", Forecast-Length: 72 h, member no. 31, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02z/-1994012612/inidata_muse_31.tar, NENSFNB = 31 belonging LM-experiment: 4718

ID	Description	Comments
b039	"MUSE_IFS_1994012606_38"	IFS-forecast; copy of "b035", but for startdate "1994012606", Forecast-Length: 120 h, member no. 38, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02z/-1994012606/inidata_muse_38.tar, NENSFNB = 38 belonging LM-experiment: 4720
b03a	"MUSE_IFS_1994012418_11"	IFS-forecast; copy of "b035", but for startdate "1994012418", Forecast-Length: 156 h, member no. 11, i.e.: INIPATH = /xde/public/b02z/-1994012418/inidata_muse_11.tar, NENSFNB = 11 belonging LM-experiment: 4726
b03b	"MUSE_IFS_1990022606_32"	IFS-forecast; copy of "b035", but for startdate "1990022606", Forecast-Length: 36 h, member no. 32, i.e.: INIPATH = /xde/public/b036/-1990022606/inidata_muse_32.tar, NENSFNB = 32 belonging LM-experiment: 4745
b03c	"MUSE_IFS_1990022518_30"	IFS-forecast; copy of "b03b", but for startdate "1990022518", Forecast-Length: 48 h, member no. 30, i.e.: INIPATH = /xde/public/b036/-1990022518/inidata_muse_30.tar, NENSFNB = 30 belonging LM-experiment: 4746
b03d	"MUSE_IFS_1990022406_22"	IFS-forecast; copy of "b03b", but for startdate "1990022406", Forecast-Length: 84 h, member no. 22, i.e.: INIPATH = /xde/public/b036/-1990022406/inidata_muse_22.tar, NENSFNB = 22 belonging LM-experiment: 4752
b03e	"MUSE_IFS_1990022406_21"	IFS-forecast; copy of "b03b", but for startdate "1990022406", Forecast-Length: 120 h, member no. 21, i.e.: INIPATH = /xde/public/b036/-1990022406/inidata_muse_21.tar, NENSFNB = 21 belonging LM-experiment: 4757
b03f	"MUSE_IFS_1990022406_8"	IFS-forecast; copy of "b03b", but for startdate "1990022406", Forecast-Length: 84 h, member no. 8, i.e.: INIPATH = /xde/public/b036/-1990022406/inidata_muse_8.tar, NENSFNB = 8 belonging LM-experiment: 4761

ID	Description	Comments
b03g	"MUSE_IFS_1990022300_20"	IFS-forecast; copy of "b03b", but for startdate "1990022300", Forecast-Length: 132 h, member no. 20, i.e.: INIPATH = /xde/public/b036/-1990022300/inidata_muse_20.tar, NENSFNB = 20 belonging LM-experiment: 4762
b03n	"MUSE_IFS_1962021512_LSTOPH =OFF"	IFS-forecast; copy of "b028", but without stochastic physics! belonging LM-experiment: 5038
b03o	"MUSE_IFS_1999120306_LSTOPH =OFF"	IFS-forecast; copy of "b02p", but without stochastic physics! belonging LM-experiment: 4987
b03p	"MUSE_IFS_1999120306_LSTOPH =OFF..."	IFS-forecast; copy of "b03o", but: INIORIG="mars" + INIPATH=" " (i.e., reproduction of control forecast; only to check the swapping from perturbed to unperturbed initial state)
b03q	"MUSE_IFS_1999120306_LSTOPH =ON..."	IFS-forecast; copy of "b03p", but WITH stochastic physics!

Abschlussbericht

MUSE

Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten

Teilprojekt:
Sturmflutsimulationen

gefördert vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (bmbf) und fachlich begleitet
vom Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen

bmbf Förderkennzeichen: 03KIS039

KFKI Förderkennzeichen: 78

Bearbeitet von: Dipl.-Ozean. Ingrid Bork
Dr. rer. nat. Sylvin Müller-Navarra

Hamburg, den 30. August 2005

1. EINLEITUNG	4
1.1. AUFGABENSTELLUNG.....	5
1.2. MODIFIZIERTE AUFGABENSTELLUNG	5
2. METEOROLOGISCHE FELDER.....	6
2.1. INTERPOLATION	6
2.2. UNTERSCHIED IFS UND IFS/LM.....	7
3. BSH – MODELLSYSTEM.....	8
3.1. NORDSTATLANTIKMODELL	9
3.2. STAUMODELL	10
3.3. KÜSTENMODELL UND NORD-OSTSEEMODELL.....	11
3.4. WINDSCHUBSPANNUNG.....	12
3.5. BEZUGSNIVEAU – VERGLEICH MIT BEOBACHTETEN WASSERSTÄNDEN	16
4. NEUBERECHNUNGEN UND ANFANGSWERTE.....	17
4.1. NEUBERECHNUNG 1962	17
4.1.1. Fernwelle.....	19
4.1.2. Windstau und nichtlineare Wechselwirkung	19
4.1.3. Wasserstand	22
4.2. NEUBERECHNUNG 1999	24
4.2.1. Windschubkoeffizient bei hohen Windgeschwindigkeiten	25
4.3. WEITERE STURMFLUTEN	27
5. VORUNTERSUCHUNGEN.....	30
5.1. ERLÄUTERUNGEN ZU DEN AUSGEWERTETEN GRÖßEN	30
5.1.1. Scheitelwasserstände	30
5.1.2. Windstau	31
5.1.3. Fernwelle	31
5.2. EINZELERGEBNISSE	32
5.2.1. Sturmflut 1962.....	34
5.2.2. Sturmflut 1967.....	35
5.2.3. Sturmflut 1976.....	36
5.2.4. Sturmflut 1990.....	37
5.2.5. Sturmflut 1994.....	38
5.2.6. Sturmflut 1999.....	39
5.2.7. IFS – Realisierungen	40
5.3. ZEITLICHE VERSCHIEBUNG	41
6. EXTREME STURMFLUTEN	43
6.1. DEFINITION	43
6.2. STURMFLUT VOM STAUTYP: 1962 EPS26	44
6.3. MAXIMALER EFFEKTIVWIND: 1999 EPS05	45
6.4. EXTREMER STAU BEI NW: 1990 EPS20	48
6.5. DIE EXTREME STURMFLUT: 1976 EPS45	49
6.5.1. Fernwelle	49
6.5.2. Windstau	50
6.5.3. Zeitliche Verschiebung.....	51
6.5.4. Scheitelwasserstand und Windschubansatz	52
7. DISKUSSION DER ERGEBNISSE	54
DANKSAGUNG.....	59
LITERATURVERZEICHNIS	59
ANHANG 0 ZUSAMMENSTELLUNG VON ANGABEN ZU DEN BSH-MODELLEN.....	63

ANHANG A NEUBERECHNUNG 1962: FERNWELLE UND WECHSELWIRKUNG.....	67
ANHANG B1 WINDSTAU VERGLEICH IFS LM 1962 EPS26	72
ANHANG B2 WINDSTAU VERGLEICH IFS LM 1999 EPS05	77
ANHANG C1 WINDSTAU 1976 EPS45	80
ANHANG C2 WINDSTAU VERGLEICH ZWEIER REALISIERUNGEN 1990	86
ANHANG C3 WINDSTAU 1994 EPS31 UND 1967 EPS39	90

1. Einleitung

Sturmfluten sind Naturereignisse, auf die Küstenbewohner eingestellt sind. Intensivierung der Nutzung des Küstenraums und sehr hohe Sturmfluten werfen immer wieder neu die Frage nach der Möglichkeit von noch dramatischeren Sturmfluten auf. Wegen des kurzen Beobachtungszeitraums (etwa 150 Jahre) ist das Kollektiv extremer Sturmfluten zu klein für eine rein statistische Beantwortung dieser Frage. Deterministische Simulationstechniken erlauben es, noch nicht eingetretene Sturmzyklonen und Sturmfluten zu generieren, die physikalisch mögliche Zustände der Nordsee darstellen.

Das Gemeinschaftsprojekt MUSE (Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten) hat es sich zur Aufgabe gemacht, das Kollektiv hoher Sturmfluten der Nordsee mit neuen Verfahren statistisch zu bewerten (fwu-Teilprojekt) und zu ergänzen (DWD-Teilprojekt und BSH-Teilprojekt).

Am DWD wurde auf der Grundlage des „Ensemble Prediction System“ (EPS) das statistische Kollektiv der Sturmflutwetterlagen durch realistische, aber bisher noch nicht eingetretene extreme Wetterlagen ergänzt. Aufgenommen wurden Wetterlagen mit einem Effektivwind $>17 \text{ m s}^{-1}$. Nur wenige dieser Wetterlagen erzeugen auch extreme Sturmfluten. In einem iterativen Prozess zwischen DWD und BSH wurden im BSH-Teilprojekt die extremen Wetterlagen in Hinblick auf ihre Stauwirksamkeit beurteilt und Hinweise für weitere Szenarien gegeben. Als Ergebnis dieses iterativen Prozesses wurden extreme Sturmfluten nur in der Nähe ausgewählter tatsächlich eingetretener Sturmfluten gesucht. Aus den ermittelten Sturmflutwetterlagen wurden dann mit Wasserstandsmodellen die Scheitelwasserstände berechnet. Die mit Mitgliedern des Teilkollektivs der Sturmflutwetterlagen in der Nähe einer konkreten Sturmflut durchgeführten Simulationen des Wasserstands werden im Folgenden als Realisierungen dieser Sturmflut bezeichnet. Abbildung 1.1 zeigt die verwendete Methode zum Auffinden extremer Sturmfluten in der Deutschen Bucht.

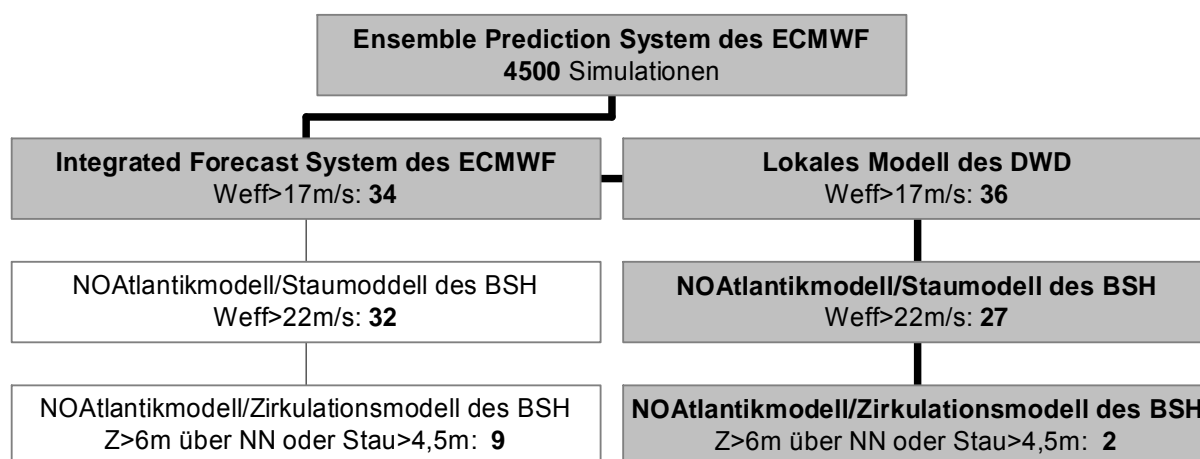


Abb. 1.1: Simulationen zur Ermittlung extremer Sturmfluten.

In diesem Diagramm sind nur diejenigen Simulationen berücksichtigt, die nach der Entscheidung, extreme Sturmfluten in der Nähe tatsächlich eingetretener Sturmfluten zu suchen, durchgeführt wurden. Von den dazu vom DWD durchgeführten 4500 Simulationen ergaben 37 den geforderten Effektivwind $>17 \text{ m s}^{-1}$. Bei der Wiederholung der Simulation für ausgewählte Wetterlagen erzeugten noch 36 der IFS/LM-Simulationen und 34 der reinen IFS-Simulationen einen solchen Effektivwind. Am BSH wurden nach ersten Testrechnungen nur Wetterlagen mit einem Effektivwind $>22 \text{ m s}^{-1}$ in die Voruntersuchungen einbezogen. Das waren 27 der IFS/LM-Simulationen und 32 der reinen IFS-Simulationen. Als extreme

Sturmflut wurden solche mit Wasserständen in Cuxhaven >6 m über NN oder mit einem Stau in Cuxhaven relativ zum nächsten Gezeitenhochwasser oder Gezeitenniedrigwasser $>4,5$ m gewählt. Dieses Kriterium erfüllen nur 2 der mit IFS/LM-Wetterlagen angetriebenen Staumodell-Simulationen und 9 mit IFS-Wetterlagen angetriebene Staumodell-Simulationen. Entsprechend der Aussagen im Meteorologieteil wird in dieser Studie den IFS/LM-Simulationen der Vorzug gegeben. Diese extremen Sturmfluten wurden mit dem hochauflösenden Küstenmodell des BSH nachgerechnet. Von den IFS/LM-Simulationen der Voruntersuchung erfüllte keine der Realisierungen der Sturmflut 1962 oder 1999 die oben definierten Kriterien einer extremen Sturmflut, trotzdem wurde die jeweils extreme Realisierung ebenfalls mit einem hochauflösenden Küstenmodell nachgerechnet.

1.1. Aufgabenstellung

In der MUSE - Projektbeschreibung sind folgende Aufgaben für das Teilprojekt des BSH spezifiziert:

- Raum-zeitliche Interpolation der vom DWD simulierten meteorologischen Felder auf die Raster der Modelle des BSH-Modellsystems.
- Zeitliche und (geringfügige) räumliche Verschiebung von Windfeldern zur Vergrößerung des Ensembles von Sturmflutwetterlagen.
- Sensitivitätsstudien zur Abhängigkeit der Wasserstandssimulation vom Windschubansatz bei sehr hohen Windgeschwindigkeiten.
- Studien mit dem zweidimensionalen Staumodell zur Vorauswahl stauwirksamer Wetterlagen.
- Produktionsläufe mit dem dreidimensionalen Zirkulationsmodell und Bestimmung von Sturmflutwasserständen für die gesamte deutsche Küste.

1.2. Modifizierte Aufgabenstellung

Das Projekt wurde wie alle KFKI-Projekte von einer Projektgruppe begleitet. Als Ergebnis der Diskussionen während der Sitzungen, ergaben sich Modifikationen und Ergänzungen zur Aufgabenstellung.

- Erste Ergebnisse mit räumlicher Verschiebung der Windfelder werden nicht in den Bericht aufgenommen und auf weitere derartige Experimente wird verzichtet, da anzunehmen ist, dass die Verteilung von Land und Wasser entscheidenden Einfluss auf die Entwicklung von Sturmflutwetterlagen hat (Großbritannien, Skandinavien).
- Eine zeitliche Verschiebung des meteorologischen Antriebs mit dem Ziel, den maximalen Windstau näher an das Eintreten des Gezeitenhochwassers zu bringen, wurde auf Anregung der Projektgruppe für die extreme Sturmflut dieser Untersuchung durchgeführt. Das Ergebnis wurde jedoch nicht in das Ensemble extremer Sturmflutwetterlagen zur weiteren statistischen Behandlung aufgenommen.
- Auf die Berücksichtigung von Seegang und Dünung im Windschubansatz wurde gleich zu Beginn des Projekts verzichtet, da bei der Art der Modellierung des Impulseintrags in den BSH-Modellen die Berücksichtigung zusätzlicher Parameter wenig Verbesserung bringt (Janssen 1996). Parallel zur vorliegenden Untersuchung wurden am BSH im Rahmen einer Dissertation die dreidimensionalen Modelle des BSH an ein Seegangmodell gekoppelt (Murawski 2005).
- Zusätzlich zu den Simulationen der Extremsturmfluten wurden die Sturmfluten 1962 und 1999 nachgerechnet. Das kann als eine Art Validation für die Güte der BSH-Modelle bei

der Sturmflutvorhersage gelten und hilft, die Bedeutung der simulierten extremen Wasserstände zu bewerten.

- Auf Grund der sich früh zeigenden, aber schwer zu beurteilenden signifikanten Unterschiede in den IFS- und IFS/LM-Simulationen der extremen Wetterlagen, wurden die Voruntersuchungen jeweils für beide Ergebnisse durchgeführt. Für die Produktionsläufe wurde schließlich den IFS/LM-Simulationen der Vorzug gegeben, aber für extreme und für im meteorologischen Teil diskutierte Simulationen, werden auch die entsprechenden Wasserstandssimulationen mit IFS-Antrieb gezeigt, ohne jedoch in die statistische Analyse einbezogen zu werden.
- Der Begriff „Sturmflutwasserstände an der deutschen Küste“ wurde durch folgende Liste von Orten konkretisiert: Borkum, Norderney, Helgoland, Wilhelmshaven, Cuxhaven, Büsum, Husum, Wittdün und List. Diese Liste enthält insbesondere auch die Pegel der KFKI-Studie „Windstauanalysen in der Nordsee“ (Gönnert 2003). Für diese Pegel wurden die Wasserstände der Voruntersuchung alle 7,5 Minuten, die der ausgewählten Extremsturmfluten alle 1,5 Minuten gespeichert. Am Ende der Projektarbeiten wurden noch die Pegel Bremerhaven und Dagebüll in diese Liste aufgenommen. Aussagen für die letzten beiden Pegel beruhen auf standardmäßig alle 15 Minuten für die das gesamte Modellgebiet gespeicherten Werten und sind daher ungenauer als für die restlichen Orte.
- Neben dem Scheitelwasserstand wurde auch der Windstau in die Untersuchung einbezogen. Da unterschiedliche Definitionen von Windstau gebräuchlich sind, werden im Text der Stau bezogen auf HW und NW der vorausberechneten Gezeit sowie der maximale Stau aufgeführt.

2. Meteorologische Felder

Im operationellen Betrieb der BSH-Wasserstandsmodelle werden Impuls- und Wärmeeintrag aus der Atmosphäre vorwiegend aus LM-Vorhersagen des DWD berechnet. Im Bereich des Nordostatlantik und der nördlichen Ostsee, der nicht vom LM erfasst wird, werden dazu GME-Vorhersagen genutzt. Dieses Schema wurde hier nur für die Neuberechnung der Sturmflut 1962 angewendet, allerdings bereits unter Verwendung der neuen aktuellen Version des GME. (Vergleiche Abschnitt 2.3.1 des Meteorologieteils.)

Entsprechend der Konzeption des Projekts wird in den Voruntersuchungen und bei der Simulation der extremen Sturmfluten das GME durch das IFS ersetzt, das hier auch die Randwerte zum Antrieb des LM liefert.

Auf dem IFS-Gitter stehen auch Re-Analysen der meteorologischen Felder zur Verfügung. Diese Werte liegen alle 6 Stunden vor. Für Sturmfluten werden daher extreme Windsituationen nicht vollständig erfasst. Zur Neuberechnung von Sturmfluten sind diese Werte also nicht geeignet. Hier werden die Re-Analysen ausschließlich zur Berechnung von Anfangsbedingungen für die BSH-Modelle benutzt.

2.1. Interpolation

Bei der Interpolation der meteorologischen Felder wurde am stärksten von der Routine der Wasserstandsvorhersage abgewichen. Die räumliche Interpolation verwendet Schwerpunktskoordinaten in Bezug auf die drei nächsten Gitterpunkte des jeweiligen meteorologischen Gitters. Die entsprechenden Koeffizienten wurden für das neue, inzwischen aktuelle, GME-Gitter und für das IFS-Gitter neu berechnet.

Auch zeitlich weichen die meteorologischen Eingangsdaten in Dauer und Starttermin vom Routinebetrieb ab. Die Programme wurden entsprechend modifiziert und die Daten wurden gegebenenfalls durch Re-Analysewerte ergänzt, um in das Schema zwölfstündiger bzw. 24-

stündiger Vorhersage zu passen. Dieses Vorgehen ist äquivalent zur Berechnung entsprechender Anfangsbedingungen.

2.2. Unterschied IFS und IFS/LM

Als Maß für die Stauwirksamkeit von Stürmen für die Deutsche Bucht gilt der Effektivwind. Das ist die Projektion des räumlich über die Deutsche Bucht gemittelten Winds auf WNW (295°) (Müller-Navarra et al. 1999, Abbildung 2.3 im Meteorologieteil). Der maximale Effektivwind einer Sturmphase definiert in dieser Studie auch extreme Sturmflutwetterlagen. Im Meteorologieteil wurde die Grenze bei 17 m s^{-1} gesetzt. Im BSH-Teil des Projekts wurde die Grenze nach ersten Zwischenergebnissen auf 22 m s^{-1} erhöht.

Das LM hat eine höhere räumliche Auflösung als das IFS. Erfahrungsgemäß sollten daher die LM-Winde höher als die IFS-Winde sein. Überraschender Weise ist dies nur für relativ niedrige Effektivwinde und nur für zwei Simulationen mit hohen maximalen Effektivwinden der Fall. Als Ursache wird die unterschiedliche Parametrisierung der atmosphärischen Grenzschicht in beiden Modellen angenommen. (Vergleiche die Diskussion in Abschnitt 2.3.2, DWD-Teilprojekt.)

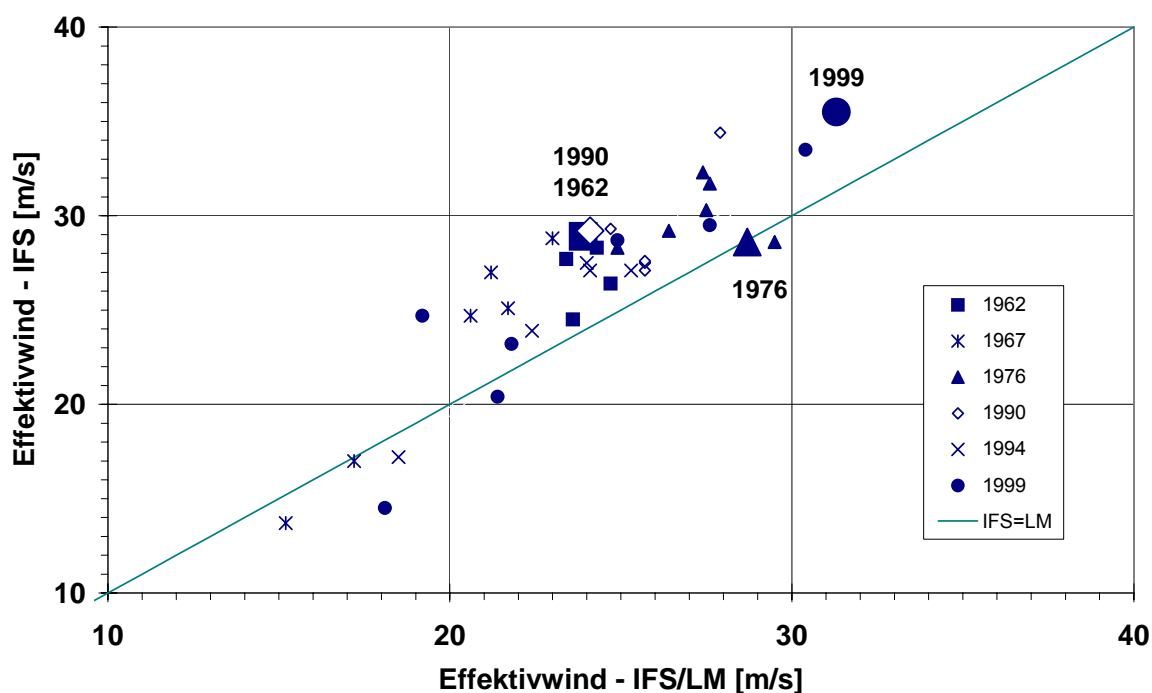


Abb. 2.1: Vergleich maximaler Effektivwinde der IFS/LM Simulationen mit denen reiner IFS Simulationen.

In Abbildung 2.1 sind die Effektivwinde, die nach der Voruntersuchung als extrem eingestuft wurden, hervorgehoben. Der maximale Effektivwind tritt sowohl bei IFS/LM-Wetterlagen als auch bei reinen IFS-Wetterlagen für eine Realisierung des Orkan „Anatol“ von 1999 auf. Der maximale IFS-Effektivwind liegt jedoch deutlich über dem IFS/LM-Wert.

Nur für die reine IFS Simulation ist der Wetterlage mit dem maximalen Effektivwind auch der höchste Scheitelwasserstand in Cuxhaven zugeordnet. Für die IFS/LM-Simulationen wird der höchste Scheitelwasserstand in Cuxhaven durch eine Realisierung des Orkans „Capella“ von 1976 erzeugt. Der zugehörige maximale IFS/LM-Effektivwind ist in diesem Fall etwa gleich dem maximalen IFS-Effektivwind. Er wird von mehreren maximalen Effektivwinden anderer Realisierungen übertroffen. Die maximalen Effektivwinde der weiteren durch IFS/LM-

Wetterlagen erzeugten extremen Sturmfluten, 1990 EPS20 und 1962 EPS26, sind nicht höher als bei schon eingetretenen Sturmflutwetterlagen.

Im Anhang B1 ist die Entwicklung des Windstaus in der Nordsee und der westlichen Ostsee, parallel zu dem Vergleich von IFS und IFS/LM im Anhang B des Meteorologieteils, für die extreme Sturmflut, 1962 EPS26, dargestellt. In der Zeit vom 16.2. 19 Uhr bis zum 17.2. 3 Uhr bewirkt die IFS-Wetterlage Stauwerte über 4 m in der Deutschen Bucht zwischen Cuxhaven und Husum. Der Stau durch die IFS/LM-Felder ist anfangs wesentlich geringer und geht zwischen zwei maximalen Werten deutlich zurück.

Die folgende Abbildung vergleicht den zeitlichen Verlauf des entsprechenden Staus in Cuxhaven. Zur Orientierung ist auch die Entwicklung der Wasserstände eingetragen.

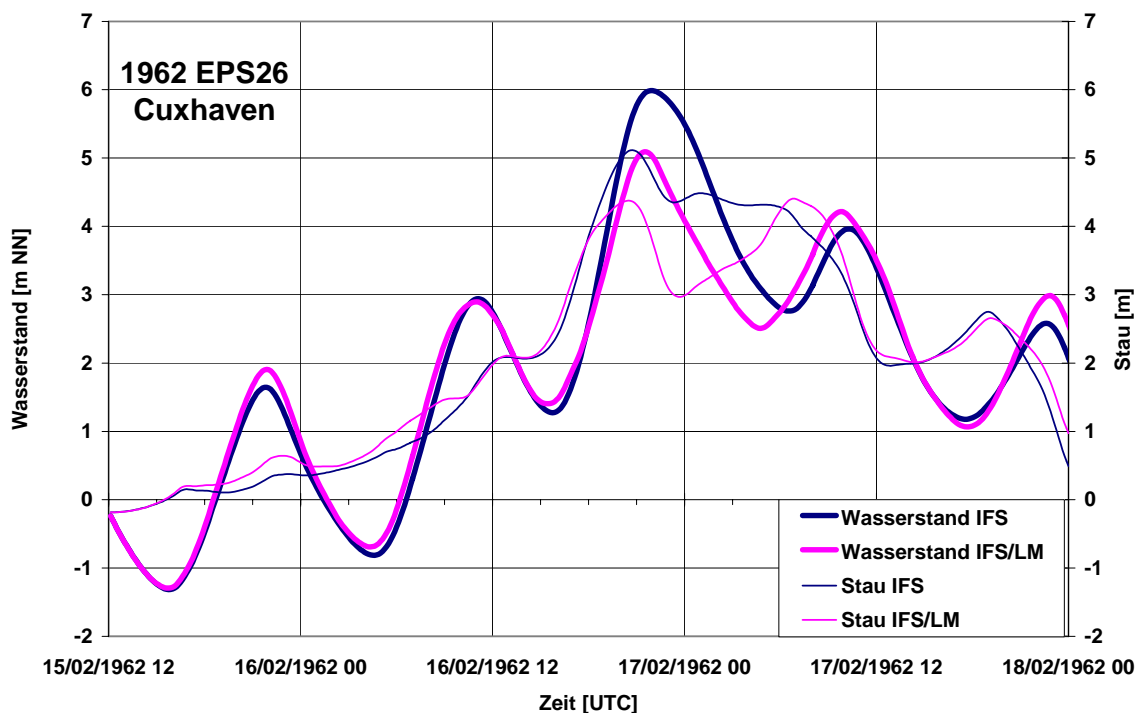


Abb. 2.2: Zeitliche Entwicklung von Stau und Wasserstand in Cuxhaven (IFS/IFS bzw. LM, Staumodell).

Für die Sturmflut vom Zirkulartyp (Definition Hewer, 1980), 1999 EPS05, wirkt sich der Unterschied in der Entwicklung von IFS- und IFS/LM-Wetterlagen noch auffälliger auf den Windstau aus (vergl. Anhang B2).

Im Weiteren werden entsprechend dem Vorschlag in Abschnitt 2.3.2 des DWD-Teilprojekts vorwiegend IFS/LM-Wetterlagen verwendet. Die Ergebnisse aus reinen IFS-Wetterlagen werden teilweise dargestellt, aber nicht in das Kollektiv extremer Sturmfluten aufgenommen.

3. BSH – Modellsystem

Im BSH steht eine Modellkette zur Wasserstandsberechnung zur Verfügung. Ihr Kern ist ein dreidimensionales, baroklines Modell mit einer horizontalen Auflösung von etwa 2 km in der Deutschen Bucht und der westlichen Ostsee (Küstenmodell) mit beidseitiger Koppelung an ein ebenfalls dreidimensionales, baroklines Modell der Nord- und Ostsee (Nord-Ostseemodell) mit einem horizontalen Gitterabstand von etwa 10 km (Dick et al. 2001, Kleine 1993, 1994). Daneben steht zur schnellen Wasserstandsvorhersage eine zweidimensionale, barotrope Version des Nord- Ostseemodells für die Nordsee und die westliche Ostsee (Staumodell) mit der gleichen horizontalen Auflösung von etwa 10 km zur Verfügung

(Janssen 1996). Randwerte für beide Modelle liefert ein zweidimensionales, barotropes Modell des Nordostatlantiks (Nordostatlantikmodell) mit einer Auflösung von etwa 40 km.

Eine Zusammenstellung weiterer Modellkenngrößen ist in den Tabellen A0.1 bis A0.3 im Anhang gegeben. Für die Wasserstandsvorhersage ist jedoch die horizontale Auflösung das wichtigste Modellkriterium, da dadurch indirekt eine Selektion physikalischer Prozesse erfolgt und die Güte der Simulation durch die Bathymetrie festgelegt wird. Diese wiederum bestimmt neben Ausbreitungsgeschwindigkeit der Gezeitenwelle, Wechselwirkung zwischen Gezeitenstrom und windgetriebener Strömung sowie Bodenreibung auch schlicht den Verlauf der Küstenlinie.

Die Modellkette hat sich im operationellen Betrieb bewährt (Müller-Navarra et al. 2003). Aussagen zur Güte der Wasserstandsmodelle sind schwierig, da auch der meteorologische Antrieb aus Modellvorausberechnungen resultiert. Das gilt insbesondere für die Sturmflutvorhersage. Da für die Sturmflut 1962 und die Sturmflut 1999 nachträgliche Neuberechnungen der Wetterdaten vorliegen, können die in Abschnitt 4.1 und 4.2 vorgestellten Neuberechnungen der entsprechenden Sturmflutwasserstände als eine Art Validation der Modelle in Hinblick auf Aussagen zu extremen Sturmfluten betrachtet werden.

3.1. Nordostatlantikmodell

Das Modell (Dick et al. 2001) ist barotrop, zweidimensional, ohne Gezeiten oder sonstigem Antrieb an seinen offenen Rändern. Mit horizontalem Gitterabstand von 40 km löst es wichtige physikalische Prozesse grob oder gar nicht auf. Es simuliert keine internen Wellen, keine Wechselwirkung zwischen windgetriebener Bewegung und Gezeiten, keine Schelfrandwellen und keine Ausbreitung von Wellen, die außerhalb des Nordostatlantik erzeugt wurden.

Es erfasst jedoch Wasserstandsänderungen aufgrund meteorologischer Einflüsse, besonders durchziehender Tiefdruckgebiete. Sie gehen in die Impulsbilanz des Modells als

Antrieb in der Form $-\frac{1}{\rho_w} \nabla p_L + \frac{1}{\rho_w} \frac{\tau_{\text{Oberfläche}}}{H + \zeta}$ ein. Entsprechend ist in tiefem Wasser des

Atlantiks und der Norwegischen See der Luftdruckgradient der entscheidende Antrieb, im flachen Wasser zwischen Island und Schottland überwiegt der direkte Windantrieb. Damit werden zwei wichtige Ursachen für Fernwellen im Modell berücksichtigt.

Den einzigen systematischen Vergleich mit Messwerten hat Janssen (1996) für den Zeitraum von März bis Dezember 1994 durchgeführt. Residuen über 0,4 m in Aberdeen wurden in diesem Zeitraum vom Modell grundsätzlich unterschätzt.

Aberdeen liegt jedoch schon relativ weit innerhalb der Nordsee und es ist zu erwarten, dass angetrieben von den Randwerten des Nordostatlantikmodells, das Staumodell und das Modell der Nord- und Ostsee die Residuen in Aberdeen besser reproduzieren. In Abbildung 3.1 sind die entsprechenden Werte für die Neuberechnung der Sturmflut vom 16./17.2.1962 dargestellt.

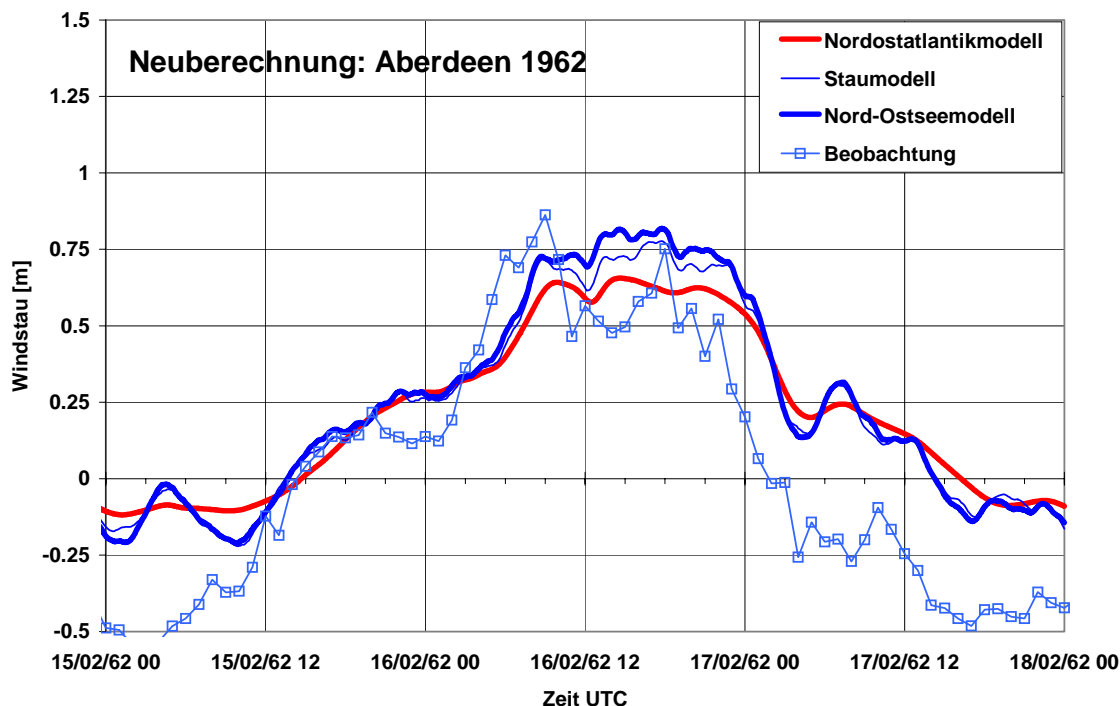


Abb. 3.1: Zeitliche Entwicklung des Windstaus in Aberdeen in unterschiedlichen Modellen für die Sturmflut vom 16./17.2.1962 im Vergleich mit Beobachtungen (British Oceanographic Data Centre).

Die nachfolgenden Modelle, das Staumodell und das Nord- und Ostseemodell, zeigen zwar die erwarteten höheren Werte, aber auch diese reproduzieren das erste Maximum der Beobachtung nicht (vergleiche Abschnitt 4.1.1).

3.2. Staumodell

Das Staumodell ist eine barotrope, zweidimensionale Version des Nord- Ostseemodells (Janssen 1996). Räumlich beschränkt es sich auf die Nordsee und die westliche Ostsee. Am offenen Rand werden Fernwellen aus dem Nordostatlantikmodell und Gezeitenwasserstände vorgeschrieben. Wie in der Routine der BSH-Wasserstandsvorhersage wird es auch in dieser Studie zur schnellen Einschätzung der Wasserstandsentwicklung genutzt. Die aktuelle Version wurde 1999 installiert.

Bei Sturmfluten können zwischen astronomisch in Gezeitentafeln vorausberechnetem und beobachtetem Scheitelwasserstand Phasenunterschiede von mehr als einer Stunde auftreten. Vergleichsgröße bei der Beurteilung der Vorhersagegüte des Modells ist daher die Differenz aus beobachtetem und astronomisch vorausberechnetem Hochwasser (de Vries 1995).

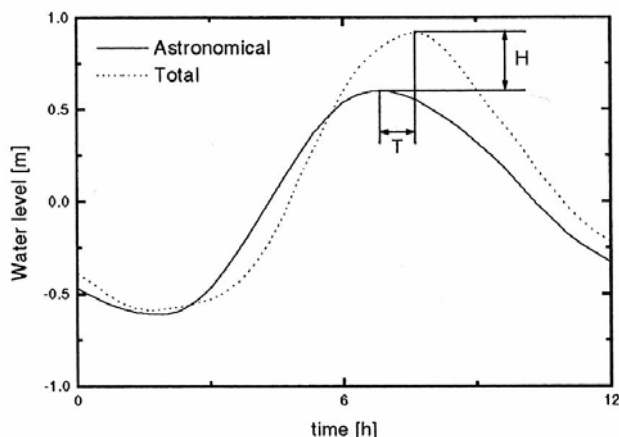


Abb. 3.2: Definition des Staus bezogen auf Hochwasser, aus de Vries (1995).

Im Staumodell werden entsprechend die Hochwasser einer reinen Gezeitenberechnung von den numerisch vorhergesagten Scheitelwasserständen abgezogen, um den Windstau zu erhalten.

Jahr	Standardabweichung [m]	Bias[m]	± 0.20 m [%]	$> \pm 0.50$ m [%]
2004	0,13	+0,04	87,04	0,23
2003	0,13	-0,00	86,88	0,14
2002	0,15	+0,06	85,13	0,99
2001	0,16	+0,03	82,70	0,71
2000	0,14	+0,08	86,89	0,43
1999	0,15	-0,01	86,24	0,85

Tab. 3.1: Fehleranalyse des vorhergesagten Staus in Cuxhaven bezogen auf Thw, Differenz aus Beobachtung und Modellprognose. (Staumodell)

Der Stau bezogen auf Hochwasser ist eine abgeleitete Größe, in der Fehler in der numerischen Gezeitenvorhersage nur noch über die Wechselwirkung zwischen Gezeitenströmung und winderzeugter Strömung eingehen. Treten Fernwellen auf, stecken in den in Tabelle 3.1 angegebenen Fehlern auch die Fehler in der Berechnung der Randwerte durch das Nordostatlantikmodell. Eine durchschnittliche Unsicherheit von ± 14 cm in Cuxhaven ist zum Auffinden extremer Sturmfluten in der Voruntersuchung durchaus ausreichend.

3.3. Küstenmodell und Nord-Ostseemodell

Das Küstenmodell dient zusammen mit dem Nord-Ostseemodell im BSH nicht nur der Wasserstandsvorhersage. Primär ist es ein Strömungsmodell, das der Zustandsüberwachung der Deutschen Bucht und der westlichen Ostsee dient. Entsprechend enthält es physikalische Prozesse, die für die reine Wasserstandsvorhersage, besonders im Winter, weniger bedeutend sind (vergleiche Tabelle A0.1 im Anhang). Ein Vorteil dreidimensionaler Modelle für die Wasserstandsvorhersage liegt gegenüber vertikal integrierten Modellen in der vertikalen Auflösung des Strömungsprofils. Die Bodenreibung wirkt so nur auf die bodennahe Strömung. Dadurch ergeben sich in einigen Fällen, physikalisch sinnvoll, im dreidimensionalen Modell höhere Wasserstände als im entsprechenden zweidimensionalen Modell (Flather 2001).

Auch die Wasserstandsvorhersage des Küstenmodells wird laufend überprüft.

Jahr	Standardabweichung [m]	Bias[m]	± 0.20 m [%]	$> \pm 0.50$ m [%]
2004	0,22	+0,11	65,35	4,38
2003	0,18	+0,05	76,54	1,72
2002	0,19	+0,03	72,38	2,12
2001	0,18	+0,05	79,37	1,42
2000	0,19	+0,06	72,84	1,41
1999	0,18	+0,07	74,68	1,15

Tab.: 3.2: Scheitelwasserstand für Cuxhaven; Differenz aus Beobachtung und Modellprognose. (Küstenmodell)

Im täglichen Wasserstandsvorhersagedienst ist der auf das vorausberechnete Thw bezogene Windstau eine sinnvolle Angabe, da das Thw allen Küstenbewohnern vertraut ist. Für die Untersuchung extremer Sturmfluten sind jedoch die örtlichen Scheitelwasserstände die relevanten Größen. (Vergleiche auch Smith und Flather 1995, S.6.) Sie werden für Cuxhaven mit einer Genauigkeit von $\pm 0,20$ m vorhergesagt. Die Fehlerabschätzung in Tabelle 3.2 ist nicht direkt auf MUSE übertragbar, da im operationellen Betrieb bei den dreidimensionalen Modellen der Windschubspannungskoeffizienten zwischenzeitlich geändert wurde. Besonders der 2004 benutzte Ansatz nach Charnock, $1000 \cdot c_D = 0,7 + 0,09|U_{10}|$, ergab signifikant zu hohe Wasserstände. Zur Zeit wird auch in diesem Modell, wie im Staumodell durchgehend, der Ansatz von Smith und Banke 1975 benutzt.

3.4. Windschubspannung

Ein wichtiges Element der Kopplung zwischen Atmosphäre und Ozean ist der Impulsfluss an der Meeresoberfläche. Über die Windschubspannung, $\vec{\tau} = \rho_L (\overline{u'w'} \vec{i} + \overline{v'w'} \vec{j})$, wirkt der Hauptantrieb für Strömung und Oberflächenwellen. $\frac{\partial \tau}{\partial z}$ beschreibt den mittleren vertikalen turbulenten Transport des horizontalen Impulses in der Bodenschicht der Atmosphäre. In einer Studie über extreme Windereignisse muss die gewählte Parametrisierung der Windschubspannung wohl begründet sein. Daher folgt hier eine ausführliche Diskussion möglicher Ansätze.

Die Windschubspannung wird direkt aus Messungen der Fluktuationen des Windfeldes bestimmt. Klassische Theorien für das Windprofil in der Bodengrenzschicht basieren auf der Annahme, dass die Windschubspannung in einer bodennahen Schicht konstant ist. In einer dünnen Grenzschicht direkt am Boden dagegen sollen molekulare Prozesse dazu führen, dass sich Luft und Wasser dort mit der gleichen Geschwindigkeit bewegen. So ergibt sich für den Wind ein logarithmisches Profil.

Auf Grundlage solcher Theorie wird die Windschubspannung parametrisiert als $\vec{\tau} = \rho_L c_D |U_{10}| \vec{U}_{10}$. Der Windschubkoeffizient wird durch gleichzeitige Messung von

Windfluktuationen und dem Wind in 10 m Höhe, U_{10} , als $c_D = \frac{\tau}{U_{10}}$ bestimmt.

Der Windschubkoeffizient wird so als indirektes Maß für die Oberflächenrauigkeit verstanden. Für mittlere Windgeschwindigkeiten und neutrale Luftschichtung gibt es viele empirische Ansätze der Form $c_D = f(U_{10})$. Für die Nordsee hat sich der Ansatz Smith und Banke 1975, $c_D = 0,63 + 0,066|U_{10}|$, bewährt (Gerritsen et al. 1988, Janssen 1996). Diese Formel wird jetzt im operationellen Betrieb für alle Modelle des BSH benutzt und ist auch der Standard im Projekt MUSE. Zum Vergleich werden in den Abschnitten 4 bis 6 weitere Ansätze dieser Art angewandt.

Es ist jedoch bekannt, dass der Windschubkoeffizient von einer Reihe weiterer Parameter abhängt wie Stabilität der Luftschicht, Bögigkeit des Windes, Windlauflänge und verschiedene Wellenparameter (Kraus et al. 1994, Guan et al. 2004). Solche Ansätze werden hier nicht benutzt. Über die diagnostische Berechnung des 10 m-Windes aus Daten der verwendeten meteorologischen Modelle findet jedoch die Stabilität der Luftsäule Eingang in die Berechnung des Impulseintrags in die Ozeanmodelle. Die Berücksichtigung von Wellenparametern bei der Berechnung des Windschubkoeffizienten führte in der Untersuchung von Janssen 1996 nur zu einer geringen Verbesserung der Vorhersagegüte. Mastenbroek et al. 1993 berechneten einen Teil der Windschubspannung in einem an ein meteorologisches Modell gekoppelten Wellenmodell. Damit und über einen zusätzlichen horizontalen Impulsfluss, den „radiation stress“, wurde der Welleneinfluss auf Sturmflutsimulationen bestimmt. Für die Sturmflut 1989 waren die simulierten Wasserstände im Vergleich zu Simulationen mit dem Ansatz von Smith und Banke 1975 zunächst höher und damit näher an der Beobachtung. Nach Berücksichtigung der Fernwelle waren die Ergebnisse dann jedoch zu hoch. Für die Sturmflut vom Februar 1990 lagen die Ergebnisse beider Rechnungen zu niedrig und relativ eng zusammen. Am BSH wird zur Zeit eine interaktive Kopplung von Wellenmodell und Strömungsmodell erprobt (Murawski 2005). Simulationen der Sturmflut 1962 zeigen für Cuxhaven geringe Unterschiede zu der entsprechenden Neuberechnung mit dem Küstenmodell, aber eine bessere Übereinstimmung im Scheitelwasserstand. Das gilt auch für die Scheitelwasserstände von Borkum bis Büsum. In Husum und Esbjerg lagen die Scheitelwasserstände jedoch um +0,32 m bzw. +0,79 m über HThw 1962.

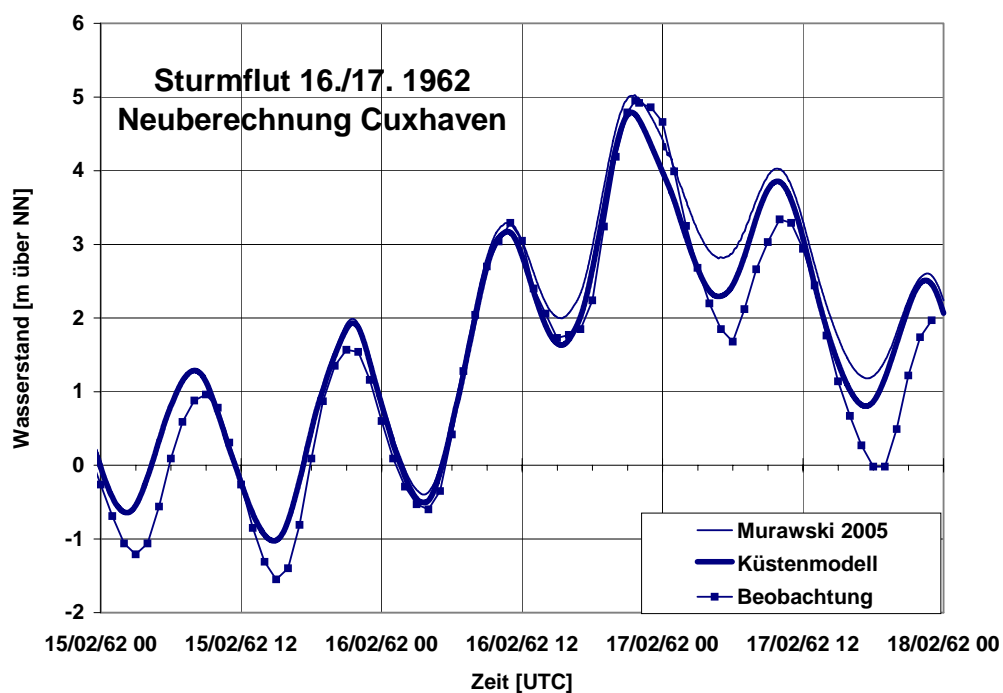


Abb. 3.3: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven während der Sturmflut vom 16./17.2.1962 (GME/LM, Küstenmodell im Vergleich zur Beobachtung und zu Murawski 2005).

Die bisherigen Aussagen zur Güte der Windschubparametrisierung beziehen sich auf mittlere Windgeschwindigkeiten. Der Parametrisierung von Smith und Banke 1975 liegen zum Beispiel Daten im Bereich von 3 m s^{-1} bis etwa 22 m s^{-1} zu Grunde (Abb. 3.3). Für diesen Bereich ist ein Anwachsen des Windschubspannungskoeffizienten mit zunehmender Windgeschwindigkeit durch viele Messungen bestätigt, ebenso wie eine stärkere Zunahme in flacheren Gebieten (Toba u.a. 2001, Geernaert et al. 1987, Abb.9). Das entspricht einer

Abhängigkeit der Oberflächenrauigkeit von der Wellenhöhe. Nicht gesichert ist der Ansatz für kleine Windgeschwindigkeiten und für sehr hohe. Probleme im Bereich kleiner Windgeschwindigkeiten werden hier nicht diskutiert. Die Gültigkeit der Parametrisierung des Impulseintrags in die Nordsee bei hohen Windgeschwindigkeiten ist jedoch für die Beurteilung der Modellergebnisse von entscheidender Bedeutung. So werden bei Winden über 40 m s^{-1} Wellen steiler und kürzer und der Wind spürt eher eine geschlossene glatte Oberfläche (Powell et al. 2003). Grundlegender ist, dass mit zunehmender Windgeschwindigkeit immer mehr Wasser in die Luft spritzt und brechende Wellen Luft ins Wasser mischen. Dadurch bricht die Modellvorstellung eines Mediums, das an einem anderen haftet und dieses mitzieht, zusammen. Daher werden sich einfache empirische Ansätze in der funktionalen Beziehung ihrer Parameter ändern. Hält man das Konzept eines Windschubkoeffizienten aufrecht, so deuten Messungen auf eine Konstanz (z.B. Amorocho et al. 1980, Emanuel 2003) oder sogar eine Abnahme des Windschubkoeffizienten bei sehr hohen Windgeschwindigkeiten (Powell et al. 2003). In Abbildung 3.3 sind einige der bei Windgeschwindigkeiten über 22 m s^{-1} ermittelten Windschubspannungskoeffizienten eingezeichnet. Sie streuen stark und es bleibt offen, ob Zusammenhänge, die in Hurrikanen über dem tiefen Ozean gefunden wurden, auch für Zyklone über Schelfgebieten gültig bleiben.

Standardmäßig wird der Ansatz von Smith und Banke 1975 ohne physikalische Rechtfertigung einfach extrapoliert. Eine solche Extrapolation ist bis $U_{10\text{m}}=26 \text{ m s}^{-1}$ akzeptiert. Zum Vergleich wurden mit Wu (1982) und Onvlee (1993) Ansätze ausgewählt, die schon einmal auf die Nordsee angewandt wurden. Wu (1982) formuliert wie Smith und Banke 1975 eine lineare Gleichung, gibt aber eine Gültigkeit bis $U_{10\text{m}}=50 \text{ m s}^{-1}$ an. Onvlee 1993 nimmt für Windgeschwindigkeiten $U_{10\text{m}}>15,9 \text{ m s}^{-1}$ einen konstanten Wert für den Windschubkoeffizienten an. Zusätzlich wurden, basierend auf den Daten aus Powell et al. 2003, zwei Ansätze formuliert, die den Windschubkoeffizienten mit der Windgeschwindigkeit abnehmen lassen, bzw. ihn konstant halten. In Tabelle 3.3 und Abbildung 3.3 sind die in dieser Studie verwendete Ansätze zusammengefasst.

Name	a_1	a_2	a_3	Geltungsbereich für $ U_{10} $
Smith und Banke, 1975, extrapoliert	0,63	0,066	0,000	$<50 \text{ m s}^{-1}$
Wu, 1982	0,80	0,065	0,000	$<50 \text{ m s}^{-1}$
Onvlee, 1993	0,14	0,000	0,000	$<10,2 \text{ m s}^{-1}$
	-0,60	0,200	0,000	$\geq 10,2 \text{ m s}^{-1}$ und $\leq 15,9 \text{ m s}^{-1}$
	2,58	0,000	0,000	$>15,9 \text{ m s}^{-1}$
Reduziert1	0,63	0,066	0,000	$\leq 21,52 \text{ m s}^{-1}$
	1,36	0,053	-0,001	$>21,52 \text{ m s}^{-1}$
Reduziert2	0,63	0,066	0,000	$\leq 30 \text{ m s}^{-1}$
	2,61	0,000	0,000	$>30 \text{ m s}^{-1}$

Tab. 3.3: Windschubkoeffizient als Funktion der Windgeschwindigkeit in 10 m Höhe in der Form $1000 \cdot c_D = a_1 + a_2 |U_{10}| + a_3 |U_{10}|^2$.

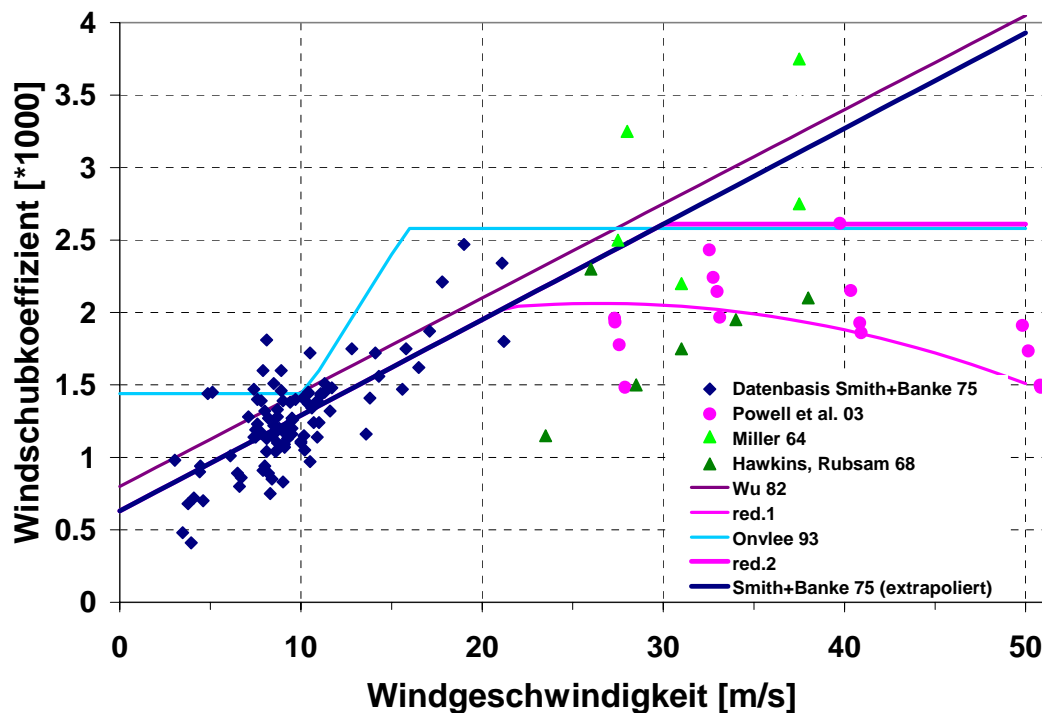


Abb. 3.4: Verwendete Ansätze für den Windschubkoeffizienten und deren Datengrundlage.

Die in die BSH-Modelle eingehende Größe ist $\frac{\vec{\tau}}{\rho_w} = \frac{\rho_L}{\rho_w} c_D |U_{10}| \vec{U}_{10}$. Sie liegt für Smith und

Banke 1975 und Wu 1982 enger zusammen, als die Betrachtung von c_D vermuten lässt. Entsprechend dem Ansatz red.2 für c_D weichen die Werte des Ansatz red.2 nur bei mittleren Windgeschwindigkeiten von denen des Ansatzes von Onvlee 1993 ab. Beide liegen für Windgeschwindigkeiten über 30 m s^{-1} deutlich unter dem von Smith und Banke 1975. Der Ansatz red.2 führt schon für Windgeschwindigkeiten ab 22 m s^{-1} zu signifikant niedrigeren und wohl eher zu niedrigen Werten.

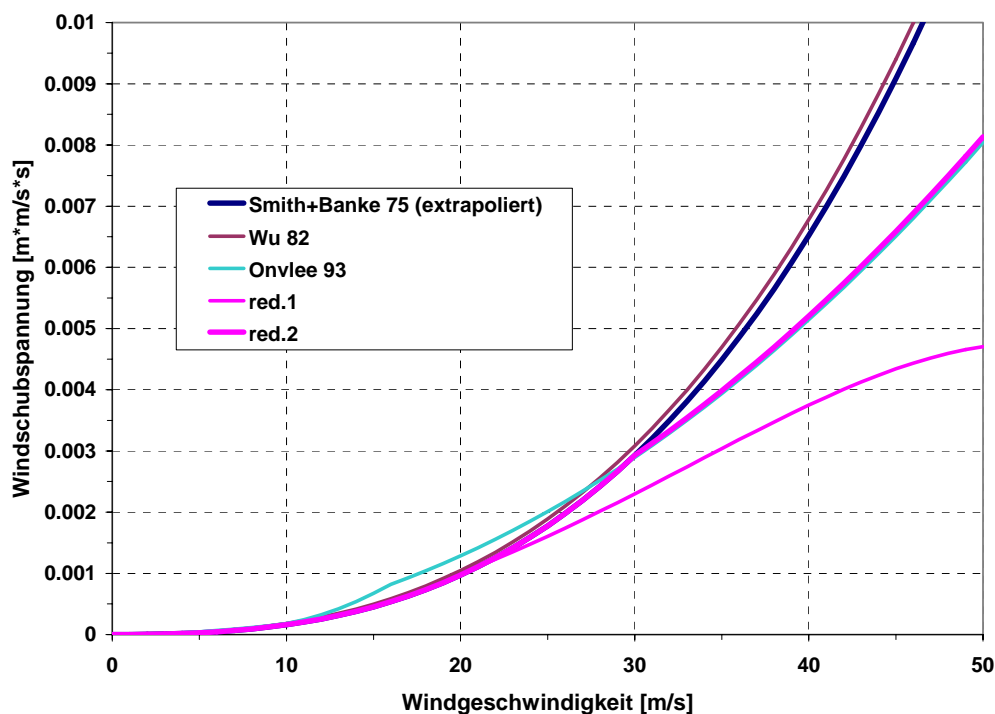


Abb. 3.5: Windschubspannung als Funktion von der Windgeschwindigkeit in 10m Höhe mit den verwendeten Ansätze für den Windschubkoeffizienten.

Abbildung 4.8 in Abschnitt 4.2.1. zeigt den Einfluss dieser unterschiedlichen Parametrisierungen auf die Neuberechnung der Sturmflut vom 3.12.1999 und Abschnitt 6.5.3. wird die extreme Sturmflut dieser Studie 1976 EPS45 mit allen fünf Ansätzen für den Windschubkoeffizienten durchgerechnet.

3.5. Bezugsniveau – Vergleich mit beobachteten Wasserständen

Die Modellgleichungen sind bezüglich eines rotierenden sphärischen Koordinatensystems, einer speziellen Form des orthogonalen krummlinigen Koordinatensystems, formuliert. In dieser Darstellung schneiden sich im Allgemeinen die Flächen konstanter Radialkomponenten mit denen konstanten Potentials der effektiven Gravitationskraft, der Schwerkraft. Erst beim Übergang zu speziellen auf das Geoid bezogene Koordinaten würde die Schwerkraft stets normal zur Fläche konstanter Radialkomponente gerichtet sein. Eine solche Transformation geschieht in den Modellen nicht. Stattdessen wird die Erde als Kugel mit dem Radius R approximiert. Das Geopotential ist dann nur noch eine Funktion der Radialkomponente. Die Radialkomponente wird durch $r = R + z$ ausgedrückt, wobei z die Höhe der Geopotentialfläche über der Erde (Kugel mit dem Radius R), $z = 0$ also die Kugeloberfläche ist. (Vergleiche Pichler 1984.)

Alle beobachteten Scheitelwasserstände, die in dieser Untersuchung verwendet werden, sind auf NN bezogen (vergleiche Jensen und Mudersbach 2005). Die NN-Fläche der Erde wird in erster Näherung als kontinuierliche Oberfläche eines wohldefinierten Körpers, dem Referenzellipsoid, beschrieben. Der tatsächliche NN-Wert an einem Ort wird durch Messung bestimmt und in Form von diskontinuierlichen Abweichungen zur Ellipsoidoberfläche, als U^{NN} , angegeben. Unter der Annahme kleinräumiger Homogenität dieser Abweichungen kann aus diesen Messungen eine kontinuierliche NN-Fläche konstruiert werden.

Die Differenz zwischen Modellnullfläche und NN-Fläche hat also zwei Anteile, die Abweichung der NN-Fläche von der Ellipsoidoberfläche, die U^{NN} , und den Abstand der Ellipsoidoberfläche von der Kugeloberfläche.

Der Unterschied zwischen großen und kleiner Halbachse des Referenzellipsoids beträgt etwa 21 320 m, die Differenz zwischen seinem mittleren Radius und dem Erdradius im Modell etwa 4 300 m. Die Auswirkung dieser Unterschiede auf die modellierten Prozesse und insbesondere auf die Auslenkung der Wasseroberfläche relativ zur Modellnullfläche ist vernachlässigbar.

Die U^{NN} betragen z.B. für die Orte im Gebiet der Elbemündung 39,5 m \pm 0,10 m (Goffinet 2000). Für das größere Gebiet der Deutsche Bucht ist die Variation mit 39,6 m bis 42,1 m größer (Ellmer pers. Mitteilung). Auch hier ist der konstante Anteil ohne Bedeutung. Wichtig für einen Vergleich von Modelldaten und beobachteten Werten ist hingegen, dass die NN-Fläche keine Äquipotentialfläche darstellt. Beide Bezugsniveaus unterscheiden sich also nicht nur in ihrem absoluten Nullpunkt, sondern auch von Ort zu Ort.

In dieser Untersuchung werden Wasserstände relativ zur Modellnullfläche als direkt vergleichbar mit Beobachtungen relativ zu NN angesehen.

4. Neuberechnungen und Anfangswerte

Die in diesem Abschnitt vorgestellten Ergebnisse sollen durch die Neuberechnung der Sturmfluten 1962 und 1999 einen Eindruck von der Genauigkeit des gegenwärtigen Modellsystems (Version 3) des BSH bei Sturmflutsimulationen geben. Ihre Empfindlichkeit gegenüber der Wahl der Windschubkoeffizienten wird für die Sturmflut 1999 gezeigt. Gleichzeitig werden hier Anfangswerte für Simulationen mit zum Teil recht kurzen Membranen des Kollektivs extremer Sturmflutwetterlagen der weiteren Sturmfluten 1967, 1976, 1990 und 1994 ermittelt. Anfangswerte für die Modellrechnungen dieses Abschnitts sind Archivwerte etwa gleicher Gezeitenphase und etwa gleichen Datums des Jahres 2003. Die Zuordnung erfolgte durch die den entsprechenden Gezeitentafeln entnommenen Zeiten und Höhen der Hoch- und Niedrigwasser in Cuxhaven. Tabelle 4.0 gibt die Starttermine für Neuberechnungen und Re-Analysen.

<i>Sturmflut</i>	<i>Starttermin [UTC]</i>	<i>Zeit HThw Cuxhaven [UTC]</i>
16./17.2.1962	11.02.1962 00:00	16.02.1962 21:40
23.2.1967	15.02.1967 00:00	23.02.1967 22:20
3.1.1976	31.12.1975 00:00	03.01.1976 13:20
27./28.2.1990	19.02.1990 00:00	27.02.1990 00:42
28.1.1994	20.01.1994 00:00	28.01.1994 12:08
3.12.1999	28.11.1999 00:00	03.12.1999 19:18

Tab. 4.0: Starttermine der Neuberechnungen bzw. Re-Analysen im Vergleich zu den Zeiten der eingetretenen Scheitelwasserstände in Cuxhaven.

Ein kurze Charakterisierung der Sturmfluten findet sich im Abschnitt 5.2 des BSH-Teilprojekts und im DWD-Teilprojekt für die Sturmflut 1962.

4.1. Neuberechnung 1962

Die Sturmflut 1962 fällt in etwa mit dem Beginn der Nutzung numerischer Modelle zur Simulation von Sturmfluten zusammen (Hansen 1966 und Heaps 1969). Angetrieben wurden diese frühen Modelle durch den geostrophischen Wind. Im Vorfeld zu den Arbeiten im Projekt MUSE hat der DWD die Testphase der jetzigen Version des GME für eine Neuberechnung der globalen Wetterlage zur Zeit der Sturmflut 1962 genutzt. Mit Randwerten aus diesem Modell und zwölfstündigen Re-Analysen als Anfangswerten simulierte dann das LM entsprechend dem operationellen Betrieb sich zeitlich überlappende Entwicklungen der Sturmflutwetterlage. Aus den jeweils ersten 12 Stunden einer Simulation wurden stündliche Werte der meteorologische Felder zur Reproduktion des historischen Wasserstands mit den Modellen des BSH für die Zeit vom 11. Februar 00 Uhr bis zum 18.

Februar 00 Uhr zusammengestellt. Die Re-Analysen blieben dabei unberücksichtigt, weil sie den 10 m Wind, eine diagnostische Größe, anders berechnen, als es das LM tut.

Die Güte der Wasserstandsvorhersage ist stark von der Güte der meteorologischen Vorhersage abhängig. Abbildung 4.1 zeigt den Vergleich von Modellwinden mit historischen Feuerschiffdaten (Deutsches Hydrographisches Institut 1963).

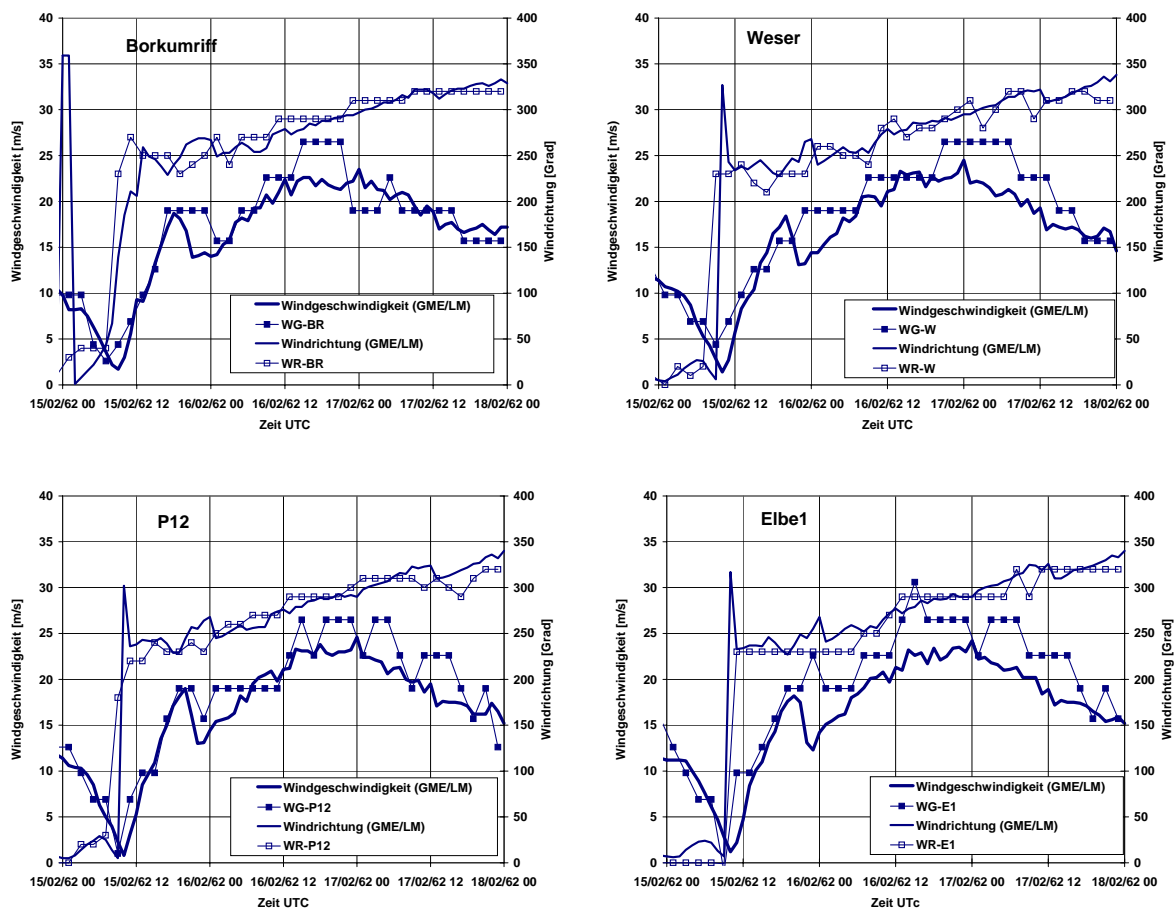


Abb. 4.1: Betrag und Richtung von Modellwinden (GME/LM) und historischen Daten (Deutsches Hydrographisches Institut 1963) für Borkumriff (53,750 N 6,403 E), Weser (53,858 N 7,887 E), P12 (54,000 N 7,858 E) und Elbe1 (54,000 N 8,178 E).

Die Beobachtungen basieren auf momentanen Schätzungen (in Beaufort). In der Beobachtung vermitteln momentane Böen und stündliche Mittelwerte ein unterschiedliches Bild der Intensität eines Sturms (Rodewald1962). Modellwinde sind stündliche Werte einer zeitlich höher aufgelösten Simulation, die linear auf die Modellzeitschritte der BSH Modelle interpoliert werden. Sie sind also eher mit momentanen Winden zu vergleichen, als mit stündlich gemittelten. Der Vergleich lässt vermuten, dass der durch Ungenauigkeit des lokalen Windfelds bedingte Fehler im Wasserstand für 1962 relativ gering ist.

Anhand der Neuberechnung der Sturmflut vom 16./17.1962 werden in den Abschnitten 4.1.1. bis 4.1.3. die kritischen Elemente einer Sturmflutsimulation diskutiert. Gleichzeitig geben sie und die Neuberechnung der Sturmflut 1999 im Abschnitt 4.2. einen Eindruck von der möglichen Genauigkeit derzeitiger Sturmflutvorhersage am BSH. Entsprechende Vorbehalte nach oben, wie bei der Sturmflut 1962, oder nach unten, wie bei der Sturmflut 1999, sind auch gegenüber den in den Abschnitten 5. Und 6. vorgestellten extremen Sturmfluten gegeben.

4.1.1. Fernwelle

Bei der Sturmflut vom 16./17.2. 1962 trug eine außerhalb der Nordsee erzeugte Störung wesentlich zur Sturmflut bei. Über der Norwegischen See wurde am 15.2. ein mittlerer Wind von $28,3 \text{ m s}^{-1}$ gemessen (Lamb 1991). Der maximale Modellwind während dieser Zeit ist $20,3 \text{ m s}^{-1}$ bei $58,45 \text{ N}$ und $1,75 \text{ E}$ (die nördliche Modellgrenze liegt bei $66,00 \text{ N}$). Im Nordostatlantikmodell entsteht die Fernwelle in der südlichen Norwegischen See zunächst primär durch Luftdruckunterschiede über tiefem Wasser. Über flachem Wasser überwiegt der Einfluss der Windschubspannung auf den Impulseintrag aus der Atmosphäre. Damit berücksichtigt das Nordostatlantikmodell einen wesentlichen Teil des Antriebs dieser Störung. Der Wasserstand (Stau) in Wick aus dem Nordostatlantikmodell zeigt am 16.2.1962 zwei Maxima, $0,55 \text{ m}$ um 9:40 Uhr UTC und $0,57 \text{ m}$ um 13:50 Uhr UTC. Damit reproduziert das Modell zwar den damals beobachteten „Doppelschwall“ (Koopmann 1962), im Vergleich zur beobachteten Fernwelle liefert das Modell jedoch einen zu niedrigen Randwert für die nachfolgenden Modelle (vergleiche Abbildung 3.1).

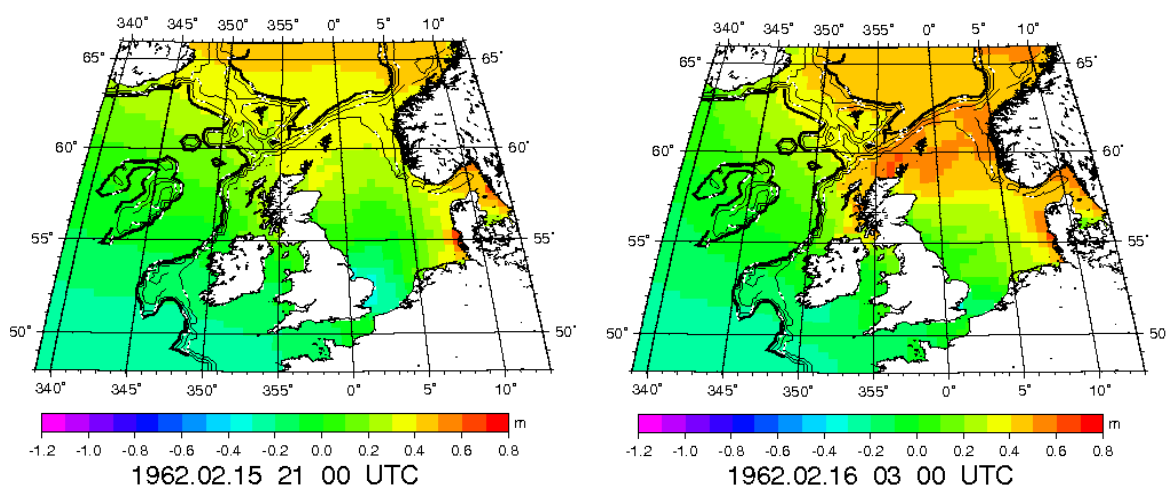


Abb. 4.2: Wasserstand (Stau) im Bereich des Nordostatlantikmodells am 15.2.1962 um 21:00 Uhr und um am 16.2.1962 um 3:00 Uhr UTC.

In der Nordsee breitet sich die Fernwelle zunächst als einzelne Kelvinwelle entlang der englischen Küste aus. Ausläufer der Welle treffen auf die holländisch-deutsche Küste, werden dort reflektiert und laufen entlang der deutsch-dänischen Küste als Kelvinwelle zurück nach Norden. Entsprechend der Bilanzgleichung für die vorticity (Wirbelstärke) spürt die Entwicklung der Fernwelle in der Nordsee den Einfluss variabler Topographie, besonders im Bereich geschlossener Tiefenlinien wie der Dogger Bank, und weicht so von dem klassischen Bild einer Kelvinwelle (flacher Boden) ab. Die Abbildungen im Anhang A zeigen diesen Verlauf. Sie sind Ergebnis einer Simulation bei der das Staumodell nur mit den Wasserstandswerten aus dem Nordostatlantikmodell angetrieben wurde.

Die Fernwelle wird in ihrem Verlauf richtig modelliert, ist für 1962 entsprechend den Randbedingungen aber zu niedrig. Daher sind auch die Scheitelwerte in Cuxhaven etwas zu niedrig.

4.1.2. Windstau und nichtlineare Wechselwirkung

In einem geschlossenen, schmalen Kanal, d.h. einem Kanal mit endlichem Volumen und vernachlässigbarem Einfluss der Erdrotation, stellt sich der Wasserstand so ein, dass sein Druckgradient die Kraft der Windschubspannung balanciert. Im stationären Fall gilt für einen konstanten Wind in Kanalrichtung für die Neigung der Wasseroberfläche $\frac{\tau}{g\rho_w H}$ (Pugh 2004). 1962 führte ein langanhaltender Wind zu einem Stau über große Teile der Nordsee in

Richtung Deutsche Bucht. Für einen 300 km langen Kanal, einer Tiefe von 20 m und konstanter Windgeschwindigkeit von 30 m s^{-1} ergibt die Gleichung einen Windstau von etwa 4,50 m; bei 100 m Tiefe nur noch knapp 1 m. Die Bedingungen in der Deutschen Bucht entsprechen jedoch nicht einem solchen Kanalmodell (Tomczak 1960). Die Entwicklung des Windstaus in der Deutschen Bucht ist vergleichbar mit der in Anhang B1 dargestellten extremen Sturmflut. Entsprechend zeigen die maximalen Stauwerte (Stau_{HW} , Stau_{NW} und maximaler Stau) in Tabelle 4.1 deutliche regionale Unterschiede. In Abbildung 4.3 und 4.4 ist der zeitliche Verlauf des Windstaus in Cuxhaven eingetragen.

Ort	$\text{Stau}_{\text{HW}} [\text{m}]$	$\text{Stau}_{\text{NW}} [\text{m}]$	Max. Stau [m]
Borkum	2,48	3,09	3,10
Emden	3,08	3,66	3,90
Norderney	3,61	3,18	3,19
Helgoland	2,62	3,02	3,02
Wilhelmshaven	3,21	3,61	3,61
Bremerhaven	3,42	3,47	3,98
Cuxhaven	3,43	3,55	3,98
Büsum	3,29	3,75	3,77
Husum	3,55	3,47	4,66
Dagebüll	3,38	3,14	3,53
Wittdün	2,98	3,03	3,03
List	3,07	3,08	3,09
Esbjerg	2,80	2,39	2,86

Tab.4.1: Regionale Verteilung maximaler Stauwerte für die Neuberechnung der Sturmflut vom 16./17.2.1962 (GME/LM, Küstenmodell).

Solche Windstauwerte repräsentieren außer dem lokalen und externen Windeinfluss auch die Wechselwirkung mit der Gezeit durch nichtlineare Terme der zugrundeliegenden Gleichungen. Anhang A zeigt die Differenz solch Windstauberechnung zu einer Simulation mit reinem meteorologischen Antrieb (lokal und extern). Diese nichtlineare Wechselwirkung ist maximal im flachen Wasser und bei maximaler Gezeitenströmung, d.h. zwischen Thw und Tnw. (Vergleiche auch die Untersuchung von Tang et al. 1996.) Zur Zeit des Scheitelwasserstands hat die Wechselwirkung in Cuxhaven einen Wert von -0.16 m, drei Stunden früher betrug er -0.53 m. Pugh (1987, Abb. 7.13) fand für Southend, dass durch die Wechselwirkung Staumaxima selten bei Thw auftreten, sondern in Zeiten ansteigender Gezeit. Eine ähnliche Untersuchung für Cuxhaven, Norderney und Helgoland (Gönnert 2003, Abb. 9.5 – Abb. 9.7) bestätigt diese Ergebnisse. Bei der Neuberechnung der Sturmflut vom 16./17.2.1962 wird der maximale Stau (lokal und extern) mit dem Staumodell 2,5 Stunden vor Thw der Modellgezeit erreicht (vergl. Abb. 4.3).

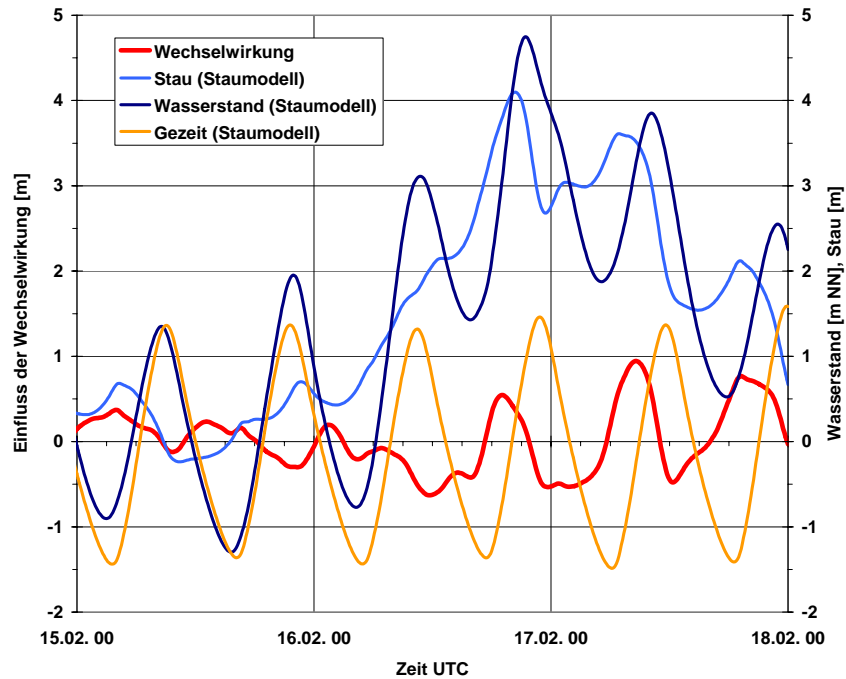


Abb. 4.3: Wasserstand, Windstau und Gezeit (GME/LM,Staumodell) sowie der Einfluss nichtlinearer Wechselwirkung [Stau – Wasserstand_{met}].

Ob die nichtlineare Wechselwirkung im Modell realistisch wiedergegeben wird, lässt sich nicht überprüfen. Der Windstau, der im Modell auch den Einfluss der nichtlinearen Wechselwirkung beinhaltet, reproduziert die Beobachtung sowohl im Staumodell als auch im Küstenmodell während der Sturmflutphase hinreichend (vergleiche Abb. 4.4.)

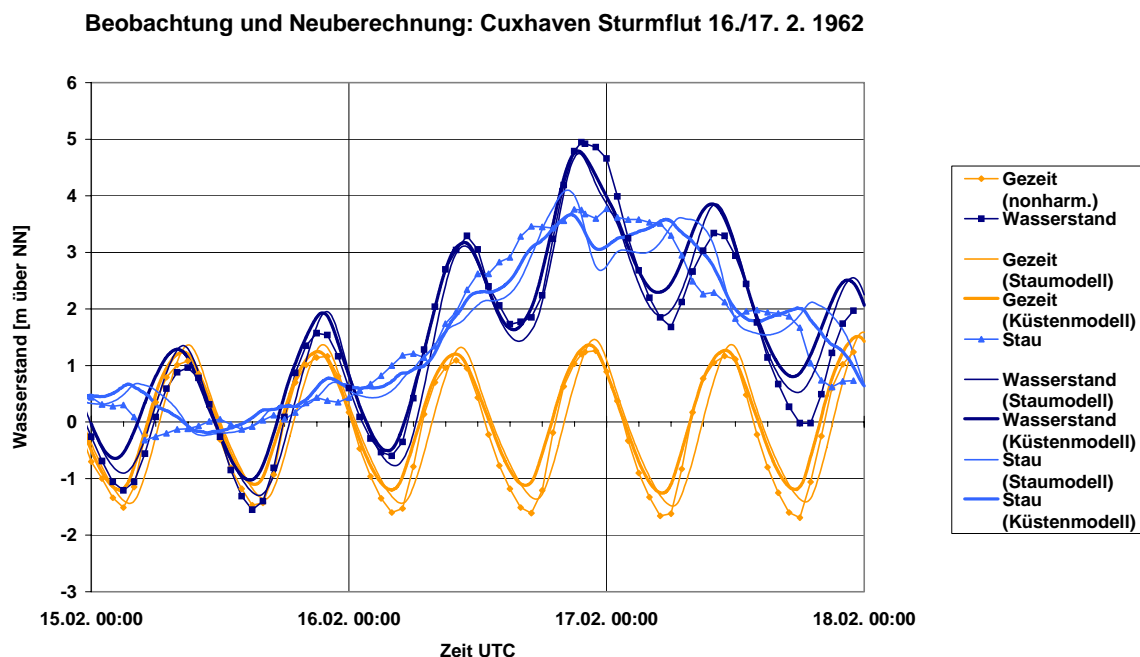


Abb. 4.4: Wasserstand, Windstau und Gezeit (GME/LM, Staumodell und Küstenmodell) im Vergleich zur Beobachtung und der nach dem nonharmonischen Verfahren vorausgerechneten Gezeit.

4.1.3. Wasserstand

Für den Wasserstand ist die Übereinstimmung von Modellsimulation und Beobachtung wesentlich besser als für den Windstau. Abbildung 4.4 zeigt einen Vergleich für Cuxhaven. Dort ist jedoch die Zeit maximalen Wasserstands kürzer als tatsächlich eingetreten. Da Koopmann (1962) dies auf den langandauernden Einfluss der Fernwelle zurückführt, scheint für diese Abweichung das Nordostatlantikmodell, wahrscheinlich dessen zu geringe Ausdehnung in die Norwegische See, verantwortlich zu sein.

Für andere Pegel der Deutschen Bucht wird die Form der Wasserstandskurven unterschiedlich gut simuliert (vergl. Abb. 4.5)

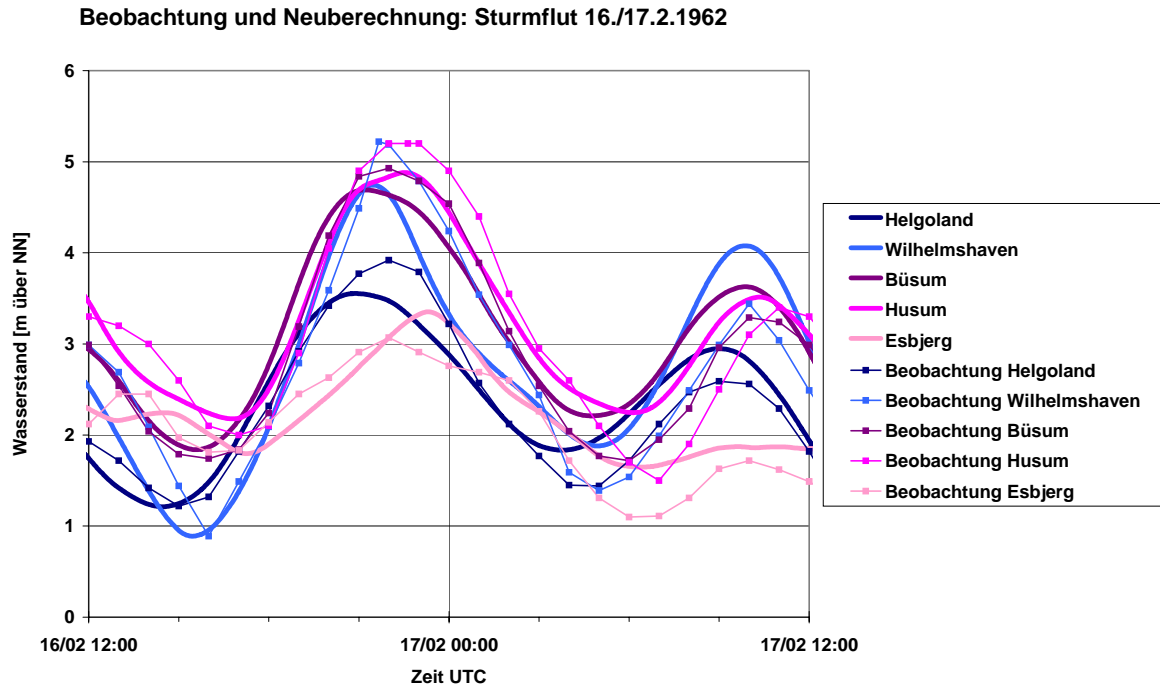


Abb. 4.5: Wasserstand (GME/LM, Küstenmodell) im Vergleich mit Messungen (Daten deutscher Pegel nach Schulz 1962, für Esbjerg dänische Daten).

Der Scheitelwasserstand in Cuxhaven liegt im Küstenmodell 0,16 cm unter der Beobachtung. Im Bereich der Deutschen Bucht liegen die Abweichungen zwischen $-0,47$ m in Wilhelmshaven und $+0,17$ m in List (vergl. Abbildung 4.6 und Tabelle 4.2).

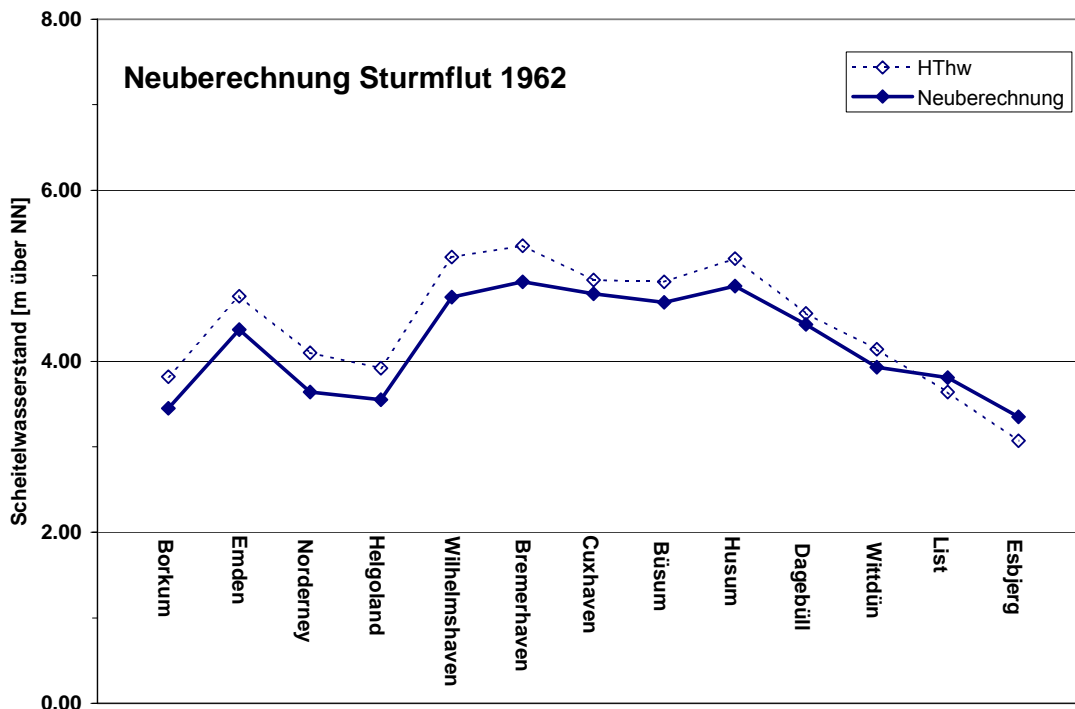


Abb. 4.6: Regionale Verteilung der Scheitelwasserstände im Vergleich zu beobachteten HThw (GME/LM, Küstenmodell).

Ort	HThw	Neuberechnung	Abweichung
Borkum	3,82	3,45	-0,37
Emden	4,76	4,37	-0,39
Norderney	4,10	3,64	-0,46
Helgoland	3,92	3,55	-0,37
Wilhelmshaven	5,22	4,75	-0,47
Bremerhaven	5,35	4,93	-0,42
Cuxhaven	4,95	4,79	-0,16
Büsum	4,93	4,69	-0,24
Husum	5,20	4,88	-0,32
Dagebüll	4,56	4,43	-0,13
Wittdün	4,14	3,93	-0,21
List	3,64	3,81	0,17
Esbjerg	3,07	3,35	0,28

Tab. 4.2: Regionale Verteilung der Scheitelwasserstände im Vergleich zum HThw für die Neuberechnung der Sturmflut vom 16./17.1962 (GME/LM, Küstenmodell)

4.2. Neuberechnung 1999

Das Sturmtief „Anatol“ vom 3.12.1999 wurde seinerzeit von den meteorologischen Modellen nicht gut vorhergesagt. Dadurch wurde eine Reihe von meteorologischen Neuberechnungen für diesen Tag ausgelöst. Die hier verwendete Neuberechnung für den 3.12.1999 (LMneu) wurde am BSH als diejenige ausgewählt, die die Wasserstände in der Deutschen Bucht am besten reproduziert. Die zugehörigen Modellstudien sind nicht publiziert worden. Sie sind nur bei einem Seminar der BAW Hamurg-Rissen am 16.11.2000 vorgestellt worden. (Dänische meteorologische Neuberechnungen, die z.B. für Esbjerg bessere Übereinstimmung mit der Beobachtung lieferten, sind nicht berücksichtigt worden.) Anfangswerte für die Neuberechnung der Wasserstände und der meteorologische Antrieb in der Zeit nach dem 3.12.1999 basieren auf den sechsständigen Re-Analysen des ECMWF, die linear auf die Zeitschritte der BSH-Modelle interpoliert wurden.

Die Sturmflut vom 3.12.1999 war eine typische Sturmflut vom Zirkulartyp, hervorgerufen durch ein kleines, schnell über die Nordsee ziehendes Tiefdruckgebiet. Bei einer solchen Wetterlage können auch Winde parallel zur Küste bedeutsam werden. Die einfache Ekmantheorie für stationäre Winde über einem tiefen Ozean besagt, dass auf der rotierenden Erde der vertikal integrierte Wassertransport quer zur Windrichtung erfolgt. Für das zirkulare Windfeld von 1999 entstand dadurch das typische divergente Transportfeld. Behindert eine Küste diesen Wassertransport, kommt es dort zu einem Anstau mit einer

Neigung der Wasseroberfläche von $\frac{\tau \sin \phi}{\rho_w g H} t$ (Pugh 2004, S.139). Der nach dieser Theorie

stetige Anstieg des Wasserstandes an der Küste wird durch Bodenreibung und begrenzte Winddauer verhindert.

Typisch für eine Zirkularsturmflut stieg der Wasserstand in Cuxhaven innerhalb weniger Stunden um mehr als 4 m. Dieser rasche Anstieg wird von den BSH-Modellen gut reproduziert.

Beobachtung und Neuberechnung: Cuxhaven Sturmflut 3. 12. 1999

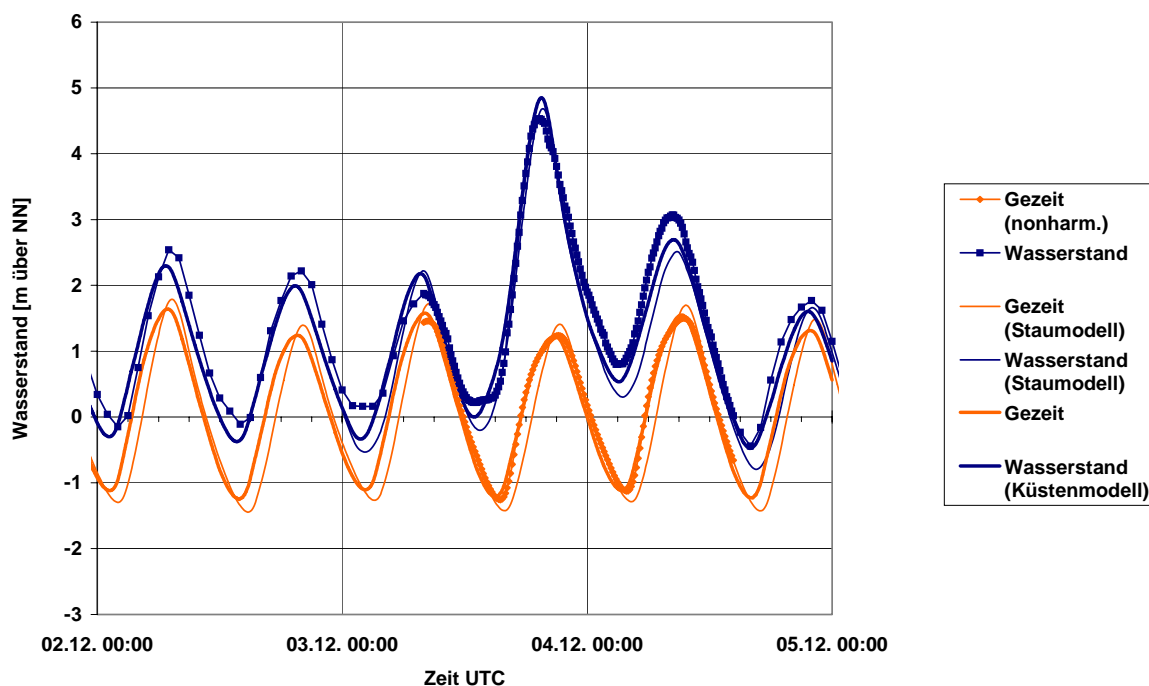


Abb. 4.7: Wasserstand und Gezeit für die Neuberechnung der Sturmflut vom 3.12.1999 (IFS/LM, Küstenmodell und Staumodell) im Vergleich zur Beobachtung und zur vorausgerechneten Gezeit.

Im Bereich von Helgoland bis List werden die Scheitelwerte besonders vom Küstenmodell überschätzt, z.B. in Cuxhaven um 0.32 m. Vergleiche Abbildung und Tabelle in Abschnitt 4.2.1.

4.2.1. Windschubkoeffizient bei hohen Windgeschwindigkeiten

Während der Sturmflut vom 3.12.1999 lagen die Windgeschwindigkeiten mit maximal $51,1 \text{ m s}^{-1}$ deutlich über denen der Sturmflut von 1962. Daher wurden für die „Anatol“-Sturmflut 1999 Simulationen mit den in Abschnitt 3.4 vorgestellten weiteren Ansätzen für den Windschubkoeffizienten durchgeführt. Tabelle 4.3 zeigt, dass die Scheitelwasserstände für die Ansätze von Wu (1982) und Onvlee (1993) noch über denen mit dem Ansatz von Smith und Banke (1975) liegen. Die aus den Daten von Powell et al. (2003) abgeleitete Abnahme des Windschubkoeffizienten bei Windgeschwindigkeiten über etwa 22 m s^{-1} führt weitgehend zu einer Unterschätzung der Scheitelwasserstände (vergl. Tab. 4.4). Die Annahme eines konstanten Windschubkoeffizienten bei hohen Windgeschwindigkeiten zeigt kaum Unterschiede zu den Ergebnissen mit dem Ansatz von Smith und Banke (1975). Die in Abbildung 4.8 eingetragenen Schwankungsbreiten der Scheitelwasserstände mit der Variation des Ansatzes für den Windschubspannungskoeffizienten sind durch die Ansätze von Wu (1982) als obere Grenze und den bei hohen Winden abnehmendem Koeffizienten bestimmt. Die Grenzen liegen im Mittel bei etwa +0.2 m bzw. -0.5 m relativ zu den Ergebnissen von mit dem Ansatz von Smith und Banke (1975).

Abbildung 4.8 und Tabelle 4.3 zeigen die regionale Verteilung der berechneten und beobachteten Scheitelwasserstände von Pegeln in der Deutschen Bucht für verschiedene Ansätze zur Berechnung des Windschubkoeffizienten.

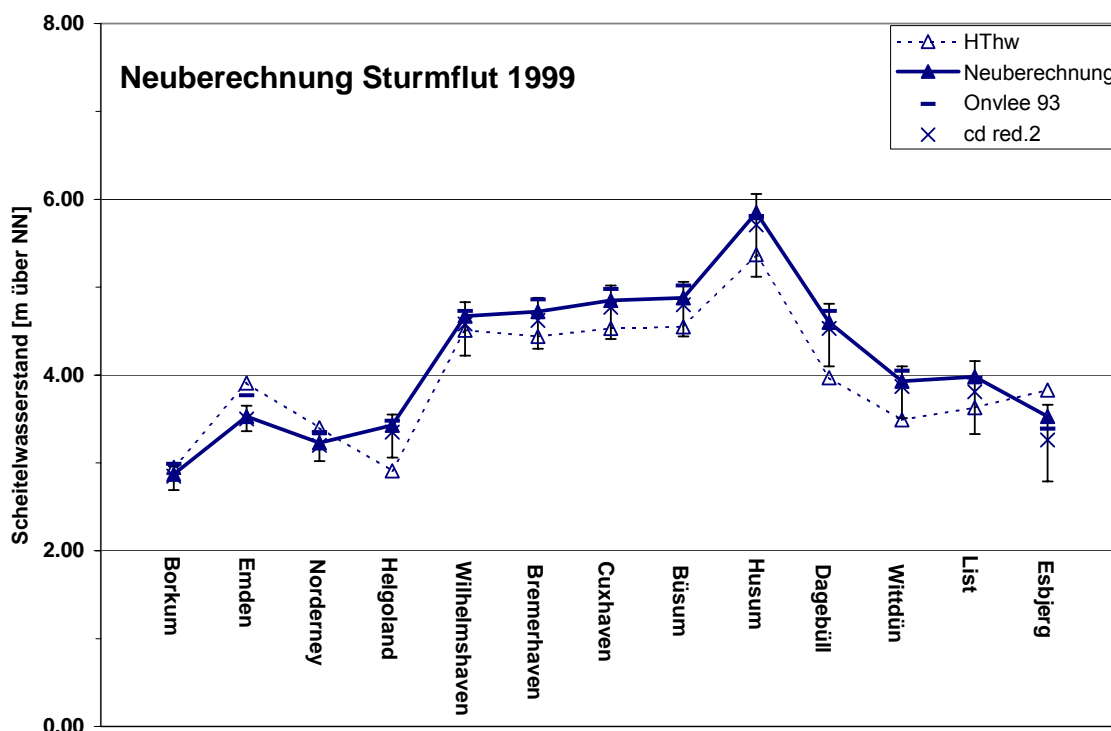


Abb. 4.8: Regionale Verteilung der Scheitelwasserstände bei verschiedenen Ansätzen für den Windschubspannungskoeffizienten, Neuberechnung der Sturmflut vom 3.12.1999 (IFS/LM, Küstenmodell). Bandbreiten von cd red.1 (untere Grenze) bis Wu 82 (obere Grenze).

Ort	HThw	Wu82	Onvlee93	Smith+Banke75	reduziert2	reduziert1
Borkum	2,95	2,96	2,99	2,87	2,85	2,69
Emden	3,91	3,65	3,77	3,53	3,50	3,36
Norderney	3,40	3,34	3,35	3,23	3,20	3,02
Helgoland	2,91	3,55	3,48	3,43	3,35	3,06
Wilhelmshaven	4,51	4,83	4,73	4,67	4,58	4,22
Bremerhaven	4,44	4,88	4,86	4,72	4,62	4,30
Cuxhaven	4,53	5,02	4,98	4,85	4,77	4,41
Büsum	4,55	5,06	5,02	4,88	4,80	4,44
Husum	5,37	6,06	5,81	5,85	5,71	5,12
Dagebüll	3,97	4,81	4,73	4,60	4,43	4,10
Wittdün	3,49	4,10	4,05	3,93	3,87	3,51
List	3,63	4,16	3,97	3,98	3,81	3,33
Esbjerg	3,83	3,66	3,39	3,53	3,26	2,79

Tab. 4.3: Regionale Werte für HThw und für Scheitelwasserstände unter Verwendung verschiedener Windschubkoeffizienten (IFS/LM, Küstenmodell, [m über NN]).

Für alle Pegel ergibt der Ansatz cd red.1 die niedrigsten Werte. Maximale Scheitelwasserstände werden außer in Borkum, Emden und Norderney mit dem Ansatz Wu 82 erreicht. Die nächste Tabelle zeigt die jeweilige Differenz zu den gemessenen Scheitelwasserständen.

<i>Ort</i>	<i>Wu80/82</i>	<i>Onvlee93</i>	<i>Smith+Banke75</i>	<i>reduziert2</i>	<i>reduziert1</i>
Borkum	+0,01	+0,04	-0,08	-0,10	+0,01
Emden	-0,26	-0,14	-0,38	-0,41	-0,55
Norderney	-0,06	-0,05	-0,17	-0,20	-0,38
Helgoland	+0,64	+0,57	+0,52	+0,44	+0,15
Wilhelmshaven	+0,32	+0,22	+0,16	+0,07	-0,29
Bremerhaven	+0,44	+0,42	+0,28	+0,18	-0,14
Cuxhaven	+0,49	+0,45	+0,32	+0,24	-0,12
Büsum	+0,51	+0,47	+0,33	+0,25	-0,11
Husum	+0,69	+0,44	+0,48	+0,34	-0,25
Dagebüll	+0,84	+0,76	+0,63	+0,56	+0,13
Wittdün	+0,61	+0,56	+0,44	+0,38	+0,02
List	+0,53	+0,34	+0,35	+0,18	-0,30
Esbjerg	-0,17	-0,44	-0,30	-0,57	-1,04

Tab. 4.4: Abweichungen in m vom HThw für die Scheitelwasserstände aus Tabelle 4.3.

Diese Ergebnisse rechtfertigen keine Abweichung von dem bewährten Ansatz von Smith und Banke 1975, besonders da 1962 die Neuberechnung die Scheitelwerte mit dem gleichen Ansatz unterschätzt.

4.3. Weitere Sturmfluten

Die Sturmflut vom 3.1.1976 ist mehrfach mit unterschiedlich rekonstruierten Windfeldern nachgerechnet worden (Heaps 1977, Flather et al. 1978, Hewer 1980, Dolata et al. 1983, Fischer 1978, Plüß 2003). Die Sturmflut 1990 wurde im Rahmen eines Vergleichs des Ansatzes von Smith und Banke (1975) mit einem Wellenmodell simuliert (vergleiche Abschnitt 3.4). Auch die Sturmflut vom 28.1.1994 wurde mit unterschiedlichen meteorologischen Modelldaten im Rahmen eines KFKI Projekts neu berechnet (Plüß 2003, S.105).

Im Projekt MUSE wurden für diese Sturmfluten und die verbleibende Sturmflut vom 23.2.1967 ebenfalls Simulationen der tatsächlich eingetretenen Sturmflut durchgeführt. Sie basieren auf sechsstündigen Re-Analysen der meteorologischen Felder. Wie erwartet ist diese zeitliche Auflösung für eine Reproduktion der Wasserstände während der Sturmflutphase nicht ausreichend. Die Scheitelwasserstände in Cuxhaven sind jeweils zu niedrig (Abbildungen 4.9-4.12). Ihren Zweck, Anfangswerte für die Simulationen mit zum Teil sehr kurzen Membranen des Kollektivs extremer Sturmflutwetterlagen zu liefern, erfüllen sie jedoch gut.

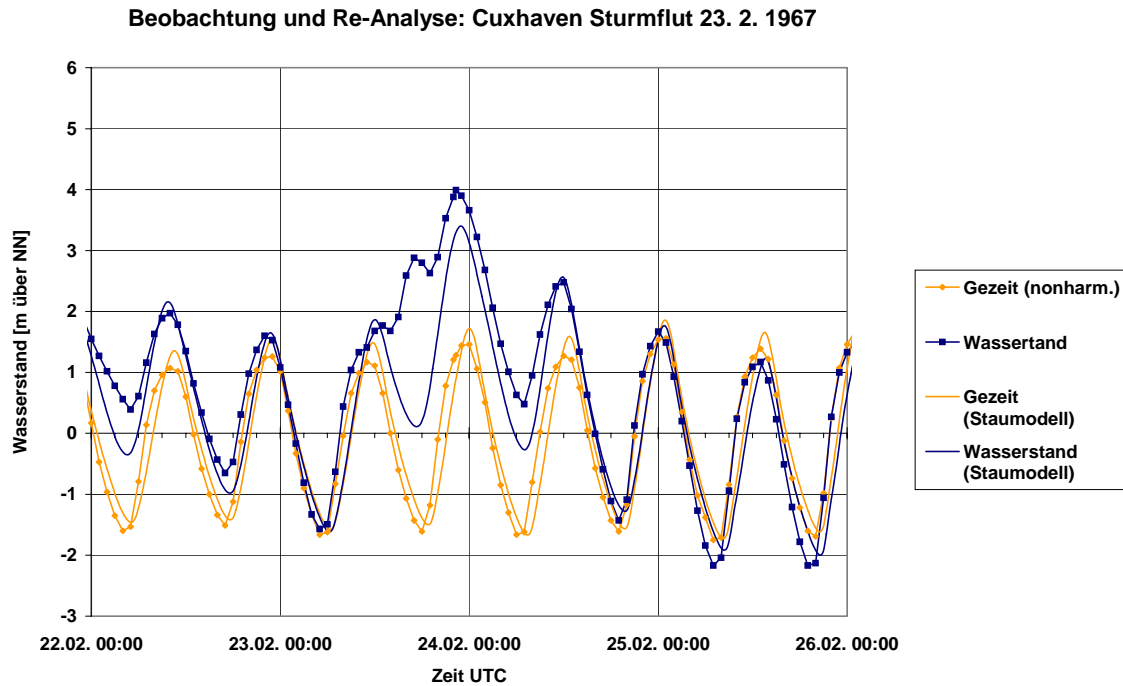


Abb. 4.9: Wasserstand und Gezeit für die Re-Analyse der Sturmflut vom 23.2.1967 (IFS/LM, Küstenmodell und Staumodell) im Vergleich zur Beobachtung und zur vorausberechneten Gezeit.

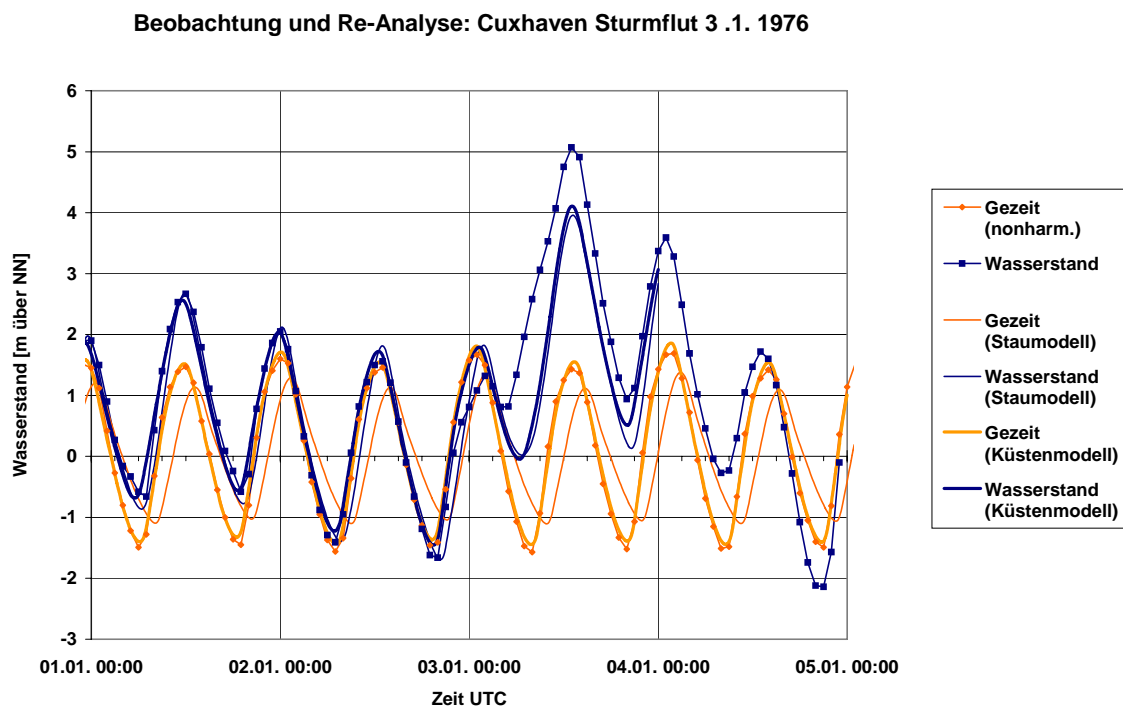


Abb. 4.10: Wasserstand und Gezeit für die Re-Analyse der Sturmflut vom 3.1.1976 (IFS/LM, Küstenmodell und Staumodell) im Vergleich zur Beobachtung und zur vorausberechneten Gezeit.

Beobachtung und Re-Analyse: Cuxhaven Sturmflut 27./28. 2. 1990

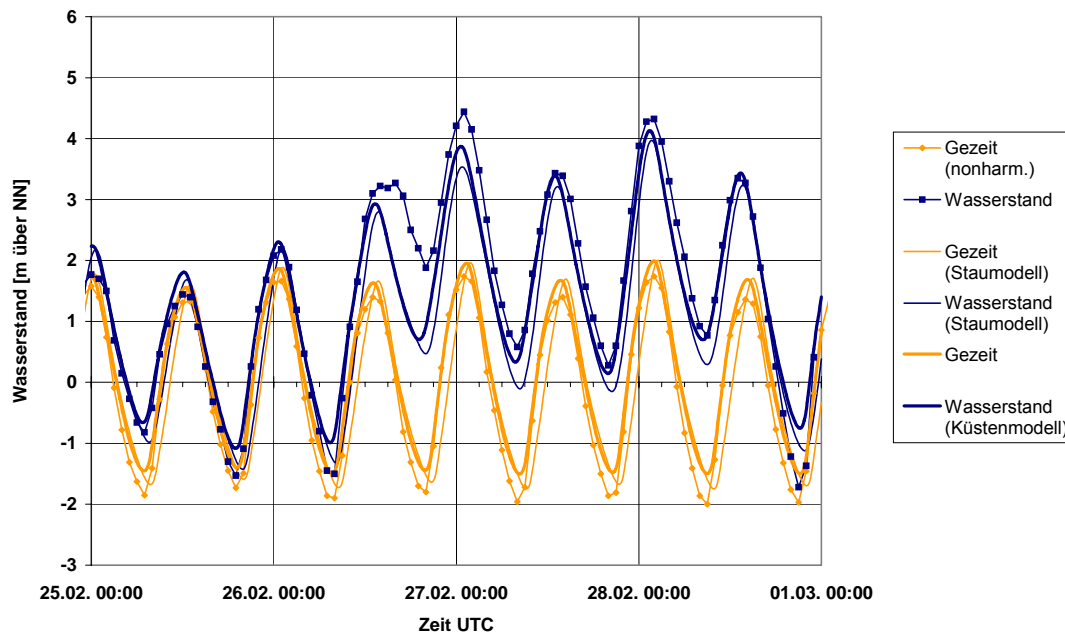


Abb. 4.11: Wasserstand und Gezeit für die Re-Analyse der Sturmflut vom 27./28.2.1990 (IFS/LM, Küstenmodell und Staumodell) im Vergleich zur Beobachtung und zur vorausgerechneten Gezeit.

Beobachtung und Re-Analyse: Cuxhaven Sturmflut 28. 1. 1994

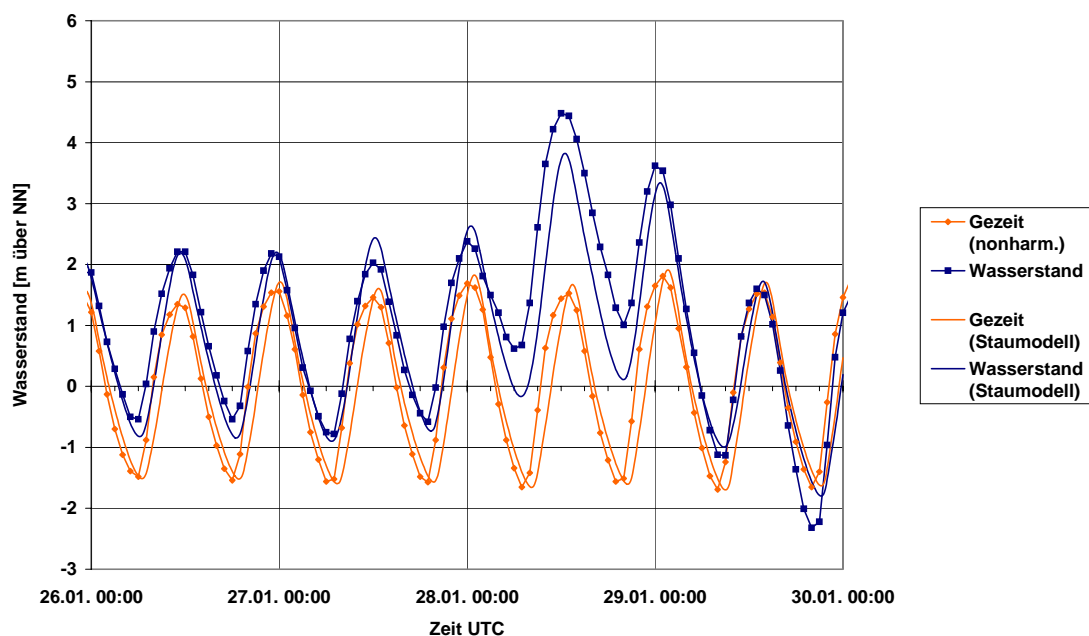


Abb. 4.12: Wasserstand und Gezeit für die Re-Analyse der Sturmflut vom 28.1.1994 (IFS/LM, Küstenmodell und Staumodell) im Vergleich zur Beobachtung und zur vorausgerechneten Gezeit.

5. Voruntersuchungen

In den bisherigen Abschnitten wurde gezeigt, dass mit den BSH-Modellen ein verlässliches Werkzeug zur Simulation von Sturmflutwasserständen zur Verfügung steht. Mit dem Nordostatlantikmodell und dem Staumodell wurden die 27 Sturmflutwetterlagen der IFS/LM-Simulationen mit Effektivwinden über 22 m s^{-1} sowie die 32 reinen IFS-Simulationen auf ihre Stauwirksamkeit hin untersucht (vergl. Abb. 1.1, Abschnitt 1). Nach einem kurzen Überblick werden in den Abschnitten 5.2.1. bis 5.2.6. äquivalent zu den Abbildungen 2.10 und 2.17 bis 2.21 des Meteorologieteils die Variationen von Wasserstand und Windstau für die IFS/LM-Simulationen dargestellt. Die reinen IFS-Simulationen werden danach nur in Tabellenform und nur für Cuxhaven dargestellt.

5.1. Erläuterungen zu den ausgewerteten Größen

5.1.1. Scheitelwasserstände

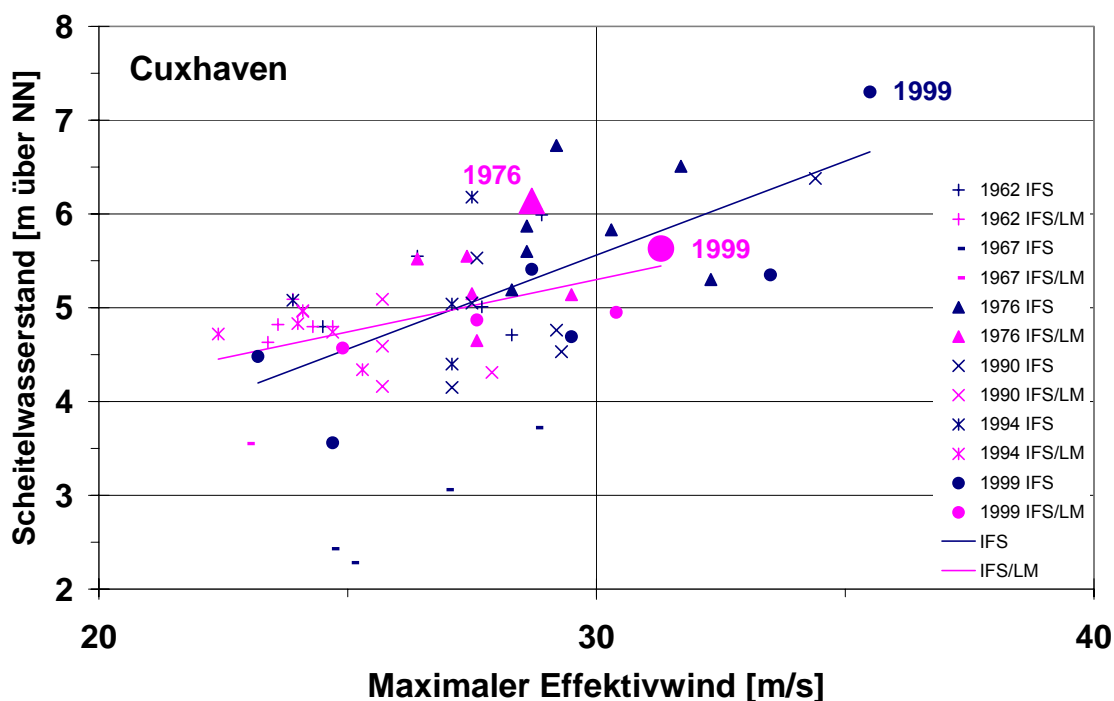


Abb. 5.1: Scheitelwasserstände in Cuxhaven in Abhängigkeit vom Effektivwind (IFS/LM und nur IFS, Staumodell).

In Abbildung 5.1 sind die Scheitelwasserstände für alle Experimente gegen den entsprechenden Effektivwind aufgetragen. Der maximale Scheitelwasserstand wird für eine reine IFS-Simulation (1999 blau) erreicht. Der maximale Scheitelwasserstand (1976 rot) der IFS/LM-Simulationen, denen in dieser Studie das Hauptgewicht gegeben wird, liegt im Feld einer Reihe von Ergebnissen weiterer IFS-Simulationen. Die IFS/LM-Simulation mit dem maximalen Effektivwind (1999 rot) erzeugt zwar den zweithöchsten Scheitelwasserstand der IFS/LM-Simulationen, aber ist relativ nah an den Scheitelwasserständen zweier IFS/LM-Variationen der Sturmflutenwetterlage von 1976 mit wesentlich geringeren Effektivwinden. Die einzige weitere IFS/LM-Simulation mit einem Effektivwind über 30 m s^{-1} erzeugt dagegen nur eine Scheitelwasserstand von unter 5 m.

Zur Orientierung sind Ausgleichsgeraden für beide Gruppen dargestellt. Ein einfacher linearer Zusammenhang zwischen Effektivwind und Scheitelwasserstand existiert jedoch nicht. Dieses Ergebnis ist für Sturmfluten vom Zirkulartyp nicht überraschend. Die Abbildung

zeigt auch, dass die Wetterlagen 1976 und 1999 wesentlich instabiler gegenüber Störungen des Anfangszustands waren als die Sturmflutwetterlage 1962, für die die Punkte der IFS/LM-Simulationen in der Abbildung eng zusammenliegen.

5.1.2. Windstau

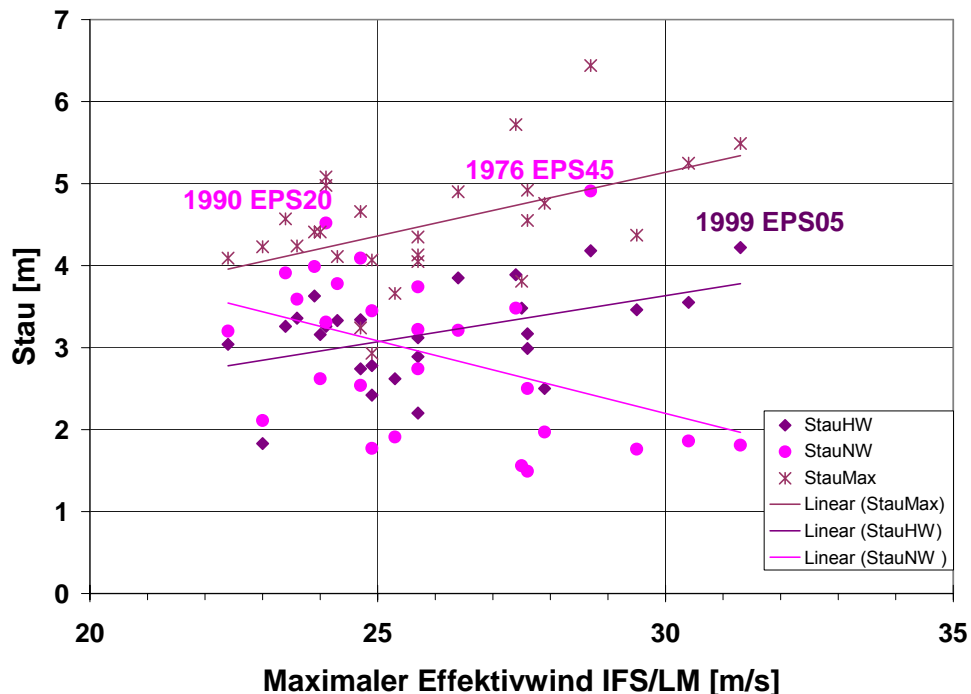


Abb. 5.2: Die Höhe des Windstaus in Cuxhaven kennzeichnende Größen in Abhängigkeit vom maximalen Effektivwind (IFS/LM, Staumodell).

Als Maß für den extremen Windstau sind verschiedene Definitionen üblich. Das einfachste ist die maximale Differenz zwischen Wasserstand und Gezeit (Stau_{max}). Am BSH wird dem Stau relativ zum nächsten Gezeitenhochwasser (Stau_{HW}) oder Gezeitenniedrigwasser (Stau_{NW}) der Vorzug gegeben.

Die Verteilung von Stau_{max} und Stau_{HW} streut stark, verläuft aber in etwa parallel, wobei der maximale Stau im Mittel um 1.5 m höher ist. Extreme Werte von Stau_{NW} erzeugen die IFS/LM-Simulationen 1976 EPS45 und 1990 EPS20.

5.1.3. Fernwelle

Eine Fernwelle ist eine außerhalb der Nordsee erzeugte Störung des Wasserstands, die sich in die Nordsee hinein ausbreitet (vergleiche Abschnitt 4.1). In diesem Sinne ist auch die Mitschwingungsgezeit der Nordsee eine Fernwelle. Sie wird jedoch gesondert berücksichtigt. Der Windstau in Aberdeen ist schon früh als Indikator für das potentielle Auftreten einer zusätzlichen Wasserstandserhöhung in Cuxhaven verwendet worden (Corkan 1950). Das typische Beispiel einer Sturmflut mit Fernwelleneinfluss ist die Sturmflut 1962.

Sturmfluten vom Zirkulartyp haben eine wesentlich geringere Wahrscheinlichkeit durch eine Fernwelle erhöht zu werden. Zum einen verläuft die Zugbahn der erzeugenden Tiefdruckgebiete oft zu weit südlich, um eine signifikante Wasserstandserhöhung in der nordwestlichen Nordsee zu erzeugen, zum anderen vermindert die hohe Zuggeschwindigkeit des Tiefdruckgebiets und die kurze Dauer der Sturmflut die Chance für das Zusammentreffen von externem und lokalem Stau.

Neben den Realisierungen der Sturmflut 1962 weisen, außer für die Sturmflut vom 23.2.1967, jeweils einige Realisierungen einen bedeutenden maximalen Stau in Wick auf. (Entsprechend seiner Lage im Modell ist der Stau dort fast identisch mit dem externen Stau.)

<i>Sturmflut</i>	<i>Max. Stau [m]</i>	Max. Stau für die extreme Sturmflut
16./17.2.1962	0,59 – 0,80	0,59 für EPS26
23.2.1967	0,26	0,26 für EPS39
3.1.1976	0,32 – 0,70	0,69 für EPS45
27./28.2.1990	0,54 – 0,67	0,67 für EPS20 (0,57 für EPS30)
28.1.1994	0,43 – 0,61	0,52 für EPS31
3.12.1999	0,28 – 0,54	0,29 für EPS05

Tab. 5.1: Maximaler Stau in Wick (IFS/LM, Staumodell)

Die Zeitdifferenz zum Eintritt des Scheitelwasserstands in Cuxhaven ist hier nicht weiter untersucht worden. Eine statistische Betrachtung zum Zusammentreffen von Fernwellen und Sturmfluten findet sich bei Gönner 2003 (Abb. 5.8).

5.2. Einzelergebnisse

1962: Der „Hamburg Orkan“ (Orkantief „Vincinette“) vom 16./17.2.1962 war ein langandauernder NW-Sturm über der ganzen Nordsee. Die Scheitelwasserstände in Cuxhaven der Voruntersuchungen basierend auf den IFS/LM-Simulationen (Abbildung 5.3) zeigen für diese Sturmflut wenig Variation. Der Unterschied zwischen den einzelnen Realisierungen liegt in der Höhe der nachfolgenden Hochwasser. Die Höhe des zweiten Hochwasser variiert für die verschiedenen Realisierungen um etwa 0,5 m, die des dritten Hochwasser um über 1 m.

1967: Der Sturm vom 23.2.1967 wird vom Seewetteramt als der Sturm mit der stärksten (bis 1990) über der Nordsee gemessenen Windgeschwindigkeit angeführt (nach Lamb 1991). Sogar die mittlere Windgeschwindigkeit betrug über mehrere Stunden etwa 39 m s^{-1} . Am Feuerschiff S4 (Ems) wurden $32,90 \text{ m s}^{-1}$ gemessen. Derartige Windgeschwindigkeiten wurden weder in der Re-Analyse noch in den extremen Wetterlagen erreicht. Die Windgeschwindigkeit erreichte $23,6 \text{ m s}^{-1}$ in der Re-Analyse und $30,8 \text{ m s}^{-1}$ für die IFS/LM-Realisierung EPS39. Der dadurch erzeugte Wasserstand Cuxhaven ist im Kontext dieser Untersuchung unerheblich, trotzdem wird ihre Windstauentwicklung als die einer typischen Zirkularsturmflut im Anhang dargestellt (Anhang C3). Die entsprechende IFS-Realisierung kam mit einer maximalen Windgeschwindigkeit von $37,4 \text{ m s}^{-1}$ dem beobachteten mittleren Wert zwar näher, führte für den Scheitelwasserstand in Cuxhaven jedoch auch nur zu einem Wert von 5,43 m.

1976: Der „Capella-Orkan“ erzeugte an der Westküste der Deutschen Bucht die höchsten bisher gemessenen Wasserstände. In den frühen Morgenstunden des 3.1.1976 erreichte der Wind über der zentralen und östlichen Nordsee Spitzen von 51 m s^{-1} aus NW (Lamb 1991). Die IFS/LM-Wetterlage, die den höchsten Scheitelwasserstand in Cuxhaven erzeugt, EPS45 erreicht über der Nordsee maximal $33,1 \text{ m s}^{-1}$. Die aufgetretene Wetterlage erwies sich als sehr instabil gegenüber Störungen und hinsichtlich der Startzeitpunkte der einzelnen Realisierungen (vergleiche Abbildung 5.5). Für EPS45 wird der Scheitelwert in Cuxhaven z.B. etwa 9 Stunden später erreicht als bei der Re-Analyse (Abb. 4.10). Die Sturmflut bleibt zwar für alle Realisierungen eine Zirkularsturmflut, die extremen Scheitelwasserstände von EPS45 werden aber, anders als bei der Re-Analyse, erst durch eine Stauwetterlage im Rücken des Tiefdruckgebiets erzeugt (vergl. Anhang C1).

1990: Im Februar 1990 erzeugten die Stürme „Vivian“ vom 25. bis 27.2.1990 und „Wiebke“ vom 28.2./1.3.1990 in Cuxhaven vier aufeinander folgende Thw höher als 3 m über NN. Die schwerste Sturmflut erzeugte das Sturmtief „Vivian“, eigentlich ein System aus drei

Tiefdruckgebieten (Kraus et al. 2003, S.189). An der Forschungsplattform Nordsee wurden am 26.2.1990 abends $28,3 \text{ m s}^{-1}$ gemessen mit Spitzenböen bis 40 m s^{-1} (Lassen et al. 2001). Entsprechend vielfältig sind die von den Realisierungen der Sturmflutwetterlage erzeugten Sturmfluten (Abb. 5.5). Insbesondere unterscheiden sie sich nicht nur in der Intensität sondern auch im Typ. Anhang C2 zeigt im Vergleich die Entwicklung der Realisierungen EPS20 und EPS30.

1994: Die Sturmflut vom 28.1.1994 wurde ausgewählt, weil sie relativ zu den anderen Pegeln der Deutschen Bucht im Emsmündungsgebiet sehr hohe Scheitelwasserstände aufweist (vergl. Abb. 7.1). Sie ist vom Stautyp. Wie bei der Sturmflut 1962 traten in Cuxhaven die Scheitelwerte der einzelnen Realisierungen etwa zur gleichen Zeit auf und bis auf EPS11 weichen sie auch in der Intensität wenig voneinander ab (Abb. 5.7). EPS31 erzeugt, mit etwa 5 m den höchsten Scheitelwasserstand. Für diese Realisierung ist in Anhang C3 die räumliche Entwicklung des Windstaus im Vergleich zu einer typischen Entwicklung einer Sturmflut vom Zirkulartyp dargestellt. Der Stau_{HW} liegt mit 3,30 m in Cuxhaven im Bereich schwerer Sturmfluten (2,5 bis 3,5 m über Mhw). Trotz des maximalen Staus in Wick von 0,52 m scheint der Anteil der Fernwelle am Stau in Cuxhaven gering zu sein (vergl. Abb.6.7).

1999: Das Orkantief „Anatol“ war in Dänemark der stärkste Orkan des 20. Jahrhunderts. In Dänemark und Nord Schleswig-Holstein traten Windböen extremer Geschwindigkeit auf, in List z.B. $51,1 \text{ m s}^{-1}$. Wie 1976 ist die Sturmflutwetterlage sehr instabil. Der Eintritt der Scheitelwasserstände basierend auf den unterschiedlichen IFS/LM-Wetterlagen verteilt sich in Cuxhaven über zwei Tage je nach Starttermin (Abb. 5.8). Maximale Scheitelwasserstände werden in Cuxhaven sowohl für die IFS/LM Simulationen als auch für die reinen IFS Simulationen für die Realisierung EPS05 erreicht. Wie immer bei hohen Windgeschwindigkeiten liegt die maximale Windgeschwindigkeit in der Deutschen Bucht mit $38,9 \text{ m s}^{-1}$ für die IFS/LM Simulation unter der der reinen IFS Simulation ($41,7 \text{ m s}^{-1}$). Die Unterschiede der Windstauentwicklung beider Fälle wurde im Anhang B2 vorgestellt.

In Abschnitt 5.2.1 bis 5.2.6 sind die Ergebnisse der IFS/LM-Voruntersuchungen graphisch und tabellarisch zusammengefasst. In Abschnitt 5.2.7. sind für Cuxhaven Scheitelwasserstände, Stau_{HW} und Stau_{NW} der reinen IFS-Voruntersuchungen zusammengestellt. Nach dem momentanen Stand der meteorologischen Diskussion werden sie nicht in die weitere Diskussion mit einbezogen. Da die reinen IFS-Wetterlagen jedoch weiterhin als physikalisch sinnvoll gelten, finden sich in Abb. 7.1 auch die regionalen Verteilungen der Scheitelwasserstände für ihre extremen Realisierung, 1999 EPS05, sowie im Vergleich zu den extremen IFS/LM-Simulationen die Realisierungen 1962 EPS26 und 1976 EPS45.

5.2.1. Sturmflut 1962

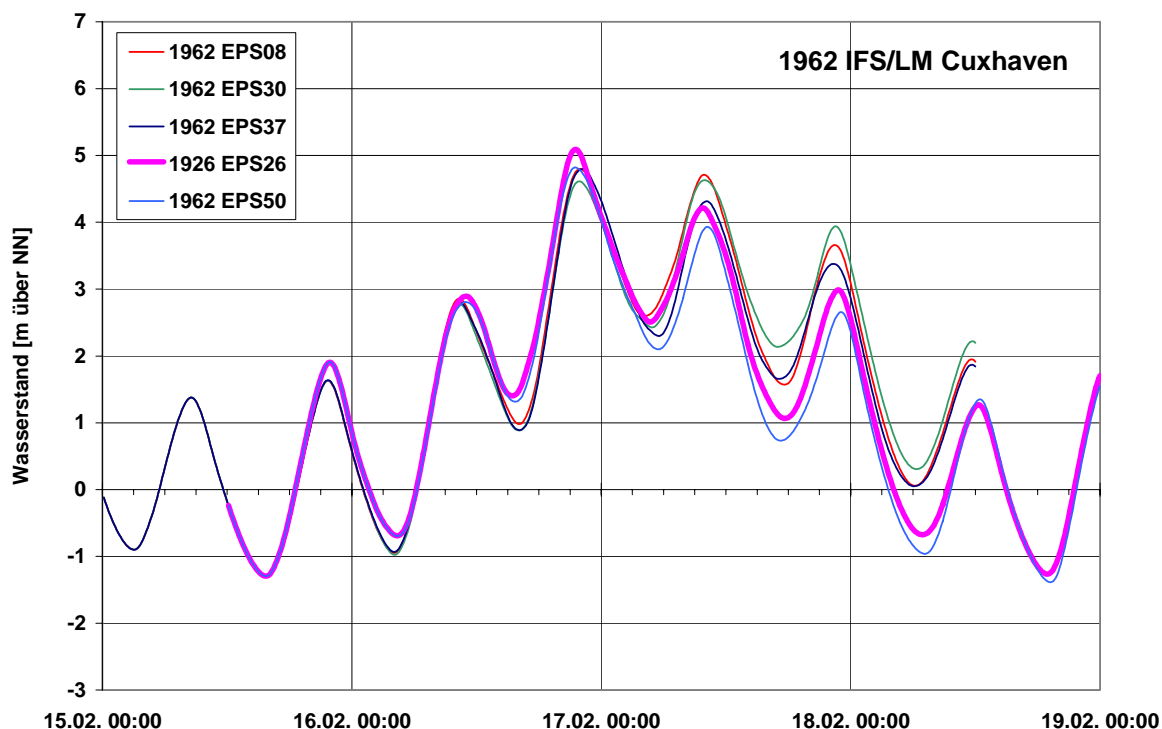


Abb. 5.3: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven von Realisierungen der Sturmflut vom 16./17. 2. 1962 für Effektivwinde größer als 22 ms^{-1} (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Max. Effektivwind	Max. Wasserstand	Stau HW	Stau NW
Nr.	IFS/LM [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
08	24,7	4,80	3,34	4,09
30	23,4	4,63	3,26	3,91
37	24,3	4,80	3,33	3,78
26	23,9	5,09	3,63	3,99
50	23,6	4,82	3,36	3,59

Tab.: 5.2: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 6 Realisierungen der Sturmflut vom 16./17. Februar 1962. (IFS/LM, Staumodell)

Realisierung	Wick	Aberdeen	Immingham	Cuxhaven
Nr.	[m]	[m]	[m]	[m]
08	0,63	0,93	1,74	4,66
30	0,69	0,95	1,78	4,57
37	0,60	0,95	1,73	4,11
26	0,59	1,00	1,93	4,41
50	0,80	1,01	2,10	4,24

Tab.: 5.3: Maximale Stauwerte für Wick, Aberdeen, Immingham und Cuxhaven von 6 Realisierungen der Sturmflut vom 16./17. Februar 1962. (IFS/LM, Staumodell)

5.2.2. Sturmflut 1967

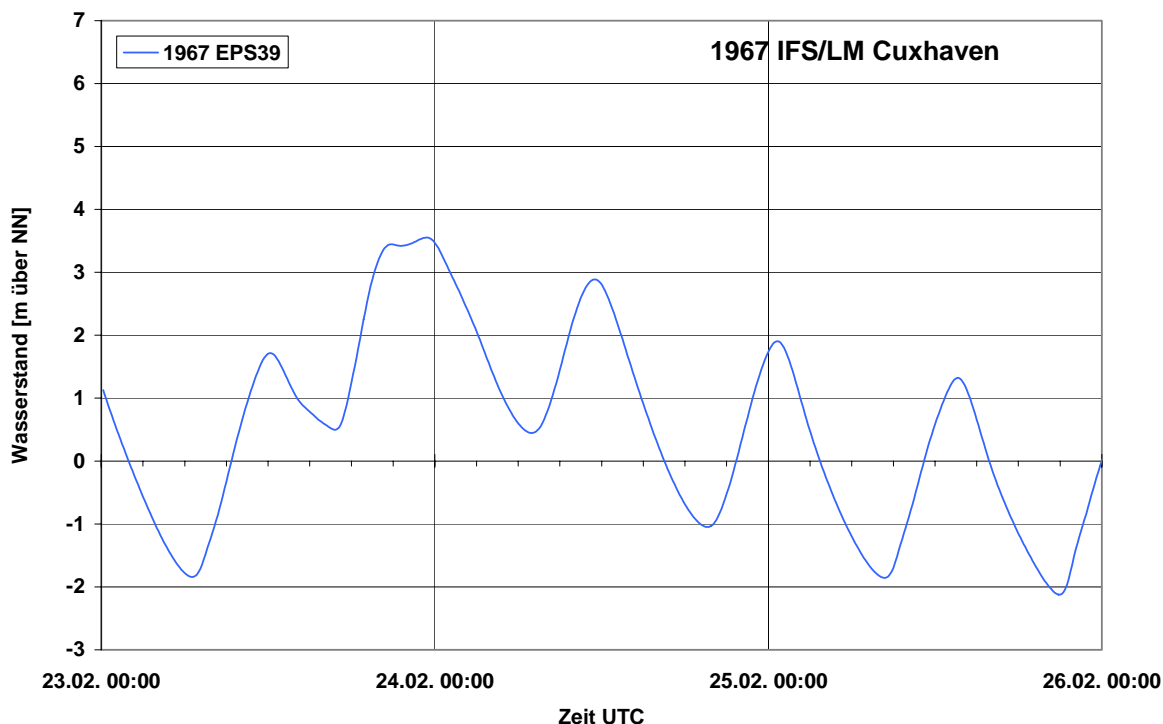


Abb. 5.4: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven von Realisierungen der Sturmflut vom 23. 2.1967 für Effektivwinde größer als 22 ms^{-1} (IFS/LM, Staumodell).

<i>Realisierung</i>	<i>Max. Effektivwind</i>	<i>Max. Wasserstand</i>	<i>Stau HW</i>	<i>Stau NW</i>
Nr.	IFS/LM [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
39	23,0	3,55	1,83	2,11

Tab.: 5.4: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 1 Realisierung der Sturmflut vom 23. Februar 1967. (IFS/LM, Staumodell)

<i>Realisierung</i>	<i>Wick</i>	<i>Aberdeen</i>	<i>Immingham</i>	<i>Cuxhaven</i>
Nr.	[m]	[m]	[m]	[m]
39	0,26	0,44	0,84	4,23

Tab.: 5.5: Maximale Stauwerte für Wick, Aberdeen, Immingham und Cuxhaven von 1 Realisierung der Sturmflut vom 23. Februar 1967. (IFS/LM, Staumodell).

5.2.3. Sturmflut 1976

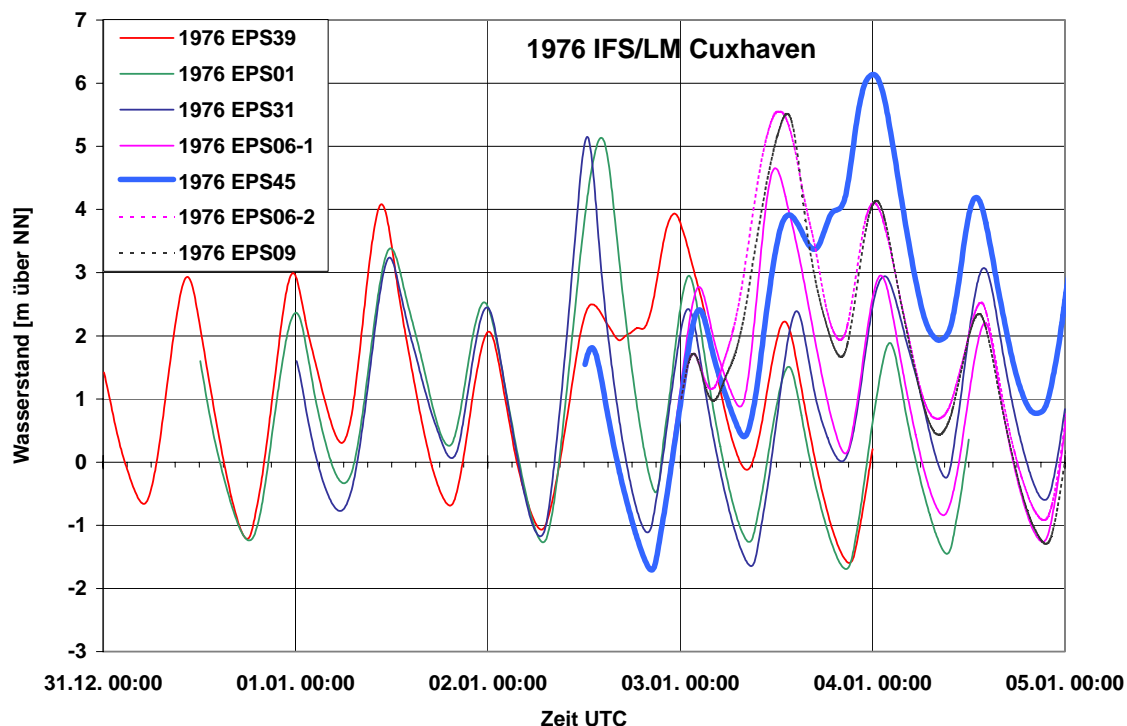


Abb. 5.5: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven von Realisierungen der Sturmflut vom 3. 1. 1976 für Effektivwinde größer als 22 ms^{-1} (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Max. Effektivwind	Max. Wasserstand	Stau HW	Stau NW
Nr.	IFS/LM [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
39	24,9	4,08	2,45	3,45
01	29,5	5,14	3,46	1,76
31	27,5	5,15	3,48	1,56
06-1	27,6	4,65	2,99	2,50
45	28,7	6,14	4,18	4,91
06-2	27,4	5,55	3,89	3,48
09	26,4	5,52	3,85	3,21

Tab.: 5.6: Scheitelwasserstände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 7 Realisierungen der Sturmflut vom 3. Januar 1976. (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Wick	Aberdeen	Immingham	Cuxhaven
Nr.	[m]	[m]	[m]	[m]
39	0,48	0,69	1,26	4,07
01	0,70	0,72	1,75	4,37
31	0,32	0,53	1,32	3,81
06-1	0,35	0,42	1,09	4,55
45	0,69	0,97	1,79	6,44
06-2	0,46	0,72	1,73	5,72
09	0,47	0,68	1,82	4,90

Tab.: 5.7: Maximale Stauwerte für Wick, Aberdeen, Immingham und Cuxhaven von 7 Realisierungen der Sturmflut vom 3. Januar 1976. (IFS/LM, Staumodell).

5.2.4. Sturmflut 1990

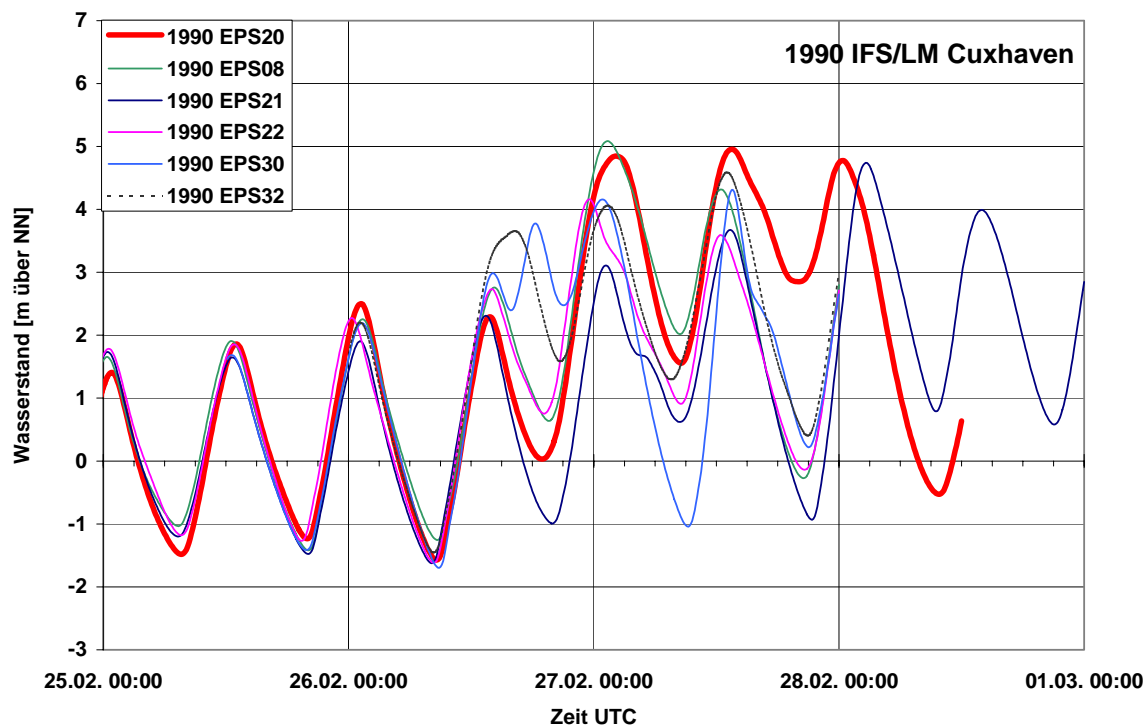


Abb. 5.6: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven von Realisierungen der Sturmflut vom 27./28. 2. 1990 für Effektivwinde größer als 22 ms^{-1} (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Max. Effektivwind	Max. Wasserstand	Stau HW	Stau NW
Nr.	IFS/LM [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
20	24,1	4,96	3,26	4,42
08	25,7	5,09	3,12	3,74
21	24,7	4,74	2,74	2,54
22	25,7	4,16	2,20	2,74
30	27,9	4,31	2,50	1,97
32	25,7	4,59	2,89	3,22

Tab.: 5.8: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 6 Realisierungen der Sturmflut vom 27./28. Februar 1990. (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Wick	Aberdeen	Immingham	Cuxhaven
Nr.	[m]	[m]	[m]	[m]
20	0,67	0,87	1,48	4,98
08	0,66	0,78	1,65	4,35
21	0,54	0,59	0,69	3,24
22	0,59	0,80	1,34	4,13
30	0,57	0,67	1,19	4,76
32	0,67	0,80	0,96	4,05

Tab.: 5.9: Maximale Stauwerte für Wick, Aberdeen, Immingham und Cuxhaven von 6 Realisierungen der Sturmflut vom 27./28. Februar 1990. (IFS/LM, Staumodell).

5.2.5. Sturmflut 1994

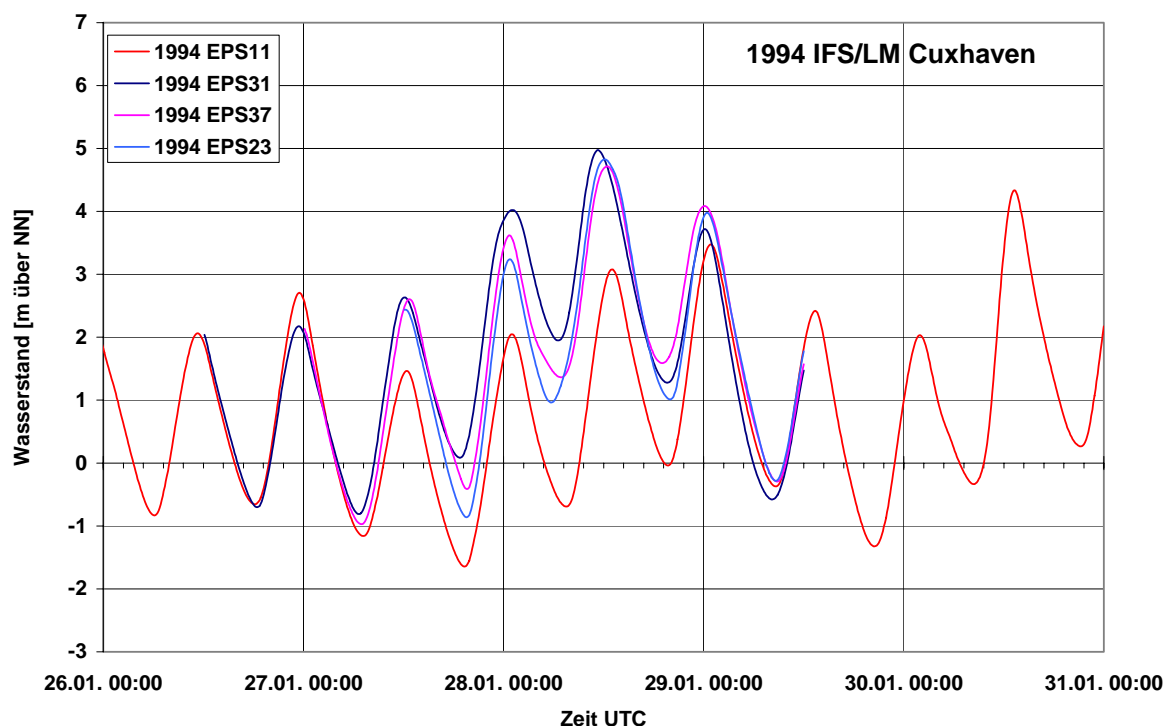


Abb. 5.7: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven von Realisierungen der Sturmflut vom 28. 1. 1994 für Effektivwinde größer als 22 ms^{-1} (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Max. Effektivwind	Max. Wasserstand	Stau HW	Stau NW
Nr.	IFS/LM [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
11	25,3	4,34	2,62	1,91
31	24,1	4,97	3,30	3,61
37	22,4	4,72	3,04	3,20
23	24,0	4,83	3,16	2,62

Tab.: 5.10: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 4 Realisierungen der Sturmflut vom 28. Januar 1994. (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Wick	Aberdeen	Immingham	Cuxhaven
Nr.	[m]	[m]	[m]	[m]
11	0,45	0,71	1,39	3,66
31	0,52	0,74	1,65	5,08
37	0,61	0,67	1,37	4,09
23	0,43	0,57	1,19	4,41

Tab.: 5.11: Maximale Stauwerte für Wick, Aberdeen, Immingham und Cuxhaven von 4 Realisierungen der Sturmflut vom 28. Januar 1994. (IFS/LM, Staumodell).

5.2.6. Sturmflut 1999

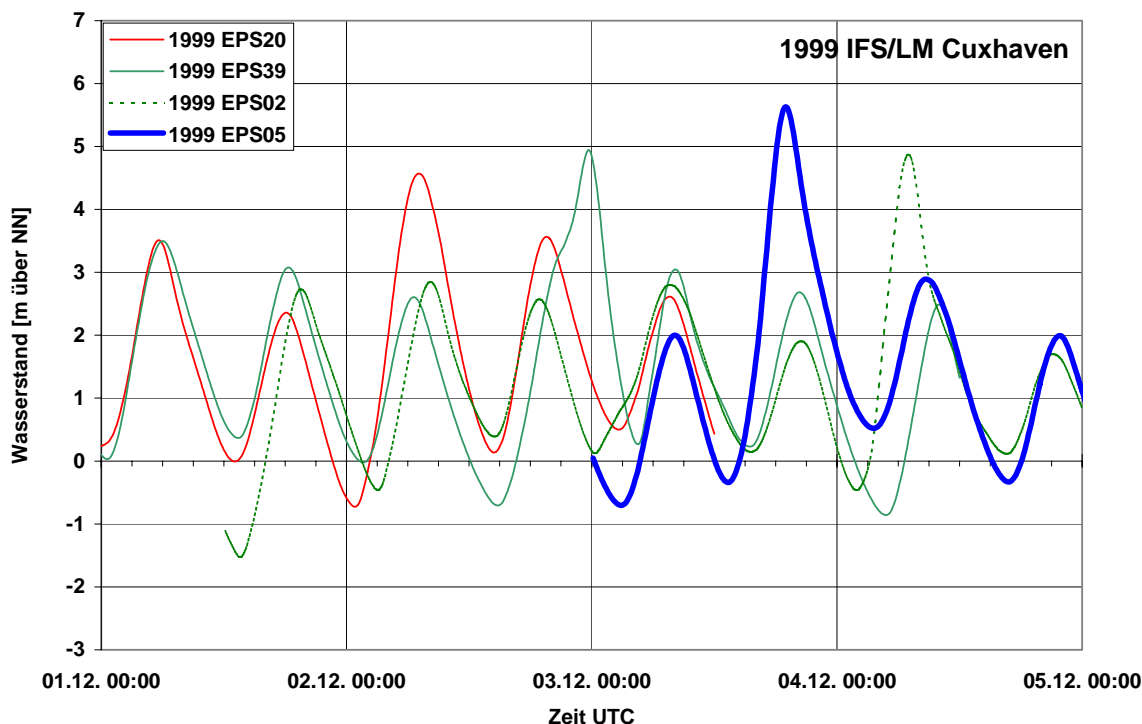


Abb. 5.8: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven von Realisierungen der Sturmflut vom 3. 12. 1999 für Effektivwinde größer als 22 ms^{-1} (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Max. Effektivwind	Max. Wasserstand	Stau HW	Stau NW
Nr.	IFS/LM [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
20	24,9	4,57	2,78	1,77
39	30,4	4,95	3,55	1,86
02	27,6	4,87	3,17	1,49
05	31,3	5,63	4,22	1,81

Tab.: 5.12: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 4 Realisierungen der Sturmflut vom 3. Dezember 1999. (IFS/LM, Staumodell).

Realisierung	Wick	Aberdeen	Immingham	Cuxhaven
Nr.	[m]	[m]	[m]	[m]
20	0,54	0,72	1,05	2,93
39	0,44	0,58	0,62	5,25
02	0,28	0,40	0,65	4,92
05	0,29	0,54	0,99	5,49

Tab.: 5.13: Maximale Stauwerte für Wick, Aberdeen, Immingham und Cuxhaven von 4 Realisierungen der Sturmflut vom 3. Dezember 1999. (IFS/LM, Staumodell).

5.2.7. IFS – Realisierungen

<i>Realisierung</i>	<i>Max. Effektivwind</i>	<i>Max. Wasserstand</i>	<i>Stau HW</i>	<i>Stau NW</i>
Nr.	nur IFS [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
08	26,4	5,55	4,18	3,97
30	27,7	5,01	3,64	4,65
37	28,3	4,71	3,25	3,16
26	28,9	5,99	4,53	4,25
50	24,5	4,80	3,34	2,33

Tab.: 5.14: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 6 Realisierungen der Sturmflut vom 16./17. Februar 1962. (IFS, Staumodell)

<i>Realisierung</i>	<i>Max. Effektivwind</i>	<i>Max. Wasserstand</i>	<i>Stau HW</i>	<i>Stau NW</i>
Nr.	nur IFS [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
11	25,1	3,56	2,28	2,50
26	27,0	4,78	3,06	2,87
39	28,8	5,43	3,72	2,45
20	24,7	4,15	2,43	2,32

Tab.: 5.15: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 4 Realisierungen der Sturmflut vom 23. Februar 1967. (IFS, Staumodell).

<i>Realisierung</i>	<i>Max. Effektivwind</i>	<i>Max. Wasserstand</i>	<i>Stau HW</i>	<i>Stau NW</i>
Nr.	nur IFS [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
39	28,3	5,19	3,28	3,11
01	28,6	5,60	3,92	1,31
31	30,3	5,83	4,16	1,32
06-1	31,7	6,51	4,85	3,21
45	28,6	5,87	3,92	4,80
06-2	32,3	5,30	3,39	2,87
09	29,2	6,73	5,07	2,42

Tab.: 5.16: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von Realisierungen der Sturmflut vom 3. Januar 1976. (IFS, Staumodell)

<i>Realisierung</i>	<i>Max. Effektivwind</i>	<i>Max. Wasserstand</i>	<i>Stau HW</i>	<i>Stau NW</i>
Nr.	nur IFS [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
20	29,2	4,76	3,07	4,49
08	27,6	5,53	3,56	3,18
21	29,3	4,53	2,53	2,88
22	27,5	5,05	3,09	2,05
30	34,4	6,38	4,72	3,97
32	27,1	4,15	2,45	3,66

Tab.: 5.17: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 6 Realisierungen der Sturmflut vom 27./28. Februar 1990. (IFS, Staumodell)

<i>Realisierung</i>	<i>Max. Effektivwind</i>	<i>Max. Wasserstand</i>	<i>Stau HW</i>	<i>Stau NW</i>
Nr.	nur IFS [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
11	27,1	5,04	3,31	1,15
31	27,1	4,40	2,73	3,78
37	23,9	5,08	3,41	2,70
23	27,5	6,18	4,51	3,11

Tab. 5.18: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 4 Realisierungen der Sturmflut vom 28. Januar 1994. (IFS, Staumodell).

<i>Realisierung</i>	<i>Max. Effektivwind</i>	<i>Max. Wasserstand</i>	<i>Stau HW</i>	<i>Stau NW</i>
Nr.	nur IFS [m/s]	[m NN]	[m]	[m]
20	28,7	5,41	3,62	1,59
39	33,5	5,35	3,96	1,94
44	23,2	4,48	2,99	2,39
02	29,5	4,69	2,99	1,18
50	24,7	3,56	2,15	2,60
05	35,5	7,30	5,89	1,25

Tab.: 5.19: Scheitelwassertände für Cuxhaven sowie maximale Stauwerte relativ zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser der Gezeit von 6 Realisierungen der Sturmflut vom 3. Dezember 1999. (IFS, Staumodell).

5.3. Zeitliche Verschiebung

Flather (1987, Abb.9) berechnete auf der Annahme, dass Windstau und Gezeit in jeder Kombination auftreten können, die Verteilung der Summe aus Sthw und 50-Jahrwindstau ($S_{thw_M} + S_{thw_S} + S_{50}^+$) und erhält für die Deutsche Bucht extreme Scheitelwassertände bis 6,26 m NN.

Da die extreme Sturmflut dieser Untersuchung, 1976 EPS45, einen sehr hohen $Stau_{NW}$ aufweist, wurde in der Projektgruppe vorgeschlagen, die Windfelder zeitlich zu verschieben. Eine ähnliche Untersuchung ist für die Sturmweatherlage vom 25.1. bis 30.1.1994 von Metje (1996) durchgeführt worden. Die Variation zeigte wenig Einfluss auf die Höhe der Scheitelwassertände. Im vorliegenden Fall wird für Cuxhaven die maximale Scheitelwassertänderhöhung, 0,54 cm, bei einer zeitlichen Verschiebung des Windfeldes um +4 Stunden erreicht.

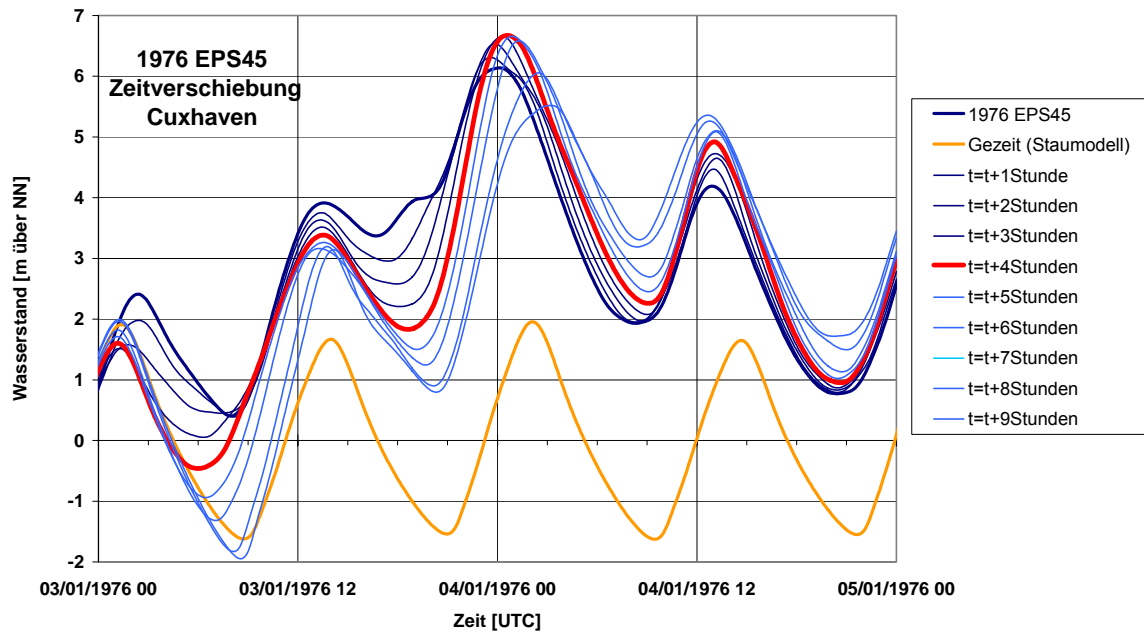


Abb. 5.9: Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven für zeitlich verschobene meteorologische Felder (IFS/LM 1976 EPS45, Staumodell).

Das Optimum zeitlicher Verschiebung ist jedoch ortsabhängig. In Husum wird es z. B. bereits bei einer Verschiebung um 1 Stunde erreicht. Bei einer Verschiebung von 6 Stunden tritt ein weiteres relatives Maximum auf (vergl. Tab. 5.20).

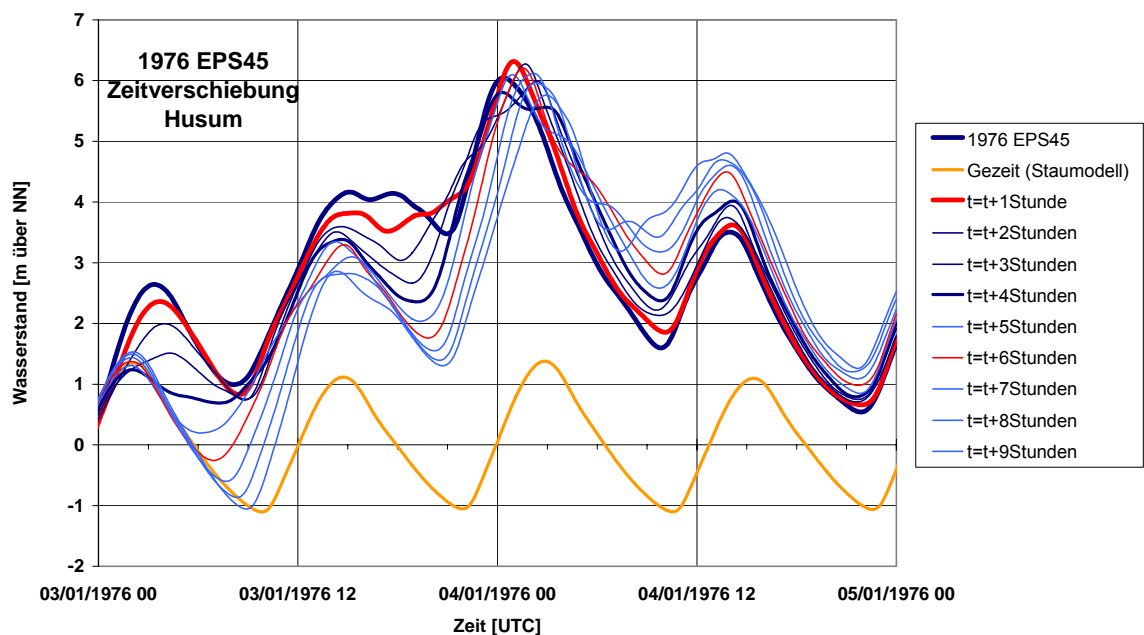


Abb. 5.10: Entwicklung des Wasserstands in Husum für zeitlich verschobene meteorologische Felder (IFS/LM 1976 EPS45, Staumodell).

ZV [Std.]	Borkum	Helgoland	Wilhelmshaven	Cuxhaven	Büsum	Husum	Esbjerg
+0	4,61	4,65	6,03	6,14	6,12	6,05	3,68
+1	4,64	4,70	6,41	6,31	6,31	6,32	3,91
+2	4,61	4,75	6,59	6,54	6,40	6,27	4,06
+3	4,53	4,82	6,62	6,66	6,56	5,99	4,08
+4	4,52	4,85	6,56	6,68	6,71	5,81	3,98
+5	4,48	4,76	6,46	6,66	6,72	6,10	3,83
+6	4,34	4,62	6,37	6,58	6,59	6,21	3,58
+7	4,19	4,41	6,17	6,41	6,40	6,12	3,37
+8	4,22	4,17	5,77	6,06	6,15	5,96	3,38
+9	4,17	4,03	5,54	5,52	5,74	5,76	3,38

Tab.: 5.20: Entwicklung der Scheitelwasserstände für zeitlich verschobene meteorologische Felder (IFS/LM 1976 EPS45, Staumodell, [m über NN]).

6. Extreme Sturmfluten

6.1. Definition

Als extrem wird hier eine Sturmflut definiert, wenn ihr Scheitelwasserstand in Cuxhaven 6 m über NN erreicht oder übersteigt oder wenn ihr Stau in Cuxhaven relativ zum zeitlich nächsten Hoch- oder Niedrigwasser der vom Modell vorausgerechneten Gezeit größer oder gleich 4.50 m ist.

Für die mit der Modellkette IFS/LM erzeugten meteorologischen Felder erfüllen dieses Kriterium nur eine Realisierung der Sturmflut 1990, EPS20, sowie eine der Sturmflut 1976, EPS45.

Der maximale Effektivwind, $31,3 \text{ m s}^{-1}$, wurde für eine Realisierung der Sturmflut 1999, EPS05, erreicht. Mit einem Scheitelwasserstand in Cuxhaven von 5,63 m über NN und einem Stau relativ zum Hochwasser der Modellgezeit von 4,22 m erfüllt sie nicht die Kriterien einer extremen Sturmflut. Trotzdem wurde sie mit dem Küstenmodell nachgerechnet, da die Sturmflut 1999 Anlass zu dieser Untersuchung gegeben hat.

Die Sturmflut 1962 ist wegen ihrer verheerenden Folgen noch immer in Erinnerung. Daher wird ihre extreme Realisierung, EPS26, ebenfalls hier diskutiert, obwohl ihre Realisierungen in Cuxhaven für die Modellkette IFS/LM nicht einmal den bisher höchsten dort beobachteten Scheitelwasserstand von 5,10 m über NN erreichen.

Wie in den Abbildungen 5.2.1. bis 5.2.6. zu sehen ist, stammen die einzelnen Realisierungen aus EPS-Simulationen verschiedenener Starttermine (1 EPS-Simulation entspricht 50 Realisierungen). Die Starttermine der EPS-Simulationen, denen die extremen Realisierungen dieses Abschnitts angehören, sind in Tabelle 6.0 zusammen mit den Eintrittszeiten der Scheitelhochwasser in Cuxhaven aufgelistet. (Vergleiche Tabelle 2.2, Abb. 2.10, Tab. 2.9, 2.10 und 2.12 im Meteorologieteil).

Sturmflut	Starttermin	Eintrittszeit HW	Eintrittszeit HThw
1962 EPS26	15.02.1962 12:00	16.02.1962 21:27	16.02.1962 21:40
1999 EPS05	03.12.1999 06:00	03.12.1999 18:58	03.12.1999 19:18
1990 EPS20	23.02.1990 00:00	27.02.1990 13:10	27.02.1990 00:42
1976 EPS45	02.01.1976 12:00	03.01.1976 23:55	03.01.1976 13:20

Tab. 6.0: Starttermine und Eintrittszeiten der Scheitelwasserstände (UTC) in Cuxhaven (IFS/LM, Küstenmodell und Beobachtung) für die extremen Sturmfluten.

6.2. Sturmflut vom Stautyp: 1962 EPS26

Typisch für die Nordsee sind Sturmfluten vom Zirkulartyp. Die Sturmflut 1962 ist neben derjenigen von 1825 die bekannteste Sturmflut vom Stautyp. Die erzeugende Wetterlage erwies sich als relativ stabil gegenüber Störungen im Anfangsfeld der meteorologischen Simulationen. Besonders eine in der Literatur diskutierte (Roediger1962) weiter südliche verlaufende Zugbahn des Tiefdruckgebiets war nicht unter den Realisierungen mit einem Effektivwind über 22 m s^{-1} . Entsprechend gering ist auch Abweichung der Scheitelwasserstände von den beobachteten Werten für alle Küstenpegel.

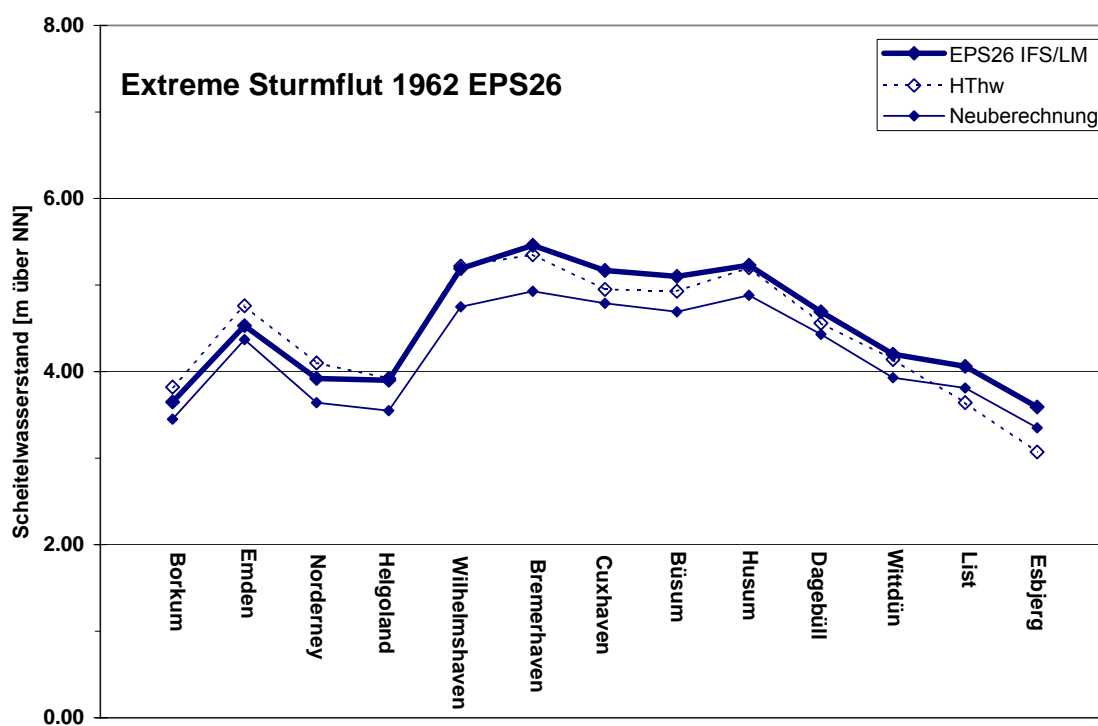


Abb. 6.1: Regionale Verteilung der Scheitelwasserstände für die Sturmflut 1962 (1962 EPS26, IFS/LM, Küstenmodell, und Beobachtung).

Ort	1962 EPS26	HThw	Differenz
Borkum	3,65	3,82	-0,17
Emden	4,53	4,76	-0,23
Norderney	3,92	4,10	-0,18
Helgoland	3,90	3,92	-0,02
Wilhelmshaven	5,19	5,22	-0,03
Bremerhaven	5,46	5,35	0,11
Cuxhaven	5,17	4,95	0,22
Büsum	5,10	4,93	0,17
Husum	5,23	5,20	0,03
Dagebüll	4,69	4,56	0,13
Wittdün	4,20	4,14	0,06
List	4,06	3,64	0,42
Esbjerg	3,59	3,07	0,52

Tab. 6.1: Scheitelwasserstände entsprechend Abb. 6.1 sowie Differenzen für Küstenorte.

	$Stau_{HW}$	$Stau_{NW}$	$Stau_{max}$
Borkum	2,68	3,39	3,62
Emden	3,23	3,81	4,76
Norderney	2,89	3,51	3,67
Helgoland	2,96	3,47	3,51
Wilhelmshaven	3,66	4,29	4,41
Bremerhaven	3,95	4,23	4,67
Cuxhaven	3,81	4,12	4,30
Büsum	3,70	4,25	4,28
Husum	3,89	3,94	4,96
Dagebüll	3,64	3,46	3,78
Wittdün	3,25	3,37	3,40
List	3,33	3,34	3,38
Esbjerg	3,03	2,56	3,23

Tab. 6.2: Stau HW, Stau NW und maximaler Stau für Küstenorte (1962 EPS26, IFS/LM, Küstenmodell).

6.3. Maximaler Effektivwind: 1999 EPS05

Der Effektivwind wurde für Cuxhaven als Maß für die Stauwirksamkeit des Windes entwickelt (Müller-Navarra et al. 1999). Wie im Kapitel Voruntersuchungen diskutiert, ergab sich bei Extremsturmfluten kein einfacher linearer Zusammenhang zwischen Effektivwind und Windstau. Für Sturmfluten vom Zirkulartyp ist das auch nicht unbedingt zu erwarten. Insbesondere maximiert für die Modellkette IFS/LM auch die Realisierungen mit dem maximalen Effektivwind keine der Windstaugrößen.

Obwohl nicht extrem, übersteigt in Cuxhaven der Stau relativ zum zeitlich nächsten Hochwasser der Gezeit doch deutlich den beobachteten Wert (Abb. 6.2). Dies gilt auch für anderen Küstenorte der Deutschen Bucht. Die Abbildung 6.3 zeigt für die extreme Sturmflut und zum Vergleich für die Neuberechnung den für eine Zirkularsturmflut typischen Anstau des Wassers in einem schmalen Küstenbereich.

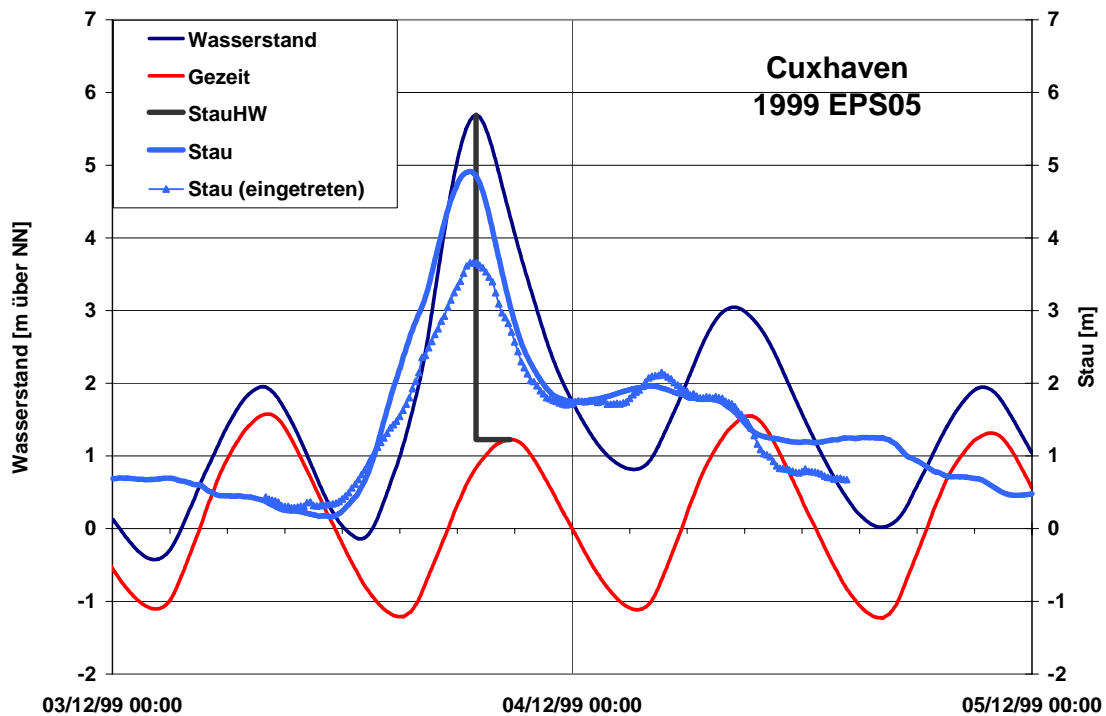


Abb. 6.2: Zeitliche Entwicklung des Windstaus und Stau_{HW} in Cuxhaven (IFS/LM, Küstenmodell, 1999 EPS05) im Vergleich zum tatsächlich eingetretenen Stau.

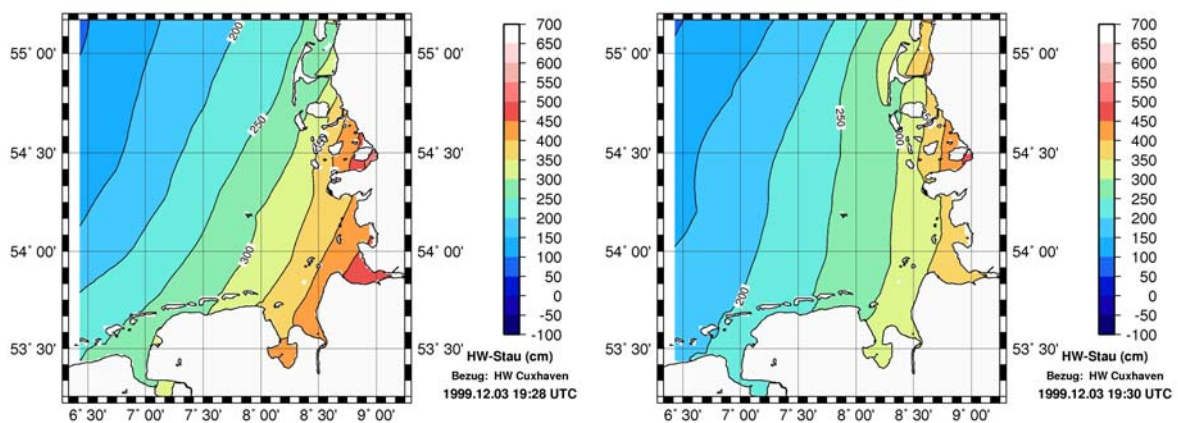


Abb. 6.3: Horizontale Verteilung des Staus relativ zum zeitlich nächsten Gezeitenhochwasser des jeweiligen Ortes. Bezugsgröße ist das örtliche Hochwasser. Seine Eintrittszeit in Cuxhaven ist in den Abbildungen als Charakterisierung angegeben. Links: 1999 EPS05. Rechts: 1999 Neuberechnung.

Im Gegensatz zur Sturmflut 1962 verläuft bei der extremen Sturmflut, 1999 EPS 05, die Zugbahn des Tiefdruckgebietes wirklich weiter südlich als bei der tatsächlich eingetretenen Sturmflut. Der minimale Bodenluftdruck (auf dem Gitter des Nordostatlantikmodells) war jedoch mit 959.65 hPa für die extreme Wetterlage höher als bei der Neuberechnung (952.99 hPa).

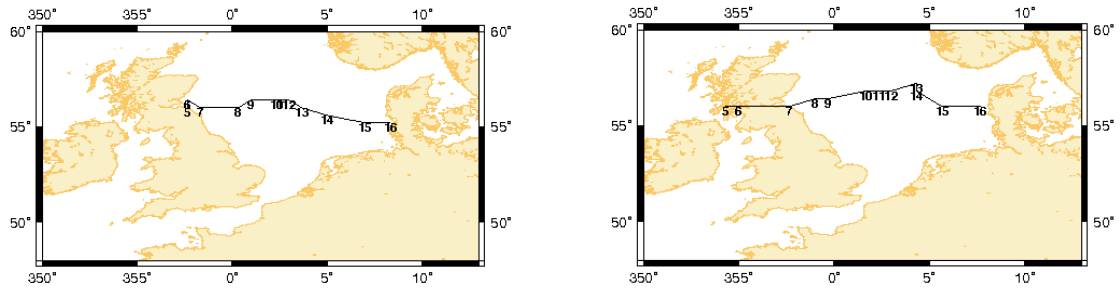


Abb. 6.4: Zugbahnen der Tiefdruckgebiete: Ort und Zeit minimalen Bodenluftdrucks vom 3.12.1999 5 Uhr (5) bis 16 Uhr (16) (Nordostatlantikmodell). Links: IFS/LM,1999 EPS05. Rechts: IFS/LMneu, 1999 Neuberechnung.

Die Scheitelwasserstände der Küstenorte liegen, für die extreme Sturmflut 1999 EPS05, bis zu 1,31 m über den beobachteten Werten.

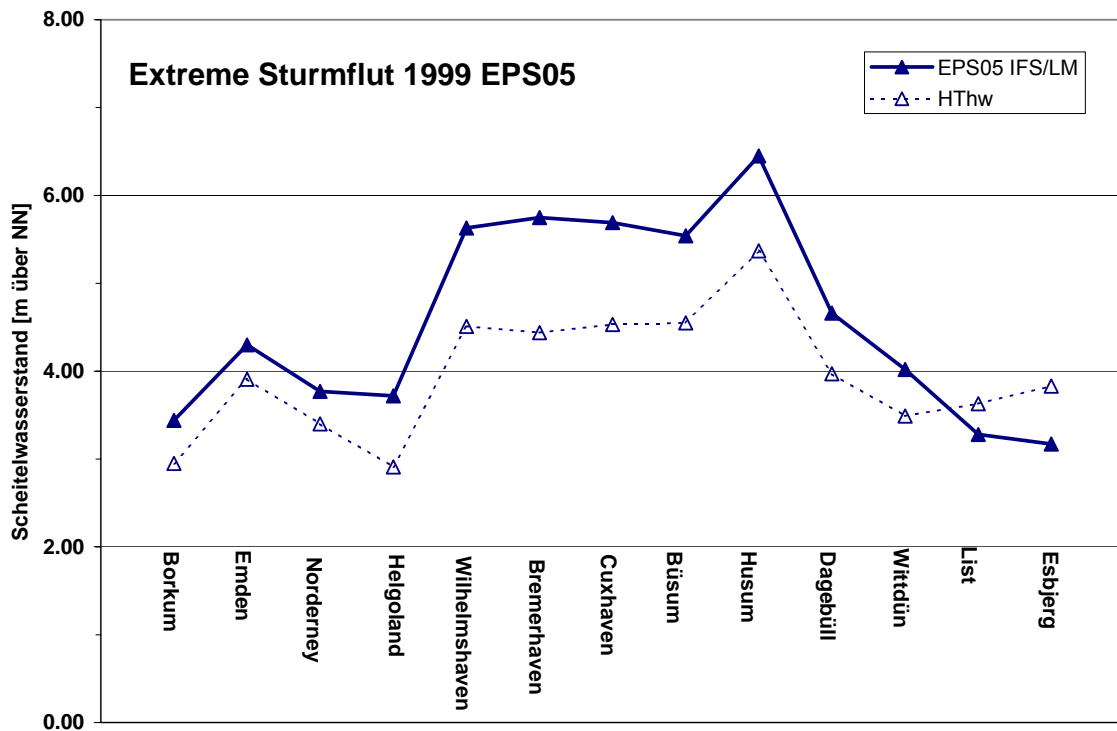


Abb. 6.5: Scheitelwasserstände für Küstenorte im Bereich der Deutschen Bucht. 1999 EPS05 (IFS/LM, Küstenmodell) und Beobachtung (nach Müller-Navarra et al. 2003).

Ort	1999 EPS05	HThw	Differenz
Borkum	3,44	2,95	0,49
Emden	4,30	3,91	0,39
Norderney	3,77	3,40	0,37
Helgoland	3,72	2,91	0,81
Wilhelmshaven	5,63	4,51	1,12
Bremerhaven	5,75	4,44	1,31
Cuxhaven	5,69	4,53	1,16
Büsum	5,54	4,55	0,99
Husum	6,45	5,37	1,08
Dagebüll	4,66	3,97	0,69
Wittdün	4,02	3,49	0,53
List	3,28	3,63	-0,35
Esbjerg	3,17	3,83	-0,66

Tab. 6.3: Scheitelwasserstände entsprechend Abb. 6.5 sowie Differenzen für Küstenorte.

Der Stau_{HW} liegt an der Küste ebenfalls deutlich über den gemessenen Werten.

	Beob. Stau_{HW}	Thw-MThw	Stau_{HW}	Stau_{NW}	Stau_{max}
Borkum	2,03	1,85	2,56	1,54	2,63
Emden	2,70	2,48	3,11	1,59	3,29
Norderney			2,82	1,66	3,05
Helgoland	2,66	2,06	2,88	1,64	3,12
Wilhelmshaven	3,07	2,76	4,20	1,74	4,50
Bremerhaven	2,95	2,68	4,37	1,61	5,04
Cuxhaven	3,31	3,07	4,46	1,93	4,91
Büsum	3,19	2,98	4,25	2,20	5,16
Husum	3,97	3,80	5,24	2,32	7,20
Dagebüll			3,70	2,90	5,46
Wittdün			3,17	2,12	3,87
List			2,54	2,23	3,20
Esbjerg			2,66	2,24	2,74

Tab. 6.4: Stau_{HW} , Stau_{NW} und maximaler Stau für Küstenorte (1999 EPS05, IFS/LM, Küstenmodell, beobachtete Werte nach Müller-Navarra et al. 2003).

6.4. Extremer Stau bei NW: 1990 EPS20

Die Sturmflut 1990 zeichnete sich durch eine Häufung von Sturmfluten während eines kurzen Zeitraums (zwischen 26.2. 00:32 UTC und 28.2. 01:30 UTC) aus. Entsprechend zahlreich waren die Starttermine für die EPS-Simulationen. Trotzdem ist nur eine dieser Realisationen eine extreme Sturmflut im Sinne der obigen Definition. Das Staumodell errechnet in Cuxhaven für EPS20 einen Stau bezogen auf das zeitlich nächste Niedrigwasser von 4,52 m, ein Wert knapp über den geforderten 4,50 m. Das Küstenmodell simuliert in Cuxhaven einen Stau_{NW} Wert von 4,69 m.

Eine zeitliche Verschiebung der meteorologischen Felder zur Gewinnung weiterer extremer Sturmfluten wurde an dieser Stelle nicht durchgeführt, da zu vermuten ist, dass auch bei optimalem Zusammentreffen von Windstau und Gezeitenhochwasser der Scheitelwasserstand der Extremsturmflut, 1976 EPS45, nicht übertroffen wird.

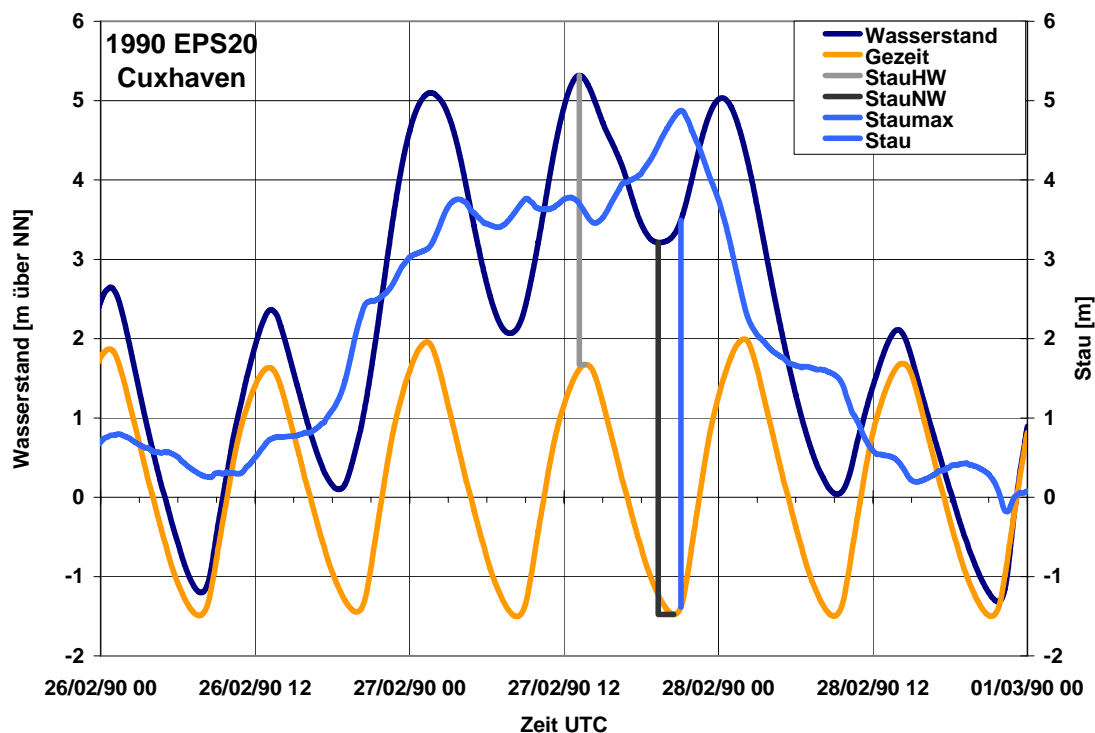


Abb. 6.6: Zeitliche Entwicklung von Windstau, Wasserstand und Gezeit in Cuxhaven für 1990 EPS20, sowie maximaler $Stau_{HW}$, $Stau_{NW}$ und $Stau_{max}$ (IFS/LM, Küstenmodell).

	$Stau_{HW}$	$Stau_{NW}$	$Stau_{max}$
Borkum	2,91	4,07	4,28
Emden	3,53	4,62	5,46
Norderney	2,88	4,27	4,34
Helgoland	2,84	3,85	3,87
Wilhelmshaven	3,35	5,10	5,14
Bremerhaven	3,52	4,72	5,47
Cuxhaven	3,64	4,69	4,88
Büsum	3,56	4,85	4,87
Husum	3,97	4,13	5,17
Dagebüll	3,93	3,57	4,10
Wittdün	3,47	3,69	3,80
List	3,57	3,79	3,85
Esbjerg	3,51	3,09	3,72

Tab. 6.5: Stau HW, Stau NW und maximaler Stau für Küstenorte (1990 EPS20, IFS/LM, Küstenmodell).

6.5. Die extreme Sturmflut: 1976 EPS45

Für die Modellkette IFS/LM ist die extreme Sturmflut eine Realisation der Sturmflut 1976: EPS45. Als die extreme Sturmflut dieser Studie wird sie hier im Detail diskutiert.

6.5.1. Fernwelle

Das IFS, das die Randwerte für das LM erzeugt, ist ein globales Modell. Als solches liefert es auch Antriebsdaten für das Nordostatlantikmodell, mit dem für jede Wetterlage der Wasserstand berechnet wird. Damit hat jede Realisierung einer Sturmflut ihre eigene Fernwelle, auch die extreme Realisierung EPS45.

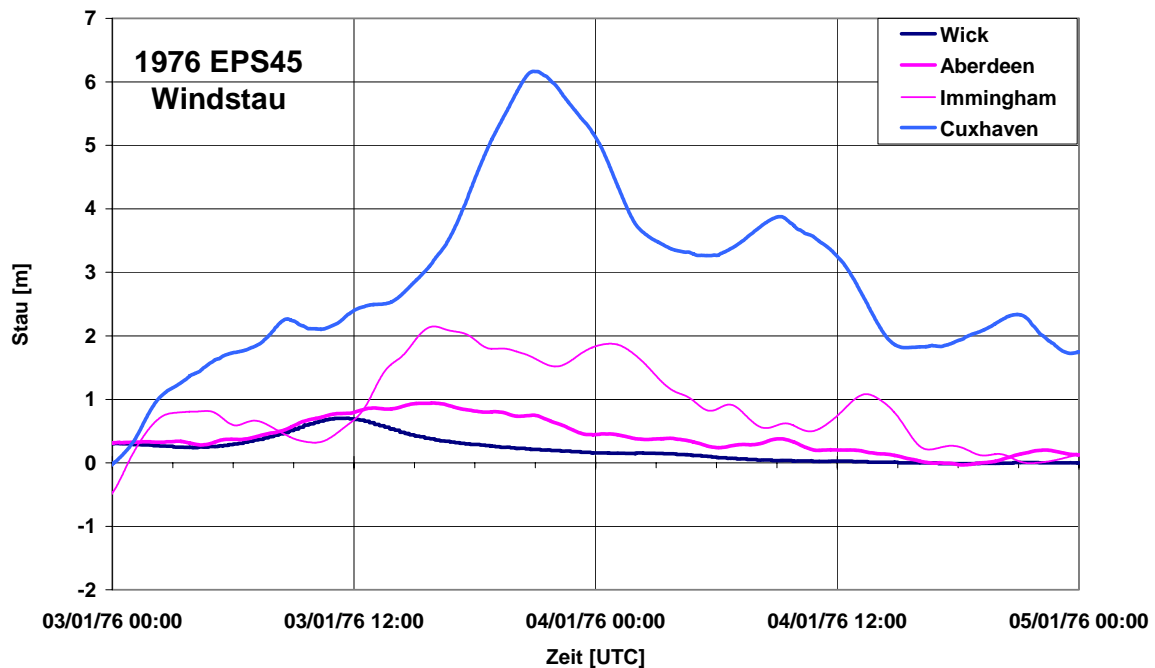


Abb. 6.7: Zeitliche Entwicklung des Windstaus in Cuxhaven (IFS/LM, Küstenmodell) sowie in Wick, Aberdeen und Immingham (IFS/LM, Nord- und Ostseemodell).

Wick, Aberdeen und Immingham zeigen beträchtlichen Stau. Aber die Zeitdifferenz zwischen den Staumaxima in Aberdeen und Cuxhaven liegt deutlich unter den bei der Wasserstandsvorhersage angenommenen 15 Stunden.

6.5.2. Windstau

Für die Realisierung, 1976 EPS45, ist der Windstau bezogen auf Niedrigwasser extrem und etwas größer als der bezogen auf Hochwasser.

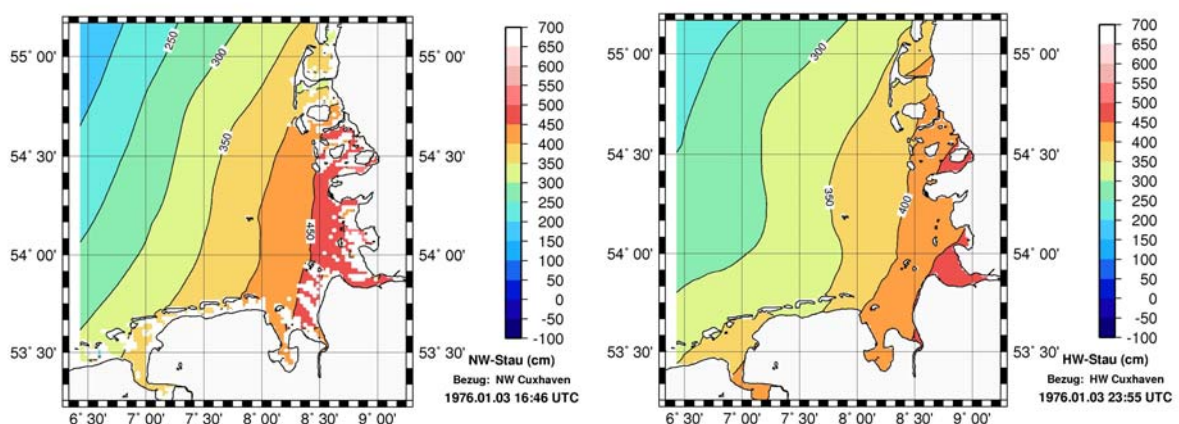


Abb. 6.8: Horizontale Verteilung des Staus relativ zum zeitlich nächsten Extremwert der Gezeit des jeweiligen Ortes für 1976 EPS45. Links: Relativ zu Gezeitenniedrigwasser. (In den weißen Bereichen ist der Stau_{NW} nicht definiert, da dort das Gezeitenniedrigwasser wegen Trockenfall unbestimmt ist.) Rechts: Relativ zu Gezeitenhochwasser.

	$Thw-MThw$	$Stau_{HW}$	T_{GHW} [h:mm]	$Tnw-MTnw$	$Stau_{NW}$	T_{GNW} [h:mm]	$Stau_{max}$
Borkum	2,54	3,58	-1:30	2,52	3,37	-1:38	4,31
Emden	3,22	4,42	-2:28	2,94	3,89	-3:08	6,10
Norderney	2,72	3,57	-1:40	2,31	3,75	-2:06	4,71
Helgoland	2,62	3,58	-0:22	1,97	3,88	-2:13	4,56
Wilhelmshaven	3,07	4,27	-2:27	2,56	4,39	-2:47	6,09
Bremerhaven	3,48	4,67	-1:45	2,77	4,36	-3:45	6,93
Cuxhaven	3,66	4,65	-1:38	2,36	4,78	-3:16	6,17
Büsum	3,63	4,38	-1:20	2,18	5,35	-2:56	6,17
Husum	4,11	4,83	-2:39	1,95	5,26	-1:22	6,87
Dagebüll	3,22	4,13	-1:30	2,06	4,44	-1:45	5,22
Wittdün	2,92	3,88	-1:03	1,98	4,30	-1:46	4,67
List	3,21	3,80	-2:07	1,93	3:77	-0:30	4,15
Esbjerg		3,27	-3:02		2,78	-1:23	3,98

Tab. 6.6: Stau relativ zum zeitlich nächsten Niedrigwasser, Stau relativ zum zeitlich nächsten Hochwasser der Gezeit und maximaler Windstau für Küstenorte in der Deutschen Bucht (IFS/LM, 1976 EPS45, Küstenmodell). $Thw-MThw$ und $Tnw-MTnw$ nach (Sindern et al. 1979). T_{GHW} und T_{GNW} sind die Eintrittszeiten der Scheitelwasserstände und der extremen NW relativ zu den Extremwerten der Gezeit entsprechend Abbildung 3.2.

Wie bei der Sturmflut vom 27./28.2.1990 entsteht bei der Sturmflut vom 3.1.1976 die extreme Sturmflut durch eine Stauwetterlage im Rücken des ursprünglichen Sturmtiefs.

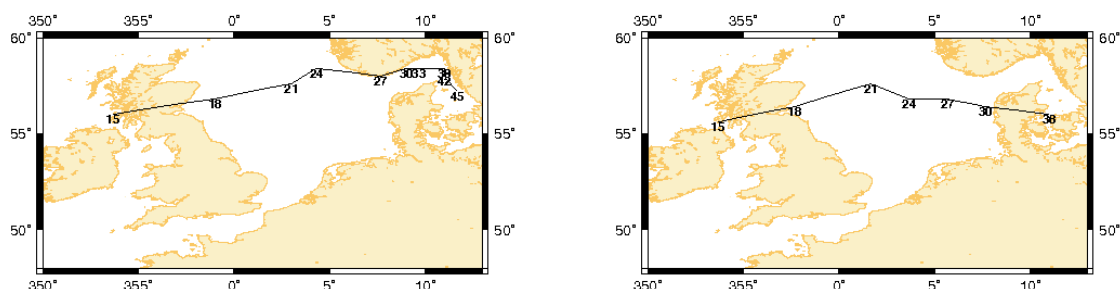


Abb. 6.8: Zugbahnen der Tiefdruckgebiete: Ort und Zeit minimalen Bodenluftdrucks vom 2.1.1976 15 Uhr (15) bis zum 3.1.1976 21 Uhr (45) bzw. 9 Uhr (36) (Nordostatlantikmodell). Links: IFS/LM, 1976 EPS45. Rechts: IFS, Re-Analyse.

Während bei der Re-Analyse der Kern des Tiefdruckgebiets schon am 3.1.1976 12.00 Uhr die westliche Ostsee verlassen hat, verweilt er dort für die extreme Wetterlage bis zum 3.1.1976 21.00 Uhr. Da die ursprüngliche Sturmflut vom negativen Zirkulartyp (Dolata et al. 1983) war, entwickelt sich nach Durchzug des Tiefs in der Deutschen Bucht die extreme Sturmflut als eine vom Stautyp. (Vergleiche auch Anhang C1)

6.5.3. Zeitliche Verschiebung

In der Projektgruppe wurde vorgeschlagen, die meteorologischen Felder zeitlich zu verschieben, mit dem Ziel, maximalen Windstau und Gezeitenhochwasser etwa zur gleichen Zeit eintreten zu lassen. Im Rahmen der Voruntersuchungen ergab sich, dass eine zeitliche Verschiebung der meteorologischen Felder bestenfalls eine Erhöhung des Scheitelwasserstands in Cuxhaven um 0,54 m bewirkt (vergleiche Tab. 5.20 im Abschnitt 5.3.) Dieser Unterschied liegt im Rahmen der Genauigkeit der Neuberechnungen der Sturmfluten 1962 und 1999. (Vergleiche Tabelle 4.2 und 4.4 im Abschnitt 4). Die extreme Variante, 1976 EPS45plus4, wird an dieser Stelle zwar vorgestellt, aber in der weiteren

Diskussion nicht als zum Kollektiv extremer Sturmfluten gehörige Realisierung betrachtet. Bei der Nachrechnung mit dem Küstenmodell erhöht sich durch diese Manipulation der Scheitelwasserstand in Cuxhaven um 0,6 m auf 7,10 m.

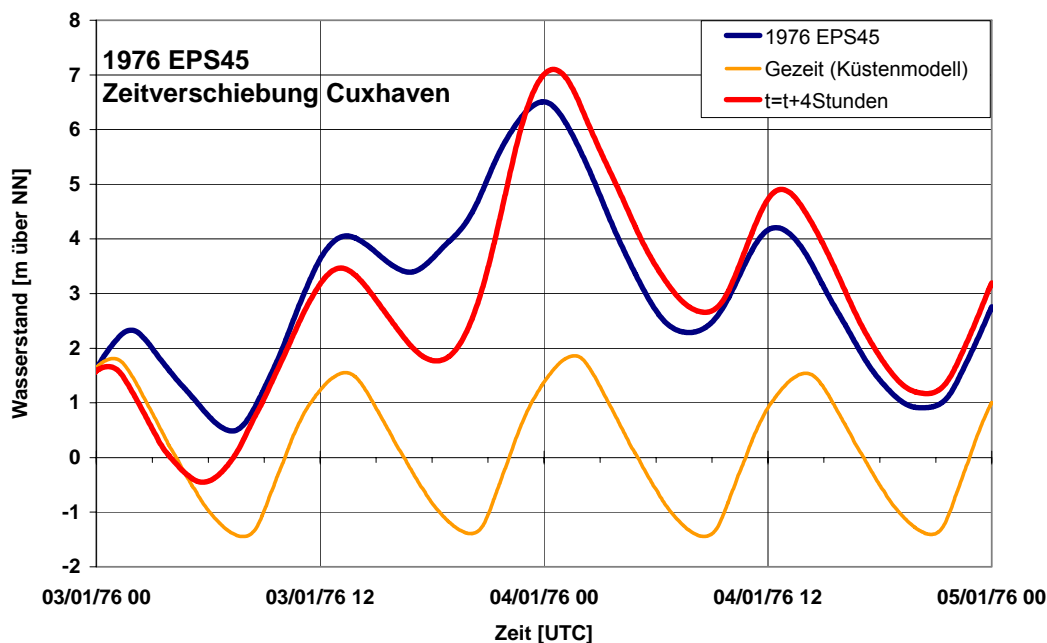


Abb. 6.9: Zeitliche Entwicklung des Wasserstands in Cuxhaven für 1976 EPS45plus4 und 1976 EPS45 (IFS/LM, Küstenmodell).

Regional gesehen wird der maximale Scheitelwasserstand für unterschiedliche zeitliche Verschiebungen der meteorologischen Felder erreicht. Vergleiche Tabelle 5.20 der Voruntersuchung.

6.5.4. Scheitelwasserstand und Windschubansatz

Im Gegensatz zur zeitlichen Verschiebung der Antriebsfelder ist die Anwendung verschiedener Ansätze für den Windschubspannungskoeffizienten eine Parametervariation. Ihre Bandbreite ist Ausdruck der einfachen Modellierung des Impulsaustauschs zwischen Ozean und Atmosphäre in den derzeitigen Modellen des BSH und dafür, dass es nur wenige Messungen im Bereich hoher Windgeschwindigkeiten gibt. Die Entscheidung für den Ansatz von Smith und Banke von 1975 als Standard wurde im Abschnitt Windschubspannungskoeffizient und bei der Diskussion der Neuberechnung 1999, begründet.

Für die extreme Sturmflut, 1976 EPS45, ist im Bereich von Wilhelmshaven bis Cuxhaven die Variation der Scheitelwasserstände mit dem Ansatz für den Windschubspannungskoeffizienten größer als für die Neuberechnung 1999.

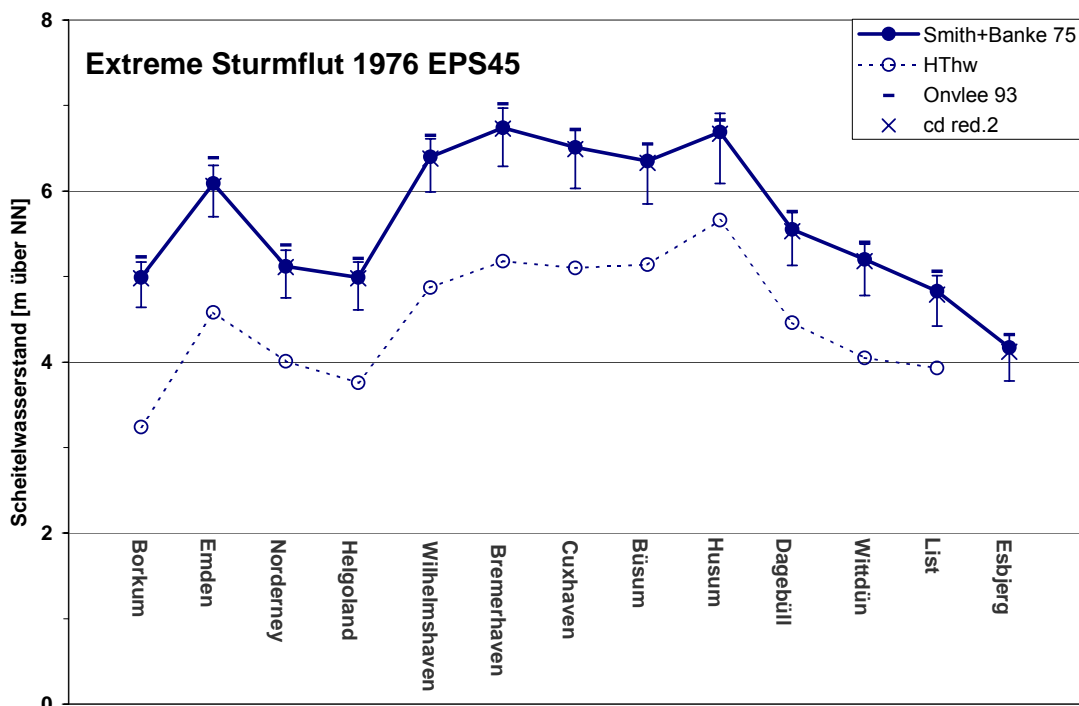


Abb. 6.10: Scheitelwasserstände für Küstenorte im Bereich der Deutschen Bucht (IFS/LM, Küstenmodell) mit Schwankungsbreiten entsprechend unterschiedlicher Ansätze für den Windschubspannungskoeffizienten, Bandbreiten von red.1 (untere Grenze) bis Wu82 (obere Grenze).

	HThw	Wu80/82	Onvlee93	Smith+Banke75	red.2	red.1	Bereich	
Borkum	3,24	5,17	5,23	4,99	4,98	4,64	+0,24	-0,35
Emden	4,58	6,30	6,39	6,09	6,06	5,70	+0,30	-0,39
Norderney	4,01	5,31	5,37	5,12	5,11	4,75	+0,25	-0,37
Helgoland	3,76	5,17	5,21	4,99	4,98	4,61	+0,22	-0,38
Wilhelms.	4,87	6,61	6,65	6,40	6,38	5,99	+0,25	-0,41
Bremerh.	5,18	6,97	7,02	6,74	6,73	6,29	+0,28	-0,45
Cuxhaven	5,10	6,71	6,72	6,51	6,49	6,03	+0,21	-0,48
Büsum	5,14	6,55	6,55	6,35	6,33	5,85	+0,20	-0,50
Husum	5,66	6,91	6,83	6,69	6,67	6,09	+0,22	-0,60
Dagebüll	4,46	5,75	5,76	5,55	5,53	5,13	+0,21	-0,42
Wittdün	4,05	5,38	5,40	5,20	5,18	4,78	+0,20	-0,42
List	3,93	5,01	5,06	4,83	4,79	4,42	+0,23	-0,41
Esbjerg		4,32	4,32	4,17	4,12	3,78	+0,15	-0,39

Tab. 6.7: Scheitelwasserstände [m über NN] und Schwankungsbreiten [m] zu Abb. 6.10.

Es sei noch einmal darauf hingewiesen, dass die Werte mit dem Ansatz von Wu 1982 keine obere Grenze für die Schwankungsbreite darstellen. Zum Beispiel wurde die lineare Anpassung des Ansatz von Charnock mit $a_1=0.7$ und $a_2=0.09$, der auch in Nordseemodellen angewendete worden ist, hier nicht noch einmal getestet, weil er schon bei geringen und mittleren Windgeschwindigkeiten zu hohe Wasserstände erzeugt (vergl. Janssen 1996 und Tabelle 3.2). Auch für 1976 EPS45 werden, anders als bei der Neuberechnung der Sturmflut vom 3.12.1999, die Wu82-Werte außer in Husum immer von den Onvlee93-Werten übertroffen. Der erste unter Berücksichtigung der Daten von Powell et al. 2003 vorgeschlagene Ansatz, red.1, dagegen stellt mit ziemlicher Sicherheit eine untere Grenze

da und sollte eher zu niedrige Werte liefern, da die zu Grunde liegenden Daten für den offenen Ozean abgeleitet wurden.

7. Diskussion der Ergebnisse

Die Nordsee ist von September bis April gewöhnlich einer Reihe von Stürmen ausgesetzt. Diese ziehen meistens nördlich der Britischen Inseln nach Osten und brauchen etwa einen Tag, um Skandinavien zu erreichen. Bis zu einem gewissen Maß schützen die Britischen Inseln die Nordsee vor dem vollen Effekt der Stürme, da die einzige Richtung, aus der Wind unbeeinflusst von Landmassen die Nordsee erreicht, Norden ist. Trotzdem sind es oft aus Westen quer über die Nordsee ziehende kleine Tiefdruckgebiete, die zu extremen Sturmfluten führen. Schätzungen extremer Stundenmittelwerte der Windgeschwindigkeiten geben 39 m s^{-1} in der nördlichen Nordsee und 32 m s^{-1} für die südliche Nordsee (Howarth 2001).

Stauwirksame Wetterlagen wurden in dieser Studie über den Effektivwind, die Projektion des mittleren Windes auf WNW, ermittelt. Im Zustandsbericht der Nordsee von 2003 (Löwe et al. 2005) wird eine Klassifizierung von Wetterlagen auf die Nordsee angewandt, die aus Luftdruckfelder neben dem Wind auch die vorticity (Wirbelstärke) charakterisiert. Für zukünftige Untersuchungen ist zu überlegen, wieweit sich in diesen Fällen aus solcher Klassifizierung ein besseres Auswahlkriterium für stauwirksame Wetterlagen entwickeln lässt.

Schon früh wurde versucht, Sturmflutwetterlagen zu unterscheiden. Corkan (1948) beschreibt neun typische Sturmflutwetterlagen. Rodewald (1965) gibt neun Merkmale, die eine Entwicklung zur Sturmflutwetterlage kennzeichnen. Kruhl (1978) reduziert die Klassifizierung auf im Wesentlichen zwei Typen. Beim Skandinavientyp entwickeln sich auf der Rückseite des über Skandinavien ziehenden Sturmtiefs stauwirksame Nordweststürme über der Deutschen Bucht. Beim Jütlandtief zieht das Sturmtief direkt über die Nordsee und vertieft sich dort. Hewer (1980) charakterisiert entsprechend die Sturmfluten als vom Stautyp bzw. als vom Zirkulartyp. Dolata et al. 1983 unterscheiden zusätzlich einen positiven und einen negativen Zirkulartyp. Die Sturmflut vom 3.1.1976 gehört danach zum negativen Zirkulartyp.

Hewer (1980) war die erste, die aus konstruierten Extremwetterlagen mit hydrodynamisch-numerischen Modellen extreme Sturmfluten berechnete. Für die Extremflut vom Stautyp, eine Variation der Sturmflut 1962, errechnete sie einen Scheitelwasserstand in Cuxhaven von 7,50 m, für die Extremflut vom Zirkulartyp (1976) 6,80 m. Beobachtet wurden von Borkum bis Wilhelmshaven die bisher (Juni 2005) höchsten Scheitelwasserstände 1962, von Cuxhaven bis Husum 1976.

Im Projekt MUSE wurden auf Grundlage des „Ensemble Prediction System“ (EPS) realistische, aber bisher nicht eingetretene extreme Wetterlagen erzeugt. Bei diesem Verfahren erwies sich die Wetterlage 1962 als sehr stabil gegenüber einer Störung der Anfangsbedingungen. Die resultierenden Wasserstände bleiben dicht an den Beobachtungen. Maximale Scheitelwasserstände werden dagegen an allen Küstenpegeln der Deutschen Bucht von einer Realisierung des Orkans „Capella“ vom 3.1.1976, EPS45, erzeugt. In Cuxhaven ist das ein Scheitelwasserstand von 6,51 m, etwa 1,40 m über dem höchsten bisher (Juni 2005) beobachteten Wert.

Ort	16./17.2.1962		3.1.1976		27.2.1990		3.12.1999	
	EPS26	HThw	EPS45	HThw	EPS20	HThw	EPS05	HThw
Borkum	3,65	3,82	4,99	3,24	4,16	3,32	3,44	2,95
Emden	4,53	4,76	6,09	4,58	5,04	4,20	4,30	3,91
Norderney	3,92	4,10	5,12	4,01	4,21	3,66	3,77	3,40
Helgoland	3,90	3,92	4,99	3,76	4,05	3,56	3,72	2,91
Wilhelmshaven	5,19	5,22	6,40	4,87	5,37	4,50	5,63	4,51
Bremerhaven	5,46	5,35	6,74	5,18	5,41	4,47	5,75	4,44
Cuxhaven	5,17	4,95	6,51	5,10	5,32	4,44	5,69	4,53
Büsum	5,10	4,93	6,35	5,14	5,40	4,68	5,54	4,55
Husum	5,23	5,20	6,69	5,66	5,97	5,08	6,45	5,37
Dagebüll	4,69	4,56	5,55	4,46	5,20	4,62	4,66	3,97
Wittdün	4,20	4,14	5,20	4,05	4,67	3,84	4,02	3,49
List	4,06	3,64	4,83	3,93	4,41	3,58	3,28	3,63
Esbjerg	3,59	3,07	4,17		4,15		3,17	3,83

Tab. 7.1: Maximale Scheitelwasserstände bezogen auf NN für Küstenorte der Deutschen Bucht (IFS/LM, Küstenmodell) im Vergleich mit der Beobachtungen (bis einschließlich Juni 2005).

Für die anderen Pegel entlang der Küste liegen die Scheitelwasserstände also 1 m bis 1,5 m über den am 3.1.1976 eingetretenen Werten (verg. Tab. 7.1). Zusammenfassend werden in Abbildung 7.1 die Scheitelwasserstände aller extremen Sturmfluten sowie der entsprechenden tatsächlich eingetretenen Sturmfluten dargestellt. Es zeigen sich systematische regionale Unterschiede.

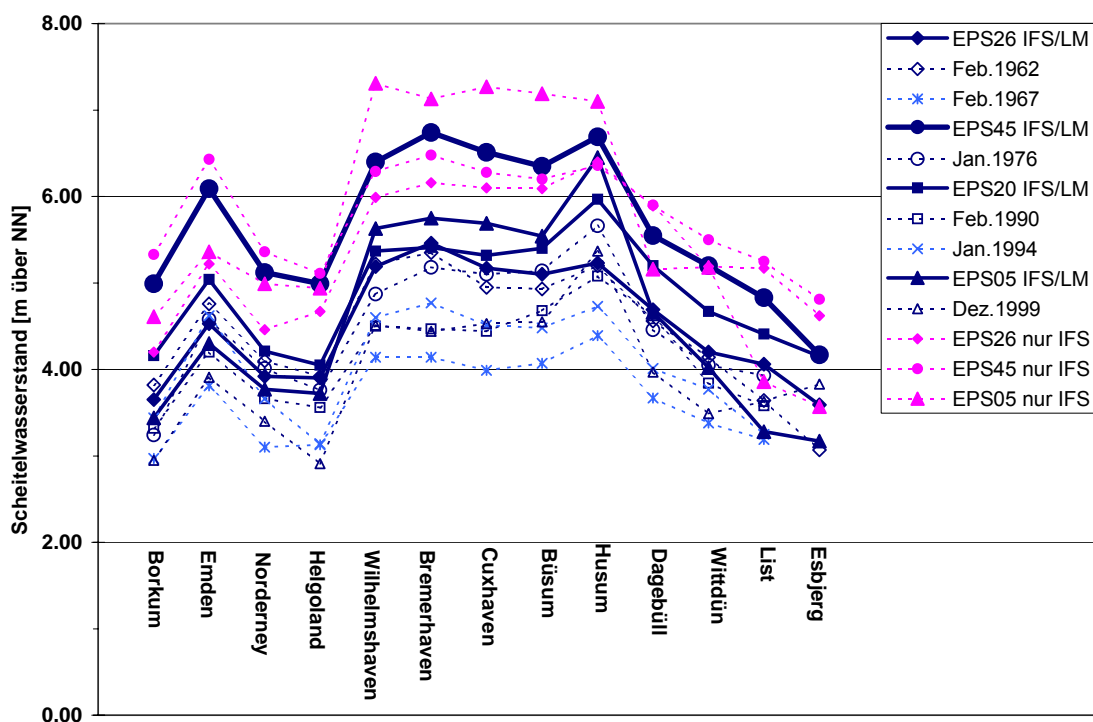


Abb. 7.1: Regionale Verteilung extremer Scheitelwasserstände (Küstenmodell und tatsächlich eingetretene Sturmfluten).

Die Abbildungen 7.2 und 7.3 bilden eine flächenhafte Darstellung des wichtigsten Ergebnisses des BSH-Teilprojekts. Die Scheitelwasserstände verursacht durch die extreme IFS/LM-Sturmflutwetterlage, 1976 EPS45, sind durch sie so dargestellt, dass sie leicht ablesbar sind. Dieses Simulationsergebnis übertrifft alle bisher eingetretenen Wasserstände

an der deutschen Küste deutlich und ist in der Größenordnung der Klimaänderungen zugeschriebenen Werte (Mai 2004). Es stellt jedoch eine Situation dar, die schon beim heutigen Klima ohne weiteres entstehen kann. Wie die statistischen Untersuchungen des fwu-Teilprojekts zeigen, haben diese Werte in Cuxhaven eine Eintrittswahrscheinlichkeit von 10^{-4} . (Vergleiche Abschnitt 8.2.5 des fwu-Teilprojekts.)

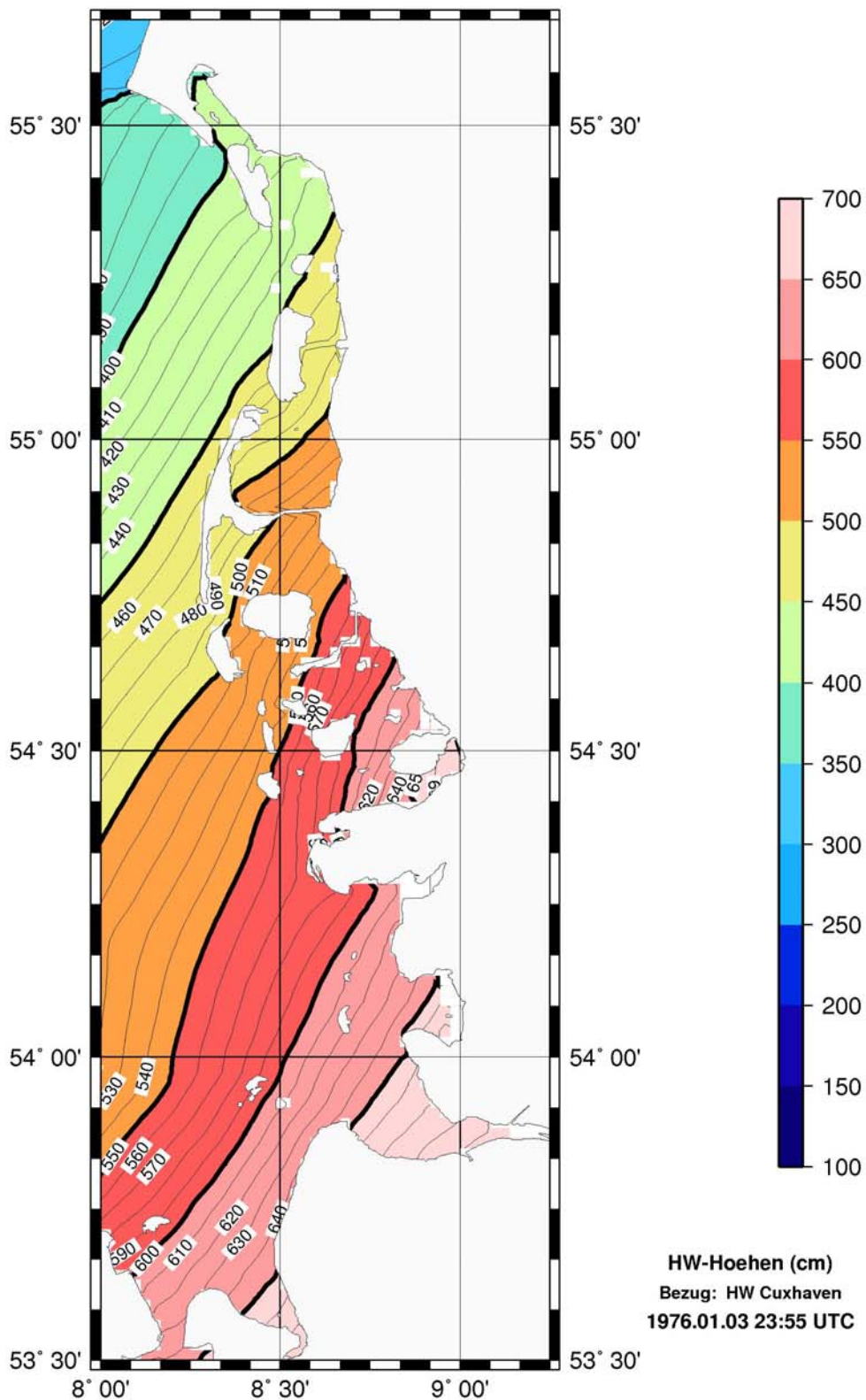


Abb. 7.2: Scheitelwasserstände für die Sturmflutwetterlage EPS45 1976 in der östlichen Deutschen Bucht (Küstenmodell).

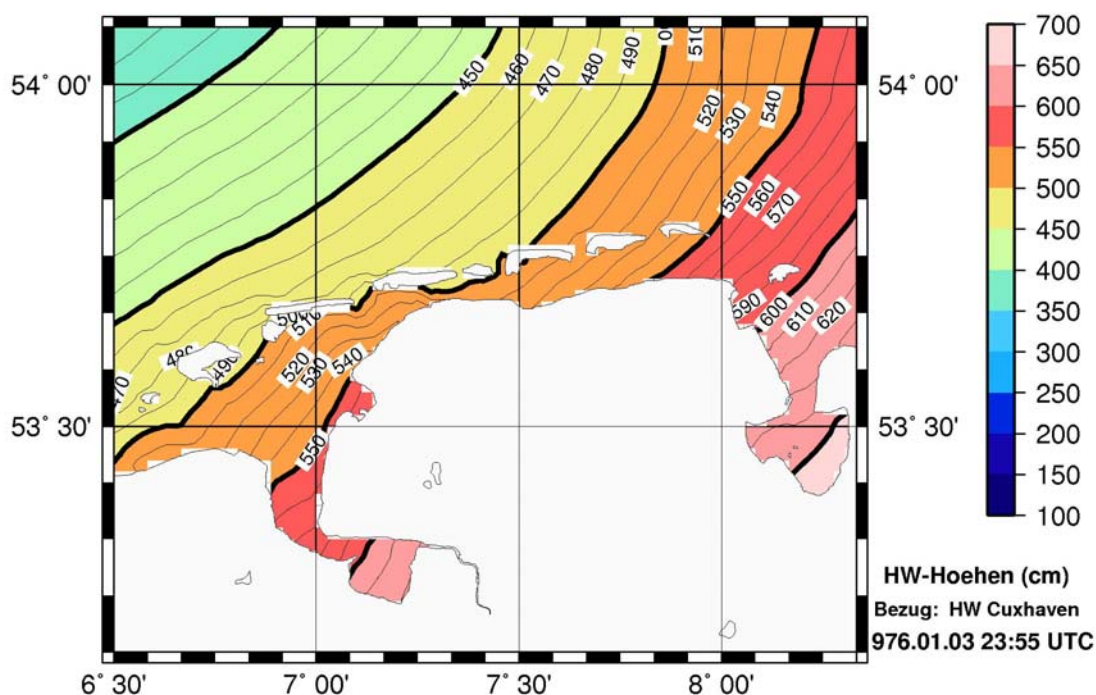


Abb. 7.3: Scheitelwasserstände für die Sturmflutwetterlage EPS45 1976 in der westlichen Deutschen Bucht (Küstenmodell).

Der Verlauf der Linien gleichen Scheitelwasserstands, der nicht überall gleichzeitig eintritt, ist recht einfach strukturiert. Die höchsten Wasserstände treten in Ästuarien und Buchten auf. Danach ist der Küstenabschnitt zwischen Wilhelmshaven und Husum deutlich mehr von extremen Wasserständen betroffen als weiter östlich und weiter nördlich liegende Orte.

Die Besonderheit dieser Studie liegt in der physikalischen Konsistenz der extremen Wetterlagen. Damit ist der gegen die Studie von Hewer (1980) vorgebrachte Einwand, dass von Hand konstruierte Wetterlagen benutzt wurden, hier nicht mehr gerechtfertigt. Ein wichtiges Kriterium für die Schwere einer Sturmflut ist ihr Eintreten relativ zum örtlichen Gezeitenhochwasser. Auf Wunsch der Projektgruppe wurde exemplarisch die extreme Wetterlage noch zeitlich relativ zum Gezeitenverlauf verschoben. Für Cuxhaven ergab sich dadurch eine zusätzliche Erhöhung des Scheitelwasserstands um 0,60 m auf 7,10 m (Küstenmodell). In die statistischen Betrachtungen des fwu-Teilprojekts wurden die Ergebnisse dieser zusätzlichen Variation jedoch nicht einbezogen.

Es ist schwierig, ein Maß für die Genauigkeit der BSH-Modelle anzugeben. Während die Modelle in den Jahren 1997 bis 2004 die Hochwasser mit einer Genauigkeit von $\pm 0,20$ m darstellen, geben für den Fall extremer Sturmfluten die Neuberechnungen der Sturmfluten 1962 und 1999 einen Anhaltspunkt. Das Küstenmodell reproduziert diese Sturmfluten für Cuxhaven mit einer Abweichung von $-0,16$ m bzw. $+0,33$ m. Die maximale Abweichung liegt 1962 bei Wilhelmshaven mit $-0,47$ m und 1999 bei Dagebüll mit $+0,63$ m. Durch Wahl des Windschubkoeffizienten werden Scheitelwerte sowohl nach oben als auch nach unten modifiziert. 1962 würde ein höherer Windschubkoeffizient die Übereinstimmung mit den Beobachtungen verbessern, 1999 ein niedrigerer. Für die extreme Sturmflut ergibt sich in Cuxhaven durch Variation des Ansatzes für den Windschubkoeffizienten eine Modifikation des Scheitelwasserstands von $+0,20$ m bis $-0,48$ m. Entlang der deutschen Küste kann von einem Vertrauensbereich von $\pm 0,50$ m für die in der Studie ermittelten extremen Scheitelwerte ausgegangen werden, d.h. für Cuxhaven von Wasserständen zwischen 6 und 7 m.

Alle in Tabelle 7.1 zusammengestellten Scheitelwasserstände extremer Sturmfluten und insbesondere die der Realisierung 1976 EPS45 der Sturmflutwetterlage des 3.1.1976 werden im fwu-Teilprojekt noch einer statistisch-probabilistischen Analyse unterzogen, um einen Bezug zu bisher beobachteten Extremwerten herzustellen.

Danksagung

Wir danken der Projektgruppe sowie vielen Kollegen und Kolleginnen am BSH für ihre Unterstützung und Diskussionsbereitschaft, insbesondere Herrn Lange für die Neuberechnung der Gezeiten, Herrn Palkowski und Herrn Lühje für die Bereitstellung der Wasserstandsdaten, Herrn Schrader für die Winddaten und die Seegangsberechnungen.

Literaturverzeichnis

Amoroch J.; DeVries J. J.: A New Evaluation of the Wind Stress Coefficient Over Water Surfaces. *Journal of Geophysical Research*, 85, C1, 433-442, 1980

Corkan R. H.: Storm Surges in the North Sea. H.O. Misc. 15072, Vol. 1-2, 1948, o.S.

Corkan R. H.: The Levels in the North Sea Associated with the Storm Disturbance of 8 January 1949. *Philos. Trans. Roy. Soc. London, Ser. A Math. and Phys. Sciences*, No. 853, vol. 242, 493-525, 1950

de Vries J. W.: Verification of the WAQUA/CSM-16 model for the winters 1992/1993 and 1993/1994. Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut, Technical report TR-176, De Bilt 1995, 27 S.

Deutsches Hydrographisches Institut: Beobachtungen auf den deutschen Feuerschiffen der Nord- und Ostsee im Jahre 1962 sowie Mittelwerte von Temperatur und Salzgehalt des Jahres 1962. *Meereskundliche Beobachtungen und Ergebnisse*, Nr. 20, Hamburg 1963, o. S.

Dick S.; Kleine E.; Müller-Navarra S. H.; Komo H.: The operational circulation model of BSH (BSHcmod) Model description and validation. *Berichte des BSH* Nr. 29/2001, 48 S.

Dolata L. F.; Roeckner E.; Behr H.: Prognostic Storm Surge Simulation with a Combined Meteorological/Oceanographic Model. In: J.Sündermann (E.), *Circulation and Contaminant Fluxes in the North Sea*. Springer-Verlag Berlin 1983, 266-278.

Emanuel K.: A Similarity Hypothesis for Air-Sea Exchange at Extreme Wind Speeds. *Journal of Atmospheric Sciences*, 60, 1420-1428, 2003

Fischer, G.: Ergebnisse der Sturmflutvorhersage - Modellierung im SFB 94. *promet*, 8. Jahrgang, Heft 4, 17-21, 1978

Flather, R. A.: Estimates of Extreme Conditions of Tide and Surge using a Numerical Model of the North-west European Continental Shelf. *Estuarine, Coastal and Shelf Science*, 24, 69-93, 1987

Flather, R. A.: Storm Surges. *Encyclopedia of Ocean Sciences*, Vol. 5, 2882-2892, 2001

Flather, R. A.; Davies, A. M.: On the Specification of Meteorological Forcing in Numerical Models for North Sea Storm surge of 2 to 4 January 1976. *DHZ, Ergänzungsheft, Reihe A*, Nr. 15, 1978, 51 S.

Geernaert G. L.; Larsen S. E.; Hansen F.: Measurements of the Wind Stress, Heat Flux, and Turbulence Intensity During Storm Conditions Over the North Sea. *Journal of Geophysical Research*, Vol. 92, No. C12, 13,127-13,139, 1987

- Gerritsen H., Bijlsma A.C.: Modelling of tidal and winddriven flow: The Dutch Continental Shelf Model. Computer Modelling in Ocean Engineering. Schrefler & Zienkiewicz (ed.), Balkema, Rotterdam, 331-338, 1988
- Gönnert G.: Sturmfluten und Windstau in der Deutschen Bucht - Charakter, Veränderungen und Maximalwerte im 20. Jahrhundert. Die Küste, Heft 67, 185-365, 2003
- Goffinet P.: Qualitätssteigerung der Seevermessung und Navigation durch neuartige Beschickungsverfahren. Wissenschaftliche Arbeiten der Fachrichtung Vermessungswesen der Universität Hannover, Hannover 2000, 217 S.
- Guan Ch.; Xie L.: On the Linear Parameterization of Drag Coefficient over Sea Surface. JPO, Notes and Correspondance, 2847-2851, 2004
- Hansen, W.: The reproduction of the motion in the sea by means of hydrodynamical - numerical methods. Mitteilungen des IfM der Universität Hamburg, Nr. 5, 1966, 57 S.
- Hawkins, Harry F.; Rubsam, Daryl T.: Hurricane Hilda, 1964 II. Structure and budgets of the hurricane on October 1, 1964. Monthly Weather Review, Vol. 96, No. 9, 617-636, 1968
- Heaps N. S.: A two - dimensional numerical sea model. Philosophical Transactions of the Royal Society of London, A, Vol. 265, 93-137, 1969
- Heaps, N. S.: Development of storm-surge models at Bidston. IOS, Report No.53, 1977, 30 S.
- Hewer, R.: Untersuchungen zur Entwicklung von Extremsturmfluten an der deutschen Nordseeküste auf der Basis hydrodynamisch-numerischer Modelle. Diplomarbeit, 1980, 132 S.
- Howarth, M. J.: North Sea circulation. Encyclopedia of Ocean Sciences, ed. J. H. Steele, S. A. Thorpe, K. K. Turekian, Vol. 4, 1912-1921, 2001
- Janssen, F.: Auswirkungen unterschiedlicher Windschubspannungsansätze auf die Qualität von Wasserstandsvorhersagen mit einem numerischen Nordseemodell. Diplomarbeit im Fach Ozeanographie, Universität Hamburg, 1996, 165 S.
- Jensen, J. und Mudersbach, Ch.: Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE) – Teilprojekt 3: Statistisch-probabilistische Extremwertanalyse, Abschlussbericht zum bmbf-Forschungsvorhaben 03KIS039 (KFKI Fördernummer 78), Forschungsinstitut Wasser und Umwelt (fwu) an der Universität, Siegen, 2005
- Kleine, E.: Die Konzeption eines numerischen Verfahrens für die Advektionsgleichung. Literaturübersicht und Details der Methode im operationellen Modell des BSH für Nordsee und Ostsee. Eigenverlag E. Kleine, Hamburg 1993, 106 S.
- Kleine E.: Das operationelle Modell des BSH für Nordsee und Ostsee. Konzeption und Übersicht. Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie, 1994, 126 S.
- Koopmann, G.: Die Sturmflut vom 16./17. Februar 1962 in ozeanographischer Sicht. Die Küste, Jahrgang 10/1962, Heft 2, 55-68
- Kraus E. B.; Businger J. A.: Atmosphere-Ocean Interaction. Oxford University Press, 1994 (2.Auflage), 362 S.
- Kraus H.; Ebel U.: Risiko Wetter. Die Entstehung von Stürmen und anderen atmosphärischen Gefahren. Springer Verlag Heidelberg 2003, 250 S.
- Kruhl, H.: Sturmflut - Wetterlagen. promet, 8. Jahrgang, Heft 4, 6-8, 1978

- Lamb, H.: Historic storms of the North Sea, British Isles and Northwest Europe. Cambridge University Press, 1991, 204 S.
- Lassen, Horst; Siefert, Winfried; Gönnert, Gabriele: Windstauentwicklung in dem Tiefwasserbereich der südöstlichen Nordsee bei Sturmflutwetterlage. Die Küste, Heft 64, 88-125, 2001
- Loewe P.; Schmolke S.; Becker G.; Brockmann U.; Dick S.; Engelke C.; Frohse A.; Horn W.; Klein H.; Müller-Navarra S.; Nies H.; Schrader D.; Schulz A.; Theobald N.; Weigelt S.: Nordseezustand 2003. Berichte des BSH, Nr. 38, 2005, 217 S.
- Mai S.: Klimafolgenanalyse und Risiko für eine Küstenzone am Beispiel der Jade-Weser-Region. Universität Hannover, Franzius-Institut für Wasserbau und Küsteningenieurwesen, Mitteilungen Heft 91, 2004, 275 S.
- Mastenbroek C.; Burgers G.; Janssen P. A. E. M.: The Dynamical Coupling of a Wave Model and a Storm Surge Model through the Atmospheric Boundary Layer. Journal of Physical Oceanography, 25, 1856-1866, 1993
- Metje N.: Einfluss von Sturmparametern auf die Wasserstände in der Deutschen Bucht. Studienarbeit, Institut für Strömungsmechanik und elektronisches Rechnen im Bauwesen, 1996, 36 S.
- Miller B. I.: A study of the filling of Hurricane Donna (1960) over land. Monthly Weather Review, 92, 389-406, 1964
- Müller-Navarra, S. H.; Giese, H.: Improvements of an empirical model to forecast wind surge in the German Bight. DHZ, 51, Nr. 4, 385-405, 1999
- Müller-Navarra, S. H.; Lange, W.; Dick, S., Soetje, K. C.: Über die Verfahren der Wasserstands- und Sturmflutvorhersage: Hydrodynamisch-numerische Modelle der Nord- und Ostsee und ein empirisch-statistisches Verfahren für die Deutsche Bucht. promet, Jahrg. 29, Nr. 1-4, 117-124, 2003
- Murawski J.: Neue Konzepte der Strömung- Seegangskopplung. Dissertation 2005, Universität Hamburg, in Vorbereitung
- Onvlee J. R. N.: The performance of drag relations in the WAQUA storm surge model. koninklijk nederlands meteorologisch intitut, Technical report TR-149, De Bilt 1993, 25 S.
- Pichler H.: Dynamik der Atmosphäre. BI Wissenschaftsverlag, Mannheim ... 1984, 456 S.
- Plüß A.: Das Nordseemodell der BAW zur Simulation der Tide in der Deutschen Bucht. Die Küste, Heft 67, 83-127, 2003
- Powell, M. D.; Vickery, P. J.; Reinhold, T. A.: Reduced drag coefficient for high wind speeds in tropical cyclones. Nature, 422, 279-283, 2003
- Pugh D.T.: Tides, Surges and Mean Sea-Level. John Wiley & Sons Chichester 1987, S. 472
- Pugh D.: Changing Sea Levels. Effects of Tides, Weather and Climate. Cambridge University Press 2004, 265 S.
- Roediger, G.: Entwicklung und Verlauf der Wetterlage vom 16./17. Februar 1962. Die Küste, Jahrgang 10, Heft 1, 1-4, 1962
- Rodewald, M.: Zur Entstehungsgeschichte der Sturmflut - Wetterlagen in der Nordsee im Februar 1962. Die Küste, Jahrgang 10, Heft 2, 1-54, 1962
- Rodewald, M.: Zur Entstehungsgeschichte von Sturmflut-Wetterlagen in der Nordsee. Die Küste, Jahrgang 13, 1-60, 1965

Schulz, H.: Verlauf der Sturmflut vom Februar 1962 im deutschen Küsten - und Tidegebiet. Die Küste, Jahrgang 10/1962, Heft 1, 5-16

Sindern J.; Göhren H.: Die Sturmfluten im Januar 1976 - Wasserstände und Tidekurven. Die Küste, Heft 33, Anhang, 214-225, 1979

Smith J. A.; Flather R. A.: Evaluation of the Accuracy of Total Water Levels Produced by the Operational Storm Surge Model. Proudman Oceanographic Laboratory, Internal Document No. 83, June 1995, 16 S.

Smith S. D.; Banke E. G.: Variation of the sea surface drag coefficient with wind speed. Quart. J. R. Met. Soc. 101, 665-673, 1975

Tang Y. M.; Grimshaw R.; Sanderson B.; Holland G.: A Numerical Study of Storm Surges and Tides, with Application to the North Queensland Coast. JPO, 26, 2700-2711, 1996

Toba, Y.; Smith, S. D.; Ebuchi, N.: Historical Drag Expressions. In: Wind stress over the ocean. Ed. Ian S. F. Jones und Yoshiaka Toba, 2001, S. 35-53

Tomczak, G.: Über die Genauigkeit der Sturmflutvorhersage für die deutsche Nordseeküste. DHZ, 13, 1-13, 1960

Wu J.: Wind-Stress Coefficient Over Sea Surface From Breeze to Hurricane. Journal of Geophysical Research, Vol. 87, No. C12, 9704-9706, 1982

Anhang 0

Zusammenstellung von Angaben zu den BSH-Modellen

Modellgebiet	Deutsche Bucht und westliche Ostsee
Modellart	Gitterpunktmodell, Arakawa – C – Gitter
Oberfläche	freie Oberfläche: ζ
Horizontale Koordinaten	λ, φ
Horizontaler Gitterabstand	$\Delta\lambda = 1'40''$, $\Delta\varphi = 1'00''$, etwa 1,8 km
Vertikale Koordinate	z
Vertikale Auflösung	bis zu 9 Schichten
Dicke der Oberflächenschicht	8 m
Schichtdicken oberhalb 50 m	4, 4, 4, 4, 6, 10, 10 m
Schichtdicken unterhalb 50 m	25 m
Maximale Modelltiefe	70 m
Minimale Wassertiefe	0,05 m (Trockenfall)
Modellgleichungen	Primitive, nichtlineare Flachwassergleichungen
Prognostische Variable	u, v, ζ , T, S; Eisdrift, Eisdicke, Eiskompaktheit
Eisdynamik	Modifiziertes Hibler Modell
Druck	Hydrostatisch
Vertikalgeschwindigkeit	Kontinuitätsgleichung
Dichte	Unesco Formel
Physikalische horizontale Viskosität	Mischungswegansatz bezogen auf Gitterabstand
Physikalische vertikale Viskosität	Mischungswegansatz bezogen auf Gitterabstand
Physikalische horizontale Diffusivität	0.5 physikalische Viskosität
Physikalische vertikale Diffusivität	Pr^{-1} physikalische Viskosität
Konvektion	$f(Ri)$
Meteorologische Daten	W_{10m} , T_L , p_L , spez. Feuchte, Bewölkung
Meteorologische Modelle	GME/LM, MUSE: IFS/LM
Windschubspannungskoeffizient	$0.63 + 0.066 W_{10m} $
Bodenreibungskoeffizient	0.0021

Vertikale Wände	glatt
Offene vertikale Randflächen	bei längerfristigem Einstrom Werte prognostischer Variablen aus NO-Modell
Flusseinträge	Aktuelle Daten, MUSE: klimatologische Werte
Wärmefluss an der Oberfläche	$f(W_{10m}, T_L, p_L, \text{spez. Feuchte, Bewölkung, Eis})$
Salzfluss an der Oberfläche	0
Anfangswerte	fortlaufende Berechnung, MUSE: jahreszeitlich und in den Phasen konsistente Archivwerte
Integrationsverfahren	explizit, vertikaler Austausch und Eisdynamik implizit
Zeitschritt	45 s, Eisdynamik 900 s
Differenzenform	Kontrollvolumenansatz für T und S
Impulsadvektion	„vector upwind“
Vertikaler Impulsaustausch	Zentrale Differenzen
Energie-, Salzadvektion	„flux corrected transport“
Energie-, Salzdifffusion	Zentrale Differenzen

Tab. A0.1: Beschreibung des Küstenmodells des BSH.

Modellgebiet	Nord- und Ostsee
Horizontaler Gitterabstand	$\Delta\lambda = 10'00''$, $\Delta\varphi = 6'00''$, etwa 10 km
Vertikale Auflösung	14 Schichten
Schichtdicken unterhalb 50 m	25, 25, 50,50, 50, bis 900 m
Maximale Modelltiefe	658 m
Innere vertikale Randflächen	bei Einstrom Werte für prognostische Variable aus Küstenmodell
Offene vertikale Randflächen	Wasserstand aus NOAMOD und 17 Partialtiden der Gezeit aus harmonischer Analyse, alle 15 Min., bei längerfristigem Einstrom monatliche klimatologische Werte für T und S
Zeitschritt	90 s

Tab. A0.2: Kurzbeschreibung des Nord- und Ostseemodells des BSH relativ zum Küstenmodell.

Modellgebiet	Deutsche Bucht und westliche Ostsee
Horizontaler Gitterabstand	$\Delta\lambda = 10'00''$, $\Delta\varphi = 6'00''$, etwa 10 km
Vertikale Auflösung	1 Schicht
Maximale Modelltiefe	658 m
Prognostische Variable	u. v, ζ
Dichte	konstant
Offene vertikale Randflächen	Wasserstand aus NOAMOD und 17 Partialtiden der Gezeit aus harmonischer Analyse, alle 15 Min.
Zeitschritt	75 s

Tab. A0.3: Kurzbeschreibung des Staumodells des BSH relativ zum Küstenmodell.

Modellgebiet	Nordostatlantik
Horizontaler Gitterabstand	$\Delta\lambda = 40'00''$, $\Delta\varphi = 24'00''$, etwa 40 km
Vertikale Auflösung	1 Schicht
Dicke der Oberflächenschicht	bis xx m
Maximale Modelltiefe	4700 m
Prognostische Variable	u, v, ζ
Dichte	konstant
Physikalische horizontale Viskosität	Austauschkoeffizient $AH=500\ 000\ \text{m}^2\ \text{s}^{-1}$
Bodenreibungskoeffizient	0.0025
Offene vertikale Randflächen	$\partial\zeta/\partial n = 0$, $\zeta - u_n\sqrt{g}/H=0$
Zeitschritt	75 s

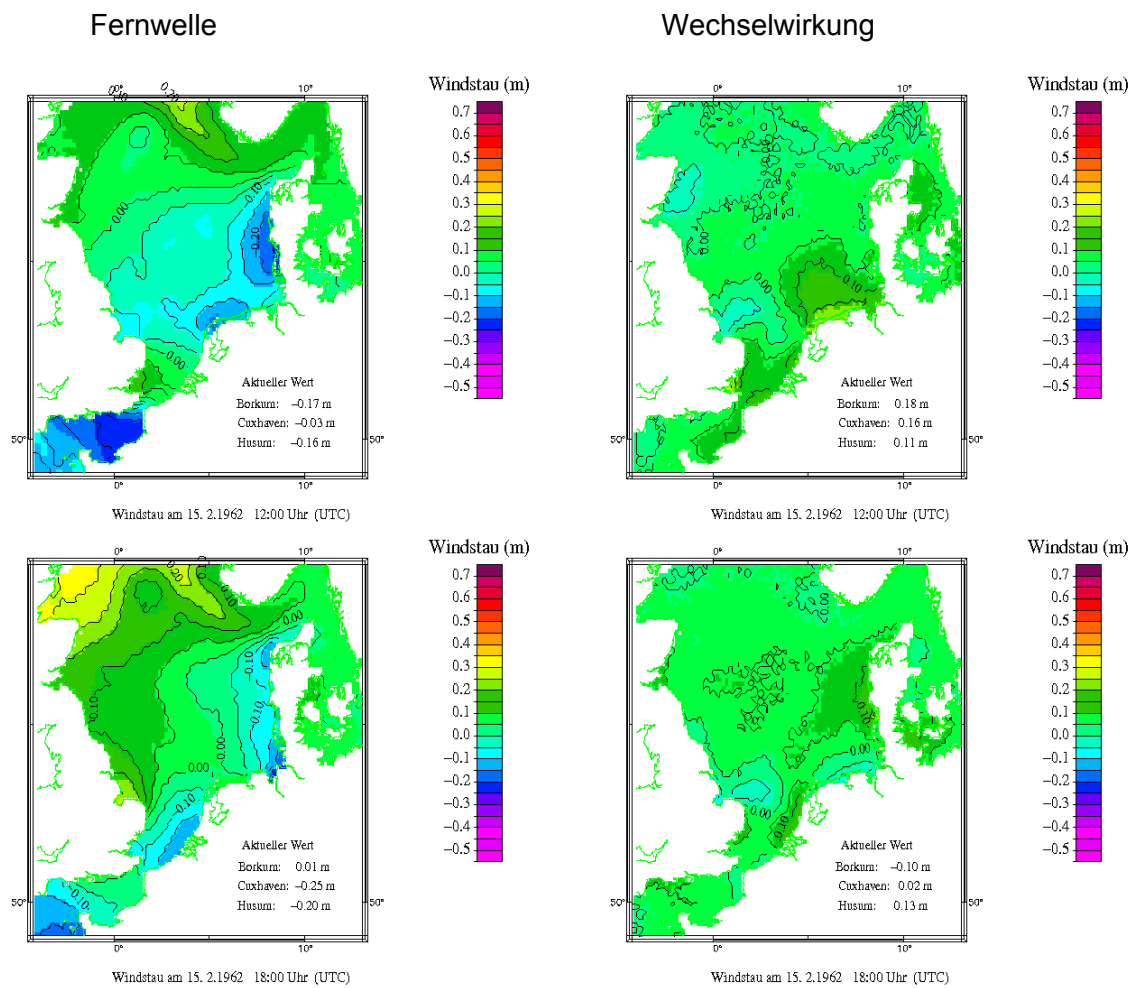
Tab. A0.4: Kurzbeschreibung des Nordostatlantikmodells des BSH relativ zum Küstenmodell.

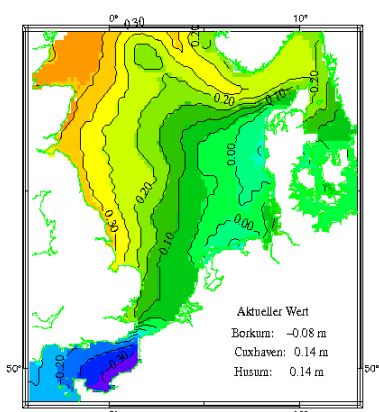
Anhang A Neuberechnung 1962: Fernwelle und Wechselwirkung

Neuberechnung der Sturmflut vom
16./17. Februar 1962

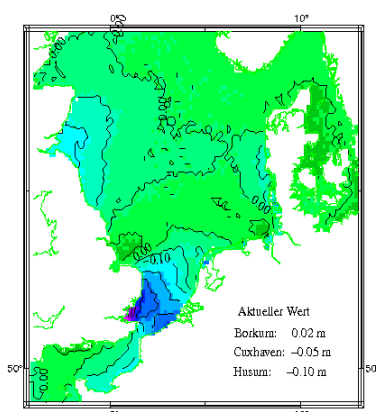
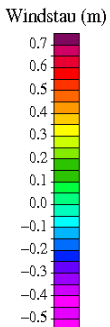
Start mit Archivwerten am
11.02.1962 00:00 UTC

Fernwelle und Wechselwirkung

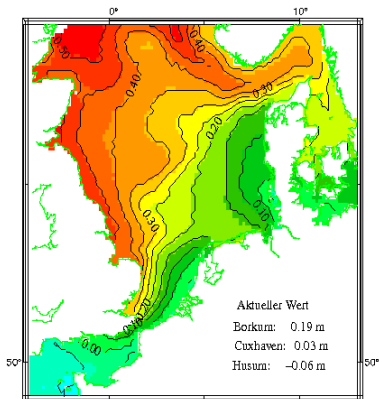
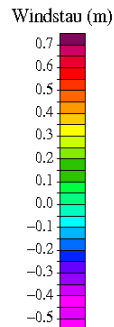




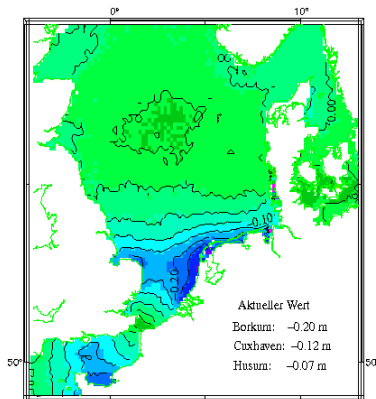
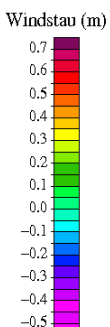
Windstau am 16. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)



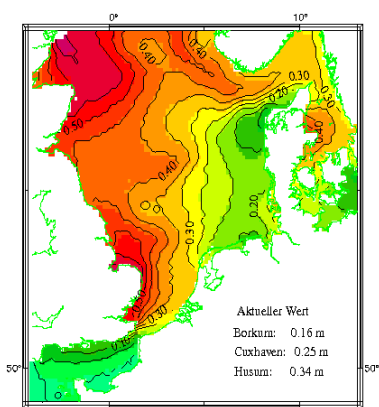
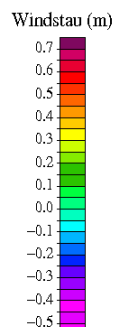
Windstau am 16. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)



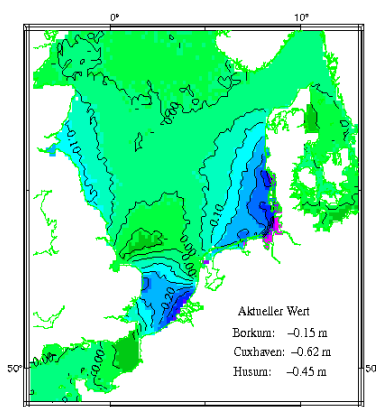
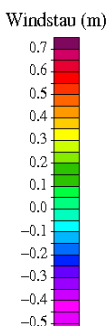
Windstau am 16. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



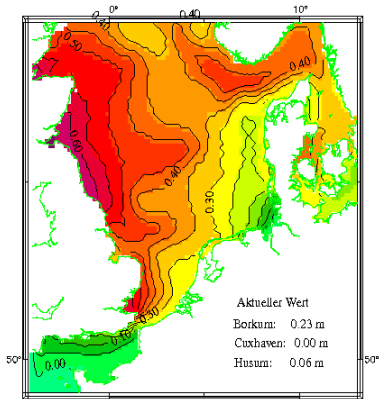
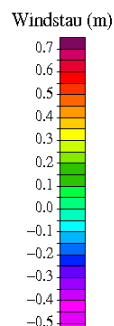
Windstau am 16. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



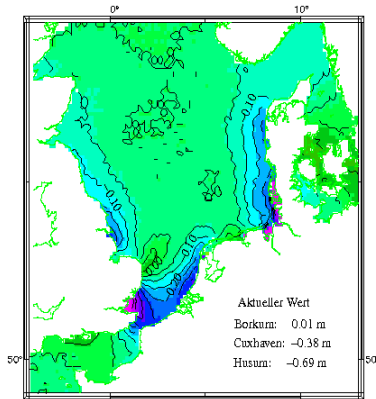
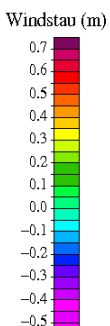
Windstau am 16. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)



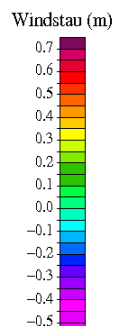
Windstau am 16. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)

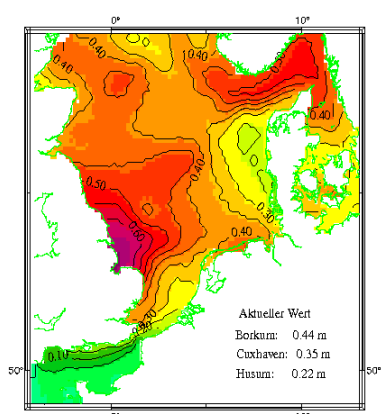


Windstau am 16. 2.1962 15:00 Uhr (UTC)

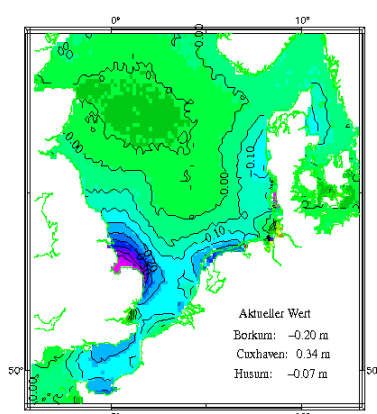
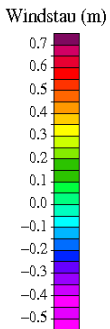


Windstau am 16. 2.1962 15:00 Uhr (UTC)

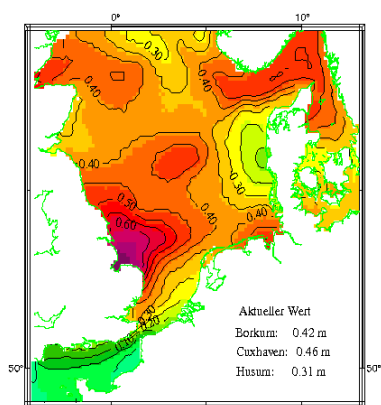
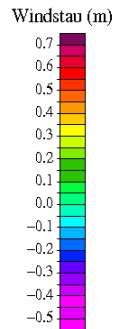




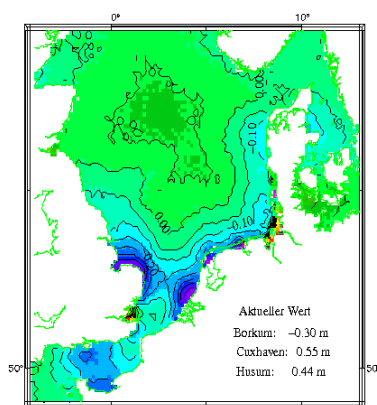
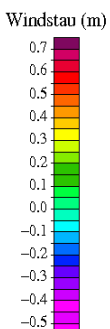
Windstau am 16. 2.1962 18:00 Uhr (UTC)



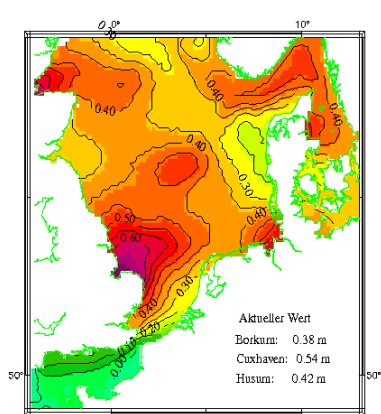
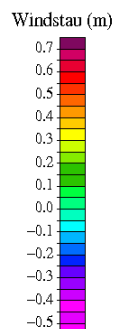
Windstau am 16. 2.1962 18:00 Uhr (UTC)



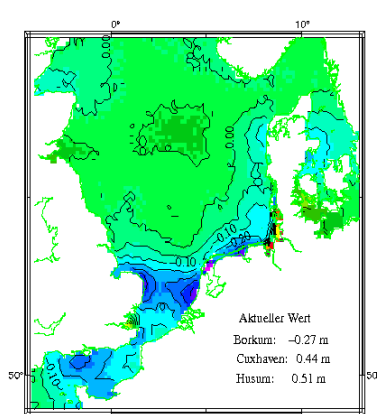
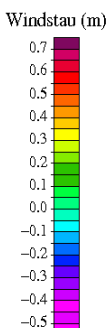
Windstau am 16. 2.1962 19:00 Uhr (UTC)



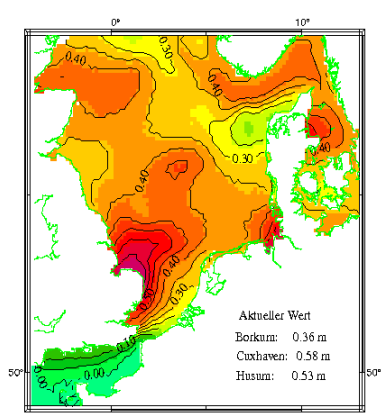
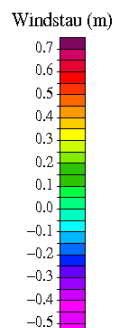
Windstau am 16. 2.1962 19:00 Uhr (UTC)



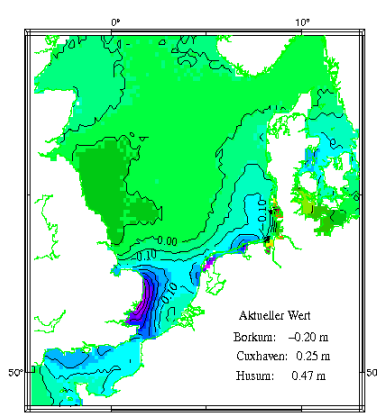
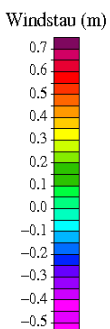
Windstau am 16. 2.1962 20:00 Uhr (UTC)



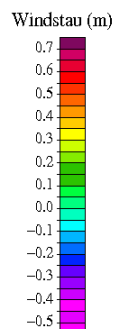
Windstau am 16. 2.1962 20:00 Uhr (UTC)

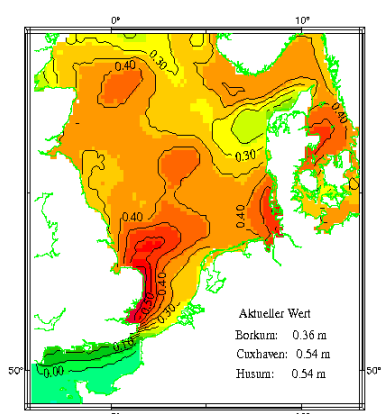


Windstau am 16. 2.1962 21:00 Uhr (UTC)

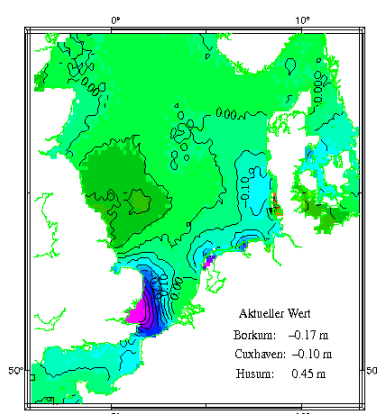
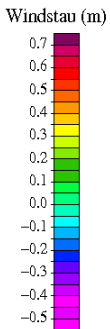


Windstau am 16. 2.1962 21:00 Uhr (UTC)

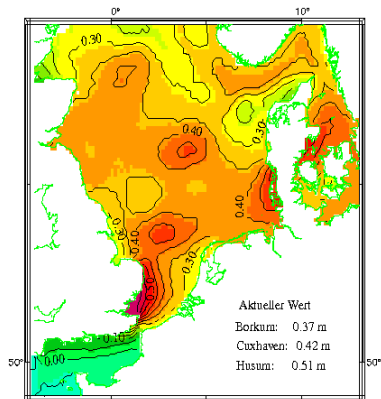
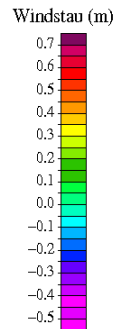




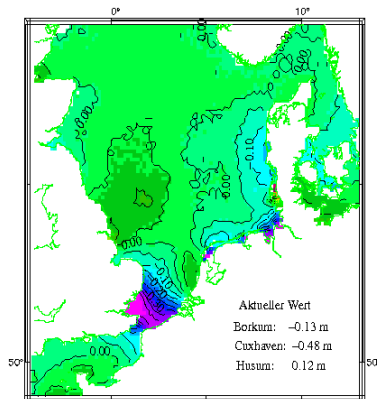
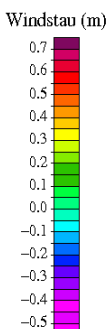
Windstau am 16. 2.1962 22:00 Uhr (UTC)



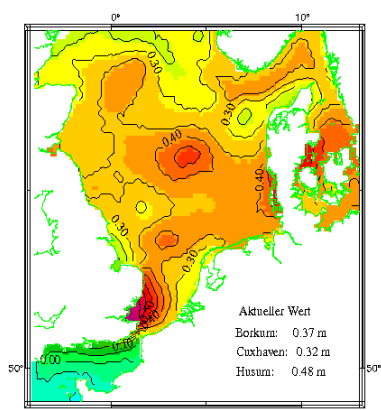
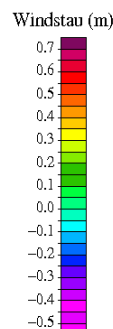
Windstau am 16. 2.1962 22:00 Uhr (UTC)



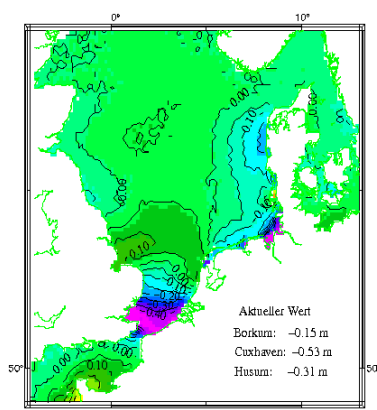
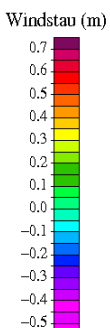
Windstau am 16. 2.1962 23:00 Uhr (UTC)



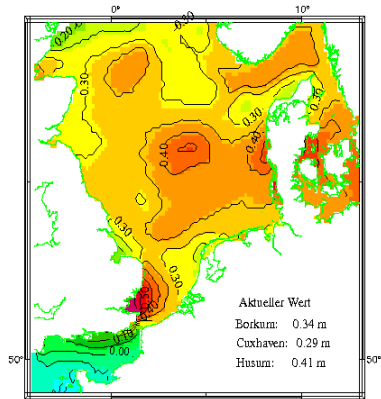
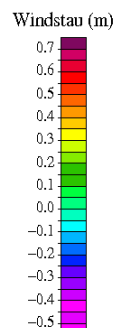
Windstau am 16. 2.1962 23:00 Uhr (UTC)



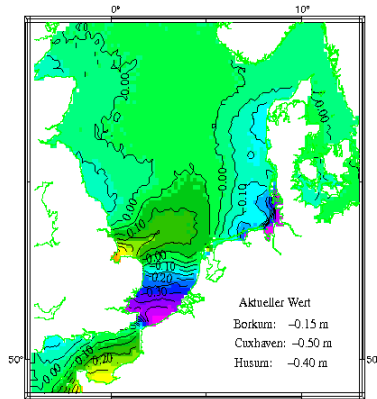
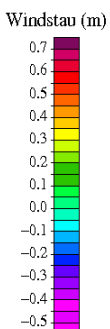
Windstau am 17. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)



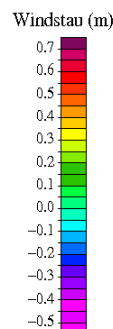
Windstau am 17. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)

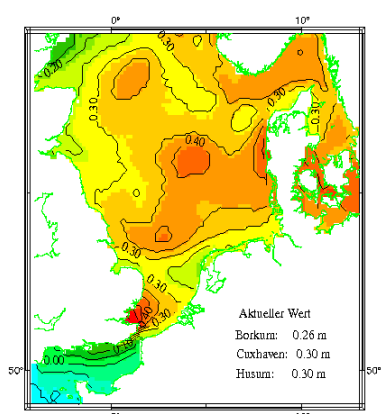


Windstau am 17. 2.1962 01:00 Uhr (UTC)

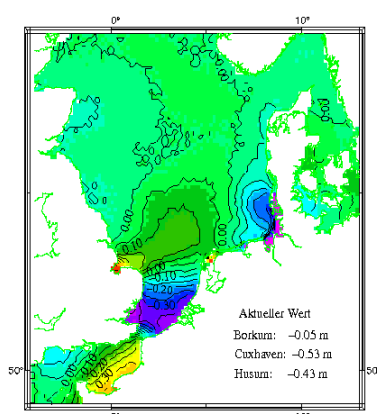
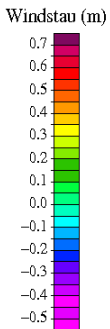


Windstau am 17. 2.1962 01:00 Uhr (UTC)

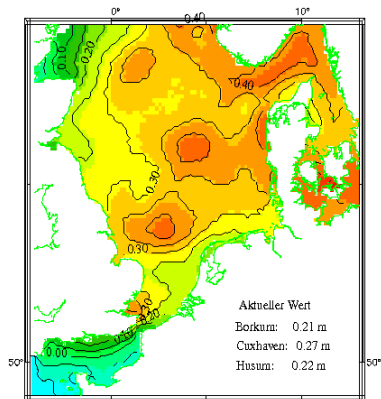
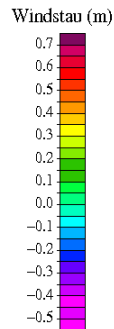




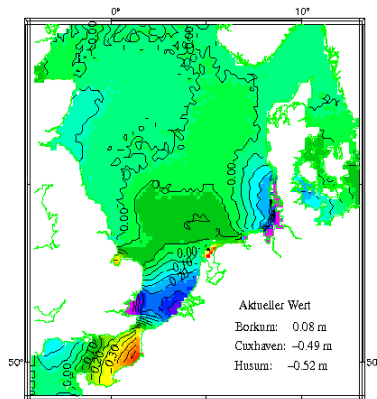
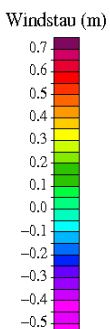
Windstau am 17. 2.1962 02:00 Uhr (UTC)



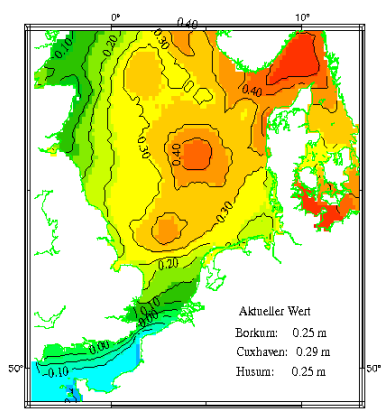
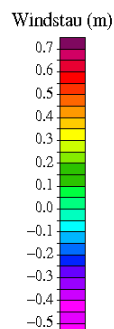
Windstau am 17. 2.1962 02:00 Uhr (UTC)



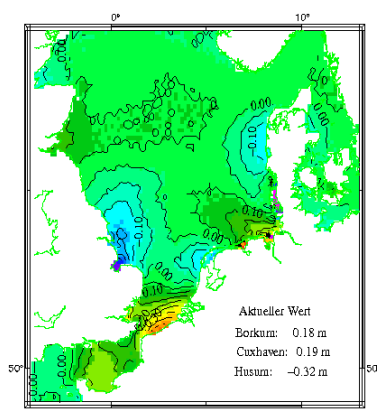
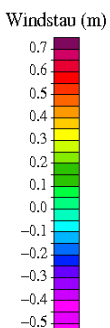
Windstau am 17. 2.1962 03:00 Uhr (UTC)



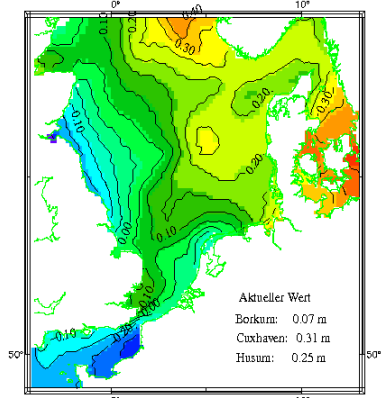
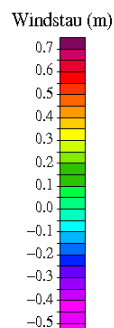
Windstau am 17. 2.1962 03:00 Uhr (UTC)



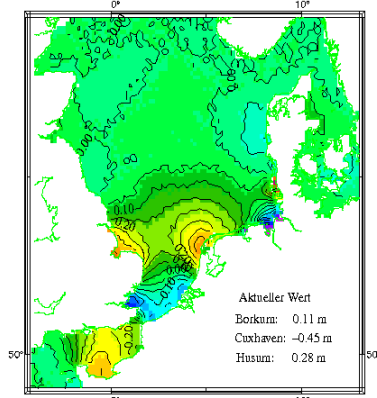
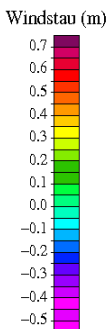
Windstau am 17. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



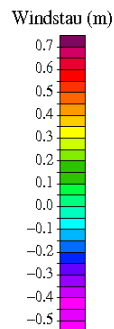
Windstau am 17. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



Windstau am 17. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)



Windstau am 17. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)



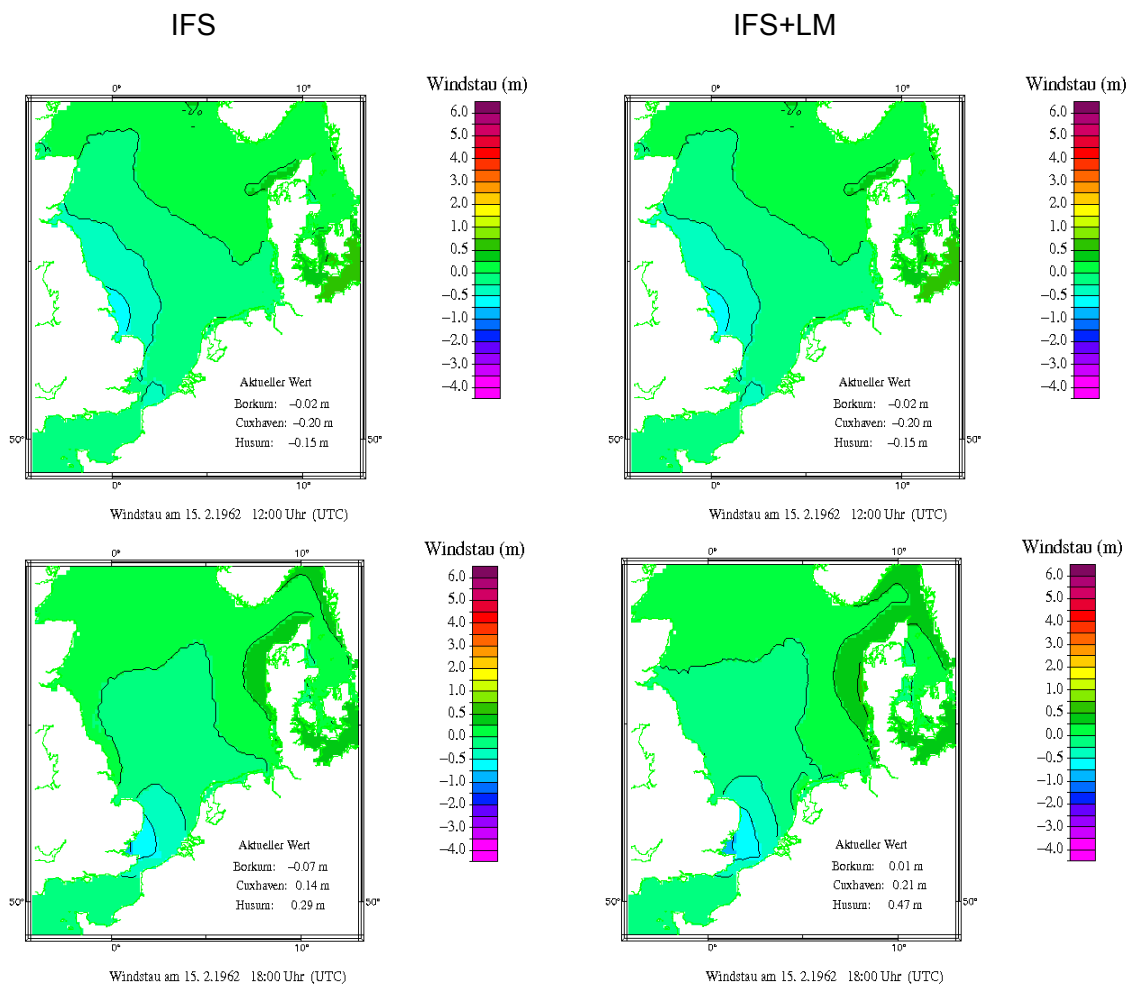
Anhang B1

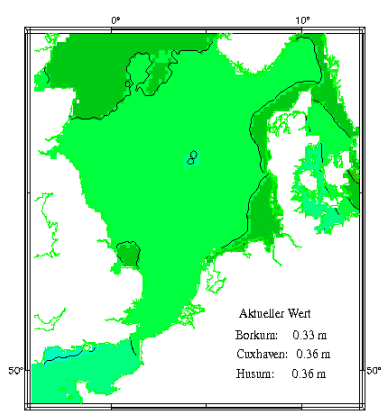
Windstau Vergleich IFS LM 1962 EPS26

Synoptischer Vergleich von IFS und LM an Hand der Realisierung Nr. 26 1962

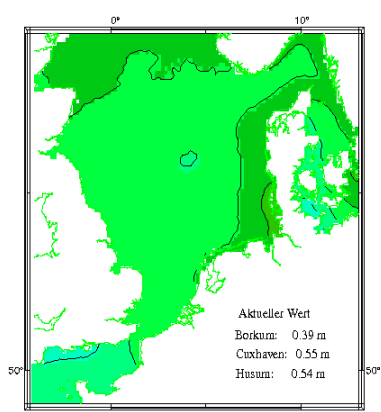
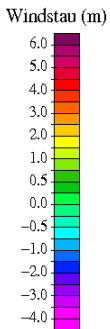
Start mit der Neuberechnung vom 15.02.1962 12:00 UTC

Windstau

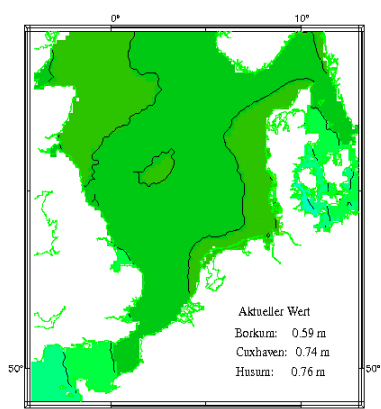
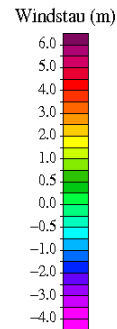




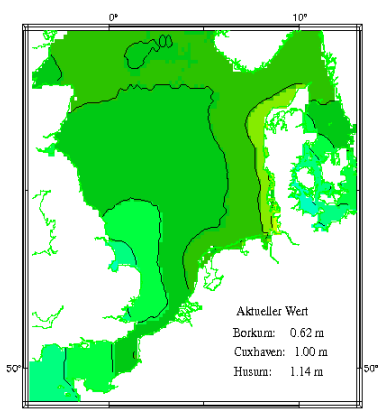
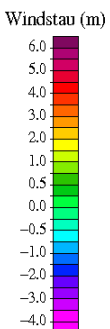
Windstau am 16. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)



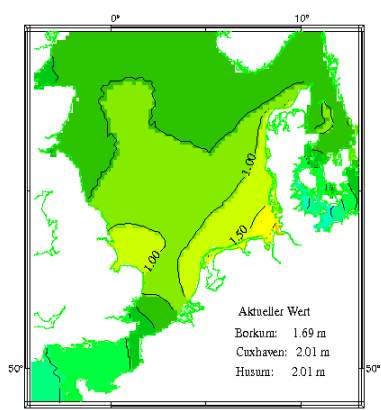
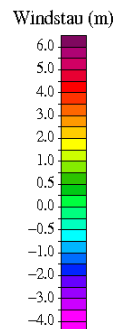
Windstau am 16. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)



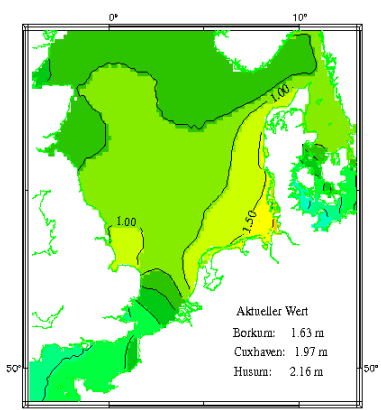
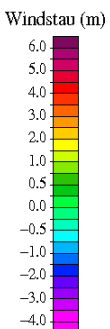
Windstau am 16. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



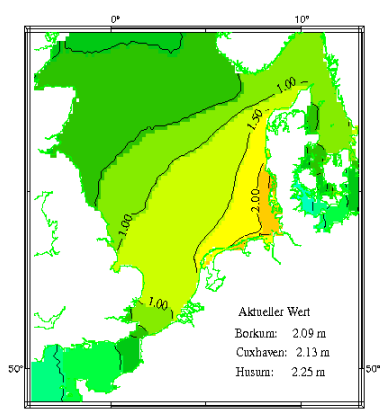
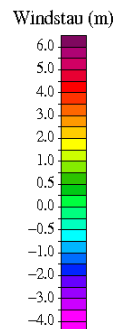
Windstau am 16. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



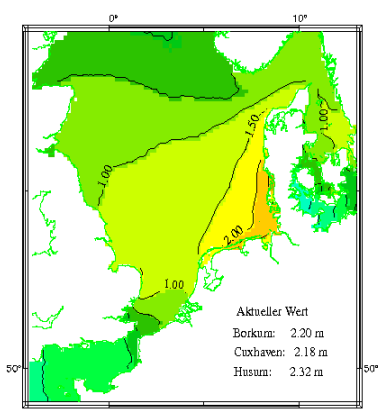
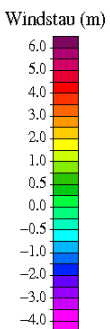
Windstau am 16. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)



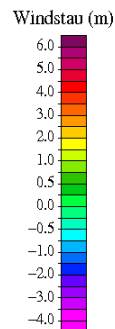
Windstau am 16. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)

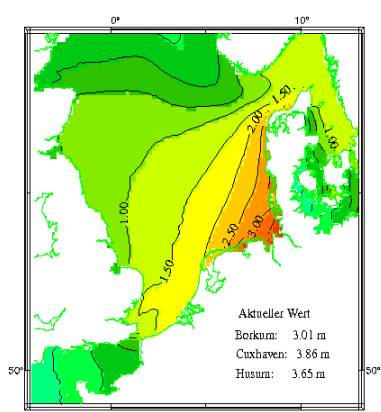


Windstau am 16. 2.1962 15:00 Uhr (UTC)

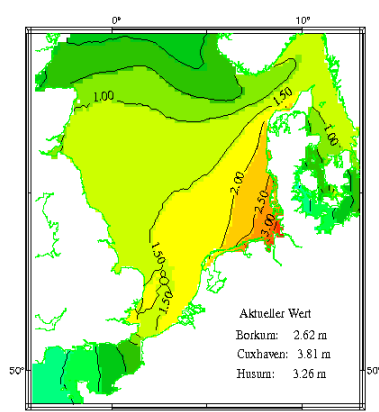
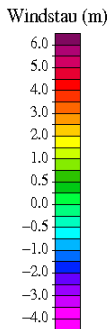


Windstau am 16. 2.1962 15:00 Uhr (UTC)

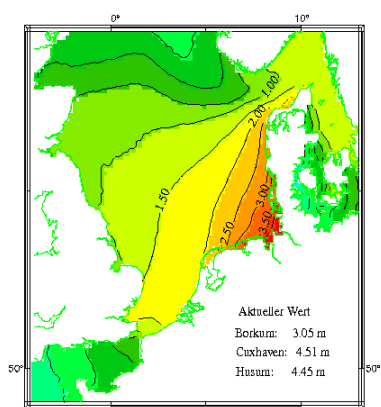
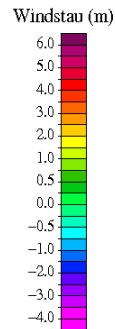




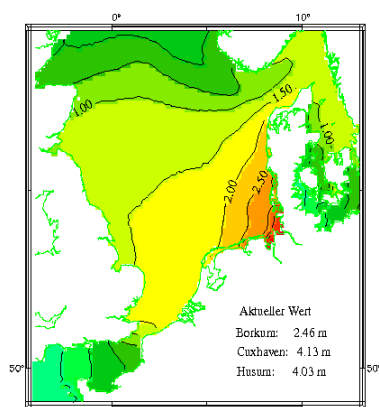
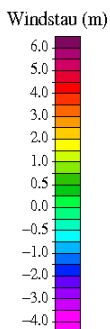
Windstau am 16. 2.1962 18:00 Uhr (UTC)



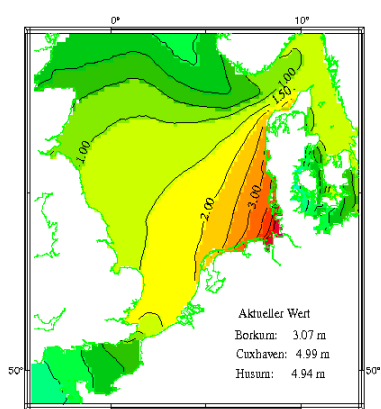
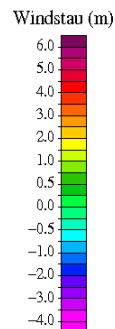
Windstau am 16. 2.1962 18:00 Uhr (UTC)



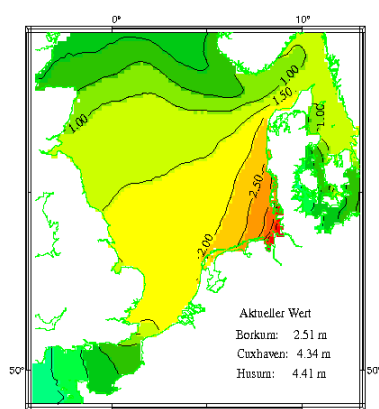
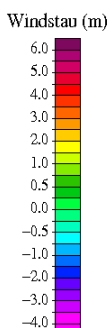
Windstau am 16. 2.1962 19:00 Uhr (UTC)



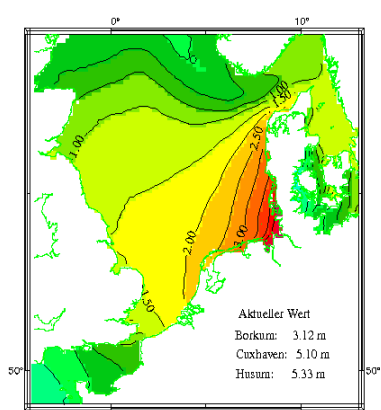
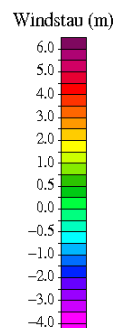
Windstau am 16. 2.1962 19:00 Uhr (UTC)



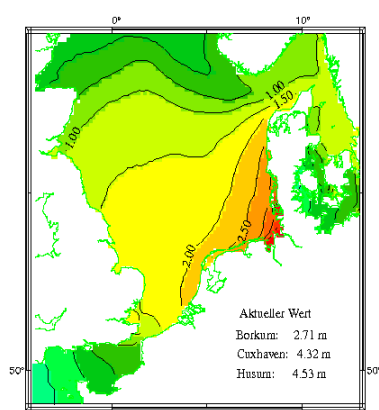
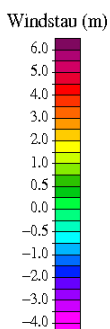
Windstau am 16. 2.1962 20:00 Uhr (UTC)



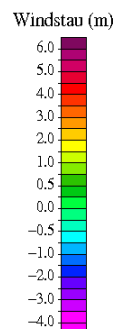
Windstau am 16. 2.1962 20:00 Uhr (UTC)

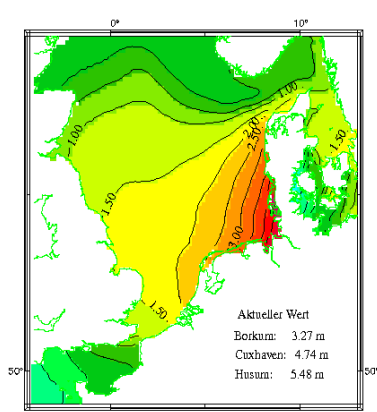


Windstau am 16. 2.1962 21:00 Uhr (UTC)

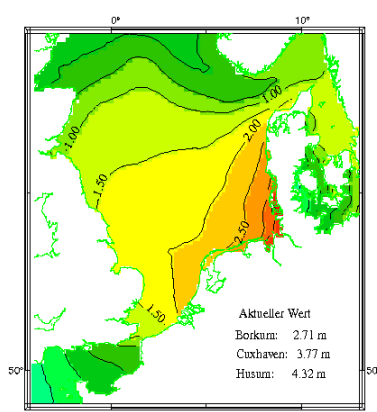
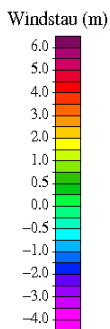


Windstau am 16. 2.1962 21:00 Uhr (UTC)

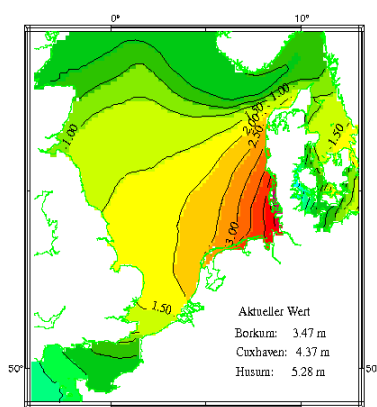
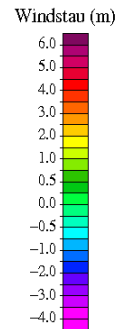




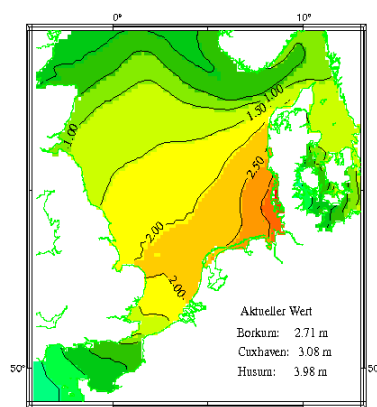
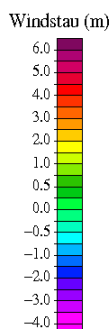
Windstau am 16. 2.1962 22:00 Uhr (UTC)



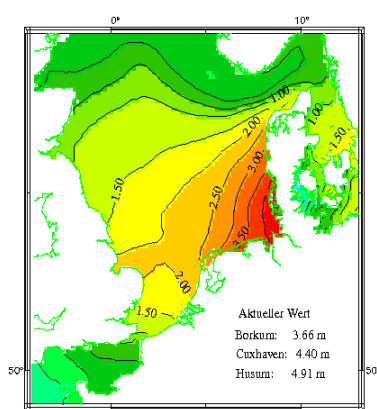
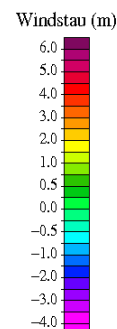
Windstau am 16. 2.1962 22:00 Uhr (UTC)



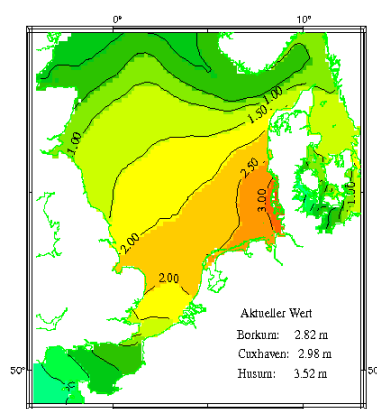
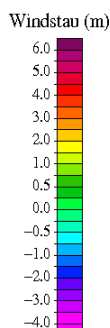
Windstau am 16. 2.1962 23:00 Uhr (UTC)



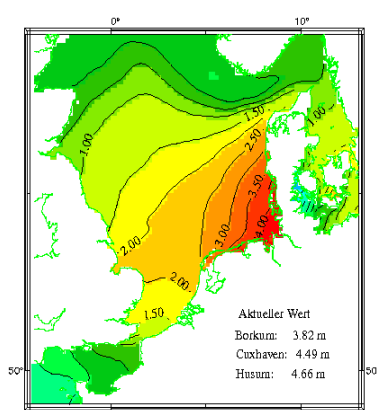
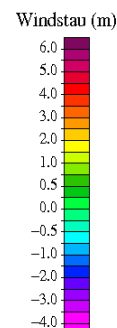
Windstau am 16. 2.1962 23:00 Uhr (UTC)



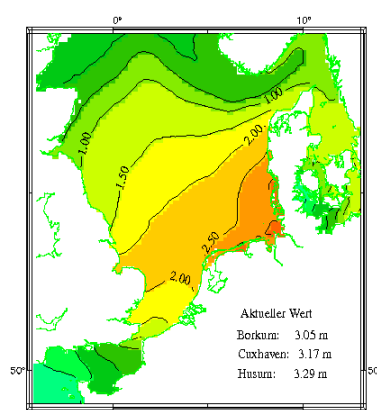
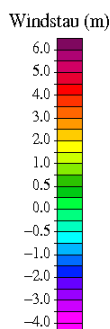
Windstau am 17. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)



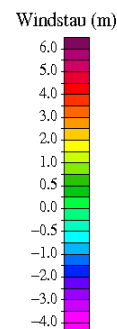
Windstau am 17. 2.1962 00:00 Uhr (UTC)

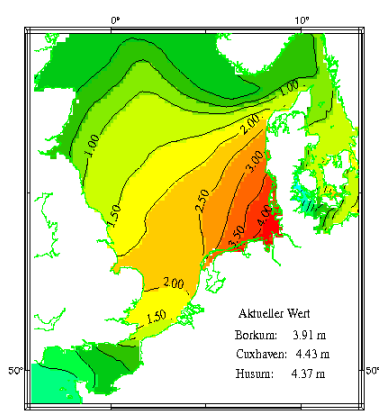


Windstau am 17. 2.1962 01:00 Uhr (UTC)

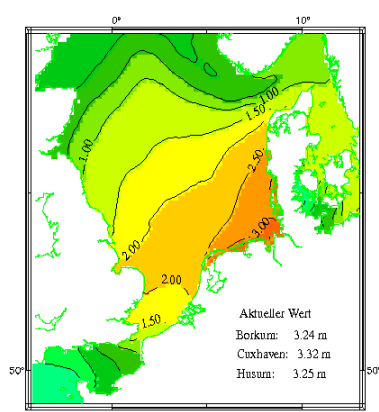


Windstau am 17. 2.1962 01:00 Uhr (UTC)

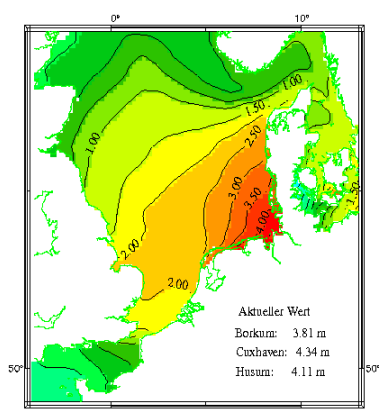




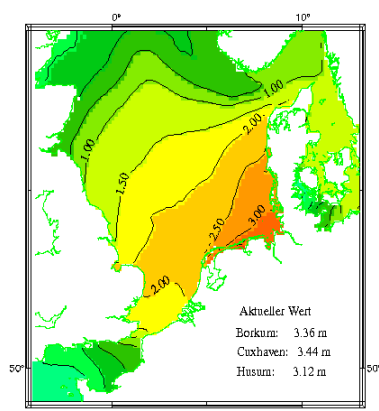
Windstau am 17. 2.1962 02:00 Uhr (UTC)



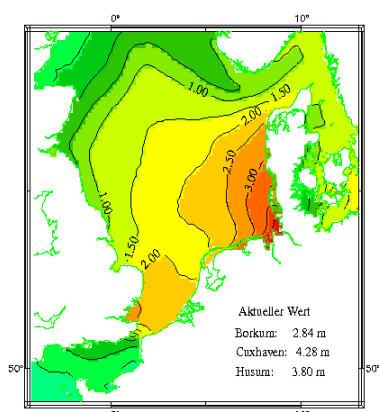
Windstau am 17. 2.1962 02:00 Uhr (UTC)



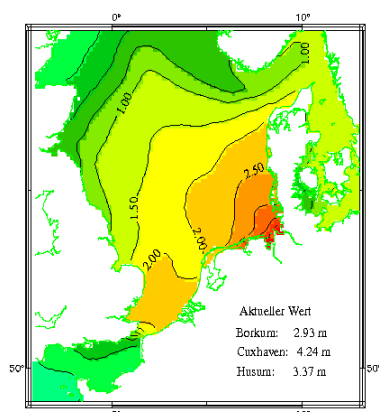
Windstau am 17. 2.1962 03:00 Uhr (UTC)



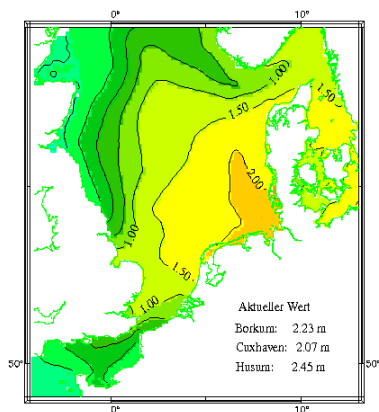
Windstau am 17. 2.1962 03:00 Uhr (UTC)



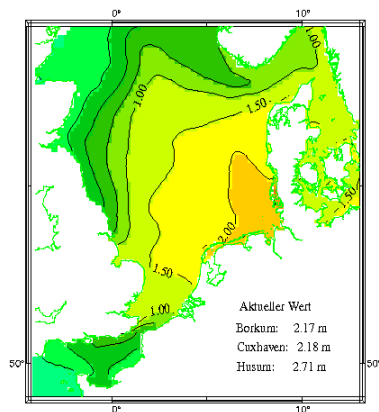
Windstau am 17. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



Windstau am 17. 2.1962 06:00 Uhr (UTC)



Windstau am 17. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)



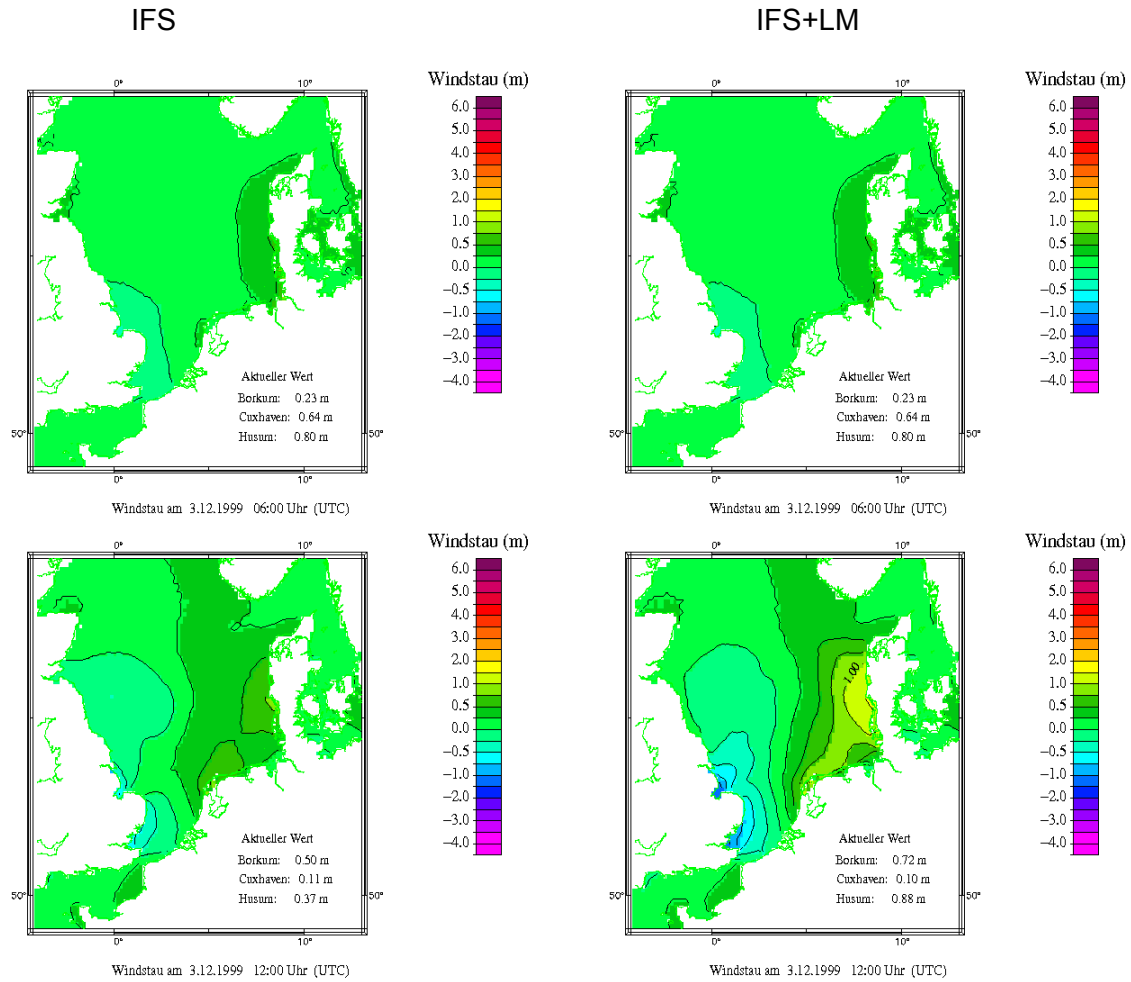
Windstau am 17. 2.1962 12:00 Uhr (UTC)

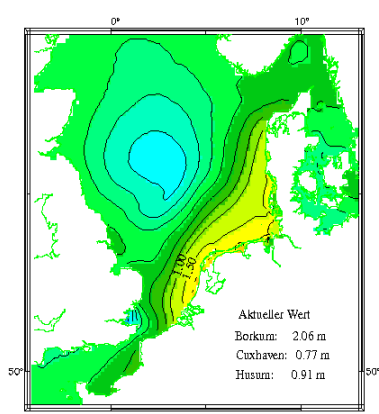
Anhang B2 Windstau Vergleich IFS LM 1999 EPS05

Synoptischer Vergleich von IFS und LM an Hand der Realisierung Nr. 05 1999

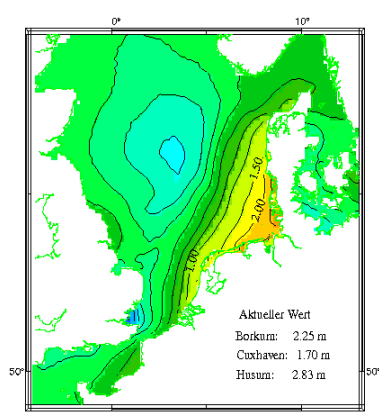
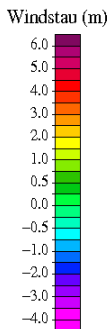
Start mit der Neuberechnung vom 03.01.1999 06:00 UTC

Windstau

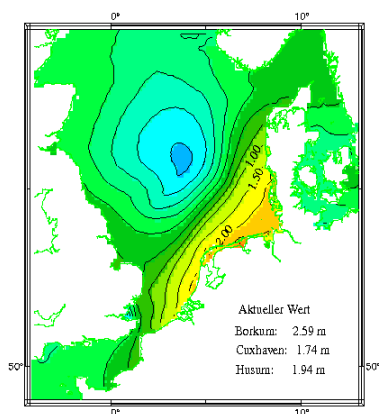
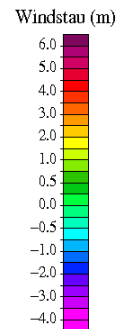




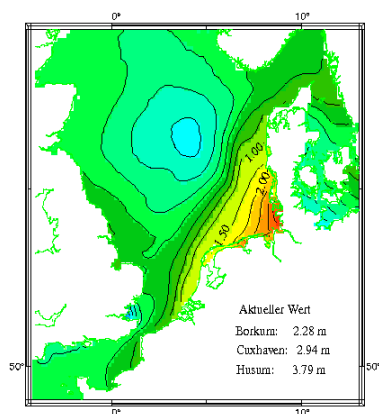
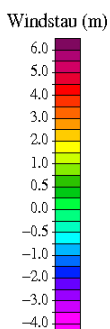
Windstau am 3.12.1999 15:00 Uhr (UTC)



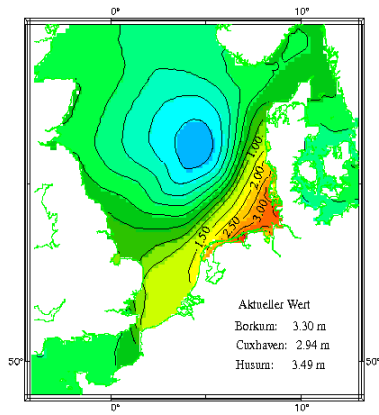
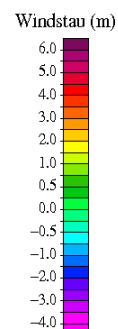
Windstau am 3.12.1999 15:00 Uhr (UTC)



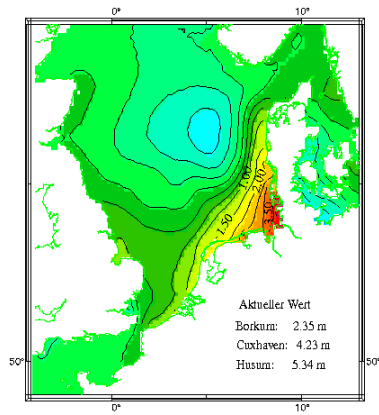
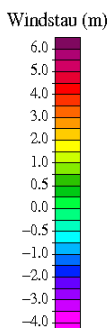
Windstau am 3.12.1999 16:00 Uhr (UTC)



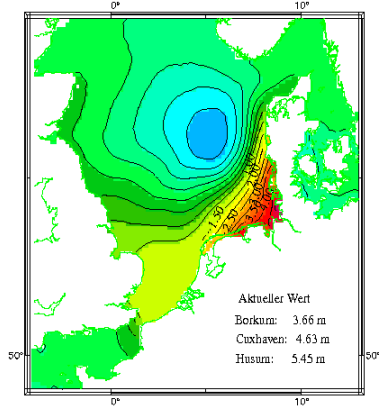
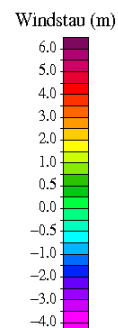
Windstau am 3.12.1999 16:00 Uhr (UTC)



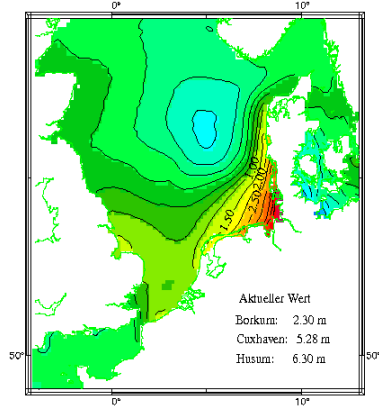
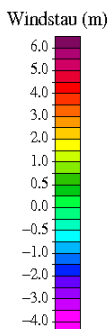
Windstau am 3.12.1999 17:00 Uhr (UTC)



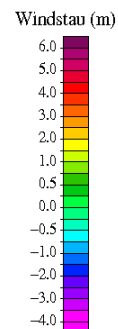
Windstau am 3.12.1999 17:00 Uhr (UTC)

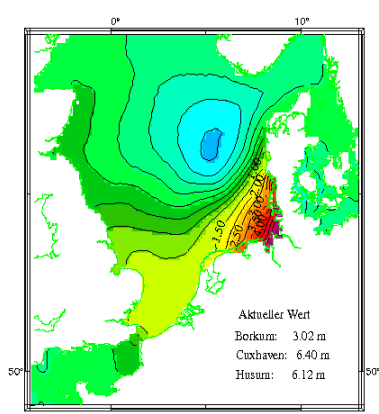


Windstau am 3.12.1999 18:00 Uhr (UTC)

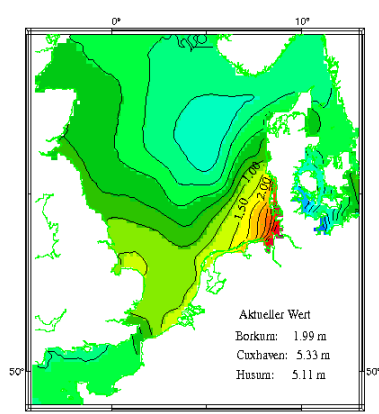
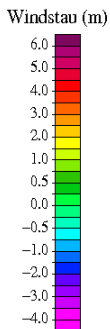


Windstau am 3.12.1999 18:00 Uhr (UTC)

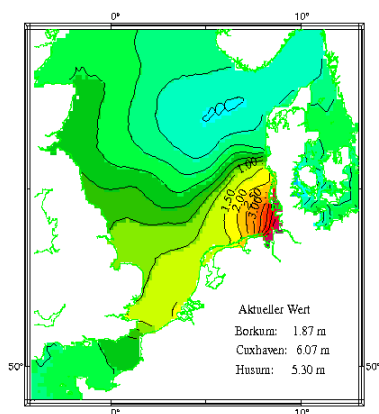
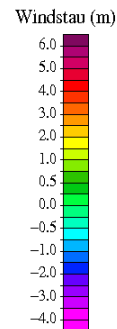




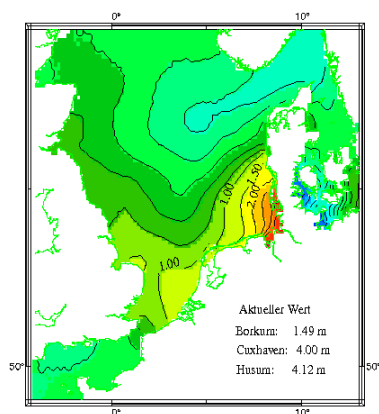
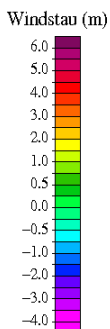
Windstau am 3.12.1999 19:00 Uhr (UTC)



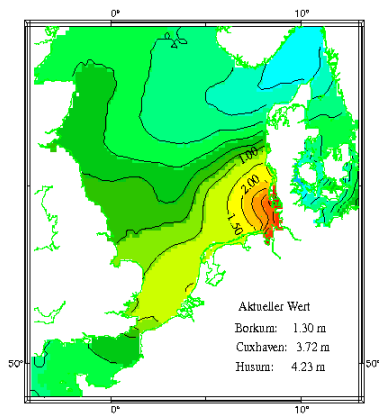
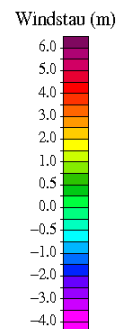
Windstau am 3.12.1999 19:00 Uhr (UTC)



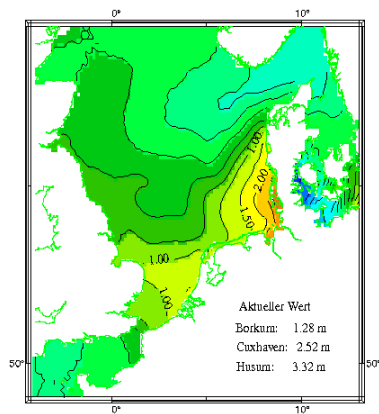
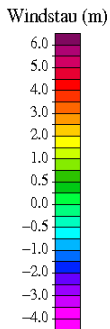
Windstau am 3.12.1999 20:00 Uhr (UTC)



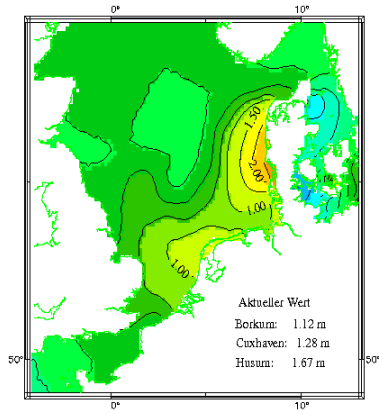
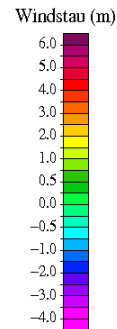
Windstau am 3.12.1999 20:00 Uhr (UTC)



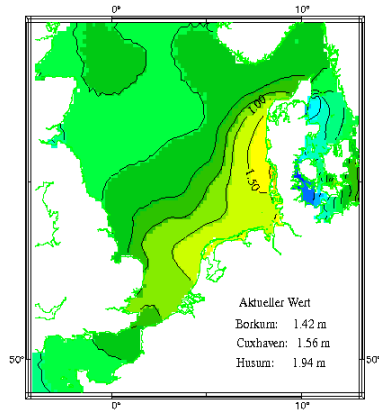
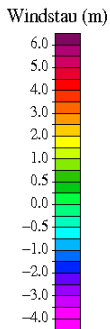
Windstau am 3.12.1999 21:00 Uhr (UTC)



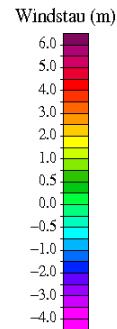
Windstau am 3.12.1999 21:00 Uhr (UTC)



Windstau am 4.12.1999 00:00 Uhr (UTC)



Windstau am 4.12.1999 00:00 Uhr (UTC)

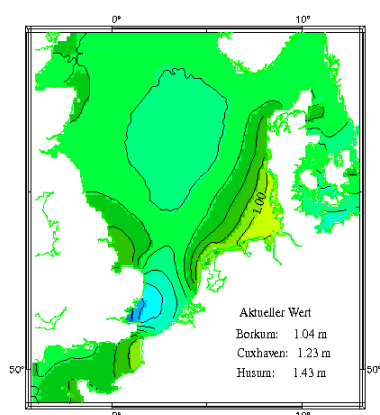


Anhang C1 Windstau 1976 EPS45

Extreme Realisation der Sturmflut vom 3. Januar 1976

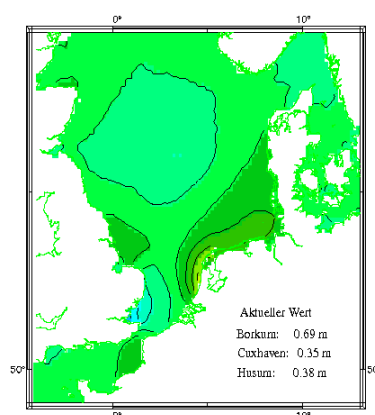
Windstau

EPS45

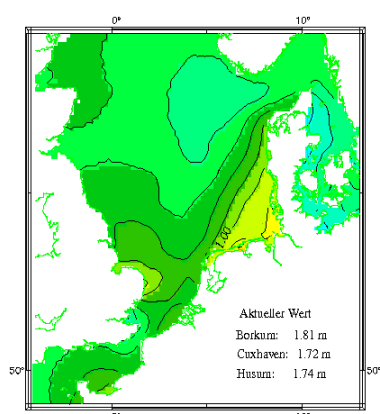


Windstau am 3. 1.1976 03:00 Uhr (UTC)

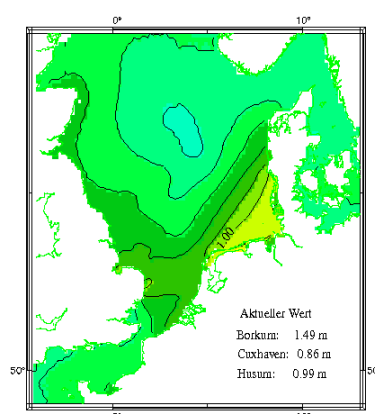
Re-Analyse



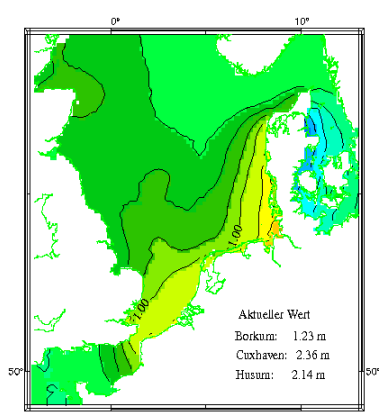
Windstau am 3. 1.1976 03:00 Uhr (UTC)



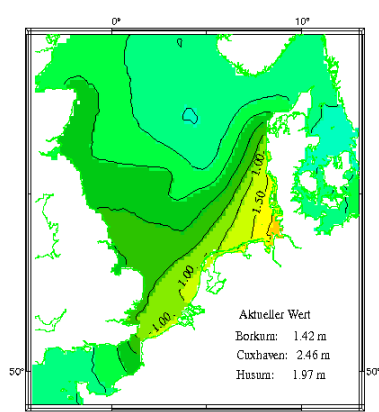
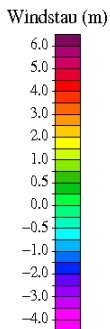
Windstau am 3. 1.1976 06:00 Uhr (UTC)



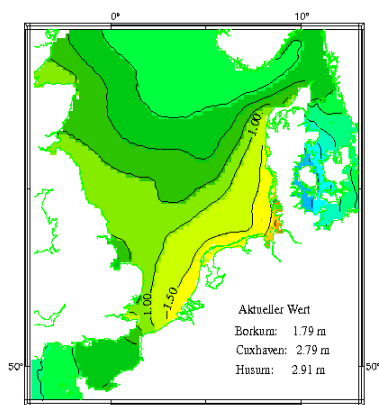
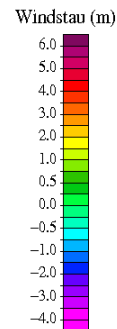
Windstau am 3. 1.1976 06:00 Uhr (UTC)



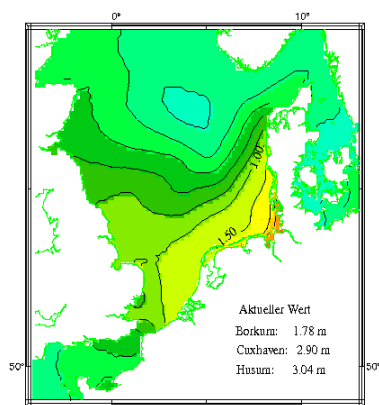
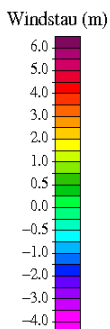
Windstau am 3. 1.1976 09:00 Uhr (UTC)



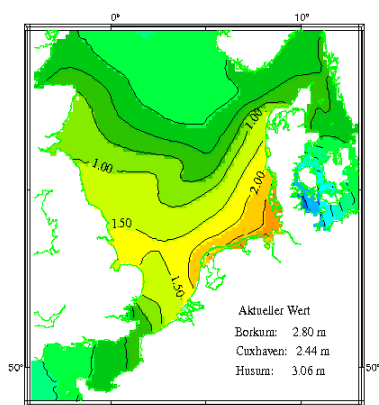
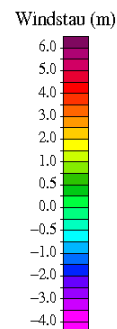
Windstau am 3. 1.1976 09:00 Uhr (UTC)



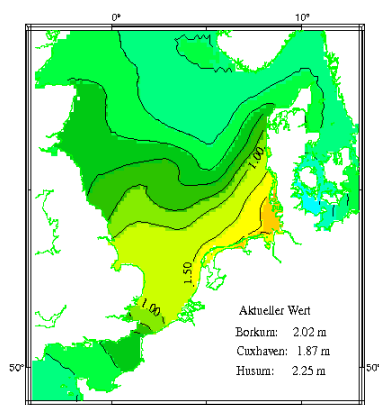
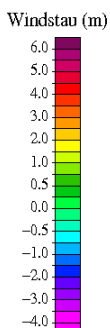
Windstau am 3. 1.1976 12:00 Uhr (UTC)



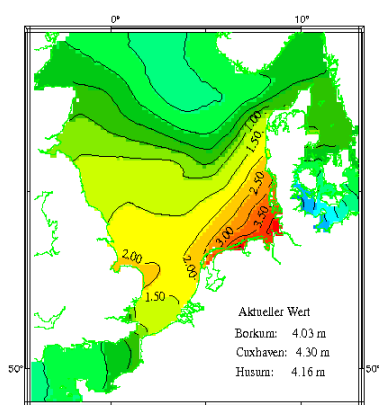
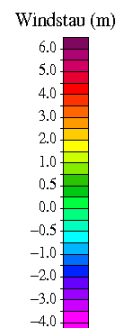
Windstau am 3. 1.1976 12:00 Uhr (UTC)



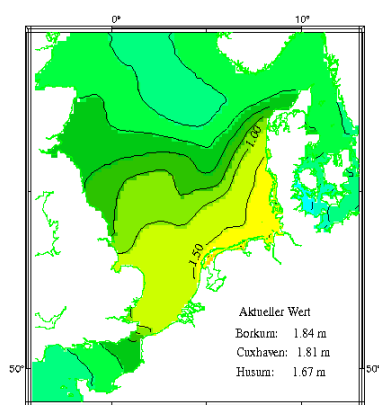
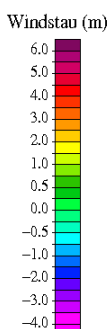
Windstau am 3. 1.1976 15:00 Uhr (UTC)



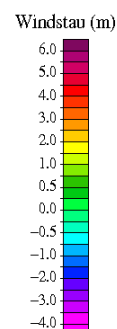
Windstau am 3. 1.1976 15:00 Uhr (UTC)

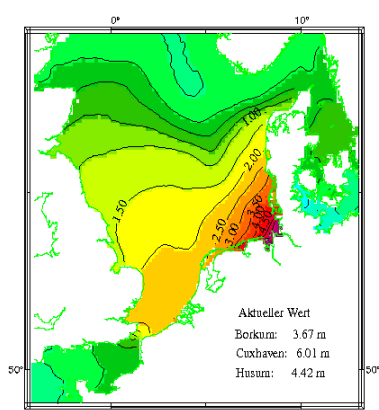


Windstau am 3. 1.1976 18:00 Uhr (UTC)

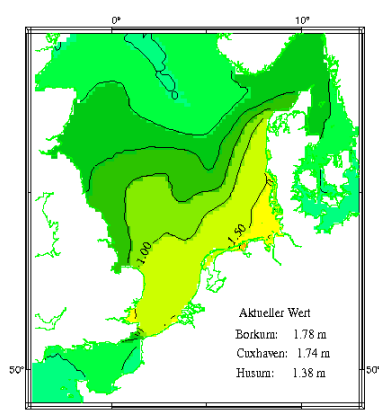


Windstau am 3. 1.1976 18:00 Uhr (UTC)

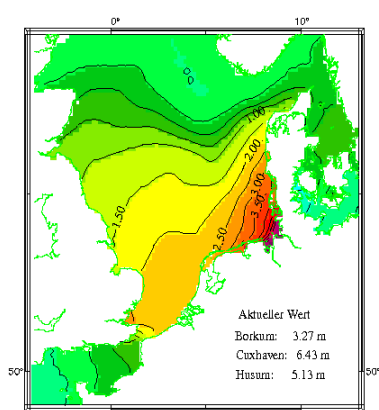




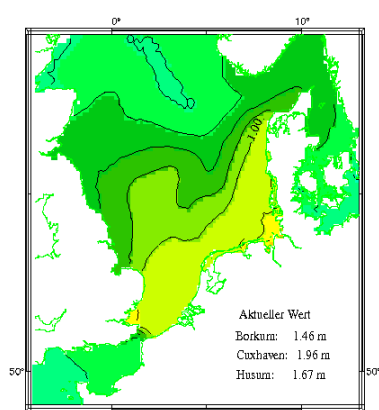
Windstau am 3. 1.1976 21:00 Uhr (UTC)



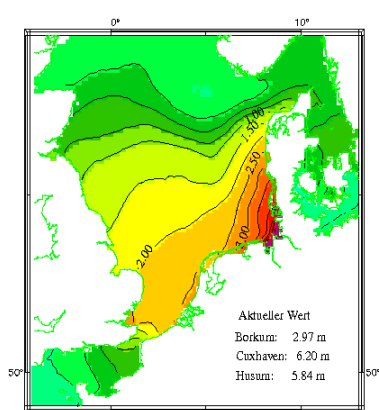
Windstau am 3. 1.1976 21:00 Uhr (UTC)



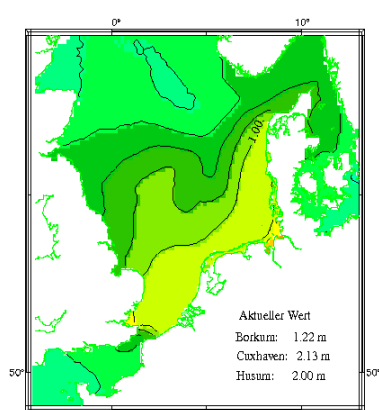
Windstau am 3. 1.1976 22:00 Uhr (UTC)



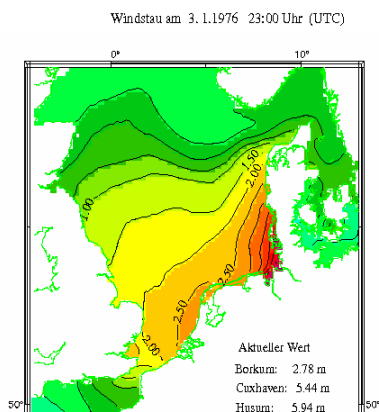
Windstau am 3. 1.1976 22:00 Uhr (UTC)



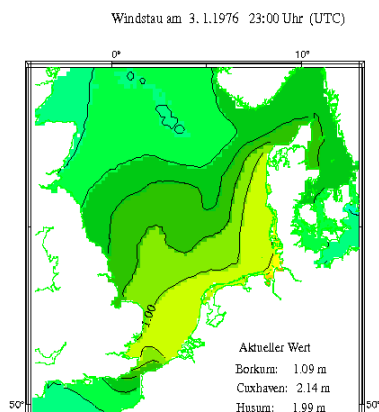
Windstau am 3. 1.1976 23:00 Uhr (UTC)



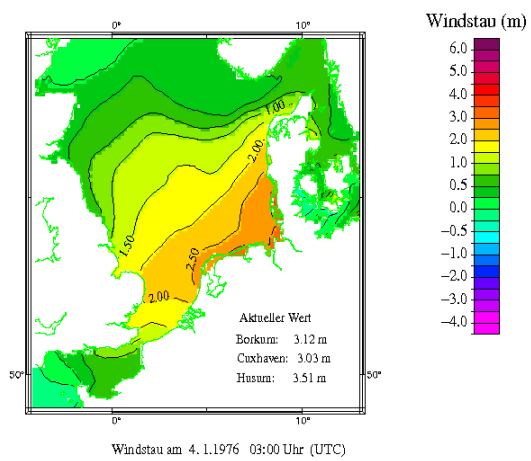
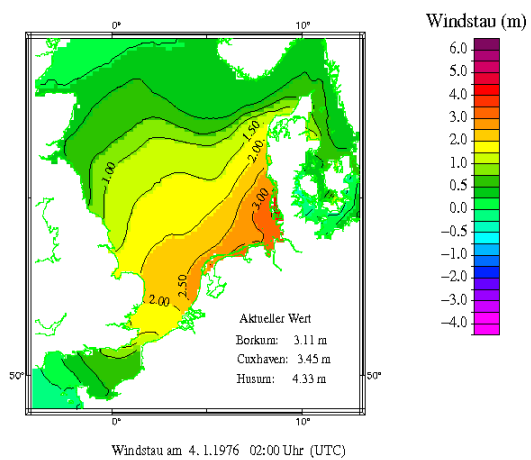
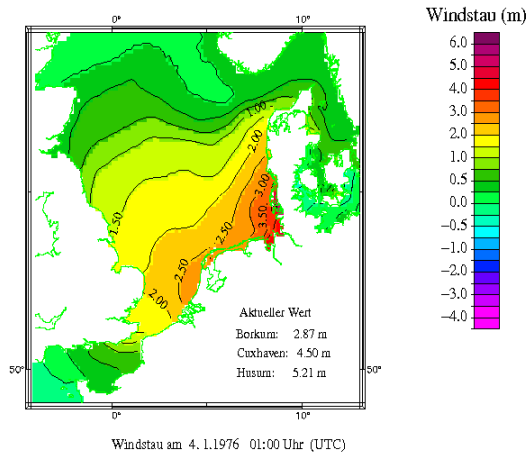
Windstau am 3. 1.1976 23:00 Uhr (UTC)

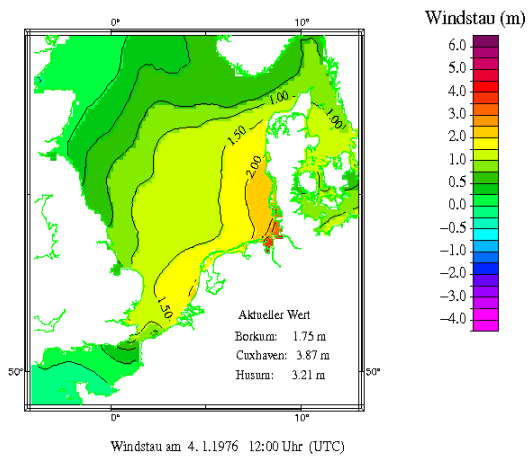
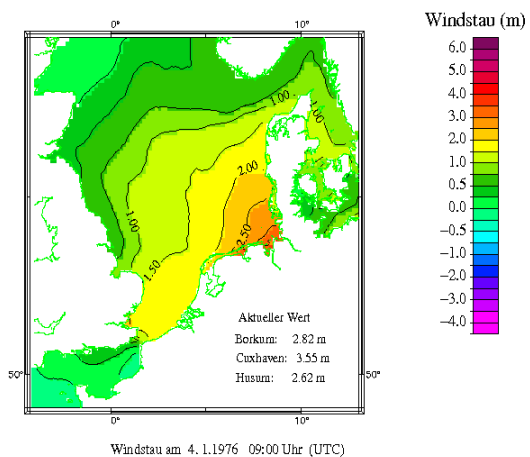
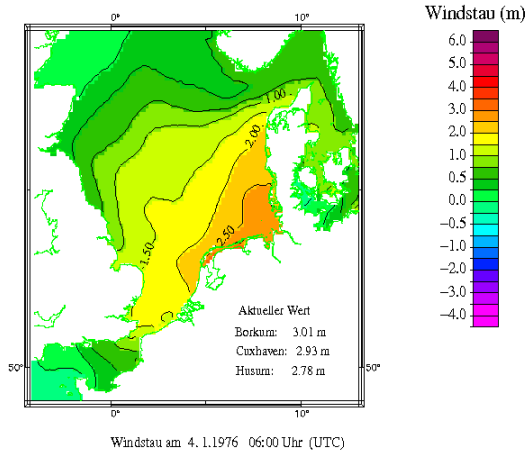


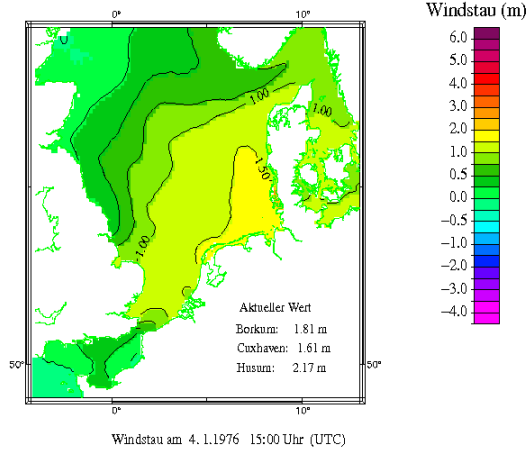
Windstau am 4. 1.1976 00:00 Uhr (UTC)



Windstau am 4. 1.1976 00:00 Uhr (UTC)



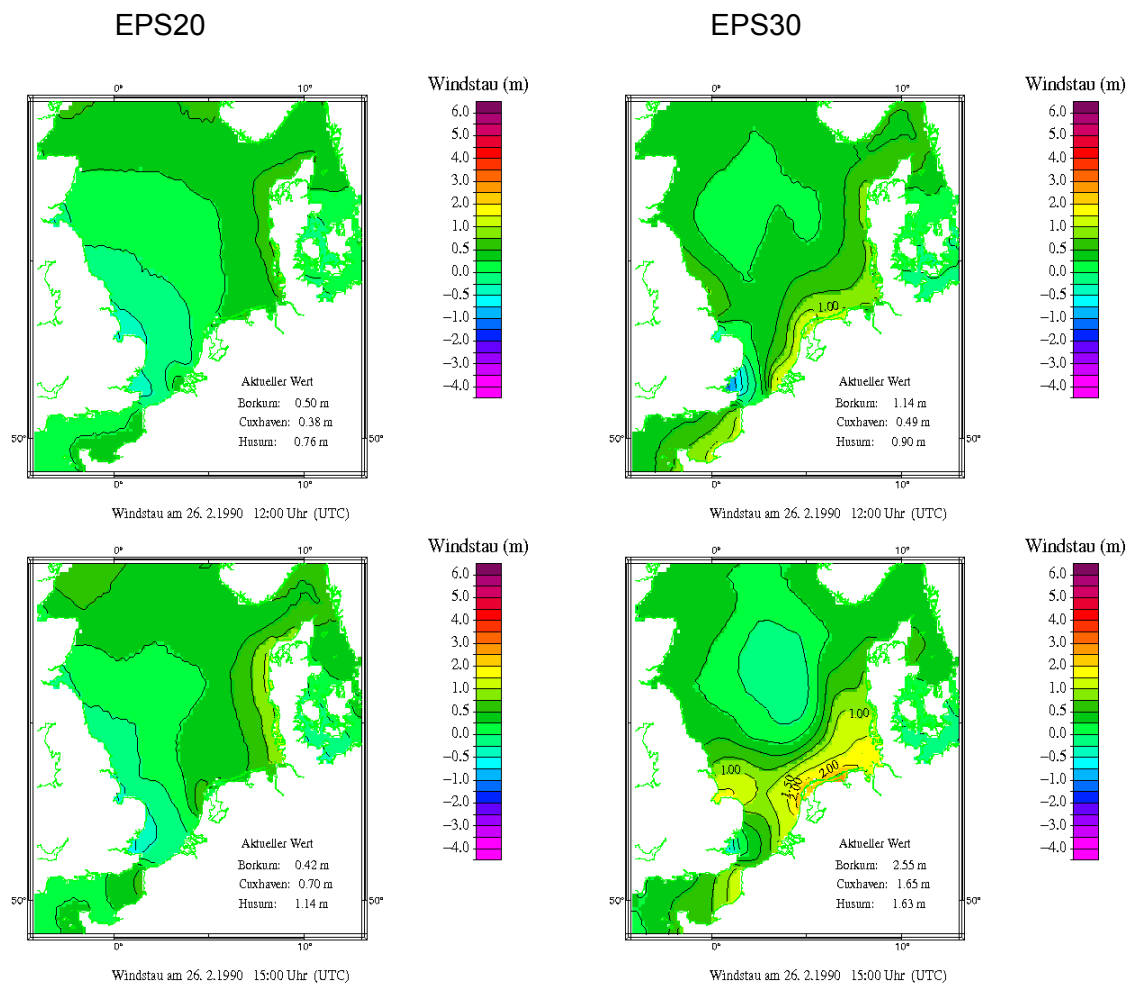


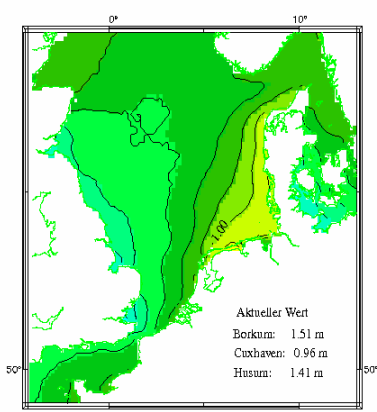


Anhang C2 Windstau Vergleich zweier Realisierungen 1990

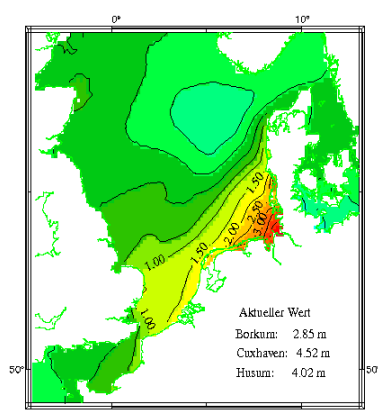
Vergleich der Realisierungen Nr. 20 und 30 der Sturmflut vom 27./28. Februar 1990

Windstau

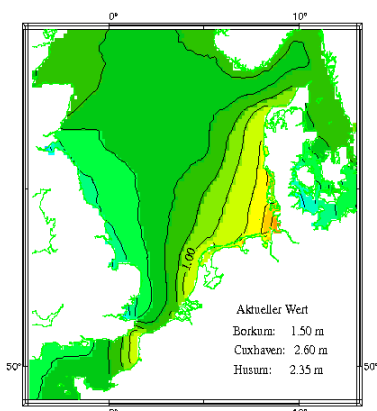




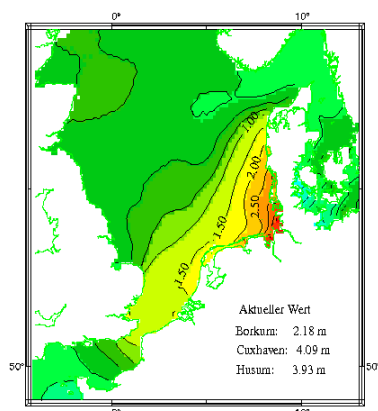
Windstau am 26. 2.1990 18:00 Uhr (UTC)



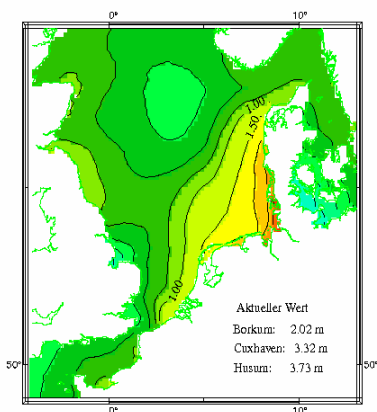
Windstau am 26. 2.1990 18:00 Uhr (UTC)



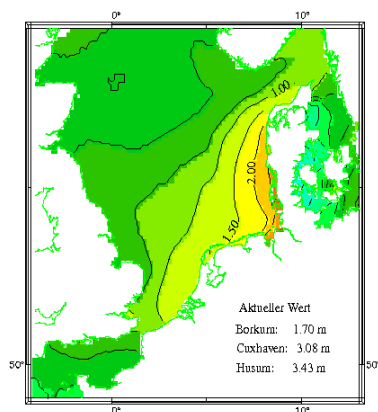
Windstau am 26. 2.1990 21:00 Uhr (UTC)



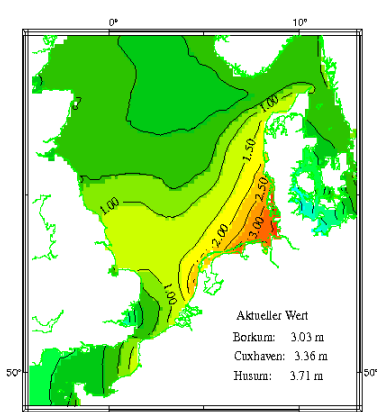
Windstau am 26. 2.1990 21:00 Uhr (UTC)



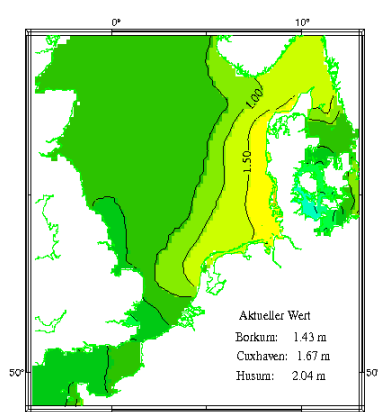
Windstau am 27. 2.1990 00:00 Uhr (UTC)



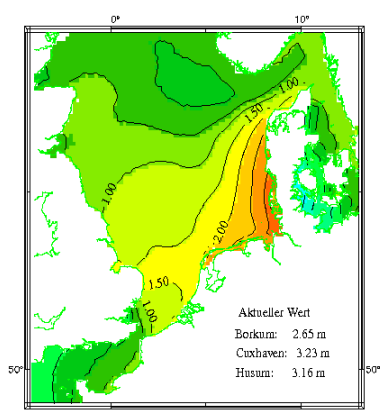
Windstau am 27. 2.1990 00:00 Uhr (UTC)



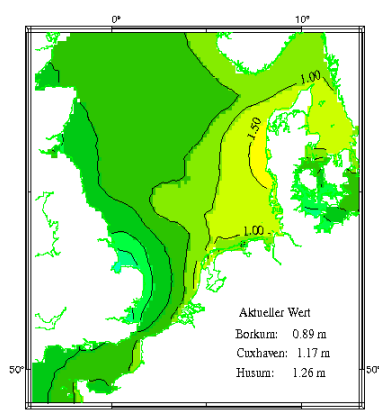
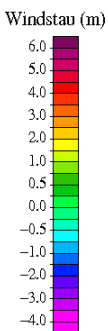
Windstau am 27. 2.1990 03:00 Uhr (UTC)



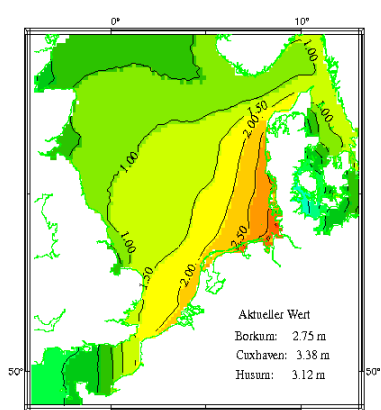
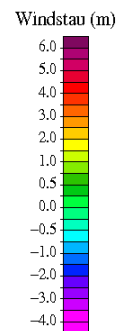
Windstau am 27. 2.1990 03:00 Uhr (UTC)



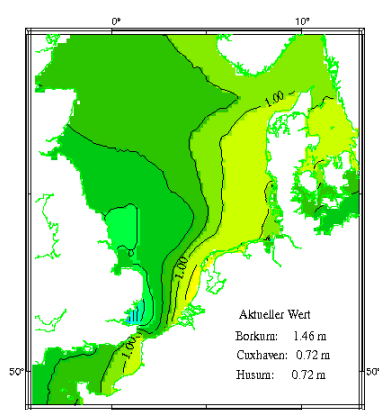
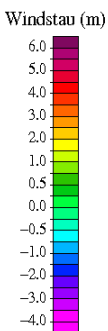
Windstau am 27. 2.1990 06:00 Uhr (UTC)



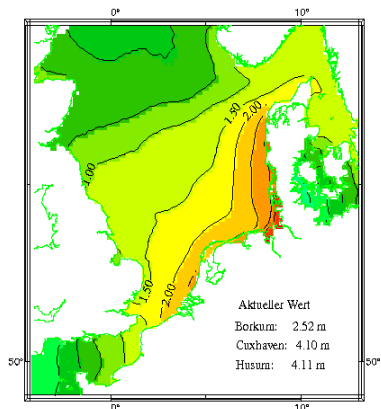
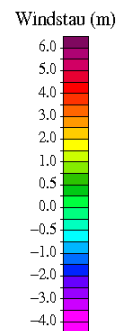
Windstau am 27. 2.1990 06:00 Uhr (UTC)



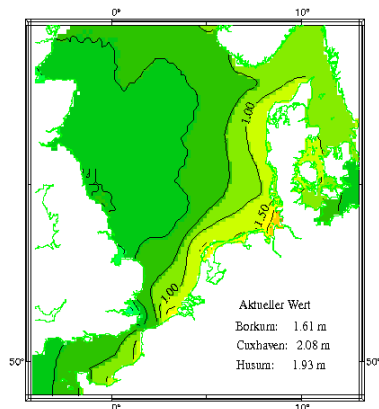
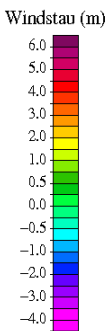
Windstau am 27. 2.1990 09:00 Uhr (UTC)



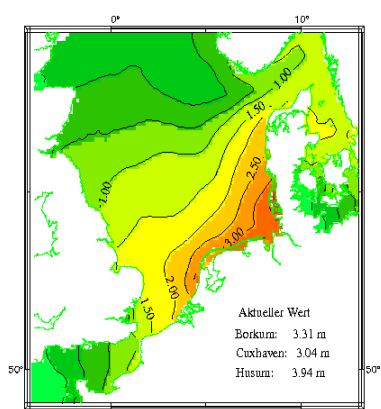
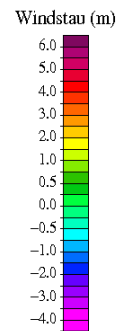
Windstau am 27. 2.1990 09:00 Uhr (UTC)



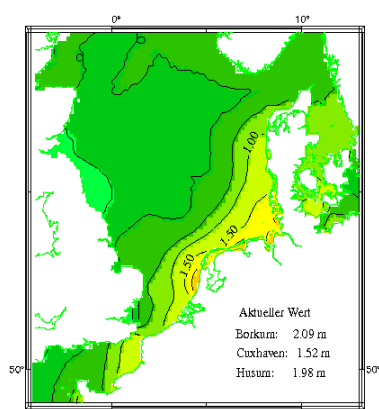
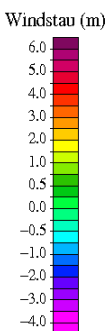
Windstau am 27. 2.1990 12:00 Uhr (UTC)



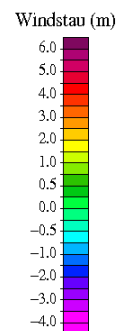
Windstau am 27. 2.1990 12:00 Uhr (UTC)

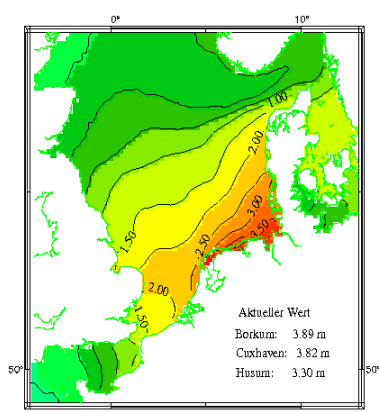


Windstau am 27. 2.1990 15:00 Uhr (UTC)

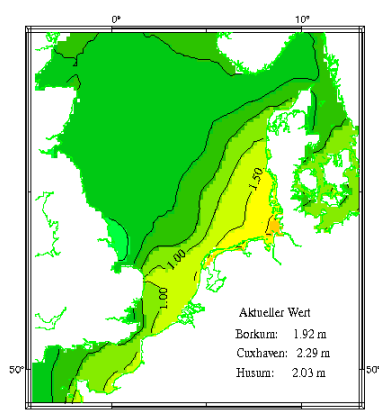
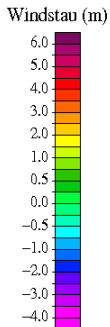


Windstau am 27. 2.1990 15:00 Uhr (UTC)

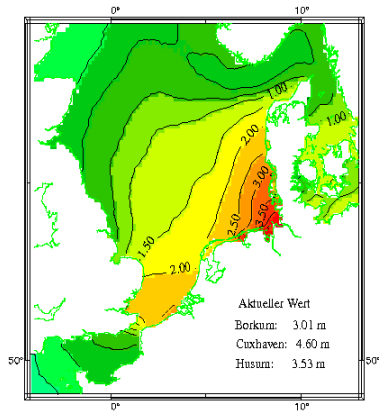
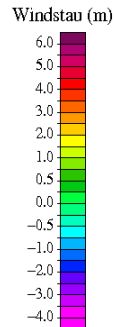




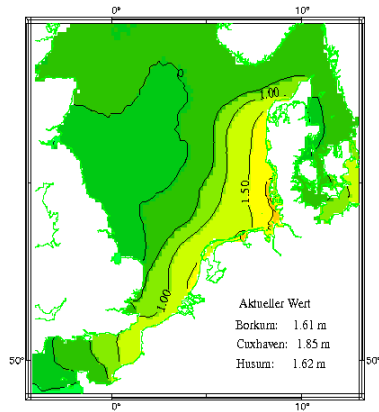
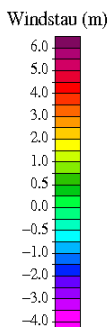
Windstau am 27. 2.1990 18:00 Uhr (UTC)



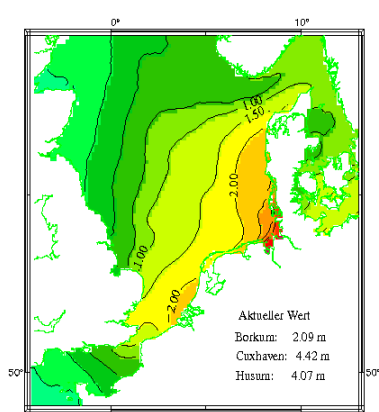
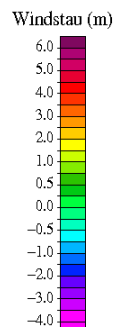
Windstau am 27. 2.1990 18:00 Uhr (UTC)



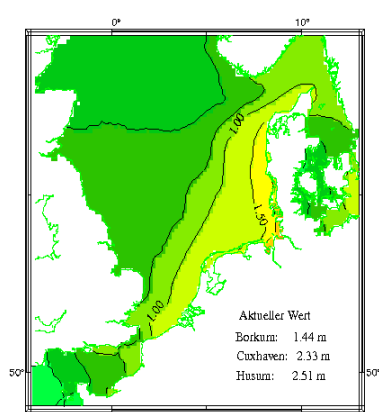
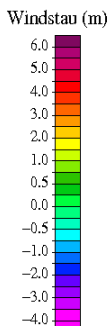
Windstau am 27. 2.1990 21:00 Uhr (UTC)



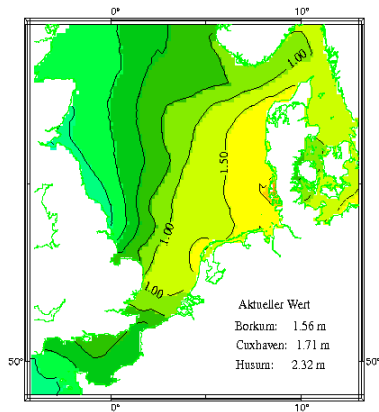
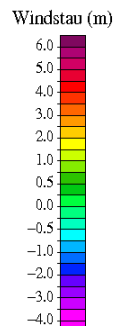
Windstau am 27. 2.1990 21:00 Uhr (UTC)



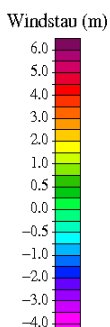
Windstau am 28. 2.1990 00:00 Uhr (UTC)



Windstau am 28. 2.1990 00:00 Uhr (UTC)



Windstau am 28. 2.1990 03:00 Uhr (UTC)

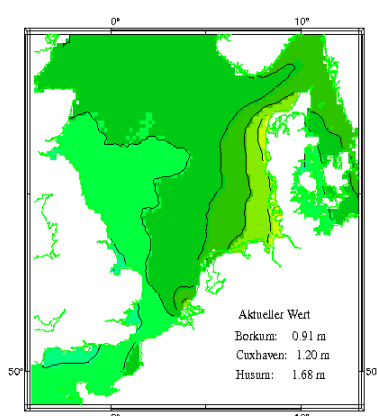


Anhang C3 Windstau 1994 EPS31 und 1967 EPS39

Realisationen Nr. 31 bzw. 39 der Sturmflut vom 28. Januar 1994 bzw. vom 23. Februar 1967

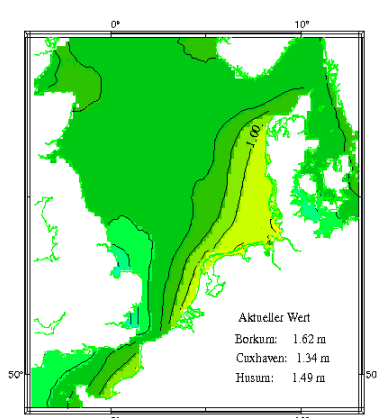
Windstau

1994 EPS31

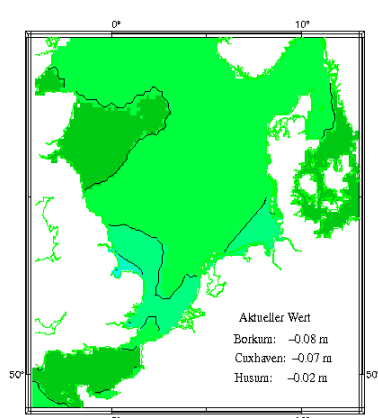


Windstau am 27. 1.1994 12:00 Uhr (UTC)

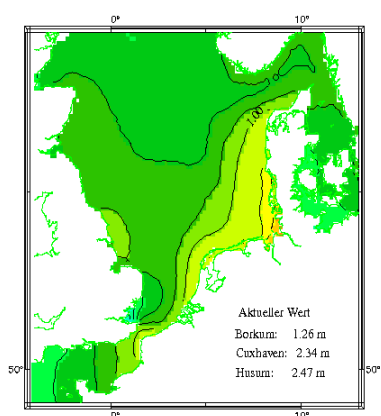
1967 EPS39



Windstau am 27. 1.1994 18:00 Uhr (UTC)

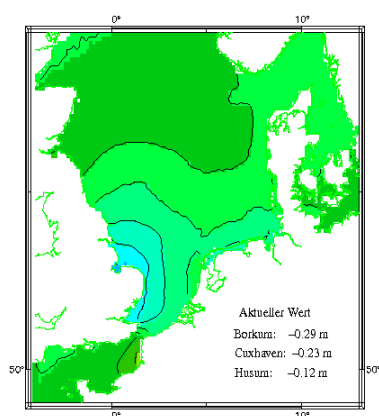
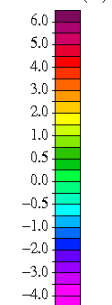


Windstau am 23. 2.1967 03:00 Uhr (UTC)



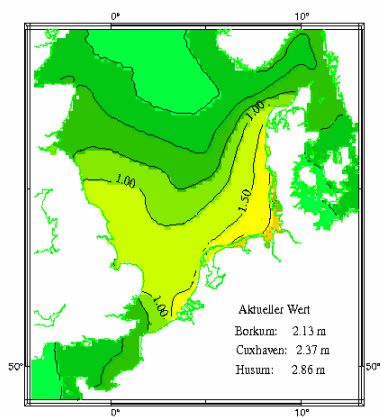
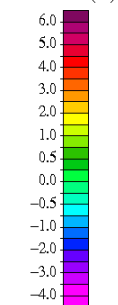
Windstau am 27. 1.1994 21:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



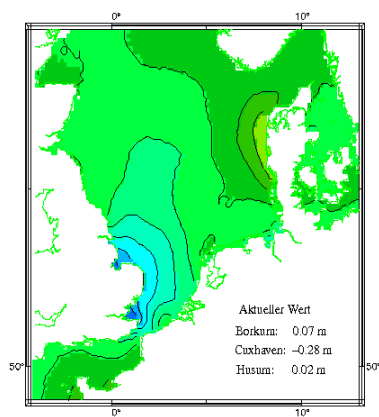
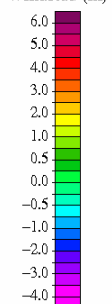
Windstau am 23. 2.1967 06:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



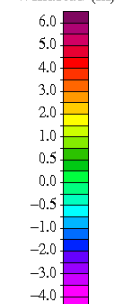
Windstau am 28. 1.1994 00:00 Uhr (UTC)

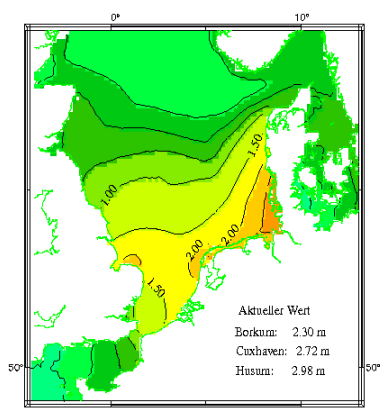
Windstau (m)



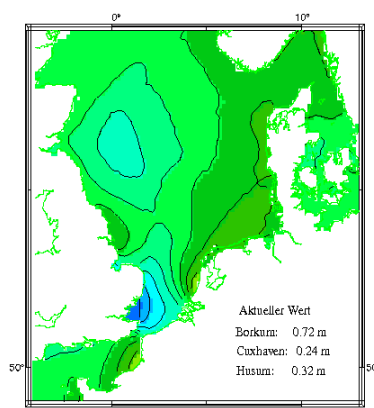
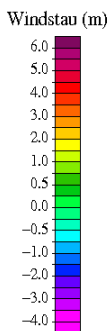
Windstau am 23. 2.1967 09:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)

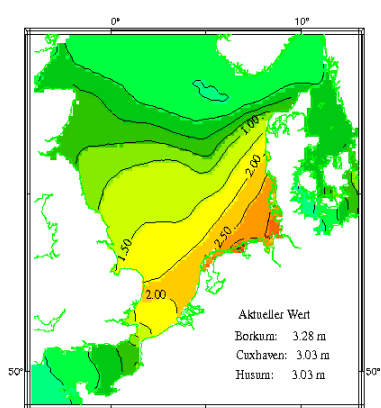
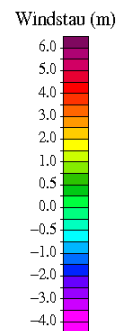




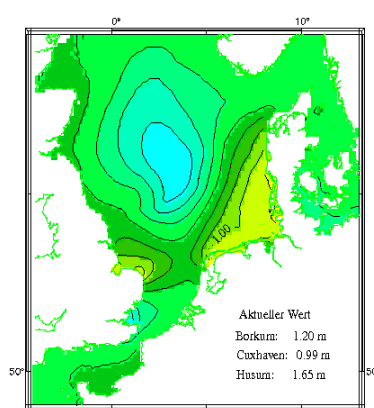
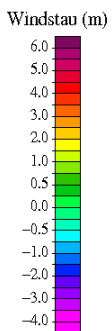
Windstau am 28. 1.1994 03:00 Uhr (UTC)



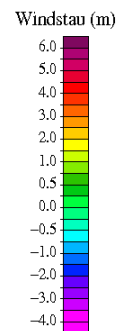
Windstau am 23. 2.1967 12:00 Uhr (UTC)

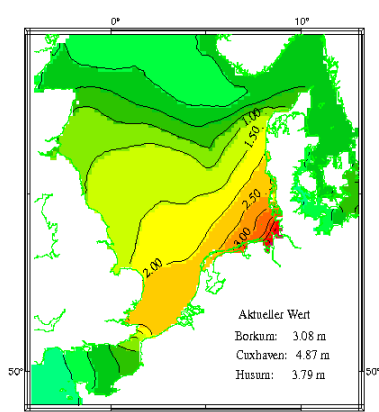


Windstau am 28. 1.1994 06:00 Uhr (UTC)



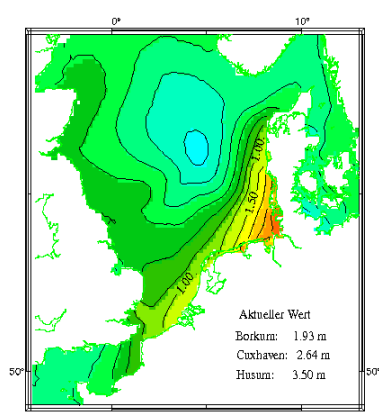
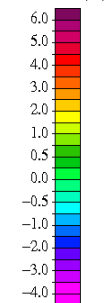
Windstau am 23. 2.1967 15:00 Uhr (UTC)





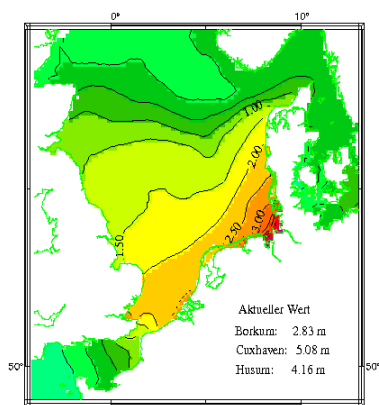
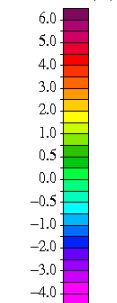
Windstau am 28. 1.1994 09:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



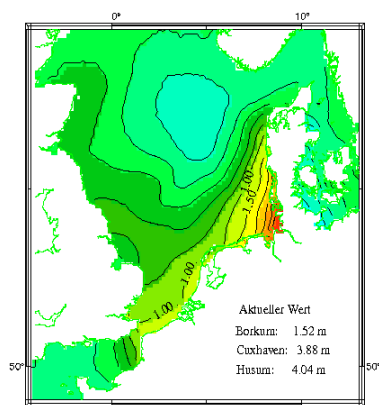
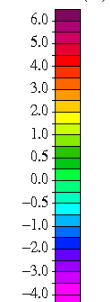
Windstau am 23. 2.1967 18:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



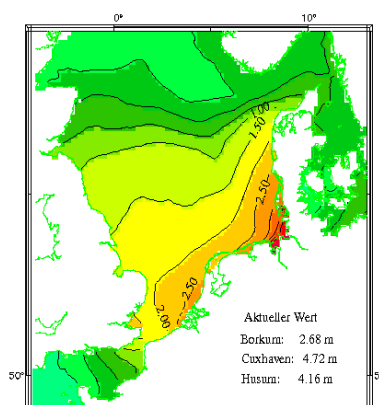
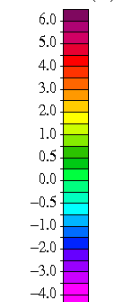
Windstau am 28. 1.1994 10:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



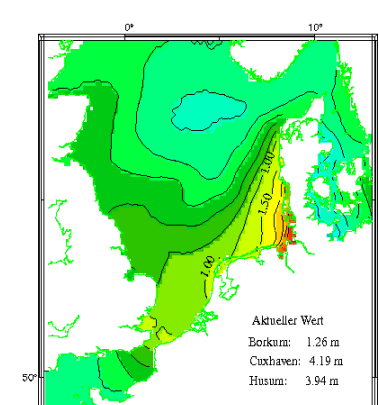
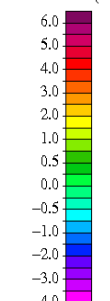
Windstau am 23. 2.1967 19:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



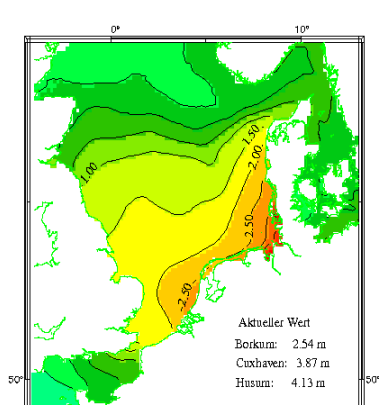
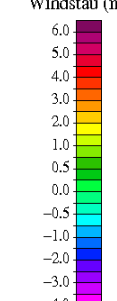
Windstau am 28. 1.1994 11:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



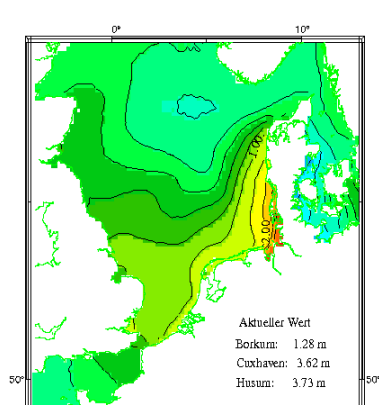
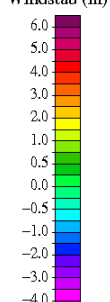
Windstau am 23. 2.1967 20:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)



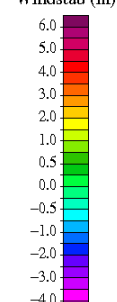
Windstau am 28. 1.1994 12:00 Uhr (UTC)

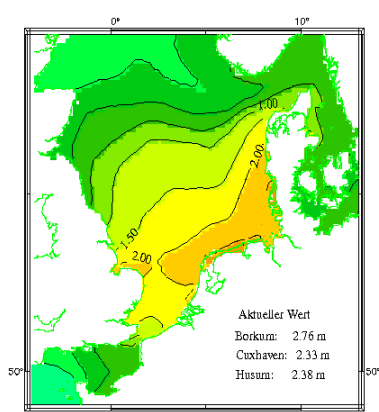
Windstau (m)



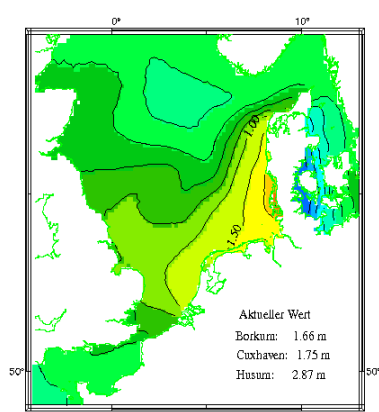
Windstau am 23. 2.1967 21:00 Uhr (UTC)

Windstau (m)

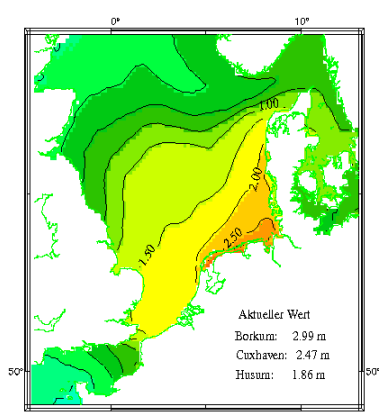




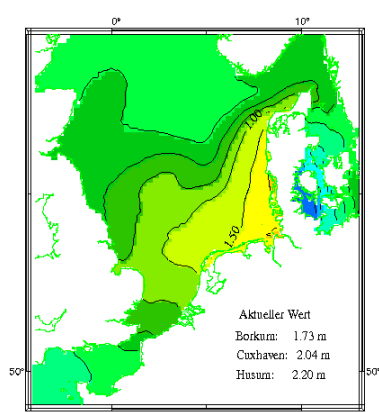
Windstau am 28. 1.1994 15:00 Uhr (UTC)



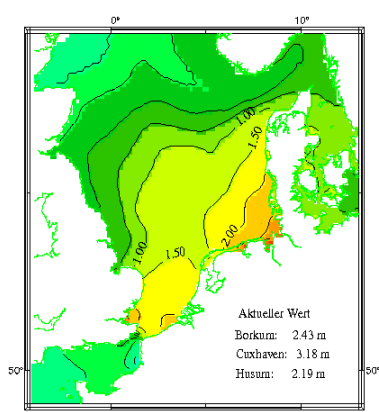
Windstau am 24. 2.1967 00:00 Uhr (UTC)



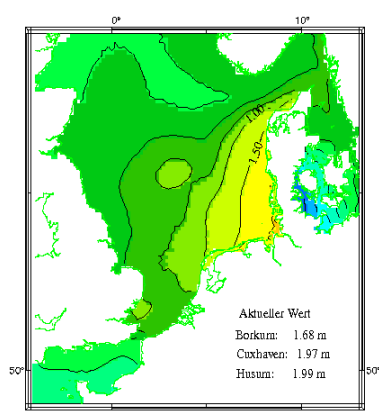
Windstau am 28. 1.1994 18:00 Uhr (UTC)



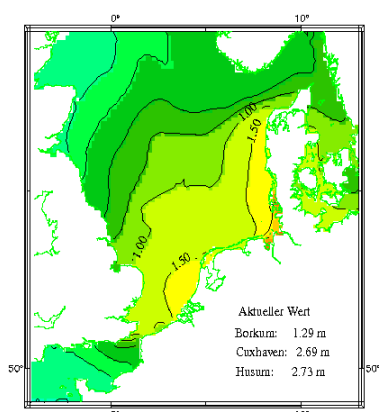
Windstau am 24. 2.1967 03:00 Uhr (UTC)



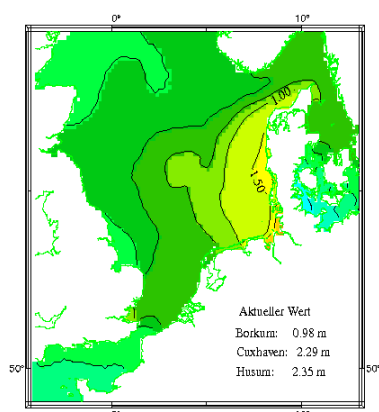
Windstau am 28. 1.1994 21:00 Uhr (UTC)



Windstau am 24. 2.1967 06:00 Uhr (UTC)



Windstau am 29. 1.1994 00:00 Uhr (UTC)



Windstau am 24. 2.1967 09:00 Uhr (UTC)

Abschlussbericht

MUSE

Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten

Teilprojekt:

Statistisch-probabilistische Extremwertanalyse

gefördert vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (bmbf) und
fachlich begleitet vom Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen (KFKI)

bmbf Förderkennzeichen: 03KIS039

KFKI Förderkennzeichen: 78

Bearbeitet von:

Univ.-Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen

Dipl.-Ing. Christoph Mudersbach

Siegen, 15.12.2005

Kontakt:

Forschungsinstitut Wasser und Umwelt (fwu)
der Universität Siegen

Univ.-Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen
Paul-Bonatz-Str. 9-11
57076 Siegen

Fon: +49 (271) 740 2172
Fax: +49 (271) 740 2722

e-Mail: fwu@fb10.uni-siegen.de
web: <http://fwu.fb10.uni-siegen.de>



Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung und Aufgabenstellung	1
2	Vorstellung des Forschungsvorhabens	3
3	Grundlagen der Extremwertstatistik	6
4	Definition des Begriffs Wahrscheinlichkeit	12
5	Von der Gefahrenabwehr zur Risikokultur	13
6	Beschreibung des ProMUSE-Verfahrens	15
6.1	Allgemeine Extremwertverteilung (AE)	16
6.2	Poisson-Prozess	18
6.3	Plotting-Positionen (PLP)	22
6.4	Parameterschätzung	25
7	Datengrundlagen	29
7.1	Wasserstandsdaten	29
7.2	Windstaudaten	35
8	Auswertungen	38
8.1	Vorbemerkung	38
8.2	Sensitivitätsanalysen	38
8.3	Regionalisierungen der Wasserstände	42
8.3.1	Parameter der Verteilungsfunktion	43
8.3.2	Emden	43
8.3.3	Norderney	47
8.3.4	Bremerhaven	50
8.3.5	Cuxhaven	53
8.3.6	Helgoland	56
8.3.7	Büsum	59
8.3.8	Husum	62
8.3.9	Dagebüll	65
8.3.10	List	68
9	Auswertung der Windstaudaten am Pegel Cuxhaven	71
10	Monte-Carlo-Simulationen	80
11	Diskussion der Ergebnisse	86
11.1	Extremwasserstände	86
11.2	Windstaudaten	90
12	Vergleich mit niederländischen Wasserständen	91
13	Zusammenfassung	94
14	Danksagung	95
15	Literatur	96
16	Appendix	100
16.1	MatLab-Einführung	100
16.1.1	Programmaufruf und Programmkopf	101
16.1.2	Eingabe des Pegel- und Parameternamens	102
16.1.3	Ermittlung der Länge der Zeitreihe	102
16.1.4	Histogramm	102
16.1.5	Trendbereinigung	102
16.1.6	Berechnung der auszuwertenden Daten	104
16.1.7	Berechnung der Momente	105
16.1.8	Unterprogramm GUMBEL_E1	105

16.1.9	Analyse mit Generalized Extreme Value Distribution (GEV)	107
16.1.10	Q-Q-Plot	109
16.1.11	Kolmogorov-Smirnov-Test	109
16.1.12	Berechnung der Plotting-Positionen	109
16.1.13	Berechnung des Formparameters τ	110
16.1.14	Berechnung der Terme f_1 und f_2	111
16.1.15	Berechnung der ProMUSE-Verteilung	111
16.1.16	Berechnung der Bemessungsgrößen	112
16.1.17	Monte-Carlo-Simulationen	113
16.1.18	Output-Dateien	113

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Mitglieder der KFKI-Projektgruppe	4
Tabelle 2: Zeitspannen der verwendeten Pegeldaten	31
Tabelle 3: Prinzip der Lückenschließung in Zeitreihen für statistische Analyse	33
Tabelle 4: Ergebnisse der Wasserstandsmodellierung nach Bork und Müller-Navarra (2005)	34
Tabelle 5: Umfang der Windstaudaten nach GÖNNERT	36
Tabelle 6: Maximal modellierte Windstaudaten für Pegel Cuxhaven (BORK UND MÜLLER-NAVARRA 2005)	37
Tabelle 7: Übersicht der Modellläufe	41
Tabelle 8: Ergebnisse der Streubreite	42
Tabelle 9: Parameter der ProMUSE-Verteilungsfunktion	43
Tabelle 10: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Emden	46
Tabelle 11: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Norderney	49
Tabelle 12: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven	52
Tabelle 13: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven	55
Tabelle 14: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland	58
Tabelle 15: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Büsum	61
Tabelle 16: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Husum	64
Tabelle 17: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll	67
Tabelle 18: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels List	70
Tabelle 19: Ergebnisse der statistischen Analyse der Windstauwerte	75
Tabelle 20: Ergebnisse der statistischen Analyse der Windstauwerte zuzüglich des MThw	77
Tabelle 21: Vergleich der Wasserstände aus Wasserstandsanalyse und Windstauanalyse	78
Tabelle 22: Standardabweichungen der Extremwertanalysen aus Monte-Carlo-Zeitreihen	84
Tabelle 23: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der Wasserstandsdaten	89
Tabelle 24: Vergleich der offiziellen statistischen Wasserstände an niederländischen Pegelstandorten und den ermittelten Wasserständen an den Pegeln Norderney und Emden	92
Tabelle 25: Erläuterung der Inputvariablen	101

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Prinzipdarstellung der Näherung einer exponentiellen Funktion durch lineare Funktion	20
Abbildung 2: POISSON-Wahrscheinlichkeit für Ereignisse mit Eintrittsraten $\lambda=10^{-2}/a$ und $\lambda =2*10^{-3}/a$	21
Abbildung 3: Prinzipskizze für Erläuterung der Plotting-Positionen	24
Abbildung 4: Untersuchungsgebiet mit Pegelstandorten	30
Abbildung 5: MThw-Zeitreihen der untersuchten Nordseepegel	32
Abbildung 6: HThw-Zeitreihen der untersuchten Nordseepegel	32
Abbildung 7: Ergebnisse der Wasserstandsmodellierung nach BORK UND MÜLLER-NAVARRA (2005)	34
Abbildung 8: Beispiel für Definition der Windstaudaten (hier: Sturmflut 1990-EPS Member 20) aus BORK UND MÜLLER-NAVARRA (2005)	37
Abbildung 9: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Emden mit Trendbereinigung	44
Abbildung 10: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Emden	44
Abbildung 11: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Emden	46
Abbildung 12: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Norderney mit Trendbereinigung	47
Abbildung 13: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Norderney	48
Abbildung 14: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Norderney	49
Abbildung 15: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven mit Trendbereinigung	50
Abbildung 16: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven	51
Abbildung 17: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven	52
Abbildung 18: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven mit Trendbereinigung	53
Abbildung 19: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven	54
Abbildung 20: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven	55
Abbildung 21: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland mit Trendbereinigung	56
Abbildung 22: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland	57
Abbildung 23: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland	58
Abbildung 24: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Büsum mit Trendbereinigung	59
Abbildung 25: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Büsum	60
Abbildung 26: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Büsum	61
Abbildung 27: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Husum mit Trendbereinigung	62
Abbildung 28: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Husum	63
Abbildung 29: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Husum	64
Abbildung 30: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll mit Trendbereinigung	65
Abbildung 31: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll	66

Abbildung 32: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll	67
Abbildung 33: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels List mit Trendbereinigung	68
Abbildung 34: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels List	69
Abbildung 35: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels List	70
Abbildung 36: Partielle Zeitreihe 'Windstau um Tnw' (ohne zeitlichen Bezug)	72
Abbildung 37: Partielle Zeitreihe 'Windstau um Thw' (ohne zeitlichen Bezug)	72
Abbildung 38: Partielle Zeitreihen 'Windstau um Thw' und 'Windstau um Tnw' (ohne zeitlichen Bezug)	73
Abbildung 39: Vergleich des max. modellierten Windstauwertes und des max. beobachteten Windstauwertes für 'Windstau um Tnw' und 'Windstau um Thw'	73
Abbildung 40: Statistisch-probabilistische Analyse der partiellen Windstauzeitreihe um Tnw, Cuxhaven	74
Abbildung 41: Statistisch-probabilistische Analyse der partiellen Windstauzeitreihe um Thw, Cuxhaven	75
Abbildung 42: Ergebnisse der statistischen Analyse der Windstaudaten	76
Abbildung 43: Ergebnisse der Wasserstände aus statistischer Analyse der Windstaudaten zzgl. des MThw	77
Abbildung 44: Vergleich der Wasserstände zum einen aus der statistischen Analyse der Wasserstände und zu anderen aus der statistischen Analyse der Windstaudaten zzgl. des MThw	78
Abbildung 45: HThw-Datenreihe Cuxhaven (beschickt) und 3 zufällig ausgewählte zugehörige Monte-Carlo-Zeitreihen	82
Abbildung 46: Statistisch-probabilistische Auswertung der Monte-Carlo-Zeitreihen mit ProMUSE-Verfahren	83
Abbildung 47: Statistisch-probabilistische Auswertung der Monte-Carlo-Zeitreihen – ProMUSE- vs. GEV-Verfahren	84
Abbildung 48: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse aller untersuchten Nordseepegel	87
Abbildung 49: Ergebnisse der 10^{-4} -Ereignisse mit den HHThw und modellierten maximalen Wasserständen	87
Abbildung 50: Vergleich 10^{-4} -Ereignisse ProMUSE- und GEV-Verfahren	88
Abbildung 51: Pegelstandorte der niederländischen Vergleichspegel	91
Abbildung 52: Datenblatt des Pegels Delzijl [web 4]	92
Abbildung 53: Screenshot der Matlab 7.0-BenutzeroberflächeProgrammdokumentation ProMUSE	100
Abbildung 54: Histogramm der auszuwertenden Daten (Beispiel)	102
Abbildung 55: Trendkorrektur der auszuwertenden Daten mit linearem Trend (Beispiel)	103
Abbildung 56: Trendkorrektur der auszuwertenden Daten mit 19-jährigem gleitenden Mittel (Beispiel)	104
Abbildung 57: Matrix der 1- bis 50-jährlichen Extremwerte (Beispiel)	105
Abbildung 58: Wahrscheinlichkeitsplot des Unterprogramms GUMBEL__E1 (Beispiel)	107
Abbildung 59: GEV-Plot für zwei Parameterschätzverfahren (Beispiel)	108
Abbildung 60: Vergleich der Plotting-Positionen (Beispiel)	110
Abbildung 61: Verbesserte Schätzung des Formparameters τ (Steigung der Geraden), (Beispiel)	111
Abbildung 62: ProMUSE-Plot für Pegel Cuxhaven (Beispiel)	112

1 Einleitung und Aufgabenstellung

Sturmfluten sind Naturereignisse, die wegen der intensiven Nutzung des Küstenraumes zu schweren Schäden führen können. Sowohl der Küstenschutz als auch die Katastrophenabwehr basieren auf der Analyse extremster Fluten. Aufgrund zunehmender Verstädterung, Besiedelung und Industrialisierung exponierter Regionen sind weltweit die volkswirtschaftlichen Schäden bei Naturkatastrophen in den letzten Jahrzehnten um ein Vielfaches gestiegen (KRON 2005).

Sturmfluten an der deutschen Nordseeküste werden im wesentlichen durch die stochastischen (Stochastik: Analyse von Zufallsprozessen, d.h. zeitlich variablen Prozessen), meteorologisch bedingten Wirkungen (z.B. Windstau) geprägt, die sich der astronomischen Tide überlagern. Der Windstau kann an der Nordseeküste Höhen von mehr als 5,00 m erreichen. Am Pegel Husum ist z.B. am 10. Februar 1949 ein Windstau von 5,70 m, allerdings zur Tideniedrigwasserzeit, beobachtet worden. Das Verhältnis von stochastischen Anteilen (z.B. Windstau) zu deterministischen Anteilen (z.B. astronomische Gezeit) am Gesamtwasserstand ist an den deutschen Küsten sehr hoch. Das ist im Hinblick auf die Wahrscheinlichkeitstheoretische Ermittlung von Sturmflutwasserständen zu beachten.

Ausgelöst durch das Sturmtief „Anatol“ im Dezember 1999 und den katastrophalen Sturmfluten in den vergangenen Jahrzehnten (z.B. in den Jahren 1962 und 1976) sind aktuell wieder Fragen nach maximalen Höhen von Sturmfluten laut geworden. Das Orkantief „Anatol“ stellt den stärksten Sturm in Süddänemark des 20. Jahrhunderts dar und Untersuchungen von DICK UND MÜLLER-NAVARRA (2000) zeigen, dass bei südlicherer Zugbahn und leicht modifiziertem zeitlichen Ablauf die Wasserstände an der deutschen Nordseeküste 1,5 bis 2 m höher hätten eintreten können. Die bisherigen Arbeiten erlauben jedoch keinerlei Aussagen zur Wahrscheinlichkeit derartiger Szenarien und sind daher für ein Risikomanagement zunächst nicht direkt verwertbar.

Die Ermittlung von Bemessungsereignissen ist seit vielen Jahren eine sehr wichtige Aufgabe der Hydrologie und des Wasserbaus. Die Konzeption der Verwendung von Bemessungsereignissen hat sich in den letzten Jahren jedoch gravierend verändert. Diente vor einigen Jahren die Ermittlung von Bemessungsereignissen noch in der Regel dazu, ein maximal mögliches Ereignis zu ermitteln, um damit nach entsprechender Auslegung Schutz vor solchen Ereignissen zu bieten, werden heute Risikobewertungen auf Grundlage von Bemessungsereignissen mit zugeordneten Wahrscheinlichkeiten durchgeführt. Diese Wandlung der Planungsweise resultiert aus der Tatsache, dass es niemals einen absoluten Schutz vor Naturphänomenen geben kann. Bei jedem Bauwerk ist ein Restrisiko vorhanden, welches es zu quantifizieren und wenn möglich zu minimieren gilt.

Die Wahrscheinlichkeit einer Überflutung ergibt sich nicht nur aus der Einzelwahrscheinlichkeit des auslösenden Ereignisses, sondern enthält zusätzlich, soweit vorhanden, die Versagenswahrscheinlichkeit des Schutzbauwerkes. Mit diesen

Wahrscheinlichkeiten und den aus einer Überflutung erwarteten resultierenden Schäden kann das Risiko eines Gebietes ökonomisch beziffert werden. Mit diesem Ansatz können die Auswirkungen des Versagens eines Schutzsystems in der Fläche beschrieben werden. Diese Aussagen zum flächenhaften Risiko waren mit den bisher verwendeten Verfahren nicht möglich.

Zusätzlich zum Risiko eines Einzelereignisses spielt die Zeitspanne zwischen zwei möglichen Überflutungen eine große Rolle bei der Schadensminimierung. Ist die letzte Überschwemmung schon viele Jahrzehnte oder sogar Jahrhunderte vorüber, so wägen sich die dort lebenden Menschen in Sicherheit und häufen mehr wertvolle Güter in potenziell gefährdeten Bereichen an. Ist dagegen die letzte Überflutung noch in Erinnerung der Menschen, ist eine höhere Sensibilität gegenüber diesen Ereignissen vorhanden und es wird in der Regel umsichtiger gehandelt, was im Falle einer Überflutung zu einer deutlichen Schadensreduzierung führt. In diesem Zusammenhang spricht man auch von der Vulnerabilität eines Gebietes.

Die Erhaltung und Vermittlung dieser notwendigen Sensibilität der Menschen gehört zu einer der Hauptaufgaben des Küstenzonenmanagements, da im Falle einer Überflutung oft nicht nur materieller Schaden entsteht, sondern Menschenleben gefährdet sind.

Unabhängig von dem verwendeten Sicherheitskonzept, ist die Ermittlung von Bemessungsereignissen bzw. die Ermittlung von Überschreitungswahrscheinlichkeiten für Sturmflutwasserstände die wichtigste Grundlage für alle Konzepte; insbesondere bei dieser Frage gibt es weiterhin einen großen Forschungsbedarf.

2 Vorstellung des Forschungsvorhabens

Das Forschungsvorhaben „Modellgestützte Untersuchung von Sturmflutwasserständen mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE)“ ist ein vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (bmbf) unter der Fördernummer 03KIS039 gefördertes Projekt mit einer Laufzeit von 07/2002 bis 06/2005. Das Projekt wurde von den folgenden aufgeführten drei Institutionen durchgeführt:

- Forschungsinstitut Wasser und Umwelt (fwu) der Universität Siegen
(Projektleiter: Univ.-Prof. Dr.-Ing. Jürgen Jensen)
- Deutscher Wetterdienst (DWD), Offenbach
(Teilprojektleiter: Dr. Volker Renner)
- Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH), Hamburg
(Teilprojektleiter: Dr. Sylvin Müller-Navarra)

Zu dem Forschungsvorhaben MUSE ist eine Internetseite erstellt worden, auf der die Ergebnisse des Projektes dokumentiert sind:

<http://fwu.fb10.uni-siegen.de/projects/muse>

Für das Forschungsvorhaben wurde bei jedem Projektpartner eine wissenschaftliche Mitarbeiterin bzw. ein wissenschaftlicher Mitarbeiter für die Dauer von 2 Jahren befristet angestellt, um die fachliche Bearbeitung durchzuführen:

DWD: Dipl.-Met. Christian Koziar
BSH: Dipl.-Ozean. Ingrid Bork
fwu: Dipl.-Ing. Christoph Mudersbach

Die Untersuchungen wurden durch eine projektbegleitende Gruppe des Kuratoriums für Forschung im Küsteningenieurwesen (KFKI) fachlich abgesichert, die von Obfrau PD Dr. habil. Gabriele Gönnert geleitet wurde.

In Tabelle 1 sind die Mitglieder der begleitenden KFKI-Projektgruppe aufgeführt.

Tabelle 1: Mitglieder der KFKI-Projektgruppe

Mitglieder der KFKI-Projektgruppe	
PD Dr. habil. Gabriele Gönnert (Obfrau)	HPA Hamburg
Dipl.-Ing. Frank Thorenz (Forschungsleiter Küste)	NLWKN Norden
Dr. Nobert Blum (PTJ)	PTJ
Dipl.-Ing. Detlef Schaller	ALR Husum
Dr. Elisabeth Rudolph	BAW Hamburg
Dipl.-Met. Gudrun Rosenhagen	DWD Hamburg
Dipl.-Met. Heiner Schmidt	DWD Hamburg
Dipl.-Ing. Hans-Gerd Coldewey	NLWKN Norden
Prof. Dr.-Ing. Andrea Töppe	FHNON
Dipl.-Ing. Hanz Dieter Niemeyer	NLÖ Norderney
Dipl.-Ozean. Ralph Annutsch (Gast)	vormalig BSH

Das Ziel des Forschungsvorhabens lässt sich wie folgt definieren:

Das Ziel des Vorhabens ist die numerische Berechnung von physikalisch möglichen Wetterlagen bzw. Windfeldern, die zu extremen Sturmflutereignissen an der Deutschen Nordseeküste führen können und die Zuordnung von resultierenden Wasserständen in der Deutschen Bucht sowie die statistisch-probabilistische Einordnung dieser Ergebnisse hinsichtlich der Eintrittswahrscheinlichkeiten.

Das Projekt lässt sich damit vereinfachend in drei Bereiche unterteilen:

- meteorologische Modellierung (DWD)
- Sturmflutsimulation (BSH)
- statistisch-probabilistische Extremwertanalyse (fwu)

Zur Ermittlung der sturmflutrelevanten Wetterlagen werden physikalisch konsistente atmosphärische Klimamodelle benötigt, über die der DWD verfügt. Die Eingangsdatenfelder werden aus dem Ensemblevorhersagesystem (*engl.: Ensemble-Prediction-System EPS*) des EUROPÄISCHEN ZENTRUMS FÜR MITTELFRISTIGE WETTERVORHERSAGEN (EZMW) in READING (UK) gewonnen (KOZIAR UND RENNER 2005).

Das BSH ist laut Seeaufgabengesetz u.a. zuständig für den Gezeiten-, Windstau- und Sturmflutwarndienst. Mit den berechneten Windfeldern des DWD werden im BSH resultierende Wasserstände und Windstauwerte berechnet. Die Untersuchungen am BSH werden mit zwei operationellen Vorhersagemodellen (2- und 3- dimensionale numerische Modelle) durchgeführt (BORK UND MÜLLER-NAVARRA 2005).

Auf der Basis von Sensitivitätsstudien und weiterentwickelten statistischen Verfahren am fwu können Abschätzungen von Eintrittswahrscheinlichkeiten von Wasserstandsscheitelwerten und maximale Windstauwerte für Sturmflutereignisse vorgenommen und Aussagen zur natürlichen Variabilität einer Extremwertzeitreihe mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen gemacht werden.

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Extremwertanalyse wurden regelmäßig mit der begleitenden KFKI-Projektgruppe diskutiert und bei Bedarf neu orientiert.

3 Grundlagen der Extremwertstatistik

Die Anwendung von statistischen und stochastischen Verfahren hat in den letzten Jahrzehnten stark zugenommen. Die Anwendungsfelder liegen in vielen Bereichen der Naturwissenschaften, Ingenieurwissenschaften, Wirtschaftswissenschaften und Sozialwissenschaften. Im Folgenden sind einige Ausführungen zur Entwicklung dieser Verfahren gegeben (UNIVERSITÄT MAINZ 2005, [web 3]):

„[...] In allen Bereichen menschlichen Handelns und Interesses spielt der Zufall eine bedeutende Rolle (Schadenseingänge in Versicherungen, Entwicklung von Börsenkursen, ...), und Entscheidungen müssen auf der Basis unvollständiger Informationen getroffen werden. Die *Stochastik* hat die Aufgabe, zufällige Vorgänge mit Hilfe mathematischer Modelle zu beschreiben und Verfahren zu entwickeln, um daraus für die Praxis verwertbare Folgerungen zu ziehen. In dieser Rolle ist die Stochastik in den letzten Jahrzehnten zu einem zentralen Gebiet der Angewandten Mathematik herangewachsen. Sie gliedert sich gemäß ihrer Aufgaben in zwei große Teilgebiete, nämlich die *Wahrscheinlichkeitstheorie* und die *Mathematische Statistik*.

Die *Wahrscheinlichkeitstheorie* nahm ihren Anfang vor etwa 300 Jahren mit dem Wunsch, Zufallsmechanismen von Glücksspielen zu analysieren. (Hier sind berühmte Mathematiker wie Pascal, Fermat, Huygens und Bernoulli zu nennen.) Zu diesem Komplex gehören Würfelspiele, Kartenspiele, Roulette und ähnliches. Aus diesem Problemkreis ist der *kombinatorische* Teil der Wahrscheinlichkeitstheorie entstanden, bei dem zur Berechnung von Wahrscheinlichkeiten die Anzahl der „günstigen Fälle“ zur Anzahl der „möglichen Fälle“ ins Verhältnis gesetzt wird. Ziel wahrscheinlichkeitstheoretischer Überlegungen wurden jedoch auch fundamentalere Aufgaben. Man denke hier nur an das Modell der Mendelschen Gesetze, mit dem die Genetik ins Leben gerufen wurde. 1933 hat der russische Mathematiker Kolmogoroff nach Vorarbeiten anderer die Wahrscheinlichkeitstheorie konsequent auf eine axiomatische Grundlage gestellt. Sie wurde so vergleichbar mit mathematischen Gebieten wie Geometrie und Algebra. Inzwischen ist sie zu einer eigenständigen mathematischen Disziplin herangewachsen, mit reizvollen gelösten und ungelösten Problemen, interessanten Methoden, strengen Begründungen und umfassenden kohärenten Theorien.

Ein zentrales Teilgebiet der Wahrscheinlichkeitstheorie ist die *Theorie der stochastischen Prozesse*, die Modelle für den zeitlichen Ablauf zufälliger Vorgänge sind. Klassische Beispiele für die Anwendungsrelevanz stochastischer Prozesse sind etwa Warteschlangen (Telefonssysteme, Verkehr, ...) oder Verzweigungsprozesse (Wachstum biologischer Populationen, ...); moderne und derzeit hochaktuelle Beispiele sind Finanzmathematik (Diffusionsprozesse ...) oder in der Biologie das Problem der zeitlichen Einordnung eines letzten gemeinsamen „Stammvaters“ zweier heute existierender Spezies oder Individuen aufgrund von DNA-Übereinstimmungen. Diese modernen Anwendungen stochastischer Prozesse wären nicht denkbar ohne eine hochentwickelte, sehr abstrakte (und durchaus schwierige) Theorie der stochastischen Prozesse (Martingale, Markovprozesse, Stochastische Differentialgleichungen, Stochastische Analysis, ...), wie sie im wesentlichen etwa seit den 70-er Jahren vorliegt. Daneben können

Probleme, deren Komplexität eine analytische Behandlung schwierig oder unmöglich erscheinen lässt, heute auch per Computersimulation angegangen werden.

In der *mathematischen Statistik* entwickelt man Verfahren zur Analyse *statistischer Daten*: aus der gemachten Beobachtung sollen Rückschlüsse auf gewisse Kerngrößen (Parameter, statistische Funktionale, ...) der unbekanntem Wahrscheinlichkeitsverteilung, die die Beobachtung erzeugt hat, gezogen werden. Insbesondere umfasst die Statistik die Gebiete des *Schätzens* und des *Testens von Hypothesen*. Viele der hierfür entwickelten Methoden gehen auf R.A. Fisher (1890-1962) zurück, der zusammen mit K. Pearson (1857-1936) als Begründer der modernen mathematischen Statistik angesehen wird. J. Neyman (1894-1981) und E.S. Pearson (1895-1980) haben diese und andere Verfahren zu einer Theorie ausgebaut. Nach dem 2. Weltkrieg wurde von A. Wald (1902-1950) die *statistische Entscheidungstheorie* entwickelt, die einen Großteil der bekannten Verfahren umfasst und verallgemeinert, und die es erlaubt, auch in Situationen großer Ungewissheit noch vernünftig begründbare Entscheidungen zu treffen. Moderne Arbeitsgebiete in der mathematischen Statistik sind z.B. Statistik stochastischer Prozesse, Zeitreihenanalyse oder Extremwertstatistik. Die rasante Entwicklung der elektronischen Datenverarbeitung in den letzten Jahren ermöglicht eine immer breitere Anwendung von Statistik in vielen Gebieten; moderne Statistik-Pakete bieten die Möglichkeit, mit rechnerisch aufwendigen Verfahren auch riesige Datensätze auszuwerten. So bilden statistische Verfahren heute ein festes Instrumentarium der Natur-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, der Pharmazie und der Technik. Wichtige Fragen für den angewandten Statistiker sind dabei die *Versuchsplanung*, wie Experimente oder Beobachtungen durchgeführt werden müssen, damit die zu erwartenden Daten mit möglichst geringem experimentellen Aufwand verlässliche und „optimale“ Informationen liefern, oder die Frage der *Modellanpassung*, inwieweit das (von der Wahrscheinlichkeitstheorie zu Verfügung gestellte) konkrete Modell, mit dem der Statistiker zu arbeiten wünscht, den relevanten Aspekt der Wirklichkeit auch hinreichend gut beschreibt.[...]

Die Statistik nimmt in der Bestimmung von Bemessungsereignissen in der Hydrologie eine wichtige Rolle ein. Dabei werden neben den allgemeinen Verfahren der beschreibenden (deskriptiven) Statistik vor allem Verfahren aus der schließenden Statistik (Interferenzstatistik) zur Anwendung gebracht, um Aussagen über die extrapolierten Bereiche einer Datenreihe zu erhalten. Werden Aussagen über die Höhe oder Größe eines gesuchten Extremereignisses (z.B. Wasserstand) benötigt, so werden eine oder mehrere Datenreihen einer statistischen Extremwertanalyse unterzogen.

Dazu müssen zunächst aus einer gegebenen Datenreihe Extremwerte gebildet werden. Extremwerte können sowohl Maximal- als auch Minimalwerte sein; in dem vorliegenden Projekt werden jedoch nur Maximalwerte betrachtet. Dies kann prinzipiell auf zwei unterschiedliche Arten erfolgen: Entweder werden die Daten blockweise gruppiert und jeweils der Maximalwert (Gumbel-Verfahren) (PLATE 1993) bestimmt oder es werden alle Werte über einem zuvor definierten Schwellenwert –z.B. 90%-Quantil der Datenreihe– ermittelt (**Peaks-Over-Threshold-Verfahren**). Um die Daten einer statistischen Analyse zuführen zu können, werden bestimmte Anforderungen an die Daten gestellt. Die einzelnen Extremwerte müssen

voneinander unabhängig (stochastisch), stationär und homogen sein und einen zeitlich konstanten Abstand (äquidistant) aufweisen. In der hydrologischen Praxis wird zur Auswahl der Extremwerte oft das Gumbel-Verfahren benutzt, in dem jeweils der Maximalwert eines Zeitintervalls bestimmt wird. Gebräuchlich ist die Verwendung von jährlichen Maximalwerten, die für jeden Pegel an der deutschen Nordseeküste und den Tideästuaren in Form der HThw-Jahreshauptwerte vorliegen. Der HThw-Wert eines Jahres ist somit der höchste von 705/706 Tidehochwasserständen (Thw) eines hydrologischen Jahres (jeweils 01. November bis 31. Oktober des darauf folgenden Jahres).

In der Auswertung werden diese Daten als äquidistant angesehen, obwohl dies in der Regel nicht der Fall ist. Des Weiteren wird angenommen, dass zwei benachbarten Extremwerten aufgrund der zeitlichen Distanz verschiedene meteorologische Wetterlagen zugrunde liegen und damit voneinander unabhängig sind. Ein Trend wird durch eine Regressionsanalyse oder verschiedene statistische Tests zur Trendanalyse nachgewiesen. In den meisten Fällen beinhaltet der zeitliche Trend an Pegeln den langfristigen säkularen Meeresspiegelanstieg, aber auch andere nicht näher quantifizierbare Trends, die z.B. durch Küstenschutzmaßnahmen (Deiche, Sperrwerke u.a.) und Ausbaumaßnahmen in den Tideflüssen verursacht werden. Die auszuwertende Extremwertreihe muss um diesen Trend korrigiert werden, wobei dies durch eine lineare oder nichtlineare Funktion erfolgen kann.

Die so ausgewählte und korrigierte Zeitreihe kann nun einer statistischen Extremwertanalyse zugeführt werden. Dabei werden die Daten der Zeitreihe der Größe nach sortiert, wodurch die zeitliche Abfolge der Ereignisse nicht weiter in die Untersuchungen mit eingeht. Dabei werden die Daten so sortiert, dass dem kleinsten Wert der Rang 1 und dem größten Wert der Rang n zugeordnet wird. Jedem Wert dieser sortierten Zeitreihe wird eine empirische Wahrscheinlichkeit (Plotting-Position) zugeordnet (DVWK 1999a) und in einem Diagramm gegen den Wasserstand aufgetragen. Die berechnete empirische Wahrscheinlichkeit entspricht der Unterschreitungswahrscheinlichkeit P_U für einen bestimmten Wasserstand (JENSEN 1985).

An diese Datenreihe werden verschiedene hydrologische Verteilungsfunktionen angepasst und in den Bereich der interessierenden Unter- oder Überschreitungswahrscheinlichkeit extrapoliert. Bei den Verteilungsfunktionen handelt es sich in Regel um zwei- und dreiparametrische Funktionen, wobei die unbekannt Parameter aus den Momenten einer Datenreihe (z.B. Mittelwert, Varianz, Standardabweichung, Schiefe) geschätzt werden können. Durch die Annahme eines Poisson-Prozesses (PLATE 1993) wird der Zusammenhang zwischen den ermittelten Wahrscheinlichkeiten und zeitlichen Abfolge von Ereignissen ermittelt, so dass statt der Überschreitungswahrscheinlichkeit auch die Angabe einer mittleren Wiederkehrzeit verwendet werden kann.

Bei der Auswertung ergeben sich jedoch eine Reihe von Fragestellungen und Problemen, die zu signifikanten Unterschieden in der Größe des gesuchten Ereignisses führen können:

- Die Wahl der auszuwertenden Datenwerte einer Zeitreihe ist nicht eindeutig objektiv begründet. Praktikabel und üblich ist der Verwendung von 1-jährlichen Extremwerten (Gumbel-Verfahren), jedoch können diese Untersuchungen ebenso mit 2-, 3-, ... n-jährlichen Extremwerten oder Peaks-Over-Threshold-Verfahren durchgeführt werden.
- In der Hydrologie werden in der Regel Daten des hydrologischen Jahres verwendet. Auch dies kann variiert werden; z.B. können Werte von Juli bis Juni des darauf folgenden Jahres verwendet werden.
- Die Trendeliminierung kann mittels diverser Verfahren durchgeführt werden. Die einfachste Art ist die Bildung eines linearen Trends über die gesamte Zeitreihe. Weitere Verfahren sind die Bildung eines gleitenden Durchschnitts oder die Anpassung polynomischer Funktionen an die Zeitreihe.
- Die Plotting-Positionen können durch empirische Formeln (z.B. WEIBULL, GRINGORTON, HAZEN) oder Monte-Carlo-Simulationen bestimmt werden.
- Es gibt eine Vielzahl von Verteilungsfunktionen, die an die Datenreihe angepasst werden können, z.B. GUMBEL TYP I/II/III, JENKINSON, PEARSON, WEIBULL, LOG NORMAL. Eine objektive beste Wahl einer Verteilungsfunktion gibt es oft nicht und der Bearbeiter muss subjektiv entscheiden, welches Ergebnis er verwendet (JENSEN 1985).
- Die Parameter bzw. Momente der Datenreihen können mit verschiedenen Parameterschätzungen ermittelt werden. Dazu zählen u.a. die Schätzung nach der Momentenmethode und der Maximum-Likelihood-Methode (PLATE 1993). Hinzu kommt, dass die vorliegende Datenreihe nur eine einzelne Stichprobe aus der Grundgesamtheit darstellt.

Die gängigen Verfahren der statistischen Datenanalyse von Extremwerten sind in vielfältiger Weise in der verfügbaren Literatur beschrieben.

Die wohl umfassendste Arbeit, die sich eingehend mit der statistischen Analyse von Extremwerten befasst, wurde 1958 von E. GUMBEL vorgelegt und stellt heute noch für viele Bereiche der Extremwertstatistik die Grundlage dar. GUMBEL definiert drei Klassen von Extremwertverteilungen und erläutert detailliert deren Ermittlung und Anwendungsmöglichkeiten.

In DVWK (1999a) werden ein Überblick und Empfehlungen zur statistischen Analyse von Extremwerten im Bereich der Hochwasserabflüsse im Binnenbereich gegeben. Die prinzipielle Methodik ist jedoch auch auf die Analyse von Pegelwasserständen an den Küsten zu übertragen.

Allgemeine Ausführungen zur Extremwertstatistik und deren Anwendung auf Wasserstände sind z.B. in CHOW (1964), JENSEN (1985), MANIAK (1992), PLATE (1993), DYCK UND PESCHKE (1995) und JENSEN ET AL. (2003) zu finden.

SMITH (1986) stellt ein Verfahren vor, in dem eine Trendbereinigung der Daten direkt innerhalb der Parameterschätzung der Allgemeinen Extremwertverteilung (*engl.: generalised extrem value distribution (GEV)*) erfolgt und erläutert dies beispielhaft an der Entwicklung der Wasserstände von Venedig.

BARDSLEY (1994) hingegen sieht alle Extremwertverfahren sehr kritisch und ist der Meinung, dass mit einer „Frei-Hand-Ausgleichskurve“ gleichwertige Ergebnisse erzielt werden können und daher eine Weiterentwicklung der statistischen Verfahren nicht sinnvoll ist.

ASHKAR (1996), MADSEN, RASMUSSEN UND ROSBJERG (1997 A,B) beschäftigen sich mit der Frage, ob die Auswahl der Extremwerte über jährliche Maxima (*engl.: annual maximum series (AMS)*) oder Schwellenwerte (*engl.: peaks over threshold (POT)*) erfolgen soll.

HARRIS (1996) beschäftigt sich sehr intensiv mit der mathematisch theoretischen Herleitung der Plotting-Positionen für Verteilungsfunktion und stellt heraus, dass mit einer korrekten Herleitung der Plotting-Positionen, für jede Verteilungsfunktion die exakten Plotting-Positionen bestimmt werden können. Für die Bestimmung der Plotting-Positionen der Gumbelverteilung liegt ein ausführlicher Programm-Quelltext bei.

MARTINS UND STEDINGER (2000) erläutern, wie die Parameter der Allgemeinen Extremwertverteilung mit der Maximum-Likelihood-Schätzung bestimmt werden können und widmen sich insbesondere der Ermittlung des Krümmungsparameters τ .

CLARKE (2002) stellt Verfahren vor, mit denen Trends in den Daten einer WEIBULL-Verteilung oder Allgemeinen Extremwertverteilung ermittelt werden können.

KATZ, PARLANGE UND NAVEAU (2002) geben einen sehr guten Überblick über die Analyse von Extremwerten mit der Allgemeinen Extremwertverteilung. Sie gehen insbesondere auf die Verwendung von physikalischen Grenzen und die Parameterschätzung ein.

Weitergehende Hinweise zur Extremwertanalyse von Daten an den Deutschen Küsten werden in EAK (2002) behandelt. Hier findet sich eine Übersicht der gängigen anzuwendenden Verteilungsfunktionen und deren Parameterbestimmung. Insbesondere wird hier festgestellt (Zitat EAK, 2002): „Die Bewertung extremer Ereignisse muss immer auch die Betrachtung physikalisch möglicher Grenzzustände mit einschließen.“

Darüber hinaus gibt eine Vielzahl von Aufsätzen, die sich mit speziellen Fragestellungen zu dieser Thematik beschäftigen. JENSEN UND FRANK (2003) vergleichen mehrere Verfahren zur Ermittlung von Bemessungswasserständen mit Eintrittswahrscheinlichkeiten von $P = 10^{-4}$ und geben einige Empfehlungen. In JENSEN (2003) et al. werden ergänzend dazu neuere Verfahren vorgestellt, die aus dem Bereich der Erdbebenstatistik stammen.

Neuere Untersuchungen befassen sich zudem mit der so genannten „instationären Extremwertstatistik“. Bei diesen Verfahren werden die Parameter der Verteilungsfunktionen nicht durch einen stationären Ausdruck beschrieben, sondern durch eine zeitlich abhängige Funktion. Ausführungen dazu finden sich in BARDOSSY UND PAKOSCH (2005), STRUPCZEWSKI, SING UND FELUCH (2002), JENSEN, FRANK, MUDERSBACH UND BLASI (2005).

4 Definition des Begriffs Wahrscheinlichkeit

Der Begriff der Wahrscheinlichkeit wird in vielen Bereichen verwendet und wird daher auch teilweise unterschiedlich definiert. Aus diesem Grund finden sich im Folgenden einige Ausführungen zum Verständnis des Begriffs „Wahrscheinlichkeit“ im vorliegenden Kontext.

Wenn von der Wahrscheinlichkeit eines Wasserstandes gesprochen wird, so muss zunächst festgestellt werden, ob die Unter- oder Überschreitungswahrscheinlichkeit gemeint ist. Die Überschreitungswahrscheinlichkeit ist das komplementäre Ereignis zur Unterschreitungswahrscheinlichkeit und ergibt sich aus:

$$P_{\bar{U}} = 1 - P_U \qquad \text{Gleichung 1}$$

Die Unter- oder Überschreitungswahrscheinlichkeit gibt die Wahrscheinlichkeit dafür an, dass ein bestimmtes Ereignis innerhalb einer bestimmten Zeitspanne mindestens einmal unter- oder überschritten wird. In der vorliegenden Arbeit werden die Wahrscheinlichkeiten immer auf die Zeitspanne 1 Jahr [1a] angegeben.

Die Begriffe Überschreitungswahrscheinlichkeit, Eintrittswahrscheinlichkeit und Eintrittsrate sind gleichwertig, solange der Bezugszeitraum von 1 Jahr [1a] zugrunde gelegt wird.

Alternativ zu der Angabe einer Überschreitungswahrscheinlichkeit wird oftmals der Begriff „Jährlichkeit [a]“ verwendet, der sich aus dem Kehrwert der Überschreitungswahrscheinlichkeit ergibt, so wird z.B. ein Ereignis mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von $P_{\bar{U}} = 10^{-4}/a$ oftmals auch als das 10.000-jährliche Ereignis beschrieben.

Diese alternative Bezeichnung ist von der Sache her richtig, jedoch assoziiert dieser Begriff oftmals, dass dieser Wasserstand in den „nächsten 10.000 Jahren“ einmal überschritten wird oder ähnliches. Diese Interpretation ist falsch; es handelt sich nach wie vor lediglich um eine Aussage zur Überschreitungswahrscheinlichkeit bezogen auf ein Jahr. Es wird mit solchen Aussagen somit keine Prognose für die Zukunft erstellt. Aufgrund dieser möglichen Fehlinterpretationen wird empfohlen, nicht den Begriff Jährlichkeit, sondern nur die oben eingeführten Begriffe zu verwenden.

5 Von der Gefahrenabwehr zur Risikokultur

Die Aufgaben im Küsteningenieurwesen sind vielfältig und komplex. Die vordringlichste Aufgabe ist nach wie vor der Schutz der Menschen und Güter vor Überflutungen im küstennahen Bereich. Dabei erfuhrt und erfährt der Begriff „Schutz“ im Laufe der Zeit immer wieder veränderte Interpretationen und Deutungen. Die wohl eingängigste und wünschenswerteste Definition ist die, dass der Deich eine Sicherheit auch gegen höchste Sturmfluten gewährt. Dieser Anspruch war lange Zeit der Zielgedanke im Küsteningenieurwesen. Es musste jedoch erkannt werden, dass es diesen absoluten Schutz eines Gebietes oder einer Region nicht geben kann. Dies liegt vor allem in zwei wesentlichen Aspekten begründet:

Die Größe einer höchsten Sturmflut ist keine stationäre Größe, die sich aus Erfahrungen oder einfachen Modellen ableiten lässt. Sie ist das Produkt aus einer Vielzahl von auslösenden Zufallsvariablen, deren Überlagerung eine extreme Sturmflut verursachen kann. Eine bloße Addition der ungünstigsten Fälle würde zu Deichhöhen führen, die sowohl wirtschaftlich, als auch technisch nicht oder nur sehr schwer herzustellen wären.

Der zweite Aspekt liegt in der Beschaffenheit der Deiche selbst. Der Deich ist ein Bauwerk, welches für einen bestimmten Belastungsfall konzipiert wurde. Darüber hinaus ist nicht auszuschließen, dass das Bauwerk, wie alle anderen Bauwerke auch, in bestimmten Fällen unterhalb dieses Belastungsfalles versagen kann, wenngleich die Wahrscheinlichkeit hierfür sehr gering ist. Dies liegt u.a. an der Beschaffenheit der natürlichen oder technischen Baustoffe, die stochastisch um einen Sollwert der Materialkennwerte streuen.

Wenn jedoch erkannt wird, dass es keinen absoluten Schutz vor Sturmfluten geben kann, so ergibt sich damit zwangsläufig die Existenz eines Restrisikos. Die Diskussion entwickelt sich damit von der alleinigen Frage der Höhe von Sturmflutwasserständen und Deichhöhen hin zu der Frage, welche Sicherheit vorhanden sein soll oder besser, welches Risiko akzeptiert werden kann.

Ein wesentliches Element dieser Frage ist, dass sie nicht ausschließlich durch technische oder wissenschaftliche Verfahren beantwortet werden kann. Die Frage nach einem zu akzeptierenden Risiko ist eine gesellschaftspolitische Frage und ist stark von subjektiven Erfahrungen und Eindrücken geprägt, die nur in einem breit angelegten Meinungsbildungsprozess beantwortet werden kann.

Die Aufgabe des Küsteningenieurwesens bleibt daher zunächst darauf beschränkt, die Risiken für bestimmte Szenarien zu quantifizieren und Wirtschaftlichkeitsuntersuchungen durchzuführen, die eine wichtige Grundlage für den Entscheidungsprozess sein können.

Eine wesentliche Grundlage zur Einführung eines risikoorientierten Küstenzonenmanagements ist die Quantifizierung der Einzelrisiken, wie z.B.

- Wahrscheinlichkeit extremer Wasserstände
- Wahrscheinlichkeit des Seeganges
- Wahrscheinlichkeit eines Deichbruches und Versagensmechanismen

wobei bei jedem einzelnen Punkt noch teilweise erheblicher Forschungsbedarf besteht.

GISZAS (2004) hebt deutlich die Notwendigkeit der Einführung neuer Schutz- und Sicherheitskonzepte im Küsteningenieurwesen hervor, da mit den bisherigen Methoden das Hauptziel eines integrierten Küstenzonenmanagements (IKZM), der nachhaltigen Entwicklung des Küstenraumes unter Berücksichtigung globaler Veränderungen, nicht erreicht werden kann.

KUNZ (2004) führt aus, dass die seit der Februarflut 1962 vor Überflutungskatastrophen verschont gebliebenen deutschen Küstengebiete keinesfalls als sturmflutsicher eingeschätzt werden können. Zitat KUNZ (2004): „[...] Richtig aber ist, dass extreme Orkanfluten eintreten können, deren Wasserstände deutlich höher auflaufen können, als sie für die Bemessung der Küstenschutzwerke zugrunde gelegt werden. [...]“.

Das Forschungsvorhaben „MUSE“ will einen Beitrag dazu leisten, die Wahrscheinlichkeiten extrem hoher Sturmflutscheitelwasserstände besser einschätzen zu können. Damit wird nicht direkt die Frage nach neuen Bemessungswasserständen aufgeworfen, sondern es können damit die Risiken einer Überflutung näher quantifiziert werden, was für vielfältige Bereiche des Küstenschutzes von Bedeutung ist.

Die Ermittlung von Eintrittswahrscheinlichkeiten extrem hoher Sturmflutscheitelwasserstände ist jedoch nur ein Baustein in einem Risikomanagement. Es müssen weitere Parameter und Wirkungsketten untersucht werden, um auf das Gesamtrisiko einer Überflutung im Küstenbereich schließen zu können. Hier besteht weiterhin großer Forschungsbedarf.

6 Beschreibung des ProMUSE-Verfahrens

In der Literatur zur Ermittlung von Bemessungsereignissen (z.B. DVWK 1999a) sind eine Vielzahl von Verteilungsfunktionen angegeben, die für die Analyse der Extremwert-Datensätze herangezogen werden können. Es wird in jedem Fall empfohlen, die Daten mit mehreren Verteilungsfunktionen zu analysieren, um dann anhand der Anpassungsgüteparameter und der optischen Kontrolle zu einer Festlegung für eine Verteilungsfunktion zu gelangen.

In der Regel haben alle angegebenen Verteilungsfunktionen jedoch die Beschränkung, dass Extrapolationen nur bis zum 2- bis 3-fachen der beobachteten Zeitspanne zulässig sind. Bis zu diesem Bereich liefern alle Funktionen in der Regel nur geringe bis mäßige Abweichungen, darüber hinaus können extreme Unterschiede in den Berechnungen auftreten, weshalb die angegebene Beschränkung zwingend notwendig ist.

In der Praxis liegen Pegelbeobachtungen von maximal 100 bis 150 Jahren vor, was dazu führt, dass maximal auf mittlere Wiederkehrintervalle von 300 bis 450 Jahren ($P_{\bar{U}} = 3 \cdot 10^{-3}$ bis $2 \cdot 10^{-3}$) extrapoliert werden kann. Mittlerweile ist jedoch in einigen Regelwerken die Forderung nach der Angabe von Ereignissen mit deutlich kleineren Überschreitungswahrscheinlichkeiten (z.T. $< P_{\bar{U}} = 10^{-3}, 10^{-4}$) enthalten (z.B. DIN 19700). Ebenso werden bereits in benachbarten Ländern seit einiger Zeit (z.B. Niederlande) Küstenschutzstrategien nach solchen Ereignissen ausgelegt (PHILIPPART ET AL. 1995). Diese Forderung kann mit den bisher angegebenen Verfahren nicht erfüllt werden. Teilweise sind in der Literatur Faktoren angegeben, mit denen z.B. von einem 100-jährlichen Ereignis auf ein 1000-jährliches Ereignis (z.B. Faktor 1,3) geschlossen werden kann (z.B. DIN 19700). Diese Vorgehensweise ist jedoch nur als grobe Schätzung anzusehen, die keine physikalische Begründung beinhaltet.

Bei der Verwendung von Verteilungsfunktionen sollte beachtet werden, dass es bei allen Ereignissen (z.B. Wasserstand, Windgeschwindigkeit, Erdbebenstärke) die physikalisch abgeleitete Erkenntnis gibt, dass die Werte nicht ins Unermessliche steigen können, sondern obere Maximalwerte vorhanden sein müssen.

Am einsichtigsten ist diese Erkenntnis bei der Betrachtung von Erdbebenstärken auf der „nach oben offenen Richterskala“. Ein Punkt mehr auf der Richterskala bedeutet einen etwa zehnfach höheren Ausschlag und die 32-fache Energiefreisetzung. Aufgrund ihrer Definition ist die Richterskala nach oben theoretisch unbegrenzt, die physischen Eigenschaften der Erdkruste machen ein Auftreten von Erdbeben der Stärke 9,5 oder höher allerdings nahezu unmöglich, da das Gestein nicht genug Energie speichern kann und sich vor Erreichen dieser Stärke entlädt (WIKIPEDIA 2005, [WEB 2]).

Auch im Bereich der Wasserstände an der Küste ergeben sich physikalisch bedingte Obergrenzen aus den Gleichgewichtsbedingungen. Der sturmfluterzeugende Wind kann das Wasser nur dann aufstauen, wenn eine ausreichende Schubspannung an der Grenzschicht

zwischen Wasser und Luft vorhanden ist. Mit zunehmender Windstärke und damit zunehmender Wellen- und Gischtbildung nimmt die Schubspannung deutlich ab, wodurch das Wasser nicht weiter aufgestaut werden kann (BORK UND MÜLLER-NAVARRA 2005, POWELL ET AL. 2003). Diese maximal möglichen Zustände lassen sich durch physikalisch-konsistente meteorologische und ozeanographische Modelle abschätzen. Aufgrund dieser Tatsache ist die Anwendung von Extremwertfunktionen mit Berücksichtigung einer oberen Grenze sinnvoll.

6.1 Allgemeine Extremwertverteilung (AE)

Die Grundlage des ProMUSE – Verfahrens bildet die Allgemeine Extremwertverteilung (AE), deren Verteilungsfunktion allgemein in der Form

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left[-(1 - \tau \cdot a(x - b))^{\frac{1}{\tau}}\right] & \text{für } \tau \neq 0 \\ \exp[-\exp(-a(x - b))] & \text{für } \tau = 0 \end{cases} \quad \text{Gleichung 2}$$

gegeben ist. Die Allgemeine Extremwertverteilung beinhaltet drei verschiedene Extremwertverteilungen:

- GUMBEL-Typ I für $\tau = 0$
- GUMBEL-Typ II oder FRECHET-Typ für $\tau < 0$
- GUMBEL-Typ III oder WEIBULL-Typ für $\tau > 0$

Die klassische Referenz zu diesen Extremwertverteilungsfunktionen ist GUMBEL (1958). ROSENHAUER UND AHORNER (1991) verwenden diesen Ansatz zur Ermittlung von Erdbebeneintrittsraten.

Die Allgemeine Extremwertverteilung ist eine dreiparametrische Funktion, die durch den Maßstabsparameter a , den Lageparameter b und den Form- bzw. Krümmungsparameter τ bestimmt wird. Die Parameter a und b können mit Hilfe der folgenden Beziehungen durch die Momente erster und zweiter Ordnung beschrieben werden (DYCK UND PESCHKE 1995):

$$\begin{aligned} \mu &= b + \left(\frac{1}{a \cdot \tau}\right) \cdot [1 - \Gamma(1 + \tau)] \\ \sigma &= \left(\frac{1}{a \cdot \tau}\right) \cdot \sqrt{\Gamma(1 + 2\tau) - \Gamma^2(1 + \tau)} \end{aligned} \quad \text{Gleichung 3}$$

Mit den Abkürzungen

$$\begin{aligned} f_1 &= \Gamma(1 + \tau) \\ f_2 &= \sqrt{\Gamma(1 + 2\tau) - \Gamma^2(1 + \tau)} \end{aligned} \quad \text{Gleichung 4}$$

ergibt sich

$$\begin{aligned}\mu &= b + \left(\frac{1}{a \cdot \tau}\right) \cdot [1 - f_1] \\ \sigma &= \left(\frac{1}{a \cdot \tau}\right) \cdot f_2\end{aligned}$$

Gleichung 5

Durch Umformung ergibt sich:

$$\begin{aligned}a &= \left(\frac{1}{\sigma \cdot \tau}\right) \cdot f_2 \\ b &= \mu - \left(\frac{1}{a \cdot \tau}\right) \cdot [1 - f_1] \\ b &= \mu - \left(\frac{1}{\left(\frac{1}{\sigma \cdot \tau}\right) \cdot f_2 \cdot \tau}\right) \cdot [1 - f_1] \\ b &= \mu - \left(\frac{\tau \cdot \sigma}{f_2 \cdot \tau}\right) \cdot [1 - f_1] = \mu - \left(\frac{\sigma}{f_2}\right) \cdot [1 - f_1]\end{aligned}$$

Gleichung 6

Einsetzen in die Allgemeine Extremwertverteilung für $\tau \neq 0$ ergibt schließlich:

$$\begin{aligned}F(x) &= \exp \left[\left(-1 + \tau \cdot f_2 \cdot \frac{1}{\sigma \cdot \tau} \cdot \left(x - \mu + \frac{\sigma}{f_2} \cdot (1 - f_1) \right) \right)^{\frac{1}{\tau}} \right] \\ F(x) &= \exp \left[\left(-1 + \frac{f_2}{\sigma} \cdot (x - \mu) + \frac{f_2 \cdot \sigma}{\sigma \cdot f_2} (1 - f_1) \right)^{\frac{1}{\tau}} \right] \\ F(x) &= \exp \left[\left(-1 + f_2 \cdot \frac{(x - \mu)}{\sigma} + 1 - f_1 \right)^{\frac{1}{\tau}} \right] \\ F(x) &= \exp \left[\left(-f_1 + f_2 \cdot \frac{(x - \mu)}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\tau}} \right] \\ F(x) &= \exp \left[- \left(f_1 - f_2 \cdot \frac{(x - \mu)}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\tau}} \right]\end{aligned}$$

Gleichung 7

Die Bestimmung der Allgemeinen Extremwertverteilung konzentriert sich damit auf die Parameterschätzung für den Erwartungswert μ , die Standardabweichung σ und den Krümmungsparameter τ . Dabei ist darauf zu achten, dass die Parameterschätzung möglichst biasfrei (erwartungstreu) erfolgt.

6.2 Poisson-Prozess

Mit Hilfe der oben angegebenen Verteilungsfunktion wird die Unterschreitungswahrscheinlichkeit P_U für eine Zufallsvariable x berechnet. Die Unterschreitungswahrscheinlichkeit P_U ist dimensionslos und weist damit auch keinen zeitlichen Bezug auf. Bei der Analyse von meteorologischen und hydrologischen Extremwertzeitreihen sind jedoch insbesondere zwei Arten von Fragestellungen von Interesse:

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines Ereignisses x innerhalb einer bestimmten Zeitspanne? oder: Wie groß ist der mittlere zeitliche Abstand zwischen zwei Extremereignissen?

Es muss also ein zeitlicher Bezug mit der ermittelten Unterschreitungswahrscheinlichkeit P_U hergestellt werden, so dass Aussagen über eine zu erwartende Wiederkehrzeit oder Wiederkehrintervall gemacht werden können. Dieser zeitliche Bezug ergibt sich durch die Annahme eines Poisson-Prozesses.

Die Poisson-Verteilung ist gegeben mit (PLATE 1993)

$$P(X_t = x) = \frac{(\lambda \cdot t)^x}{x!} e^{-\lambda \cdot t} \quad \text{Gleichung 8}$$

wobei λ mit Eintrittsrate bezeichnet wird. Sie gibt an, wie oft ein Ereignis innerhalb einer bestimmten Zeitspanne im Mittel eintritt. Der Kehrwert der Eintrittsrate $1/\lambda$ gibt demnach die mittlere Zeitspanne zwischen zwei gleichen Extremereignissen an.

Die Poisson-Verteilung gibt die Wahrscheinlichkeit dafür an, dass ein Ereignis mit gegebener Eintrittsrate λ innerhalb der Zeitspanne t genau x -mal eintritt. Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein Ereignis mit gegebener Eintrittsrate λ innerhalb der Zeitspanne t höchstens x -mal eintritt, ist gegeben mit:

$$P(X_t \leq x) = \sum_{x=0}^i \frac{(\lambda \cdot t)^x}{x!} e^{-\lambda \cdot t} \quad \text{Gleichung 9}$$

Für die hydrologische Aufgabenstellung ist die Wahrscheinlichkeit dafür gesucht, dass ein Ereignis mit gegebener Eintrittsrate λ einmal in einer gegebenen Zeitspanne (z.B. ein Jahr) eintritt (Überschreitungswahrscheinlichkeit) oder anders ausgedrückt, die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein Ereignis mit gegebener Eintrittsrate λ keinmal in einer gegebenen Zeitspanne (z.B. ein Jahr) eintritt (Unterschreitungswahrscheinlichkeit):

$$P(X_t = 0) = \frac{(\lambda \cdot t)^0}{0!} e^{-\lambda \cdot t} = e^{-\lambda \cdot t} \quad \text{Gleichung 10}$$

Über diese Beziehung lassen sich die Extremwertverteilung $F(x)$ und die Poisson-Verteilung zusammenführen, denn es gilt:

$$P(X_t = 0) = F(x) \quad \text{Gleichung 11}$$

und damit

$$e^{-\lambda \cdot t} = e^{-(f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \mu}{\sigma})^{\frac{1}{\tau}}} \quad \text{Gleichung 12}$$

Durch Logarithmieren folgt

$$-\lambda \cdot t = -\left(f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \mu}{\sigma}\right)^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 13}$$

mit anschließendem beidseitigen Vorzeichenwechsel:

$$\lambda \cdot t = \left(f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \mu}{\sigma}\right)^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 14}$$

und weiterem Logarithmieren, um Kompatibilität zu reduzierter Gumbelvariable herzustellen (siehe auch JENSEN ET AL. 2003 und ROSENHAUER UND MAI 2003)):

$$-\ln(\lambda \cdot t) = -\ln\left(f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \mu}{\sigma}\right)^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 15}$$

Durch die Verknüpfung des Poisson-Prozesses mit der Extremwertverteilungsfunktion erhält man als Ergebnis keine Wahrscheinlichkeit, sondern die Eintrittsrate λ . Diese lässt sich, falls erforderlich, wiederum mit Gleichung 8 in eine Wahrscheinlichkeit umrechnen. In der Regel ist dies jedoch nicht erforderlich, weil die Eintrittsrate λ bzw. deren Kehrwert $1/\lambda$ (mittlere Wiederkehrzeit) die gewünschten Antworten auf die oben gestellten Fragen gibt.

Der Vollständigkeit halber wird an dieser Stelle auf einen etwas anderen Ansatz zur Berechnung der mittleren Wiederkehrzeit, allgemein abgekürzt mit T, eingegangen. In der einschlägigen Literatur zur Extremwertstatistik ist zur Berechnung der mittleren Wiederkehrzeit T folgende Formel angegeben (z.B. MANIAK 1992):

$$T = \frac{\Delta t}{P_{\ddot{u}}} = \frac{\Delta t}{1 - P_u} \quad \text{Gleichung 16}$$

Diese Formel resultiert aus einer Näherung für den Poisson-Prozess. Die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Ereignis innerhalb einer bestimmten Zeitspanne t unterschritten wird (Unterschreitungswahrscheinlichkeit), kann mit dem Poisson-Prozess, wie oben dargestellt, beschrieben werden mit:

$$P_{u, \text{exakt}} = e^{-\lambda \cdot t} \quad \text{Gleichung 17}$$

oder näherungsweise:

$$P_{u,\text{Näherung}} = 1 - \lambda \cdot t$$

Gleichung 18

Als Beispiel soll die Unterschreitungswahrscheinlichkeit eines Ereignisses mit einer vorgegebenen Eintrittsrate $\lambda = 0,01$ [1/a] innerhalb einer Zeitspanne von 1 Jahr berechnet werden:

$$P_{u,\text{Näherung}} = 1 - \lambda \cdot t = 1 - 0,01 \frac{1}{a} \cdot 1a = 0,99$$

$$P_{u,\text{exakt}} = e^{-\lambda \cdot t} = e^{-0,01 \frac{1}{a} \cdot 1a} = 0,99$$

Die Ergebnisse sind im gezeigten Beispiel bis in die zweite Nachkommastelle identisch. Dies ist damit zu begründen, dass eine exponentielle Funktion im Bereich sehr kleiner Exponenten durch eine Gerade approximiert werden kann (Abbildung 1).

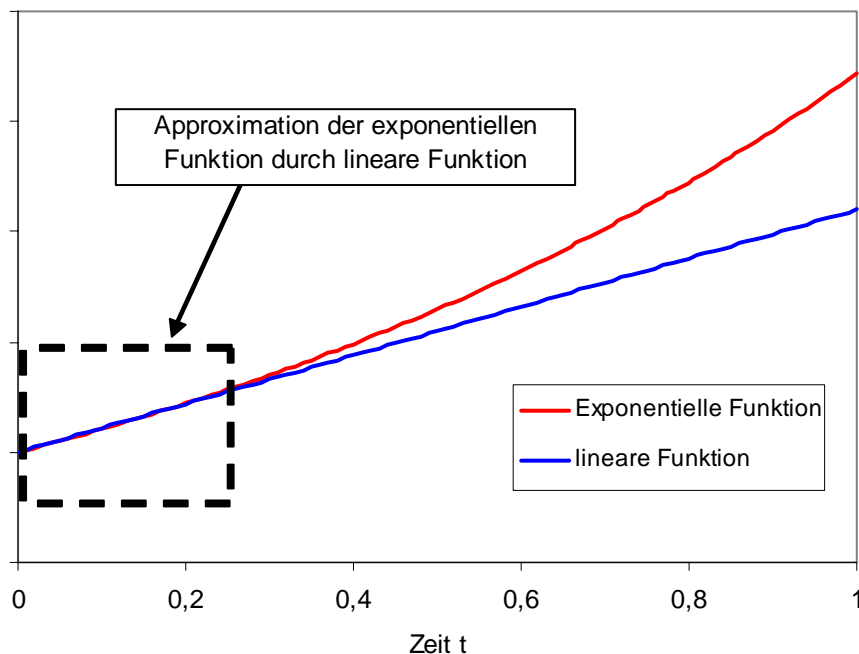


Abbildung 1: Prinzipdarstellung der Näherung einer exponentiellen Funktion durch lineare Funktion

Es kann festgestellt werden, dass für die Näherung des Poisson-Prozesses gilt:

$$P_u = e^{-\lambda \cdot t} \approx 1 - \lambda \cdot t \quad (\text{für } \lambda \cdot t \ll 1)$$

Gleichung 19

Als ein Beispiel für die nicht zulässige Anwendung der Näherung soll die Unterschreitungswahrscheinlichkeit für ein Ereignis mit einer gegebenen Eintrittsrate $\lambda = 0,01$ [1/a] innerhalb einer Zeitspanne von 100 Jahren errechnet werden. Mit der Wiederkehrzeit T formuliert, soll die Wahrscheinlichkeit dafür berechnet werden, dass ein 100-jährliches Ereignis innerhalb einer Zeitspanne von 100 Jahren keinmal erreicht wird:

$$P_{u,\text{Näherung}} = 1 - \lambda \cdot t = 1 - 0,01 \frac{1}{a} \cdot 100a = 0$$

$$P_{u,\text{exakt}} = e^{-\lambda \cdot t} = e^{-0,01 \frac{1}{a} \cdot 100a} = 0,37$$

Drückt man diesen Sachverhalt mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit $P_{\bar{u}} = 1 - P_u$ aus, so wäre es nach der Näherung sicher ($P_{\bar{u}} = 1$), dass dieses Ereignis innerhalb von 100 Jahren mindestens einmal auftritt.

Die exakte Berechnung hingegen weist lediglich eine Wahrscheinlichkeit von 63% ($P_{\bar{u}} = 0,63$) aus, dass ein 100-jährliches Ereignis innerhalb von 100 Jahren einmal erreicht oder überschritten wird (Abbildung 2). In den meisten Fällen der hydrologischen Extremwertstatistik werden jedoch die Wahrscheinlichkeiten auf die Zeitspanne $t = 1$ Jahr bezogen und Ereignisse mit kleinen Eintrittsraten ausgewertet, so dass die Bedingung für die Anwendung der Näherung ($\lambda t \ll 1$) erfüllt ist. In der vorliegenden Auswertung wurde die exakte Beschreibung des Poisson-Prozesses verwendet.

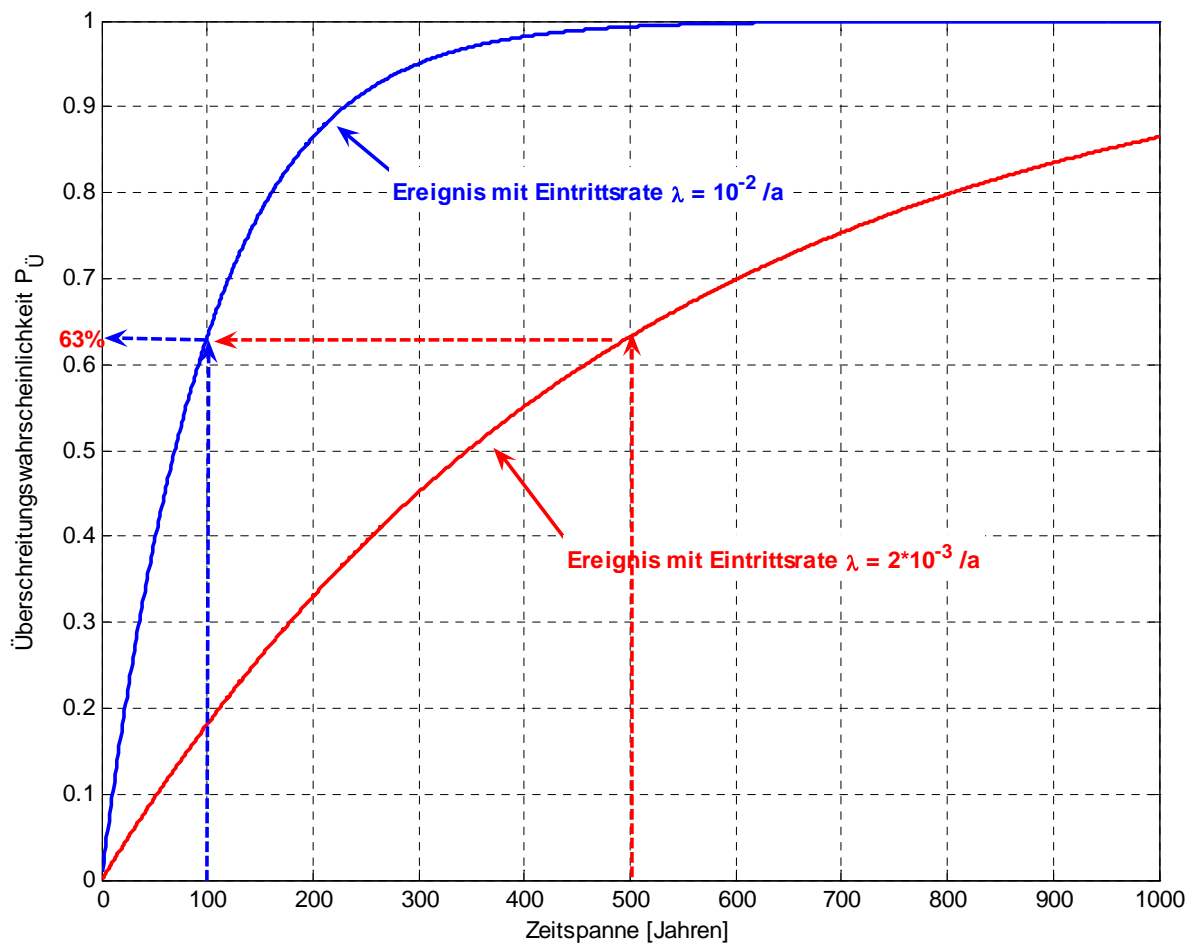


Abbildung 2: POISSON-Wahrscheinlichkeit für Ereignisse mit Eintrittsraten $\lambda=10^{-2}/a$ und $\lambda = 2 \cdot 10^{-3}/a$

6.3 Plotting-Positionen (PLP)

Die wichtigste Grundlage zur Bestimmung der Extremwertverteilungsfunktionen bilden die beobachteten Daten. Aus diesen Daten werden zum einen die Parameter der Verteilungsfunktion geschätzt und zum anderen werden die beobachteten Daten gegen die berechneten Verteilungsfunktionen grafisch aufgetragen, um einen visuellen Vergleich der Güte der Verteilungsfunktionen vornehmen zu können. Es gibt eine Vielzahl von Formeln zur Berechnung der zugehörigen Plotting-Positionen, die leicht numerisch anwendbar sind. In der einschlägigen Literatur findet man Hinweise, für welche Verteilungsfunktionen welche Formel der Plotting-Positionen zu verwenden ist (z.B. CHOW 1964). Grundvoraussetzung aller angegebenen Formeln ist immer die vorherige Sortierung der Daten. Dabei werden die Daten der Größe nach aufsteigend oder absteigend sortiert und jedem Wert ein entsprechender Rang zugewiesen; daher wird diese Vorgehensweise auch Rang- oder Ordnungsstatistik genannt (*engl.: order statistics*).

Im Folgenden wird zunächst eine Herleitung und Erklärung der Plotting-Positionen gegeben, wonach dann die Ermittlung der Plotting-Positionen im ProMUSE-Verfahren erläutert wird.

Zur Erklärung der Bedeutung von Plotting-Positionen ist es vorteilhaft zunächst vorauszusetzen, dass die Dichtefunktion $f(x)$ und die Verteilungsfunktion $F(x)$ einer Zufallsvariable bekannt sind. Die Herleitung der Plotting-Positionen beruht im wesentlichen auf den beiden folgenden Erkenntnissen (HARRIS 1996):

(1) Wenn eine Zufallsvariable x die Dichtefunktion $f(x)$ hat, dann hat eine neue Variable z , die über die Transformation $z = g(x)$ mit der Variable x in Beziehung steht, die Wahrscheinlichkeitsdichte $h(z)$, die gegeben ist mit:

$$h(z)dz = f(x) \left| \frac{dx}{dg} \right| dz \quad \text{Gleichung 20}$$

(2) Wenn eine Zufallsvariable x die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $f(x)$ und die Wahrscheinlichkeitsverteilungsfunktion $F(x)$ hat, so dass gilt $f(x) = dF/dx$ und wenn N unabhängige Werte dieser Verteilungsfunktion der Größe nach sortiert sind mit $m=1$ für den kleinsten und $m=N$ für den größten Wert, dann ist die exakte Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion Φ für die m -ten Wert gegeben durch:

$$\Phi_m(x)dx = \frac{N!}{(N-m)!(m-1)!} [F(x_m)]^{m-1} [1-F(x_m)]^{N-m} f(x_m)dx \quad \text{Gleichung 21}$$

Mit der in (1) dargestellten Transformation $z = F(x)$ ergibt sich:

$$h_m(z)dx = \frac{N!}{(N-m)!(m-1)!} z^{m-1} (1-z)^{N-m} dz \quad \text{Gleichung 22}$$

$$\text{mit: } \left| \frac{dx}{dg} \right| = \frac{1}{f(x)}$$

$h_m(z)$ ist nach wie vor die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion des m -ten Wertes, jedoch nun ausgedrückt mit der neuen Variable z .

Der Erwartungswert der Zufallsvariable z lässt sich nun berechnen mit:

$$\begin{aligned} |z| &= \int_0^1 z \cdot h_m(z) dz \\ |z| &= \frac{N!}{(N-m)!(m-1)!} \int_0^1 z^m (1-z)^{N-m} dz && \text{Gleichung 23} \\ |z| &= \frac{m}{N+1} \end{aligned}$$

Das Ergebnis entspricht genau der von WEIBULL (in: CHOW 1964) angegebenen Formel für Plotting-Positionen:

$$PLP_{\text{Weibull}} = \frac{m}{N+1} \quad \text{Gleichung 24}$$

Damit ist die Plotting-Position der Erwartungswert für den m -ten Wert der zugrunde liegenden Verteilungsfunktion $F(x)$. Diese Aussage lässt sich anhand der folgenden Ausführungen verdeutlichen:

Es wird vorausgesetzt, dass von einer bekannten Verteilungsfunktion $F(x)$ nicht nur eine, sondern L Stichproben mit jeweils N unabhängigen Werten vorliegen. Werden all diese Stichproben in gewohnter Weise der Größe nach geordnet und betrachtet man immer den m -ten Wert, so wird man L verschiedene Werte für den Rang m erhalten (Abbildung 3). Falls $F(x)$ bekannt ist, so kann jeder einzelne Wert in einen zugehörigen Wert $z=F(x)$ überführt werden. Das Ergebnis wird zeigen, dass der Erwartungswert der Variablen z für großes L gegen $m/(N+1)$ streben wird (HARRIS 1996).

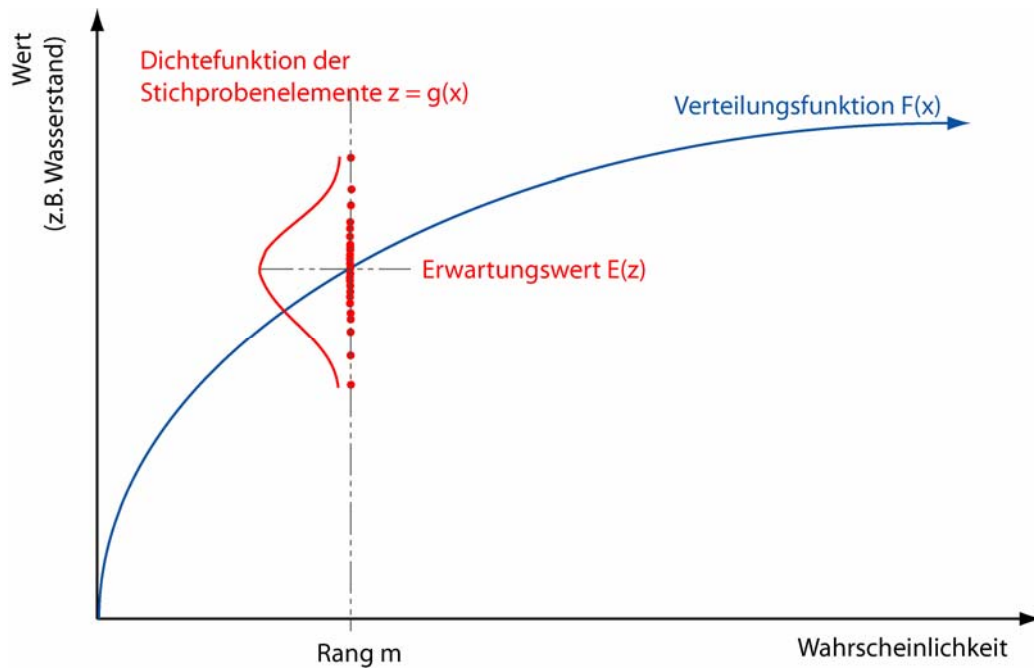


Abbildung 3: Prinzipische Skizze für Erläuterung der Plotting-Positionen

Dabei ist festzustellen, dass innerhalb der Herleitung der Plotting-Positionen zu keinem Zeitpunkt vorausgesetzt wird, dass es sich um Extremwerte handeln muss. Das Verfahren ist ein Standardverfahren, welches benutzt wird, um eine angenommene Verteilungsfunktion an Beobachtungsdaten anzugleichen. Weiterhin ist zu beachten, dass das letztendliche Ergebnis $m/(N+1)$ nicht mehr von der angenommenen Verteilung abhängig ist, also verteilungsfrei ist.

Abweichend von dieser Herleitung der Plotting-Positionen sind in der Literatur verschiedene weitere Formeln zur Berechnung der Plotting-Positionen angegeben. Diese sind auf die verschiedenen Verteilungsfunktionen optimiert.

Aus Gründen der besseren Anpassung und Visualisierung werden die Verteilungsfunktionen und damit die Plotting-Positionen, abhängig von der angenommenen Verteilungsfunktion, logarithmisch oder doppel-logarithmisch (nicht-lineare Umformung) aufgetragen. Es besteht jedoch ein Unterschied darin, ob ein Erwartungswert aus logarithmierten Daten berechnet wird, oder ein Erwartungswert zunächst aus nicht umgeformten Daten berechnet und anschließend logarithmiert wird.

Es ist in diesem Fall mathematisch korrekter, zunächst die Daten zu logarithmieren und anschließend die Plotting-Positionen zu berechnen. Die Berechnung führt jedoch nicht mehr zu der einfach anzuwendenden Gleichung 23; das Ergebnis ist dennoch verteilungsfrei. Aus diesem Grund sind für die verschiedenen Verteilungsfunktionen empirische Formeln angegeben, womit dieser Fehler korrigiert werden kann. HARRIS (1996) gibt eine Möglichkeit der exakten Berechnung und Herleitung der Plotting-Positionen für die GUMBEL-Typ I Verteilungsfunktion an.

Eine weitere Möglichkeit zur Bestimmung der Plotting-Positionen ist die numerische Simulation von Zufallsvariablen. Durch diese so genannten Monte-Carlo-Verfahren oder Monte-Carlo-Simulationen können die Erwartungswerte durch „Ausspielen“ der Möglichkeiten ermittelt werden. Zur Verdeutlichung kann hier das Beispiel des Würfel-Wurfes aus der Statistik dienen. Es ist bekannt, dass die Wahrscheinlichkeit für den Wurf einer bestimmten Augenzahl $P = 1/6$ beträgt. Vorausgesetzt man würde dies nicht wissen, so könnte man durch eine vielfache Wiederholung des Wurfes und anschließendem Auszählen diese Erkenntnis gewinnen.

Analog zu diesem Verfahren werden die Plotting-Positionen in ProMUSE durch Monte-Carlo-Simulationen ermittelt. Aufgrund der Tatsache, dass die Plotting-Positionen verteilungsfrei sind, kann für die Erzeugung der Pseudo-Zufallszahlen auf eine gleichverteilte Grundgesamtheit zurückgegriffen werden. Entsprechend der N Beobachtungswerte werden 10.000 gleichverteilte Stichproben vom Umfang N ermittelt. Diese Werte werden doppelt-logarithmiert und für jeden Rang der Erwartungswert (arithmetische Mittel) berechnet. Diese Plotting-Positionen werden dann den sortierten Beobachtungsdaten zugeordnet.

Die Auswertungen haben ergeben, dass die über Monte-Carlo-Simulationen erzeugten Plotting-Positionen für die gewählte doppelt-logarithmierte Darstellung des ProMUSE-Verfahrens im wesentlichen den empirischen Plotting-Positionen nach GRINGORTON entsprechen. Die Formel nach GRINGORTON ist angegeben mit (CHOW 1964):

$$PLP_{\text{Gringorton}} = \frac{m - 0,44}{N + 0,12} \quad \text{Gleichung 25}$$

6.4 Parameterschätzung

Die Parameterschätzung der drei unbekannt Parameter Erwartungswert μ , Standardabweichung σ und Formparameter τ nimmt einen großen Raum innerhalb der Auswertprozeduren in ProMUSE ein. Die Parameter μ und σ können aus den ersten beiden Momenten der Ausgangsdaten nach den allgemein anerkannten Schätzverfahren geschätzt werden (PLATE 1993). In einem ersten Schritt werden diese beiden Parameter nach der Momentenschätzmethode berechnet und formelmäßig biaskorrigiert.

Ein besonderer Schwerpunkt liegt auf der Schätzung des Formparameters τ . Dieser Parameter wird in einer herkömmlichen Anwendung der Allgemeinen Extremwertverteilungsfunktion in Abhängigkeit von den Parametern μ und σ geschätzt und ist im allgemeinen positiv gekrümmt, womit sich die Funktion asymptotisch einem oberen Grenzwert nähert. Diese Obergrenze der Allgemeinen Extremwertfunktion ergibt sich in herkömmlichen Anwendungen allein aus den auszuwertenden Daten und ist ein mathematisch theoretisch ermittelter Wert, ohne physikalischen Bezug. Je nach vorhandenem Datensatz kann dieser Wert signifikanten Schwankungen unterliegen, was die statistische Aussageschärfe deutlich einschränkt.

In vielen Fällen liegen physikalisch begründete Annahmen oder Berechnungswerte für einen Höchstwert vor, so dass dieser in idealer Weise berücksichtigt werden sollte und somit die Bestimmung der Verteilungsfunktion in wesentlichen Teilen physikalisch begründet werden kann. Eine solche Vorgehensweise wird auch in DVWK (1999b) empfohlen: „[...] Eine andere Lösungsmöglichkeit bestände darin, Verteilungsfunktionen zu verwenden, denen physikalische Annahmen zugrunde liegen. Die aktuellen Forschungen in diesem Bereich sind vielversprechend, aber derzeit noch nicht anwendungsreif.[...]“

In dem vorliegenden Projekt ist die Ermittlung von physikalisch höchstmöglichen Wasserständen ein Hauptziel, welches durch die Teilprojekte des BSH und DWD bearbeitet wurde. Für die in diesem Projekt auszuwertenden Pegelstandorte liegen diese Werte vor (siehe Abschnitt 7.1) und können in die statistische Analyse mit einbezogen werden.

Die Grundidee besteht darin, mit Hilfe dieser Zusatzinformation die Schätzung des Formparameters τ physikalisch zu begründen. Es wird bewusst in Kauf genommen, dass dadurch nach rein mathematischen Anpassungskriterien die Ermittlung des Parameters τ teilweise verschlechtert wird. An dieser Stelle wird nochmals darauf verwiesen, dass das Ziel der hier aufgeführten Untersuchungen nicht ist, eine möglichst gute Anpassung der beobachteten Daten im gesamten Spektrum zu erreichen, sondern physikalisch begründete Aussagen über den Bereich der sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten zu erhalten.

Der Formparameter τ wird in einer ersten Näherung geschätzt, indem dem ermittelten wahrscheinlich höchstmöglichen Wert eine Wahrscheinlichkeit zugewiesen wird. Hier wird jedoch nicht, wie vermutet werden könnte, die Überschreitungswahrscheinlichkeit $P_{\bar{U}} = 0$ gewählt, was dem unmöglichen Ereignis entsprechen würde, sondern eine abgeschätzte Wahrscheinlichkeit aus den Ensemble-Prediction-Simulationen des Europäischen Zentrums für mittelfristige Wettervorhersage (EZMWF).

Die Überschreitungswahrscheinlichkeit $P_{\bar{U}} = 0$ wird nicht gewählt, weil es sich bei den Untersuchungen zu den höchstmöglichen Werten um Analysen von ausgewählten Sturmflutwetterlagen handelt. Die Kriterien für diese Sturmflutwetterlagen wurden so gewählt, dass hierbei maximale Wasserstände auftreten sollten, jedoch wird nicht mit Sicherheit ($P_{\bar{U}}=0$) ausgeschlossen, dass diese Werte tatsächlich überschritten werden.

Für die ermittelten Maximalwerte werden Wahrscheinlichkeiten zwischen $P_{\bar{U}}=6,85 \cdot 10^{-5}$ und $P_{\bar{U}}=6,85 \cdot 10^{-8}$ gewählt, die sich aus der Anzahl der Simulationen des Ensemble-Prediction-Systems ergeben. Für diese Werte werden Sensitivitätsuntersuchungen (siehe Abschnitt 8.2) durchgeführt.

Aus den vorangegangenen Untersuchungen ergibt sich ein zugehöriges Wertepaar zwischen modelliertem Maximalwert und zugeordneter Wahrscheinlichkeit, wodurch eine erste Schätzung für den Formparameter τ vorgenommen werden kann.

Dieses Wertepaar wird in die Gleichung der ProMUSE-Verteilungsfunktion eingesetzt und anschließend iterativ nach τ gelöst:

$$\lambda_{\text{geschätzt für Maximalwert}} = \left(f_1 - f_2 \cdot \frac{X_{BSH} - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 26}$$

Mit dem so in erster Näherung ermittelten Formparameter τ kann die mathematische Obergrenze der Funktion ($P_{\bar{U}} = 0$) berechnet werden, indem die ProMUSE-Verteilungsfunktion nach x_{\max} aufgelöst wird:

$$0 = \left(f_1 - f_2 \cdot \frac{x_{\max} - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 27}$$

und mit Auflösen nach x_{\max} bzw. μ :

$$x_{\max} = \mu + \sigma \frac{f_1}{f_2} \quad \text{Gleichung 28}$$

$$\mu = x_{\max} - \sigma \frac{f_1}{f_2} \quad \text{Gleichung 29}$$

Diese ermittelte mathematische Obergrenze hat für die praktischen Anwendungen eine nur sehr bedingte Aussageschärfe, wird jedoch zur verbesserten zweiten Schätzung des Formparameters τ benötigt.

Die Gleichung für x_{\max} kann wiederum in die ProMUSE-Verteilungsfunktion eingefügt werden, womit gilt:

$$-\ln(\lambda \cdot t) = -\ln \left(f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \left(x_{\max} - \sigma \frac{f_1}{f_2} \right)}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 30}$$

Die zweite Schätzung für τ basiert auf der Tatsache, dass die Plotting-Positionen (PLP) nach Abschnitt 6.3 die Erwartungswerte der i Elemente der Verteilungsfunktion sind. Es gilt daher (ROSENHAUER 1998):

$$E(-\ln(\lambda \cdot t)) \hat{=} \text{PLP}(i) \quad \text{Gleichung 31}$$

daraus ergibt sich weiter mit Gleichung 30:

$$\begin{aligned}
& E \left(-\ln \left(f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \left(x_{\max} - \sigma \frac{f_1}{f_2} \right)^{\frac{1}{\tau}}}{\sigma} \right) \right) = \text{PLP}(i) \\
& E \left(-\ln \left(\left(\frac{1}{\sigma} (f_1 \sigma - f_2 \cdot x + f_2 x_{\max} - f_1 \sigma) \right)^{\frac{1}{\tau}} \right) \right) = \text{PLP}(i) \\
& E \left(-\ln \left(\left(\frac{1}{\sigma} f_2 (x_{\max} - x) \right)^{\frac{1}{\tau}} \right) \right) = \text{PLP}(i) \quad \text{Gleichung 32} \\
& E \left(\frac{1}{\tau} \left(-\ln \frac{f_2}{\sigma} - \ln(x_{\max} - x) \right) \right) = \text{PLP}(i) \\
& E(-\ln(x_{\max} - x)) = \tau \cdot \text{PLP}(i) + \ln \frac{f_2}{\sigma}
\end{aligned}$$

Die Herleitung der Gleichung 32 führt auf eine Geradengleichung mit der Steigung τ , welche durch die Darstellung von $y_i = -\ln(x_{\max} - x)$ und $x_i = \text{PLP}(i)$ entsteht. Es kann daher gesetzt werden:

$$-\ln(x_{\max} - x) \approx \tau \cdot \text{PLP}(i) + \ln \frac{f_2}{\sigma} \quad \text{Gleichung 33}$$

Der Formparameter τ kann somit mit den Daten und Plotting-Positionen ohne Kenntnis der Parameter μ und σ einer zweiten, verbesserten Schätzung unterzogen werden.

Damit sind alle Parameter der ProMUSE-Verteilungsfunktion bestimmt und es können die Eintrittsraten der geforderten Wasserstände bestimmt werden.

Die Umsetzung des beschriebenen Verfahrens erfolgte in der Software MATLAB. Eine detaillierte Darstellung und der Quelltext der entwickelten Software ist im Anhang zu finden.

7 Datengrundlagen

7.1 Wasserstandsdaten

Für die Untersuchungen wurden die Daten von 9 deutschen Nordseepegeln analysiert (Abbildung 4). Für die vorliegende Aufgabe eignet sich insbesondere die Verwendung von jährlichen Werten (Jahreshauptzahlen) der höchsten Tidehochwasserstände (HThw). Zur Homogenisierung der Daten wird die zugehörige Zeitreihe der mittleren Tidehochwasserstände (MThw) verwendet. Alle Jahreshauptwerte liegen jeweils für das hydrologische bzw. wasserwirtschaftliche Jahr vor, welches vom 01.11. eines Jahres bis zum 31.10. des Folgejahres reicht. Als Beispiel dazu: Der höchste Tidehochwasserstand des Jahres 2000 (HThw₂₀₀₀) repräsentiert den höchsten Tidehochwasserstand aller Tidehochwasserstände innerhalb der Zeitspanne vom 01.11.1999 bis zum 31.10.2000.

Innerhalb der projektbegleitenden KFKI-Gruppe wurde sich darauf verständigt, dass die Daten der folgenden Pegel analysiert werden sollten:

- Emden
- Norderney
- Bremerhaven
- Helgoland
- Cuxhaven
- Husum
- Büsum
- Dagebüll
- List

wobei lediglich für die Pegel Norderney und Cuxhaven zusätzliche Verifikationsrechnungen durchgeführt werden, deren Ergebnisse dann als Basis für alle anderen Pegel übernommen werden können (JENSEN 1984).

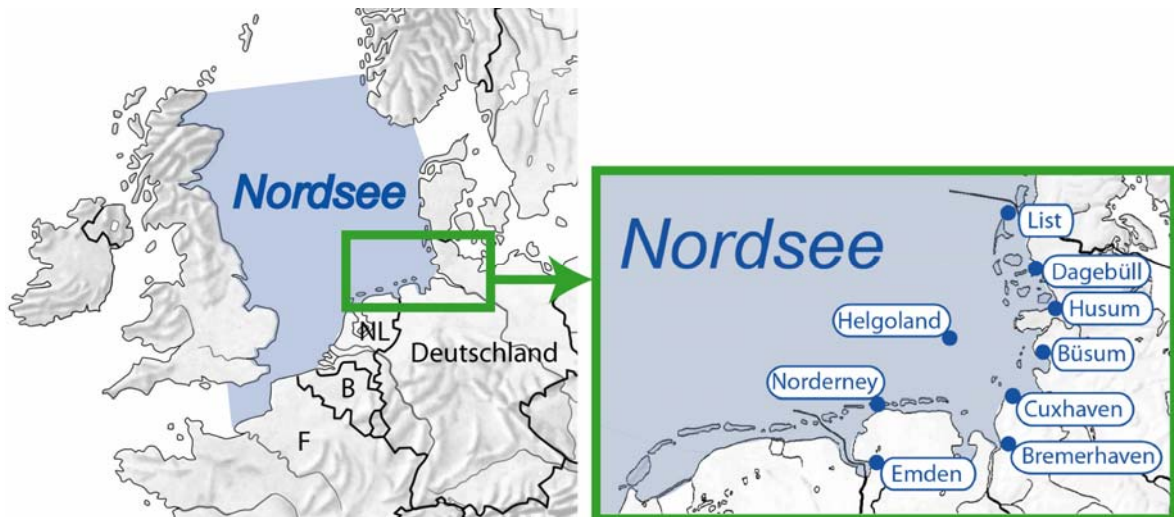


Abbildung 4: Untersuchungsgebiet mit Pegelstandorten

Die vorliegenden Jahreshauptzahlen sind in das Höhenbezugssystem „Normal-Null [cmNN]“ umgerechnet worden, wobei die zeitlich variablen Höhenlagen der Pegelnullpunkte berücksichtigt wurden. Die erforderlichen Jahreshauptzahlen im Höhensystem „Pegel-Null [cmPN]“, die Angaben zu den Pegelnullpunkten der Pegel, sowie ergänzende Metainformationen zu den Daten stammen aus folgenden Quellen:

- Forschungsinstitut Wasser und Umwelt (fwu) der Universität Siegen
- Bundesanstalt für Gewässerkunde (bfg), Koblenz
- Wasser- und Schifffahrtsdirektion Nord (WSD Nord)
- Wasser- und Schifffahrtsdirektion Nordwest (WSD Nordwest)

An dieser Stelle danken die Verfasser den aufgeführten Institutionen für die freundliche Bereitstellung der Daten.

Im einzelnen werden folgende Daten ausgewertet:

Tabelle 2: Zeitspannen der verwendeten Pegeldaten

Pegel	HThw-Zeitreihe	Datenlücken in HThw-Zeitreihe	MThw-Zeitreihe	Datenlücken in MThw-Zeitreihen
Emden	1901 bis 2004	--	1901 bis 2004	--
Norderney	1901 bis 2004	--	1901 bis 2004	--
Bremerhaven	1901 bis 2004	--	1901 bis 2004	--
Helgoland	1911 bis 2004	1919 bis 1924 1945 bis 1952	1911 bis 2004	1919 bis 1924 1945 bis 1952
Cuxhaven	1849 bis 2004	--	1849 bis 2004	--
Husum	1868 bis 2004	--	1868 bis 2004	--
Büsum	1871 bis 2004	--	1871 bis 2004	--
List	1931 bis 2004	--	1931 bis 2004	--
Dagebüll	1874 bis 2004	--	1874 bis 2004	--

In Abbildung 5 und Abbildung 6 sind die MThw- und HThw-Zeitreihen der untersuchten Pegel an der deutschen Nordseeküste mit ihrem Mittelwert abgebildet. Es sind deutlich die unterschiedlichen Längen der Zeitreihen und der qualitativ ähnliche Verlauf zu erkennen.

Hinweis zum Pegel Helgoland: Der MThw-Wert des Jahres 2000 ist offensichtlich fehlerhaft (zu niedrig). Dieser Wert findet sich jedoch auch im Gewässerkundlichen Jahrbuch wieder. Eine Anfrage an die Bundesanstalt für Gewässerkunde (bfg) zur Klärung des Sachverhaltes ergab bis Redaktionsschluss des vorliegenden Berichts kein Ergebnis. Die Ergebnisse des Forschungsvorhabens MUSE werden hierdurch jedoch nicht beeinflusst.

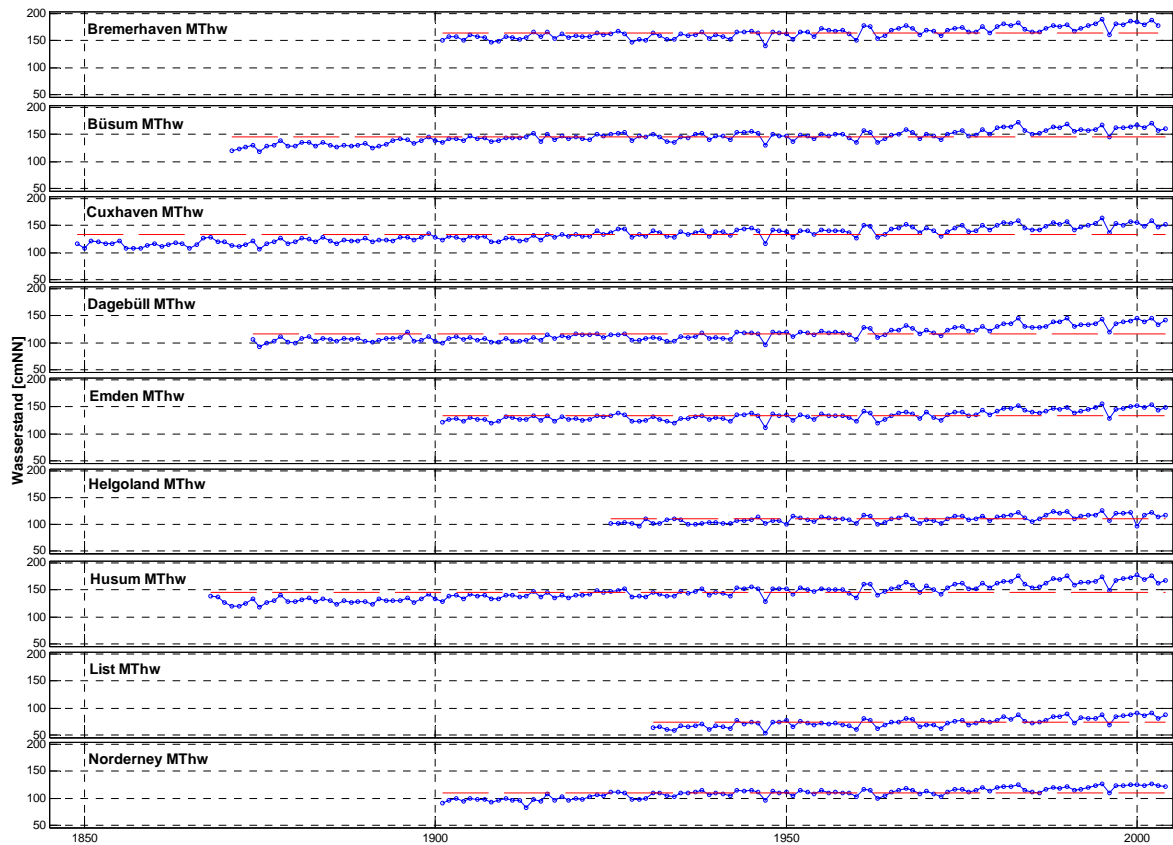


Abbildung 5: MThw-Zeitreihen der untersuchten Nordseepegel

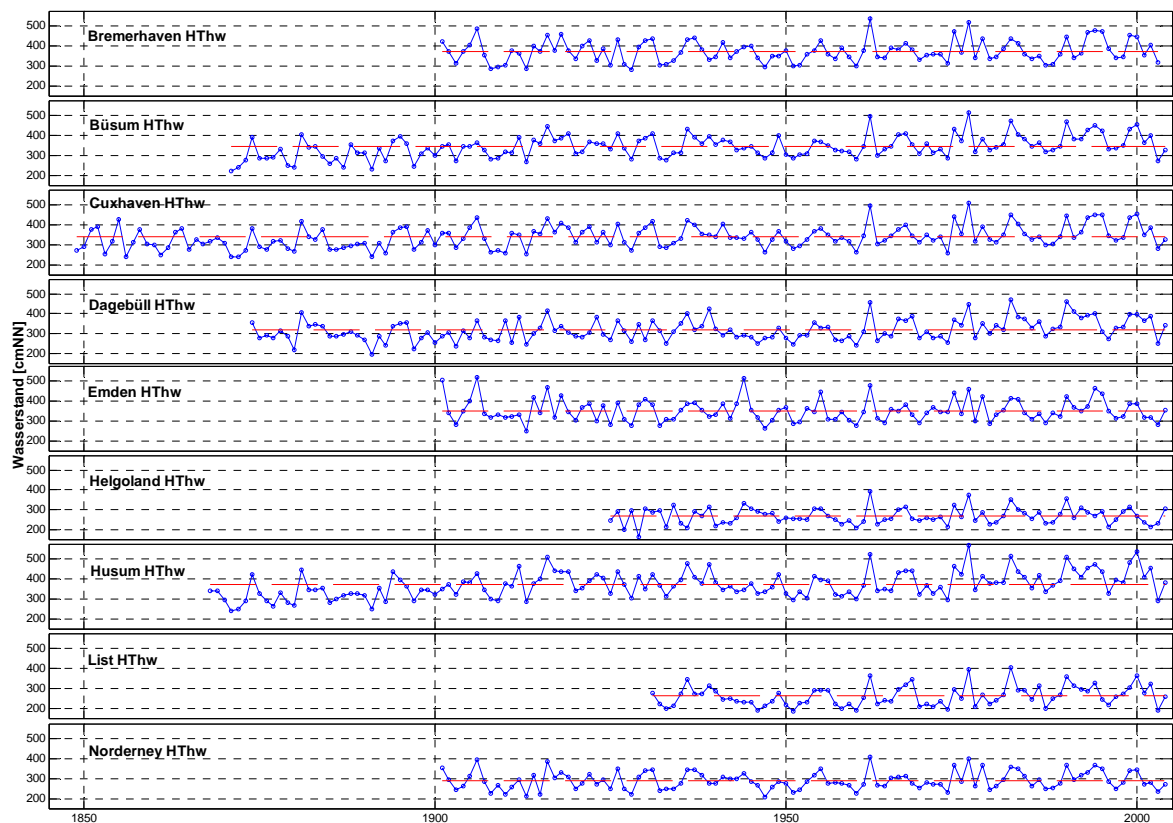


Abbildung 6: HThw-Zeitreihen der untersuchten Nordseepegel

Für die statistischen Auswertungen werden lückenlose Zeitreihen benötigt. Bei den Pegeln, wo diese Voraussetzung nicht gegeben ist, wird eine Ersatzzeitreihe gebildet, bei der diese Lücken „ausgeschnitten“ werden. Dadurch wird zwar ein zeitlich nicht korrekter Bezug hergestellt, was jedoch in der statistischen Analyse zu keinen Abweichungen führt, da der zeitliche Bezug ohnehin nicht in der statistische Analyse eingeht. Dieses Vorgehen wird durch das nachfolgende Beispiel verdeutlicht:

Tabelle 3: Prinzip der Lückenschließung in Zeitreihen für statistische Analyse

Originalzeitreihe		Ersatzzeitreihe	
Jahr	Zeitreihe Pegel XY	Jahr	Pegel XY
2000	287		
2001	301	2001	287
2002	--	2002	301
2003	298	2003	298
2004	275	2004	275

Für die statistische Analyse werden neben den oben aufgeführten aufgezeichneten Daten simulierte Daten vom Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH) verwendet. Im Rahmen des Projektteils des BSH wurden physikalisch mögliche extreme Hochwasser für Pegel der Deutschen Bucht simuliert. Von den verschiedenen untersuchten Wetterlagen hat das Member 45 der EPS Berechnung der Sturmflutwetterlage von 1976 in Cuxhaven zur höchsten Realisierung dieser und aller anderen untersuchten Sturmfluten geführt (BORK UND MÜLLER-NAVARRA 2005).

Bei der Modellierung der Wasserstände hat die Windschubspannung an der Meeresoberfläche einen wesentlichen Einfluss auf den Wasserstand. Zur Berücksichtigung des Windschubes gibt es mehrere Parametrisierungen. Für die Nordsee hat sich der Ansatz von Smith & Banke (1975) (in: POWELL ET AL. 2003) bewährt. Dies wurde durch die Neuberechnung der Sturmflut 1962 und 1999 bestätigt (BORK UND MÜLLER-NAVARRA 2005).

Um einen Überblick über die Varianz der extremen Scheitelwasserstände dieser Studie zu erhalten, sind zusätzlich 4 weitere Ansätze zur Berücksichtigung des Windschubes zur Anwendung gekommen. In der Tabelle 4 sind neben dem simulierten maximalen Wasserstand mit dem Ansatz nach Smith & Banke (1975) der minimale und maximale Wert aus allen anderen Ansätzen aufgeführt. Zum Vergleich ist weiterhin der bisher höchste gemessene Wasserstand für jeden Pegel mit Jahresangabe (HHThw) aufgeführt (Abbildung 7).

Tabelle 4: Ergebnisse der Wasserstandsmodellierung nach Bork und Müller-Navarra (2005)

Pegel	HHThw [cmNN]	modellierter max. Wasserstand nach BSH [cmNN]	Abweichungen durch unterschiedliche Windschubspannungsansätze [cmNN]	Bemerkung
Emden	517 ₁₉₀₆	609	570 ... 639	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
Norderney	410 ₁₉₆₂	512	475 ... 537	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
Bremerhaven	535 ₁₉₆₂	674	629 ... 702	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
Helgoland	392 ₁₉₆₂	499	461 ... 521	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
Cuxhaven	510 ₁₉₇₆	651	603 ... 672	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
Husum	566 ₁₉₇₆	669	609 ... 691	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
Büsum	514 ₁₉₇₆	635	585 ... 655	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
List	404 ₁₉₈₂	483	442 ... 506	EPS45-1976, IFS-LM-Wind
Dagebüll	472 ₁₉₈₂	555	513 ... 576	EPS45-1976, IFS-LM-Wind

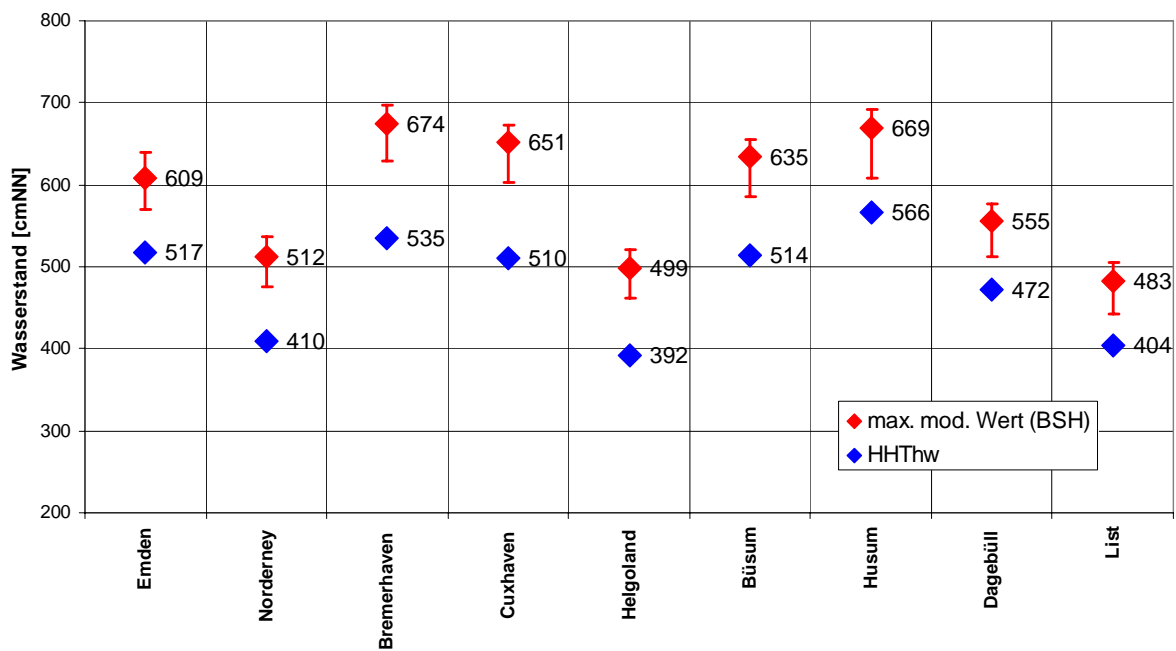


Abbildung 7: Ergebnisse der Wasserstandsmodellierung nach BORK UND MÜLLER-NAVARRA (2005)

7.2 Windstaudaten

Neben der Analyse der Wasserstandsdaten werden ebenfalls Windstaudaten statistisch ausgewertet. Bei der Verwendung von Windstaudaten ist zunächst der Begriff Windstau zu definieren.

Allgemein ist der Windstau die Differenz zwischen tatsächlich aufgetretenem Wasserstand und theoretischer Tidekurve, wobei als theoretische Tidekurve zum einen die astronomisch vorausberechnete Tide und zum anderen die mittlere Tidekurve verwendet wird. Demnach sind zunächst prinzipiell zwei Definitionen des Windstaus möglich:

- die Differenz zwischen dem eingetretenen Wasserstandsverlauf und dem Verlauf der für diesen Zeitpunkt vorausberechneten astronomischen Tide (Definition A)
- die Differenz zwischen dem eingetretenen Wasserstandsverlauf und dem Verlauf der für die entsprechende Zeit gültigen mittleren Tide (Definition B)

Weiterhin ist zu beachten, welche repräsentativen Differenzen gebildet werden: Zum einen können Differenzen zum gleichen Zeitpunkt gebildet werden, oder es kann zum anderen die Differenz zwischen maximalem Wasserstand und nächstgelegenen Tidehoch- oder Tideniedrigwasser gebildet werden.

Der Windstau umfasst bei allen Definitionen nicht nur den dominierenden Anteil aus dem direkten Wind über der deutschen Bucht, sondern auch die weiteren Effekte aus in die Nordsee einlaufenden 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 und KOOPMANN 1962). Für den Fall der Ermittlung anhand der mittleren Tide kommen auch noch Spring- und Nippanteile hinzu. Zudem sind in der mittleren Tidekurve auch stets Windstauanteile enthalten, da es sich um das arithmetische Mittel der tatsächlich eingetretenen Tidekurve handelt.

Aber selbst bei Verwendung der astronomischen Tide zur Ermittlung des Windstaus bestehen Probleme durch die Definition. Diese umfasst nicht nur die aus dem Gravitationssystem Erde, Mond und Sonne hervorgerufenen harmonischen Teiltiden 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 UND GIESE 1999). Es ist also nie exakt und vollständig der Windstau einfluss von der astronomischen Tide zu trennen.

Detaillierte Untersuchungen zum Windstau in der Deutschen Bucht sind in GÖNNERT (2003) vorhanden. Bei den vorliegenden Windstaudaten von GÖNNERT (Definition B) für den Pegel

Cuxhaven handelt es sich nicht um jährliche Extremwerte, sondern um nicht-äquidistante partielle Serien. Als Auswahlkriterium der Windstauwerte wird verwendet:

- Windstau $\geq 2\text{m}$

Die Anzahl der Werte am Pegel Cuxhaven ist demnach größer als die Anzahl der Beobachtungsjahre (Tabelle 5).

Tabelle 5: Umfang der Windstaudaten nach GÖNNERT

Pegel	Beobachtungsjahre		Anzahl der Beobachtungsjahre	Anzahl der Windstaudaten
	von	bis		
Cuxhaven	1901	2002	102	163

Für die statistisch-probabilistische Analyse werden analog zu den Wasserstandsdaten maximal modellierte Windstauwerte benötigt, die das BSH ebenso bereitgestellt hat. Bei den Daten des BSH ist jedoch zu berücksichtigen, dass es sich nicht um die Differenz zwischen modelliertem Wasserstand und mittlerer Tidekurve handelt (Definition B), sondern um die Differenz aus modelliertem Wasserstand und astronomisch bedingtem Wasserstand (Definition A).

In Tabelle 6 sind die maximalen Windstauwerte bei Tidehochwasser (Thw) und Tideniedrigwasser (Tnw) der Simulationen aufgeführt. Diese maximalen Werte errechnen sich aus der Differenz zwischen Sturmflutscheitelwasserstand und zeitlich nächstgelegenen astronomisch bedingten Scheitelwasserstand (Abbildung 8).

Für die statistische Analyse ist es erforderlich, die beobachteten Windstaudaten des Pegels Cuxhaven ebenfalls nach der Lage des Windstaumaximums zum zeitlich nächsten Hoch- bzw. Niedrigwasser zu unterscheiden. Dazu werden die Daten nach folgender Abgrenzung ausgewählt (JENSEN UND FRANK 2002):

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

Mit dieser Abgrenzung stehen für die weitere Bearbeitung 2 Datenkollektive zur Verfügung:

- 95 Windstaumaxima um Tnw
- 68 Windstaumaxima um Thw

Tabelle 6: Maximal modellierte Windstaudaten für Pegel Cuxhaven (BORK UND MÜLLER-NAVARRA 2005)

Pegel	max. Windstau bei Tnw [cm]	max. Windstau bei Thw [cm]	Bemerkung
Cuxhaven	478	465	EPS45-1976, IFS-LM-Wind

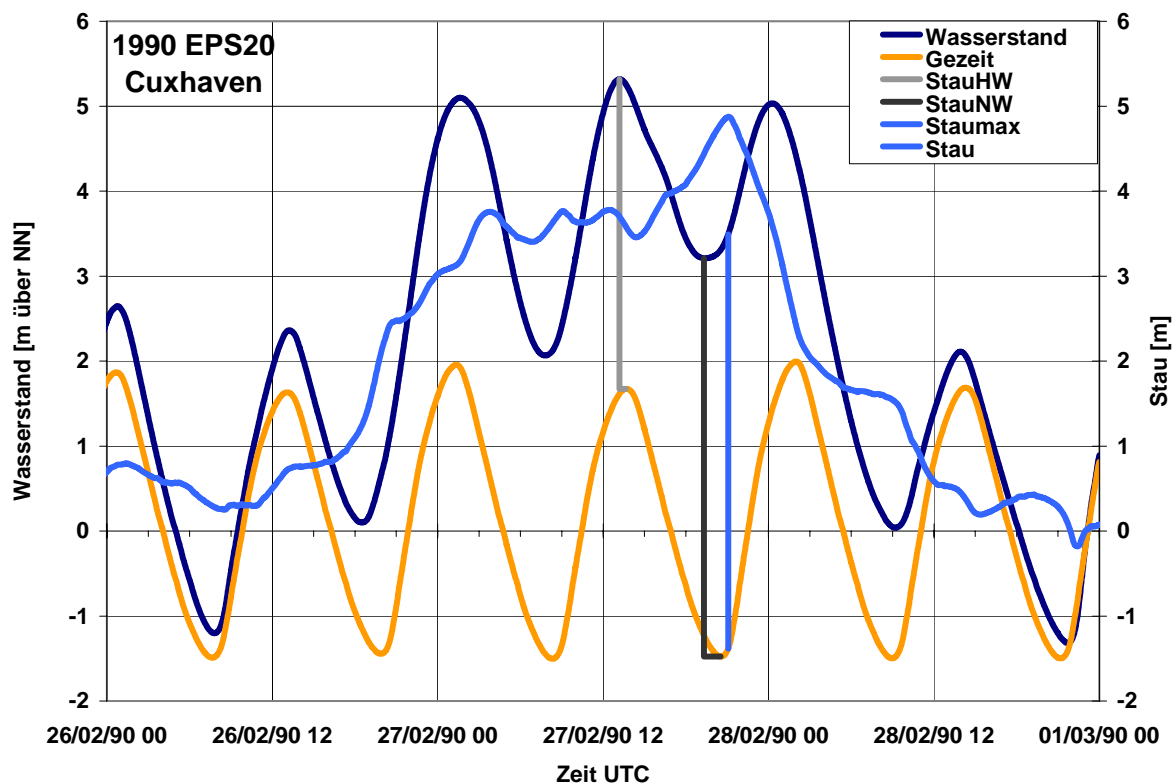


Abbildung 8: Beispiel für Definition der Windstaudaten (hier: Sturmflut 1990-EPS Member 20) aus BORK UND MÜLLER-NAVARRA (2005)

Da sich die Definition des Windstaus von GÖNNERT auf die mittlere Tidekurve bezieht (Definition B) wird empfohlen, den ermittelten Windstau auf das MThw zu addieren. Um einen zugeordneten Wasserstand zu erzielen, wird hier das mittlere MThw des Pegels Cuxhaven über die Zeitspanne eines Nodaltidezyklus ($T = 18,61$ Jahre) mit $MThw_{Mittel(1986-2004)} = 151$ cmNN verwendet.

Insgesamt bleibt festzustellen, dass die Aussagefähigkeit der durchgeführten statistischen Windstauanalysen aufgrund der Verknüpfung der beobachteten Windstaudaten (Definition B) mit den simulierten Windstaudaten (Definition A) nur eine sehr begrenzte Aussagefähigkeit hat. Die Ergebnisse sind mehr als Vergleichswerte zur Wasserstandsstatistik zur Absicherung der Größenordnung zu verstehen, als eigenständige Ergebnisse.

8 Auswertungen

8.1 Vorbemerkung

Die Auswertungen der Daten erfolgt mit dem in Abschnitt 6 erläuterten Verfahren. Den Wasserstandsdaten werden durch die ProMUSE-Verteilungsfunktion Überschreitungswahrscheinlichkeiten zugeordnet. Ein wesentlicher Verfahrensschritt ist die Zuordnung einer Wahrscheinlichkeit zu den modellierten Maximalwerten des BSH und die Angabe einer Unsicherheit für die ermittelten Ergebnisse. Um diese Wahrscheinlichkeiten näher quantifizieren zu können erfolgen zunächst Sensitivitätsuntersuchungen am Pegel Cuxhaven und Norderney. Die Ergebnisse dieser Untersuchungen werden auf die anderen zu untersuchenden Pegel übertragen. Anschließend erfolgt die detaillierte Auswertung der Daten für jeden aufgeführten Pegel.

Die HThw-Daten wurden mit dem 19-jährigen Mittel der zugehörigen MThw-Zeitreihe homogenisiert/beschickt. Die Homogenisierung erfolgt auf das Jahr 2004.

Um die Ergebnisse des ProMUSE-Verfahrens hinsichtlich üblicher statistischer Verfahren ohne Berücksichtigung eines oberen Grenzwertes einordnen zu können, wird neben der ProMUSE-Verteilungsfunktion eine Auswertung mittels der Allgemeinen Extremwertverteilung (*engl.: General Extrem Value Distribution (GEV)*) vorgenommen (PLATE 1993). In diese Ergebnisse fließen die berechneten Modellergebnisse nicht ein.

8.2 Sensitivitätsanalysen

Die statistisch-probabilistische Analyse von Extremwerten beruht immer auf der Annahme bestimmter mathematischer Gesetzmäßigkeiten und setzt homogene, voneinander unabhängige Extremereignisse voraus. Die zu analysierenden Daten werden durch verschiedene Verfahren (z.B. Homogenisierung) so aufbereitet, dass die gestellten Anforderungen an die Daten weitestgehend erfüllt werden.

Jeder Bearbeiter muss sich jedoch bei einer statistisch-probabilistischen Analyse der Tatsache bewusst sein, dass die mathematisch geforderten Voraussetzungen bei beobachteten Daten nie exakt eingehalten werden können. Hinzu kommt die Tatsache, dass bei einer statistisch-probabilistischen Analyse mathematische Methoden auf einen naturbedingten Vorgang angewendet werden und nicht davon ausgegangen werden kann, dass diese mathematischen Verfahren die Realität in jedem Fall exakt beschreiben können.

Aus diesen Einsichten hat sich in der Extremwertanalyse die Vorgabe entwickelt, immer mehrere statistische Verteilungsfunktionen auf die zu analysierenden Daten anzuwenden und erst nach einer kritisch abwägenden Bewertung der Ergebnisse zu konkreten Empfehlungen zu kommen.

Dies führt dazu, dass ein Ergebnis einer statistischen Analyse immer mit einer Streubreite angegeben werden sollte. Diese Streubreite kann sich zum einen aus der Standardabweichung oder den verschiedenen Ergebnissen der angewendeten Verteilungsfunktionen ergeben.

In dem vorliegenden Forschungsvorhaben wird die Streubreite der Ergebnisse aus zwei verschiedenen Parametern gewonnen:

Zum einen sind die modellierten Wasserstandsdaten des BSH mit einer Streubreite versehen, die sich aus den unterschiedlichen Windschubspannungsansätzen ergibt. Diese Streubreite wird in die statistische Analyse mit einbezogen, woraus sich ebenfalls eine Streubreite der ermittelten Wasserstände ergibt.

Zum anderen ist in der Wahl der zugehörigen Eintrittswahrscheinlichkeit zu den modellierten Extremwerten des BSH eine Unsicherheit vorhanden, die durch die Variation der Eintrittswahrscheinlichkeit in der statistischen Analyse quantitativ erfasst wird.

Die ermittelten Wasserstände des BSH sind aus tatsächlich aufgetretenen Sturmflutwetterlagen abgeleitet und stellen die wahrscheinlich physikalisch höchstmöglichen Wasserstände für die untersuchten Fälle dar. Es kann jedoch nicht mit Sicherheit davon ausgegangen werden, dass diese Werte niemals überschritten werden können, wodurch eine Überschreitungswahrscheinlichkeit von $P_{\bar{0}}=0$ nicht zugeordnet werden kann.

Eine Schätzung der Eintrittswahrscheinlichkeit der modellierten Werte kann aus der Anzahl der Simulationen des Ensemble-Prediction-Systems (EPS) des EZMWF abgeleitet werden.

Das EPS erstellt für jede Ausgangswetterlage eine 10-Tages-Vorhersage mit jeweils 50 Mitgliedern. Das EPS wird zweimal pro Tag gestartet, um 12.00 UTC und 0.00 UTC. Daraus resultiert eine Simulationsanzahl von 1000 Mitgliedern pro Ausgangswetterlage. Wird davon ausgegangen, dass die ausgewählten Wetterlagen und deren Variationen tatsächlich die extremsten Wasserstände verursachen, so handelt es sich bei dem extremsten Mitglied um den theoretisch höchsten Wasserstand der untersuchten Zeitspanne (1963 bis 2003). Wird weiter vorausgesetzt, dass die Simulationen den Höchstwert eines Tages erfassen, so ergibt sich eine theoretische Anzahl an Simulationen von

$$N_{\text{Simulationen}} = 40a \cdot 365d \cdot 10 \text{ Ensemble} \cdot 50 \text{ Member} \cdot 2 \text{ pro Tag} = 14.600.000 \text{ Simulationen}$$

Damit erhält der Höchstwert eine abgeschätzte Wahrscheinlichkeit von

$$P_{\text{extrem}} = \frac{1}{14.600.000} = 6,85 \cdot 10^{-8}$$

Ein wichtiges Kriterium zur Ermittlung einer Wahrscheinlichkeit ist die Unabhängigkeit der Ereignisse. Die Frage, ob alle Modellläufe des EPS in diesem Sinne als voneinander unabhängig zu bewerten sind, kann nicht eindeutig beantwortet werden. Zum einen kann die

Unabhängigkeit durch die stochastische Variation der Anfangsbedingungen als gegeben bewertet werden, zum anderen liegen den Mitgliedern gleiche Ausgangswetterlagen zu Grunde.

Um diesen Gegensatz bewerten zu können, wird eine zweite Schätzung der Wahrscheinlichkeit vorgenommen. Bei dieser Schätzung wird davon ausgegangen, dass die 50 Member eines Modelllaufes als nicht unabhängig zu bewerten sind und somit nicht zu der Gesamtanzahl der Ereignisse hinzugefügt werden dürfen. Daraus ergibt sich die Annahme, dass für einen bestimmten Zeitpunkt nicht 1000 Vorhersagen vorliegen, sondern lediglich eine Vorhersage. Somit ergibt sich eine theoretische Anzahl an Modellläufen von:

$$N_{\text{Simulationen}} = 40a \cdot 365d \cdot 1 = 14.600 \text{ Simulationen}$$

Damit erhält der Höchstwert eine abgeschätzte Wahrscheinlichkeit von

$$P_{\text{extrem}} = \frac{1}{14.600} = 6,85 \cdot 10^{-5}$$

Für die beiden Pegel Norderney und Cuxhaven wurden umfangreiche Sensitivitätsuntersuchungen durchgeführt, um die Streubreite der statistisch-probabilistischen Ergebnisse durch die Parameter

- Windschubspannungsansatz
- zugeordnete Wahrscheinlichkeit des modellierten Extremwertes

zu ermitteln.

In Tabelle 7 sind die berechneten Modellläufe aufgeführt.

Tabelle 7: Übersicht der Modellläufe

Nr.	Pegel	Parameter	t-jährliche Extrema	Trendbereinigung	max. mod. Wasserstand (BSH)	zugeordnete Wahrscheinlichkeit
1	Cuxhaven	HThw	1	19-ma	651 cmNN	$6,85 \cdot 10^{-5}$
2	Cuxhaven	HThw	1	19-ma	651 cmNN	$6,85 \cdot 10^{-8}$
3	Cuxhaven	HThw	1	19-ma	651 cmNN	$1,50 \cdot 10^{-5}$
4	Cuxhaven	HThw	1	19-ma	603 cmNN	$1,50 \cdot 10^{-5}$
5	Cuxhaven	HThw	1	19-ma	672 cmNN	$1,50 \cdot 10^{-5}$
6	Norderney	HThw	1	19-ma	512 cmNN	$6,85 \cdot 10^{-5}$
7	Norderney	HThw	1	19-ma	512 cmNN	$6,85 \cdot 10^{-8}$
8	Norderney	HThw	1	19-ma	512 cmNN	$1,50 \cdot 10^{-5}$
9	Norderney	HThw	1	19-ma	475 cmNN	$1,50 \cdot 10^{-5}$
10	Norderney	HThw	1	19-ma	537 cmNN	$1,50 \cdot 10^{-5}$

Die Sensitivitätsuntersuchungen wurden in zwei Schritten durchgeführt. Zunächst wurde für den Maximalwert der ermittelte bevorzugte Wert des BSH (Wasserstand ermittelt mit Windschubspannungsansatz nach SMITH & BANKE) angesetzt und die zugeordnete Wahrscheinlichkeit durch die oben angegebenen Werte variiert.

Damit wurde diejenige Wahrscheinlichkeit ermittelt, bei der die Abweichungen oberhalb und unterhalb der ProMUSE-Verteilungsfunktion gleich verteilt sind. Diese Wahrscheinlichkeit ist bestimmt worden zu:

$$P_{\bar{u}} = 1,50 \cdot 10^{-5}$$

Durch diese Vorgehensweise werden die zwei Möglichkeiten der Zuordnung einer Wahrscheinlichkeit für den modellierten Maximalwert in etwa gleich gewichtet. An dieser Stelle wird erneut darauf verwiesen, dass die zugeordnete Wahrscheinlichkeit kein exakt ermittelter Wert sein muss, da er nur eine Hilfsgröße darstellt, um eine erste Schätzung für den Formparameter τ zu ermöglichen, welche durch eine weitere Schätzung iterativ verbessert wird. Durch die verbesserte Schätzung ändern sich wiederum in geringem Maß die endgültigen Eintrittsraten für die modellierten Maximalwasserstände.

Für die Wahrscheinlichkeit $P_{\bar{U}} = 1,50 \cdot 10^{-5}$ wird die Streubreite der Ergebnisse durch die Verwendung unterschiedlicher Windschubspannungsansätze ermittelt. Das BSH hat jeden modellierten Maximalwert mit einer Streubreite angegeben (Tabelle 4), welche für diese Untersuchungen angewendet werden.

Die Ergebnisse der Streubreiten aus den Variationen der modellierten Maximalwerte und der zugeordneten Wahrscheinlichkeiten werden vergleichend gegenübergestellt und der jeweils größte Wert ergibt die Streubreite.

Die Ergebnisse der Streubreiten aus den Sensitivitätsuntersuchungen sind in Tabelle 8 aufgeführt.

Tabelle 8: Ergebnisse der Streubreite

Überschreitungs- wahrscheinlichkeit $P_{\bar{U}}$	Streubreite [cm]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	-9 ... +8
$5,00 \cdot 10^{-3}$	-13 ... +11
$2,00 \cdot 10^{-3}$	-18 ... +16
$1,00 \cdot 10^{-3}$	-21 ... +21
$2,50 \cdot 10^{-4}$	-29 ... +30
$1,00 \cdot 10^{-4}$	-34 ... +35

Die aus den Daten der Pegel Cuxhaven und Norderney gewonnenen Ergebnisse der Sensitivitätsuntersuchungen werden für alle anderen untersuchten Pegel angesetzt.

Die Ergebnisse hinsichtlich der Streubreite werden auch für die statistische Analyse der Windstaudaten des Pegels Cuxhaven angesetzt, da die maximal modellierten Windstaudaten des BSH mit der gleichen Wahrscheinlichkeit abgeschätzt werden, wie die Wasserstandsdaten.

8.3 Regionalisierungen der Wasserstände

Im Folgenden werden die Detailergebnisse aus der statistisch-probabilistischen Analyse der Wasserstandsdaten wiedergegeben.

8.3.1 Parameter der Verteilungsfunktion

Wie in Abschnitt 6.2 erläutert, ergibt sich die ProMUSE-Verteilungsfunktion zu:

$$\lambda \cdot t = (f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \mu}{\sigma})^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 34}$$

mit den Parametern f_1 , f_2 , μ , σ , und τ .

In Tabelle 9 sind diese Parameter für die untersuchten Pegel angegeben. An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass sich diese Parameter selbstverständlich nur mit den zugrunde gelegten Daten ergeben. Werden die Datenreihen aktualisiert, so sind auch die hier aufgeführten Parameter neu zu bestimmen.

Tabelle 9: Parameter der ProMUSE-Verteilungsfunktion

Pegel	Parameter der ProMUSE-Verteilungsfunktion				
	f_1	f_2	μ	σ	τ
Emden (1901 – 2004)	0,9299	0,1825	364,3841	55,8349	0,1696
Norderney (1901 – 2004)	0,9363	0,1547	303,5658	44,3786	0,1403
Bremerhaven (1901 – 2004)	0,9501	0,1178	386,6257	53,6535	0,1032
Cuxhaven (1849 – 2004)	0,9567	0,1009	358,8156	51,4710	0,0870
Helgoland (1911 – 2004)	0,9509	0,1155	275,9447	41,2907	0,1011
Büsum (1871 – 2004)	0,9493	0,1197	359,4407	51,8887	0,1054
Husum (1868 – 2004)	0,9347	0,1592	394,3388	59,2945	0,1449
Dagebüll (1874 – 2004)	0,9258	0,1857	340,2784	50,5881	0,1730
List (1931 – 2004)	0,9253	0,1873	272,0028	49,4027	0,1747

8.3.2 Emden

Der Pegel Emden hat eine HThw-Zeitreihe von 1901 bis 2004. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $s_T(1901-2004) = 0,22$ cm/Jahr aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 10 auf.



Abbildung 9: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Emden mit Trendbereinigung

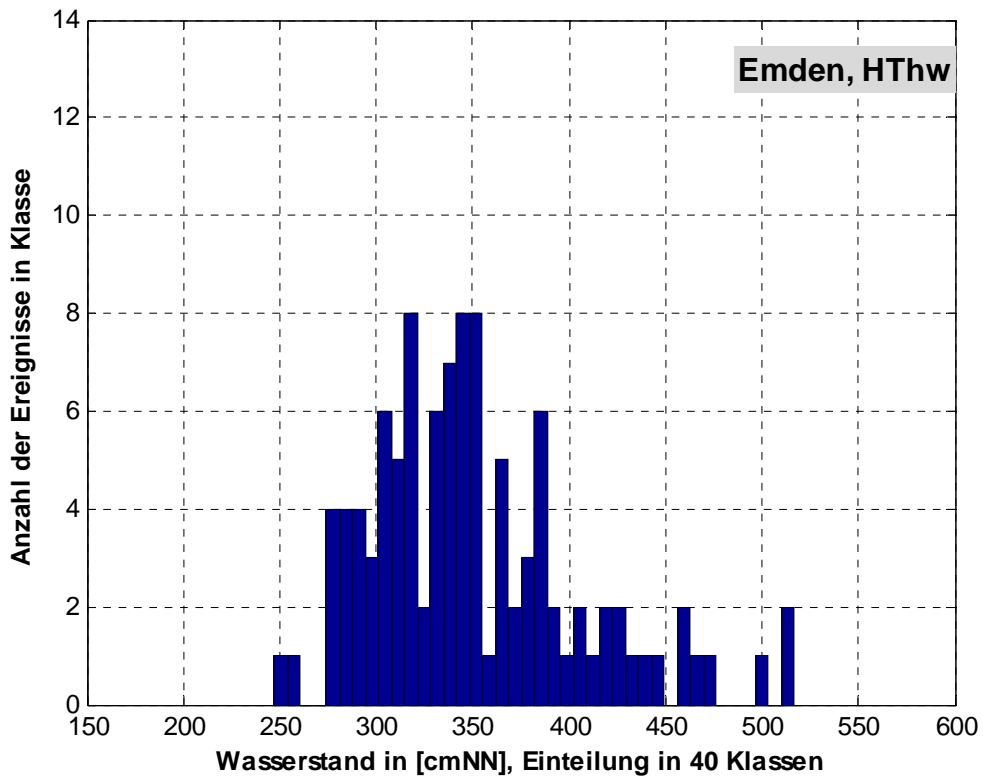


Abbildung 10: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Emden

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 11 und Tabelle 10 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 609$ cmNN 92 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1906 mit $HHThw_{1906} = 517$ cmNN.

Die Ergebnisse der ProMUSE-Funktion weichen erheblich von den Ergebnissen der GEV ab, die annähernd einer Gumbel I –Verteilung (Gerade im Wahrscheinlichkeitsplot) entsprechen. Der zweit- bis fünfthöchste Wert werden durch die GEV scheinbar besser erfasst, jedoch ergibt sich beim höchsten Wert der Beobachtungsreihe eine deutliche Anlehnung an die ProMUSE-Funktion. Durch die starken Unterschiede der Funktionsverläufe ergeben sich beim 10^{-4} -Ereignis Differenzen von bis zu 2 m.

Bei der Bewertung der Ergebnisse des Pegels Emden ist zu berücksichtigen, dass der Pegel im Hafen Emden angeordnet ist. Südlich des Hafens verläuft das Emder Fahrwasser der Ems, welches wiederum im Norden des Dollarts liegt. Der Dollart ist eine ca. 100 km² große Bucht, die durch Sturmfluten der Nordsee in vergangenen Jahrhunderten entstanden ist. Das Emder Fahrwasser wird vom eigentlichen Dollart durch den Geiseleitdamm getrennt, der jedoch bei Tidehochwasser überströmt wird. Die Beschreibung der Umgebung des Pegelstandortes zeigt, dass hier stark anthropogene Einflüsse vorhanden sind und nicht unmittelbar davon ausgegangen werden kann, dass durch eine Trendbereinigung der HThw-Zeitreihe diese Einflüsse ausreichend erfasst werden.

Die statistische Analyse der beobachteten Daten bleibt dennoch ein geeignetes Mittel zur Ermittlung von Eintrittswahrscheinlichkeiten, da weitergehende Informationen kaum vorliegen. Die Wasserstände des Pegels Emden sollten jedoch immer durch einen Vergleich mit Pegeln an weniger stark beeinflussten Standorten auf Plausibilität überprüft werden. Ebenso hilfreich kann eine vergleichende Betrachtung mit entsprechenden Wasserständen auf der niederländischen Seite des Dollarts sein.

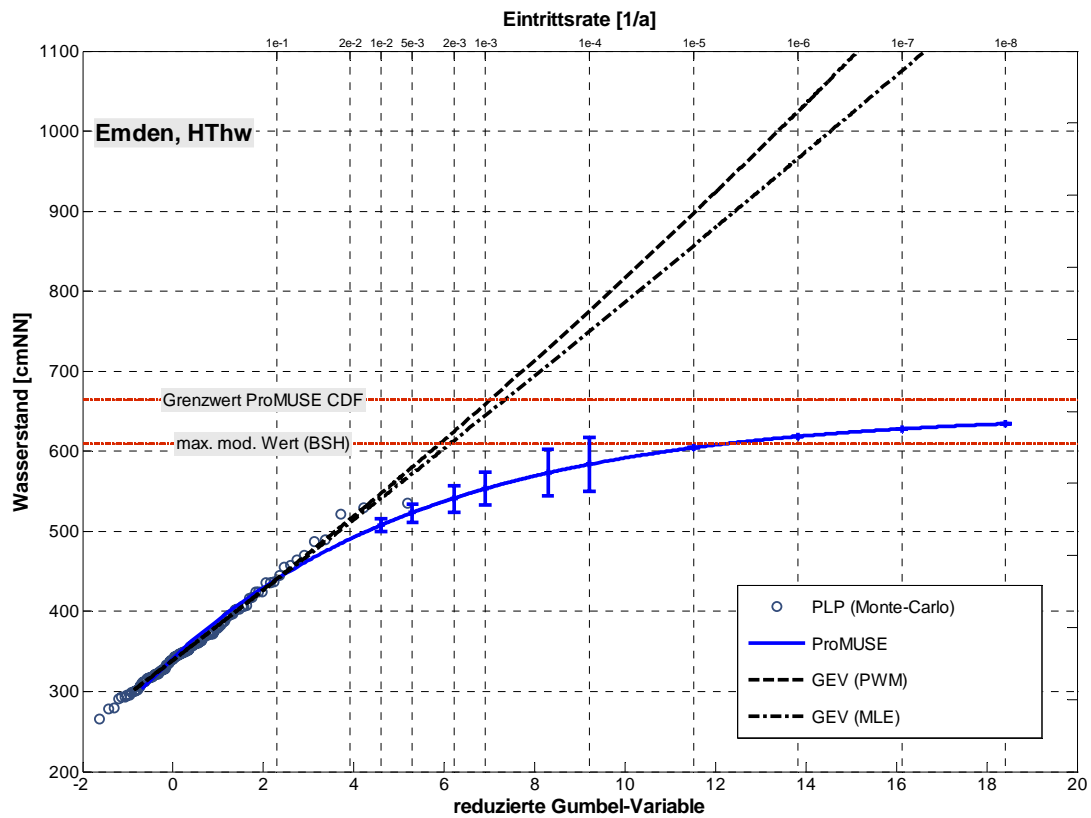


Abbildung 11: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Emden

Tabelle 10: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Emden

Pegel:	Emden, HThw			
Maximalwert (BSH):	609 cmNN	math. Grenzwert:	664 cmNN	
Wahrscheinlichkeit P_U	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PMM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	508	500 ... 517	547	541
$5,00 \cdot 10^{-3}$	523	512 ... 536	580	572
$2,00 \cdot 10^{-3}$	541	525 ... 559	625	613
$1,00 \cdot 10^{-3}$	553	532 ... 574	659	645
$2,50 \cdot 10^{-4}$	573	543 ... 602	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	584	549 ... 618	775	750

8.3.3 Norderney

Der Pegel Norderney ist einer der untersuchten Inselpegel und nimmt daher eine besondere Stellung ein. Die Inselpegel sind bei statistischen Untersuchungen wertvolle Standorte, da in der Regel davon ausgegangen werden kann, dass die Inselstandorte weniger starken anthropogenen Einflüssen unterliegen waren und sind, als entsprechende Küstenstandorte des Festlandes.

Der Pegel Norderney hat eine HThw-Zeitreihe von 1901 bis 2004. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $s_T(1901-2004) = 0,26 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 13 auf.



Abbildung 12: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Norderney mit Trendbereinigung

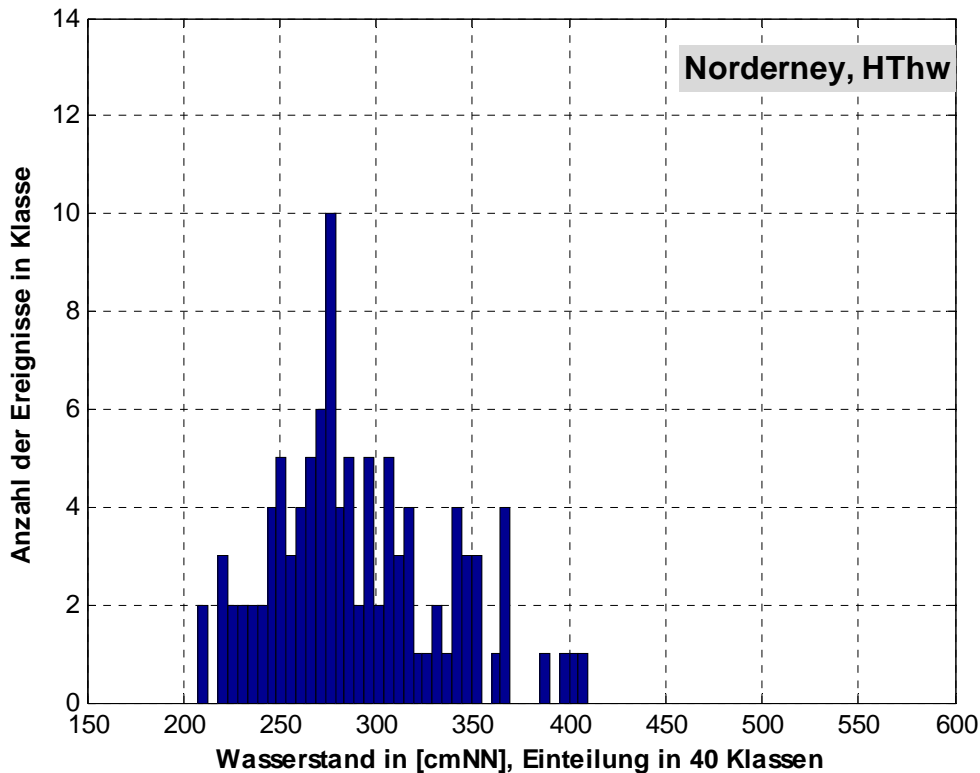


Abbildung 13: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Norderney

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 14 und Tabelle 11 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 512$ cmNN 102 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1962 mit $HHThw_{1962} = 410$ cmNN.

Die ProMUSE-Funktion beschreibt die vorliegenden Extremwerte sehr gut. Insbesondere die vier höchsten HThw-Werte werden gut erfasst. Die ProMUSE-Funktion hat eine stärkere Krümmung als die vergleichenden GEV-Funktionen, wobei die GEV-Funktion mit Parameterschätzung über Maximum-Likelihood-Schätzung noch annähernd am oberen Streubereich der ProMUSE-Funktion liegt. Durch die unterschiedlichen Krümmungen der Funktionen resultieren Differenzen beim 10^{-4} -Ereignis von ca. 50 cm.

Insgesamt sind die Wasserstände am Pegel Norderney, wie an allen vorgelagerten Inselstandorten, niedriger als an den Festlandpegeln. Die Tidewelle steilt sich mit abnehmender Entfernung zur Küste zunehmend auf, was durch die ausgeprägteren Flachwasserbereiche im Küstenvorfeld begründet ist.

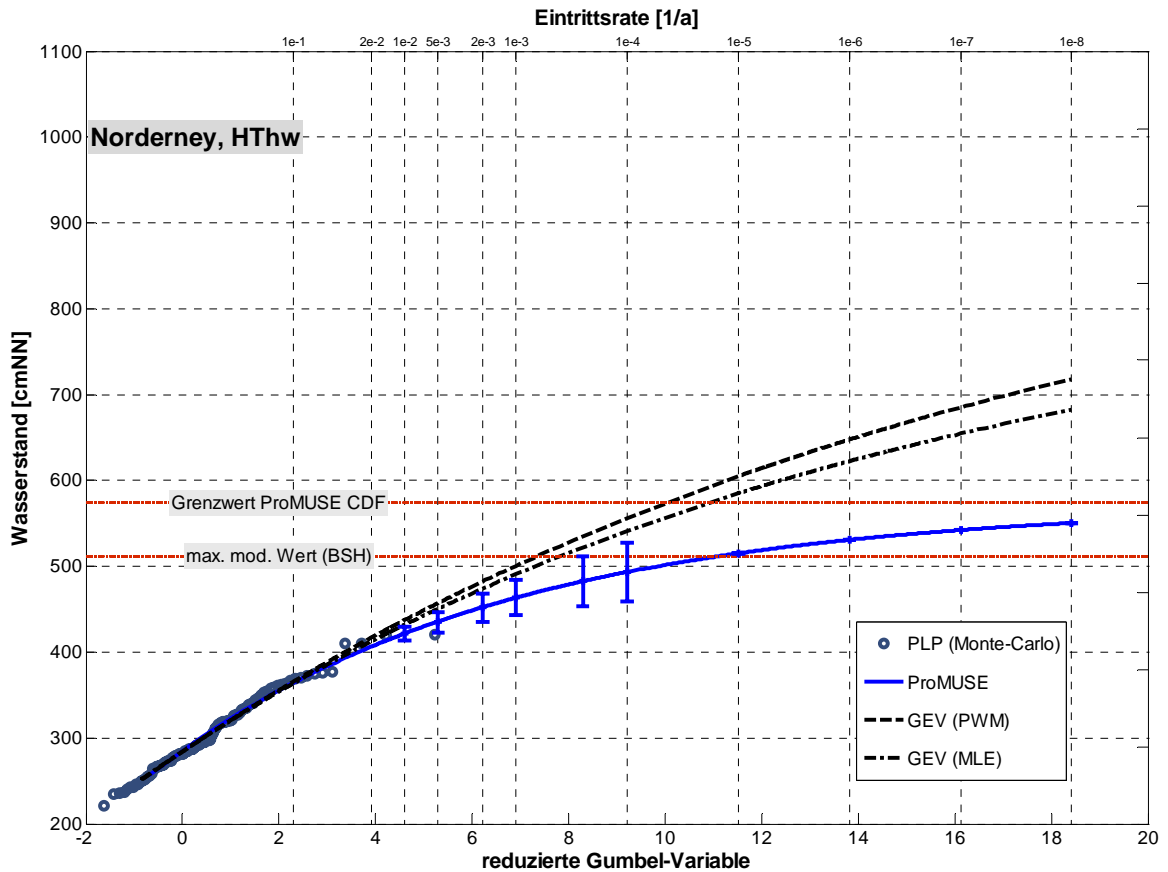


Abbildung 14: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Norderney

Tabelle 11: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Norderney

Pegel:		Norderney, HThw		
Maximalwert (BSH):	512 cmNN	math. Grenzwert:	574 cmNN	
Wahrscheinlichkeit P_U	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	422	413 ... 430	437	432
$5,00 \cdot 10^{-3}$	436	424 ... 447	457	451
$2,00 \cdot 10^{-3}$	452	435 ... 468	482	474
$1,00 \cdot 10^{-3}$	463	443 ... 484	501	491
$2,50 \cdot 10^{-4}$	483	454 ... 513	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	493	459 ... 527	556	541

8.3.4 Bremerhaven

Der Pegel Bremerhaven hat eine HThw-Zeitreihe von 1901 bis 2004. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $s_T(1901-2003) = 0,26 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 16 auf.

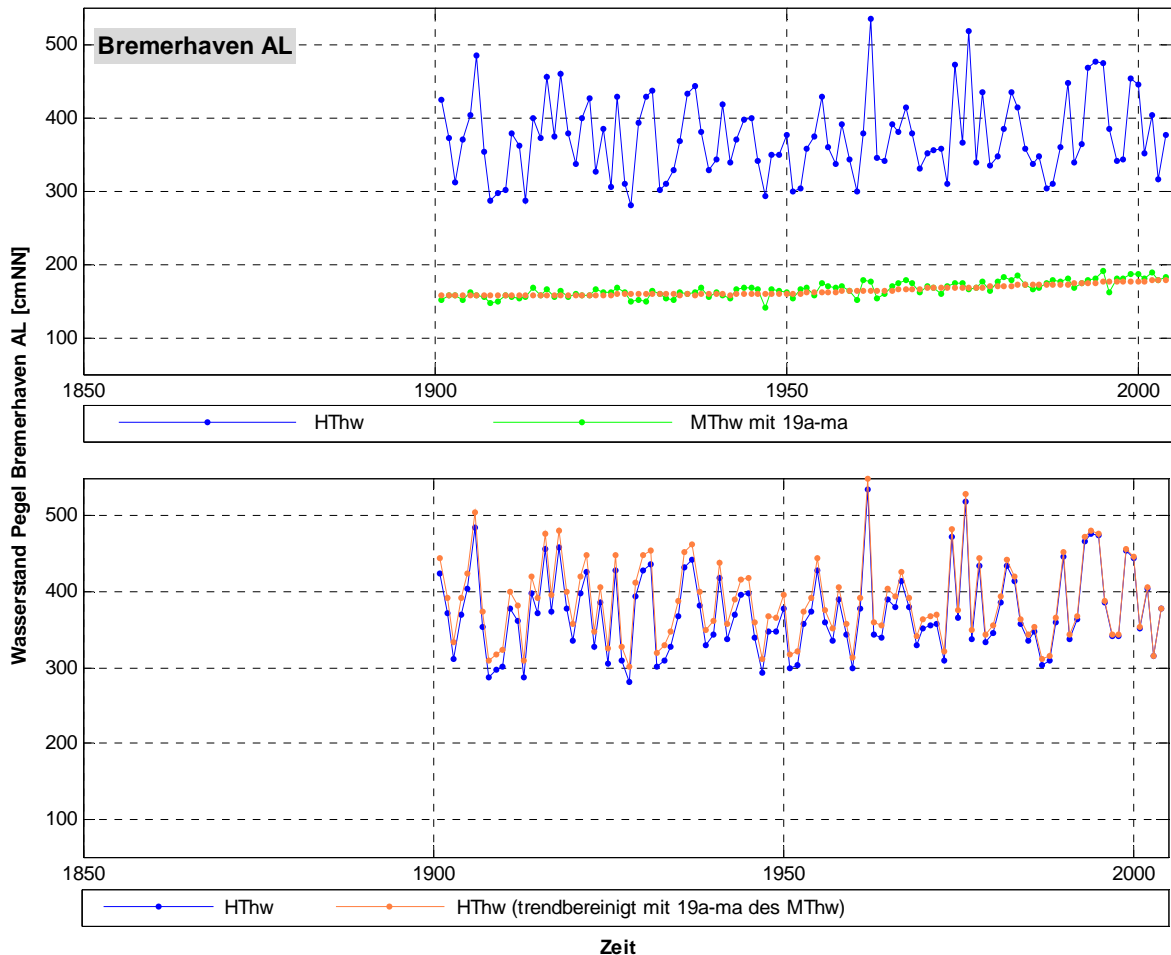


Abbildung 15: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven mit Trendbereinigung

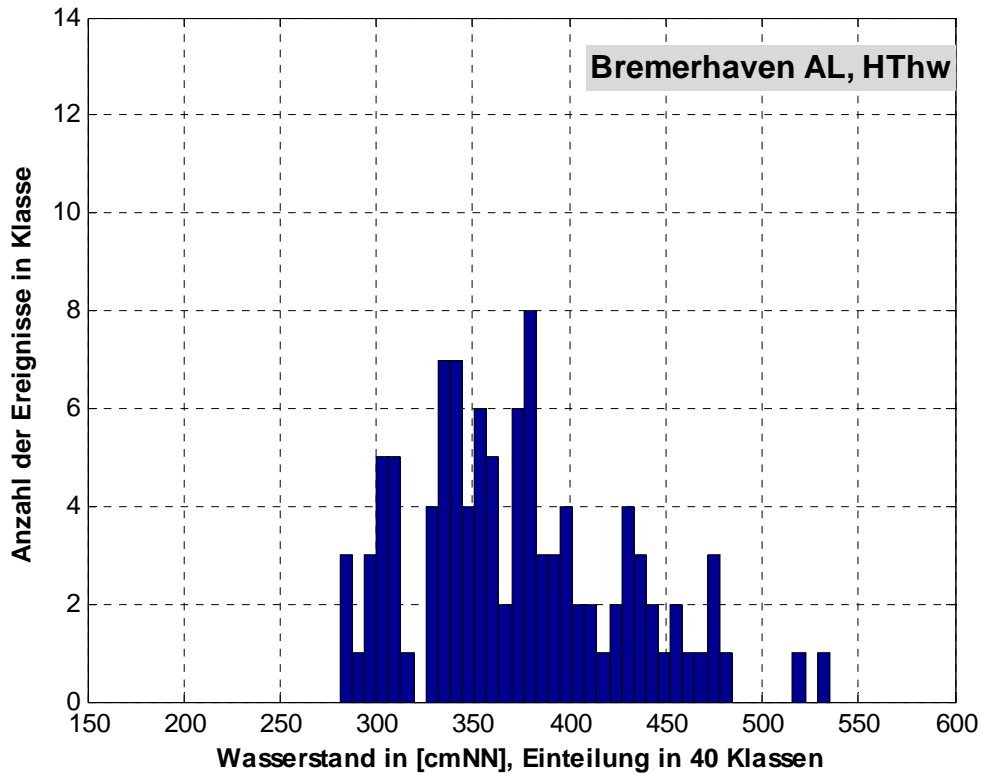


Abbildung 16: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 17 und Tabelle 12 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 674$ cmNN 139 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1962 mit $HHThw_{1962} = 535$ cmNN.

Der Verlauf der Verteilungsfunktionen ist ähnlich zum Verlauf am Pegel Norderney. Die ProMUSE-Funktion hat eine stärkere Krümmung als die GEV-Funktionen, weshalb sie unter diesen liegt. Die beobachteten Extremwerte werde mit der ProMUSE-Funktion sehr gut nachgebildet, wobei insbesondere die GEV-Funktion mit dem Schätzverfahren PWM (Probability Weighted Moments) innerhalb der Varianz der ProMUSE-Funktion liegt. Durch die unterschiedlichen Krümmungen der Funktionen resultieren Differenzen beim 10^{-4} -Ereignis von 30 bis 40 cm.

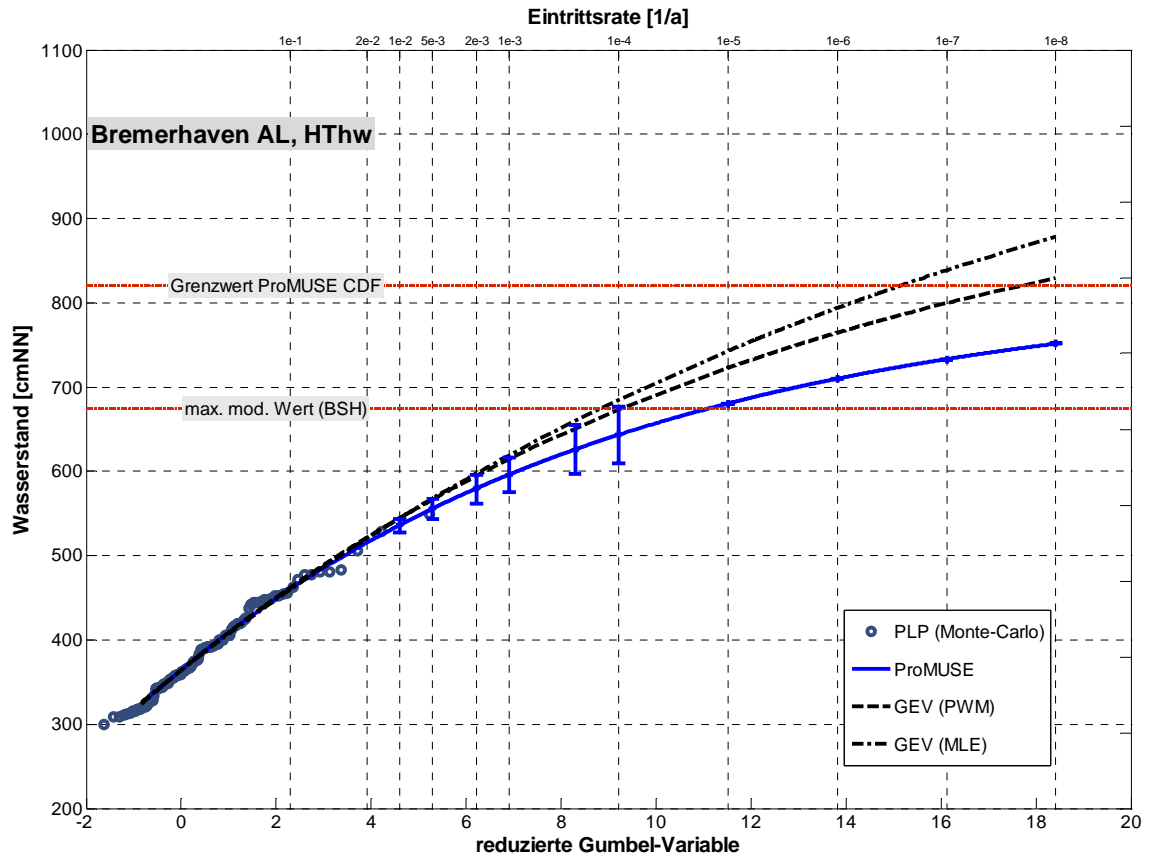


Abbildung 17: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven

Tabelle 12: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Bremerhaven

Pegel:	Bremerhaven, HThw			
Maximalwert (BSH):	674 cmNN	math. Grenzwert:	820 cmNN	
Wahrscheinlichkeit $P_{\bar{0}}$	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	536	527 ... 544	544	544
$5,00 \cdot 10^{-3}$	556	544 ... 567	567	568
$2,00 \cdot 10^{-3}$	580	563 ... 596	594	598
$1,00 \cdot 10^{-3}$	596	576 ... 617	614	620
$2,50 \cdot 10^{-4}$	626	597 ... 656	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	643	609 ... 677	673	686

8.3.5 Cuxhaven

Der Pegel Cuxhaven hat eine HThw-Zeitreihe von 1849 bis 2004. Der Pegel Cuxhaven ist damit der Pegel mit der längsten Zeitreihenaufzeichnung an der Deutschen Nordseeküste. Aufgrund der qualitativ hochwertigen Datenreihe und der, bezogen auf das Gebiet der Deutschen Bucht, zentralen Lage des Pegels, nimmt dieser eine Sonderstellung innerhalb der untersuchten Pegel ein. Den Ergebnissen des Pegels Cuxhaven wird daher ein besonderes Gewicht gegeben, da dieser als Referenz- oder Vergleichspegel für vielfältige Aufgabenstellungen herangezogen wird. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $ST_{(1849-2004)} = 0,26 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 19 auf.



Abbildung 18: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven mit Trendbereinigung

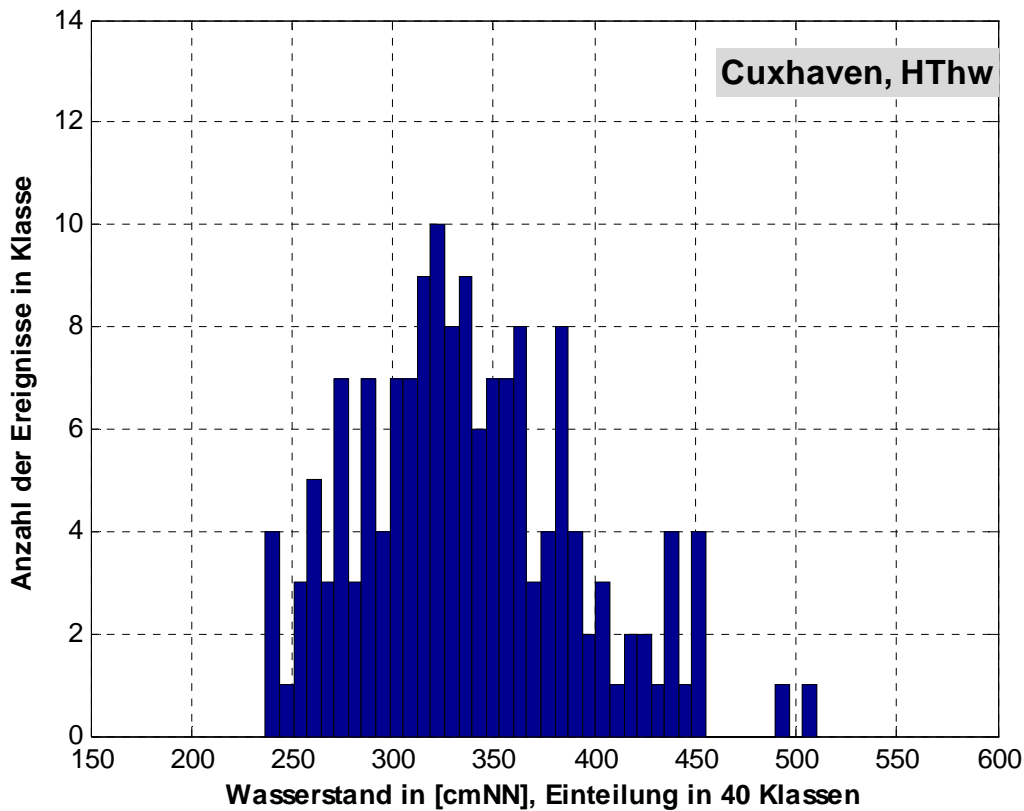


Abbildung 19: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 20 und Tabelle 13 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 651$ cmNN 141 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1976 mit $HHThw_{1976} = 510$ cmNN.

Die angewendeten Verteilungsfunktionen beschreiben alle in ähnlicher Weise die HThw-Zeitreihe. Die ProMUSE-Funktion liegt etwas über den GEV-Verteilungen, jedoch sind die Unterschiede nicht signifikant. Bis in der Bereich des 10^{-4} -Ereignisses verlaufen die Funktionen fast deckungsgleich und so ergeben sich auch beim 10^{-4} -Ereignis lediglich Differenzen von 3 bis 12 cm.

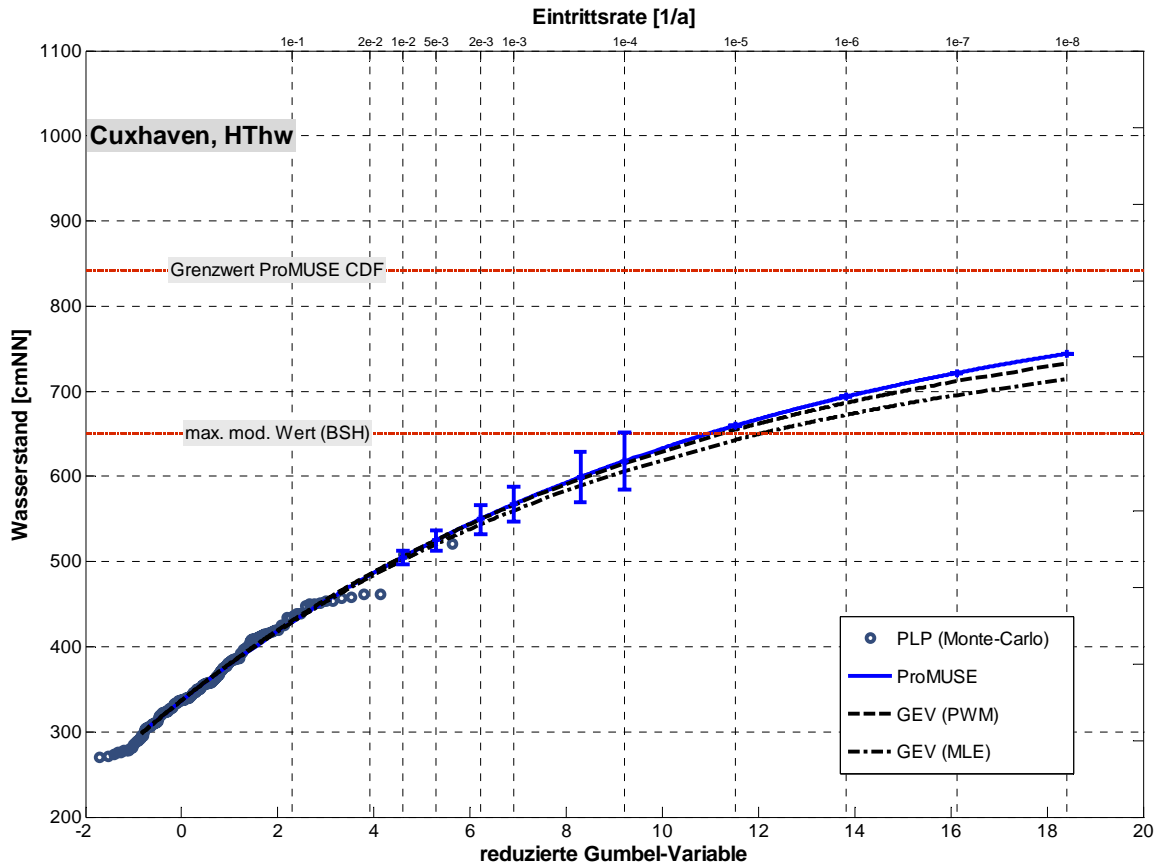


Abbildung 20: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven

Tabelle 13: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven

Pegel:	Cuxhaven, HThw			
Maximalwert (BSH):	651 cmNN	math. Grenzwert:	842 cmNN	
Wahrscheinlichkeit $P_{\bar{0}}$	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	505	496 ... 513	506	502
$5,00 \cdot 10^{-3}$	525	513 ... 536	526	521
$2,00 \cdot 10^{-3}$	550	533 ... 566	550	544
$1,00 \cdot 10^{-3}$	567	547 ... 588	567	560
$2,50 \cdot 10^{-4}$	599	570 ... 629	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	618	584 ... 652	615	606

8.3.6 Helgoland

Der Pegel Helgoland ist ein Inselpegel und hat eine HThw-Zeitreihe von 1911 bis 2004, wobei zwischen 1919 bis 1924 und 1945 bis 1952 keine Daten vorhanden sind. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $ST(1911-2004) = 0,20 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 22 auf.

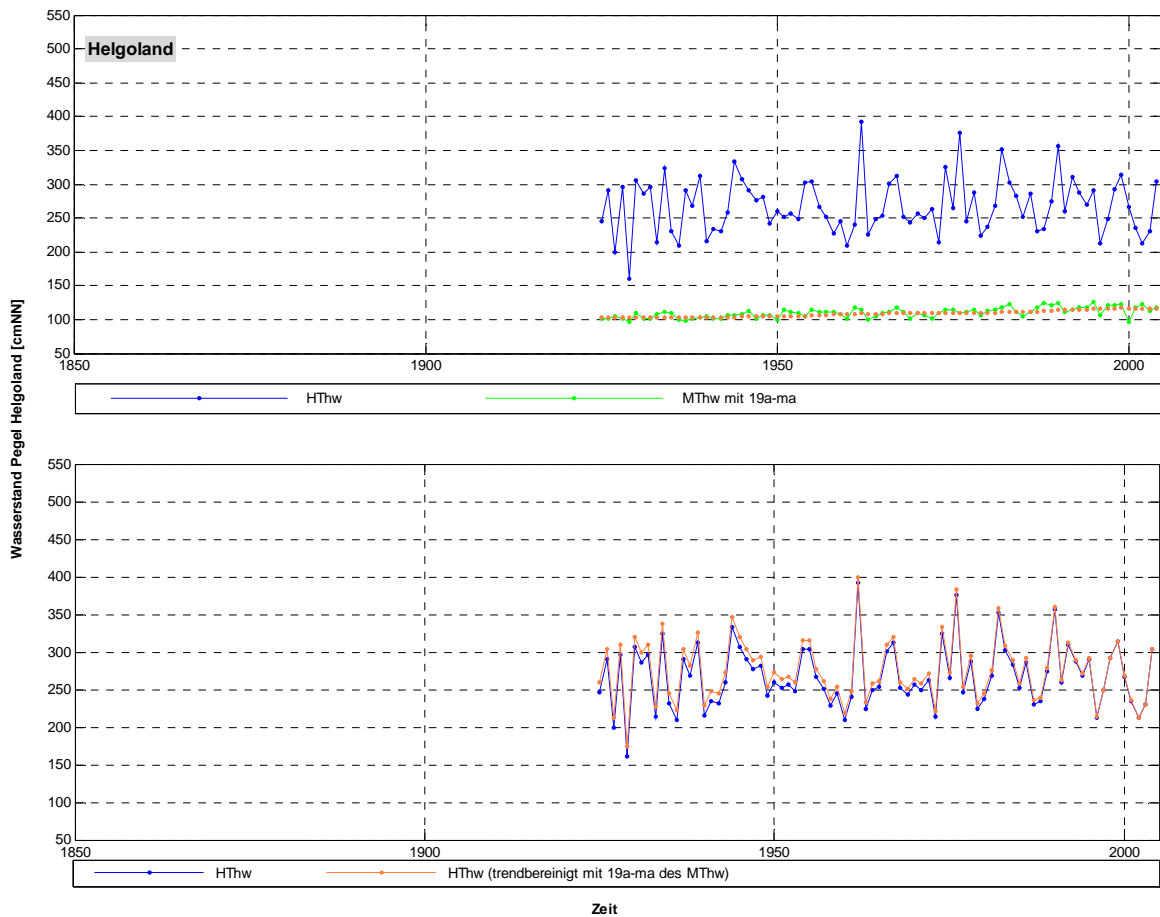


Abbildung 21: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland mit Trendbereinigung

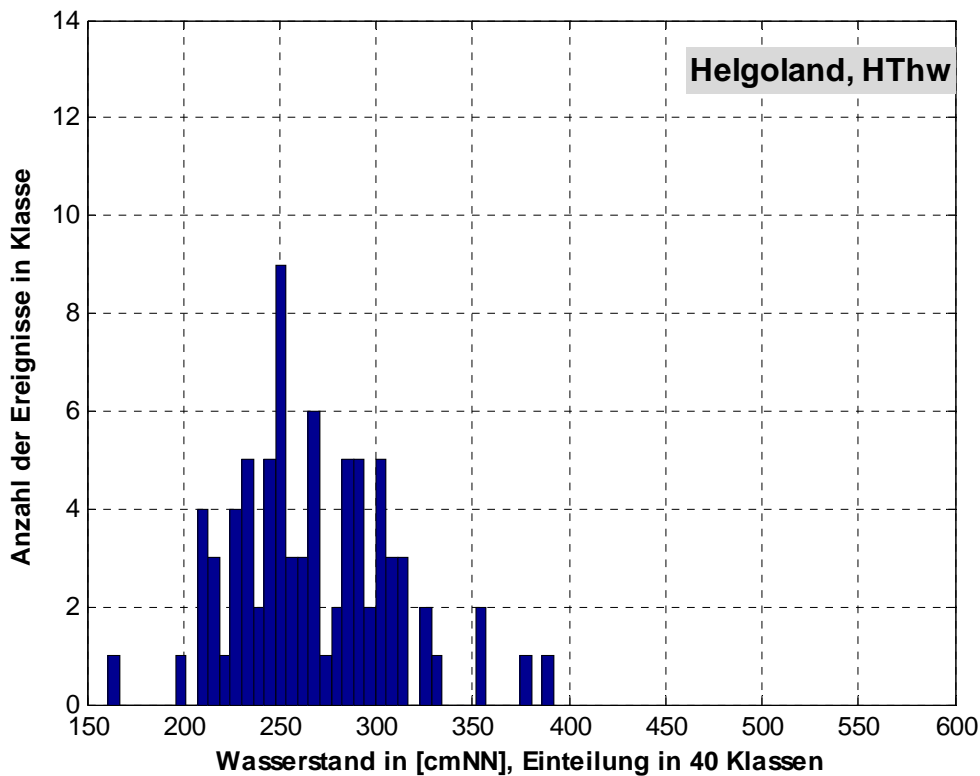


Abbildung 22: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 23 und Tabelle 14 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 499$ cmNN 107 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1962 mit $HH_{Thw1962} = 392$ cmNN.

Aufgrund des vorgelagerten Standortes der Insel sind die Wasserstände insgesamt niedriger als am Festland. Die ProMUSE-Funktion hat bei der statistisch-probabilistischen Auswertung eine geringere Krümmung, als die GEV-Funktionen und liegt daher etwas über diesen. Insgesamt kann jedoch kein signifikanter Unterschied festgestellt werden, da beide GEV-Funktionen innerhalb der unteren Varianz der ProMUSE-Funktion liegen. Durch die unterschiedlichen Krümmungen der Funktionen resultieren Differenzen beim 10^{-4} -Ereignis von 20 bis 30 cm.

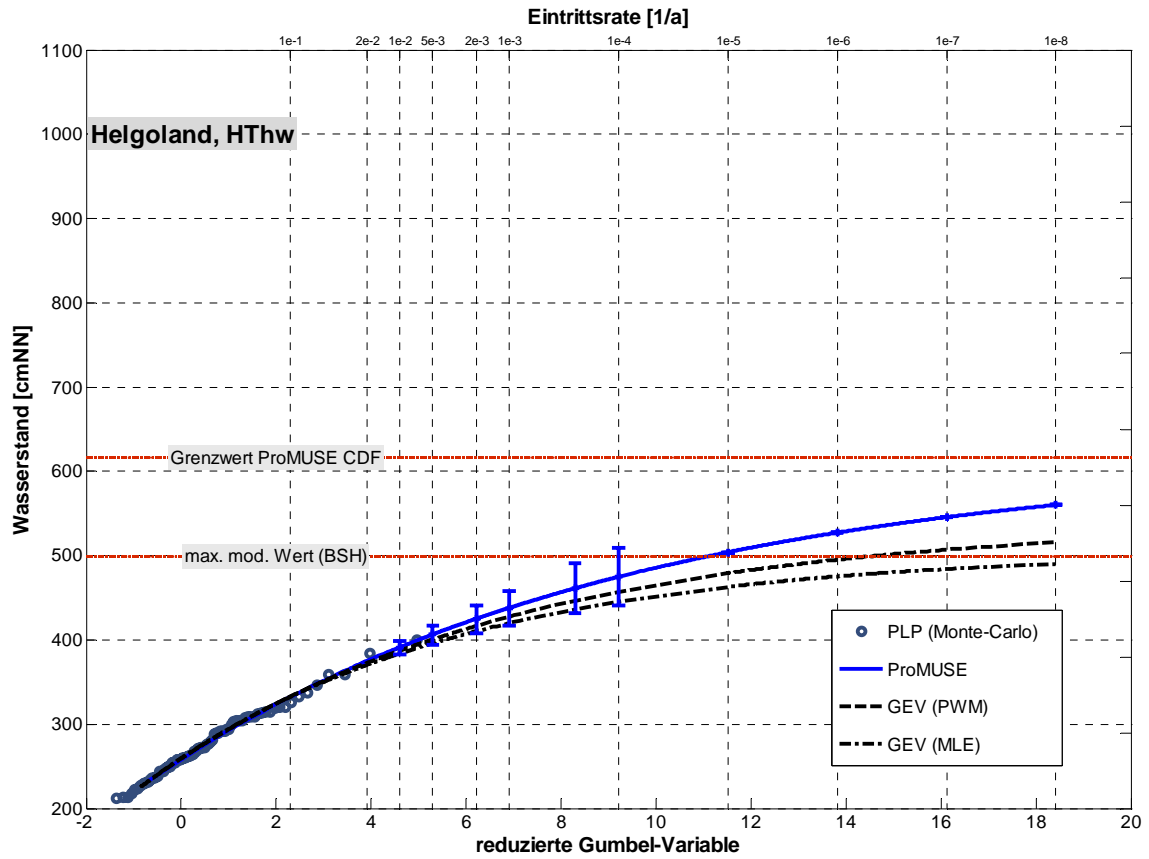


Abbildung 23: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland

Tabelle 14: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Helgoland

Pegel:	Helgoland, HThw			
Maximalwert (BSH):	499 cmNN	math. Grenzwert:	616 cmNN	
Wahrscheinlichkeit P_U	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	391	382 ... 399	387	384
$5,00 \cdot 10^{-3}$	407	395 ... 418	401	369
$2,00 \cdot 10^{-3}$	425	408 ... 441	417	410
$1,00 \cdot 10^{-3}$	438	418 ... 459	427	420
$2,50 \cdot 10^{-4}$	461	432 ... 491	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	475	441 ... 509	457	445

8.3.7 BÜsum

Der Pegel BÜsum hat eine HThw-Zeitreihe von 1871 bis 2004. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $s_{T(1871-2004)} = 0,24 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 25 auf.



Abbildung 24: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels BÜsum mit Trendbereinigung

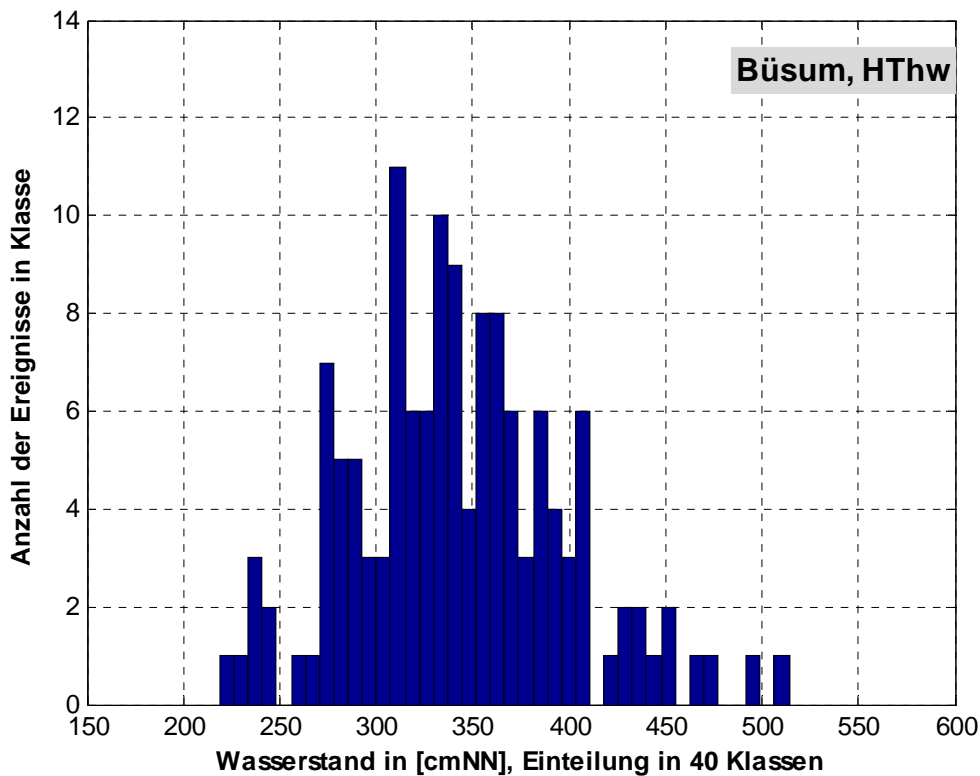


Abbildung 25: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Büsum

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 26 und Tabelle 15 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 635$ cmNN 121 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1976 mit $HHThw_{1976} = 514$ cmNN.

Die angewendeten GEV-Funktionen unterscheiden sich im Verlauf nicht signifikant voneinander und sind stärker gekrümmt, als die ProMUSE-Funktion. Die GEV-Funktionen verlaufen recht genau um unteren Rand der Varianz der ProMUSE-Funktion und weisen daher niedrigere Wasserstände für alle Wahrscheinlichkeiten aus. Für das 10^{-4} -Ereignis ergeben sich Differenzen von 30 bis 35 cm vorhanden.

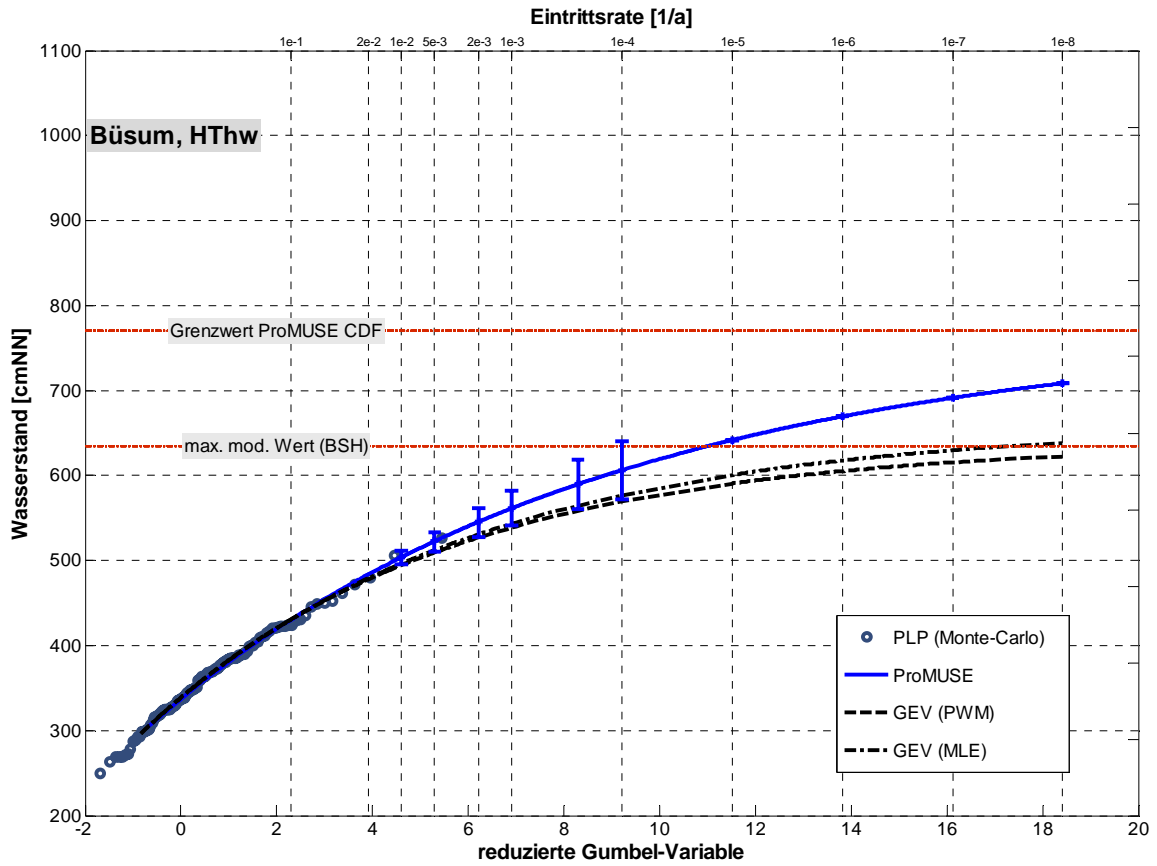


Abbildung 26: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Büsum

Tabelle 15: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Büsum

Pegel:	Büsum, HThw			
Maximalwert (BSH):	635 cmNN	math. Grenzwert:	770 cmNN	
Wahrscheinlichkeit P_U	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	504	495 ... 512	494	496
$5,00 \cdot 10^{-3}$	523	511 ... 534	509	512
$2,00 \cdot 10^{-3}$	545	528 ... 561	527	531
$1,00 \cdot 10^{-3}$	561	541 ... 582	539	543
$2,50 \cdot 10^{-4}$	590	561 ... 620	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	606	572 ... 640	569	577

8.3.8 Husum

Der Pegel Husum hat eine HThw-Zeitreihe von 1868 bis 2004. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $s_T(1868-2004) = 0,32 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 28 auf.



Abbildung 27: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Husum mit Trendbereinigung

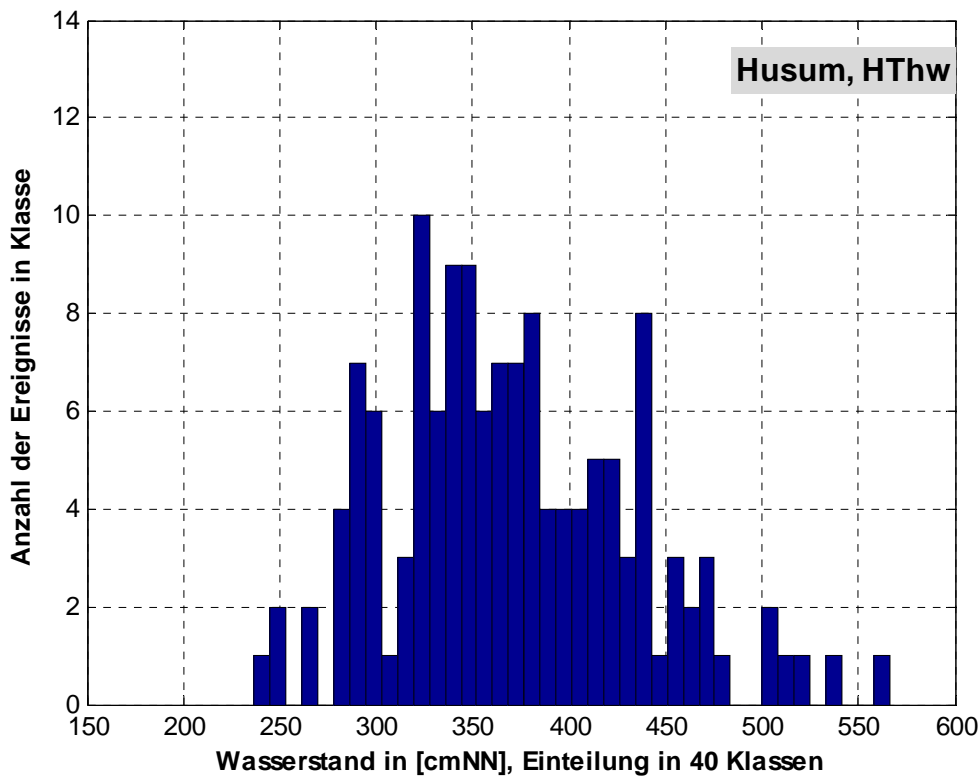


Abbildung 28: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Husum

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 29 und Tabelle 16 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 669$ cmNN 103 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1976 mit $HHThw_{1976} = 566$ cmNN.

Die angewendeten Verteilungsfunktionen beschreiben alle in ähnlicher Weise die HThw-Zeitreihe. Die ProMUSE-Funktion liegt etwas unter den GEV-Verteilungen, jedoch sind die Unterschiede nicht signifikant. Bis in der Bereich des 10^{-4} -Ereignisses verlaufen die GEV-Funktionen innerhalb der Varianz der ProMUSE-Funktion und so ergeben sich beim 10^{-4} -Ereignis Differenzen von 20 bis 30 cm.

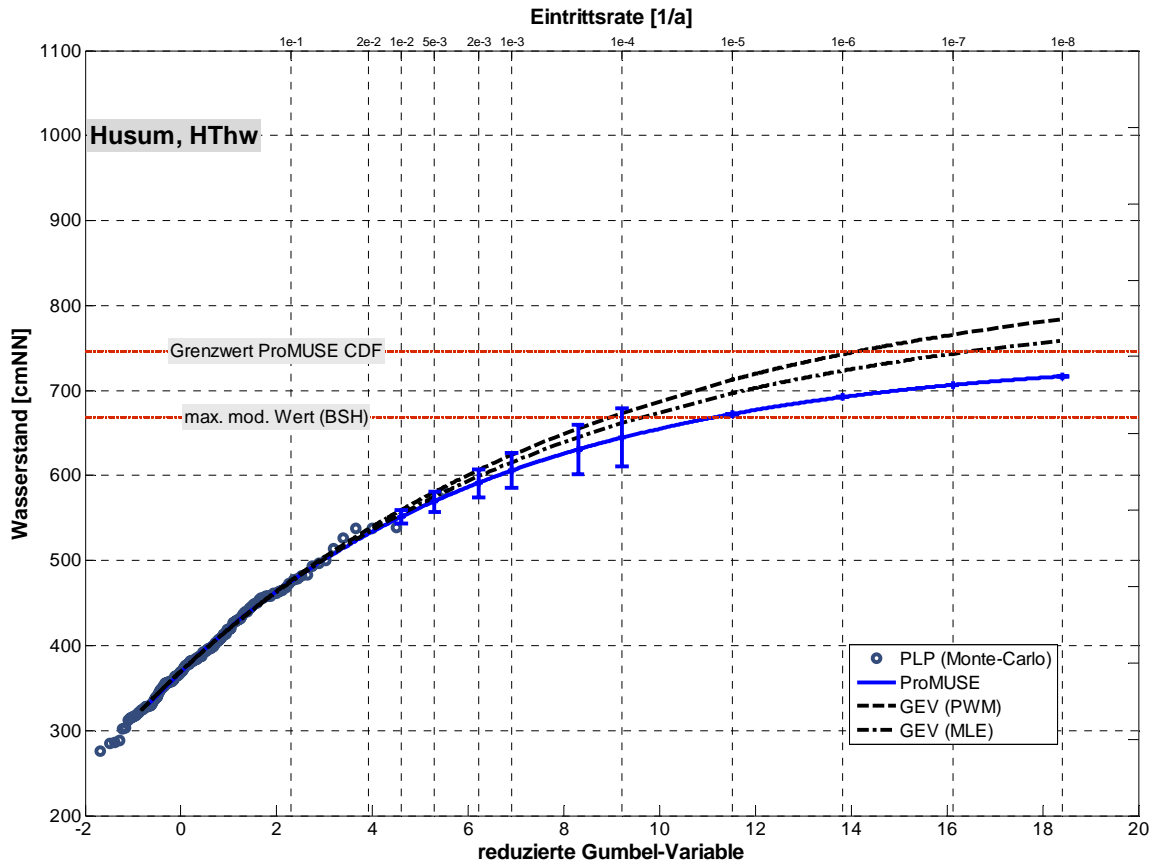


Abbildung 29: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Husum

Tabelle 16: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Husum

Pegel:	Husum, HThw			
Maximalwert (BSH):	669 cmNN	math. Grenzwert:	746 cmNN	
Wahrscheinlichkeit P_U	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	551	542 ... 559	559	555
$5,00 \cdot 10^{-3}$	570	558 ... 581	581	575
$2,00 \cdot 10^{-3}$	591	574 ... 607	606	599
$1,00 \cdot 10^{-3}$	606	586 ... 627	624	616
$2,50 \cdot 10^{-4}$	631	602 ... 661	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	645	611 ... 679	674	662

8.3.9 Dagebüll

Der Pegel Dagebüll hat eine HThw-Zeitreihe von 1874 bis 2004. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $s_{T(1874-2004)} = 0,28 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 31 auf.

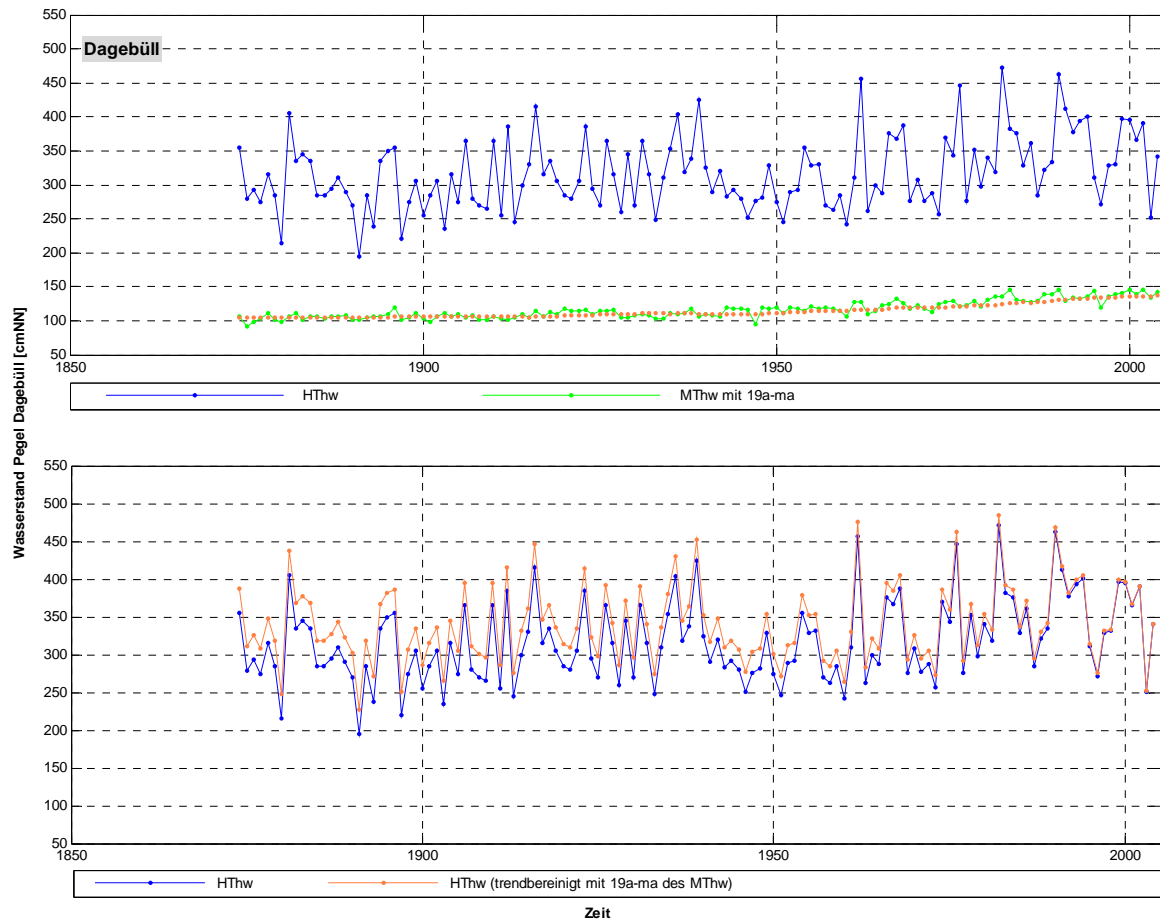


Abbildung 30: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll mit Trendbereinigung

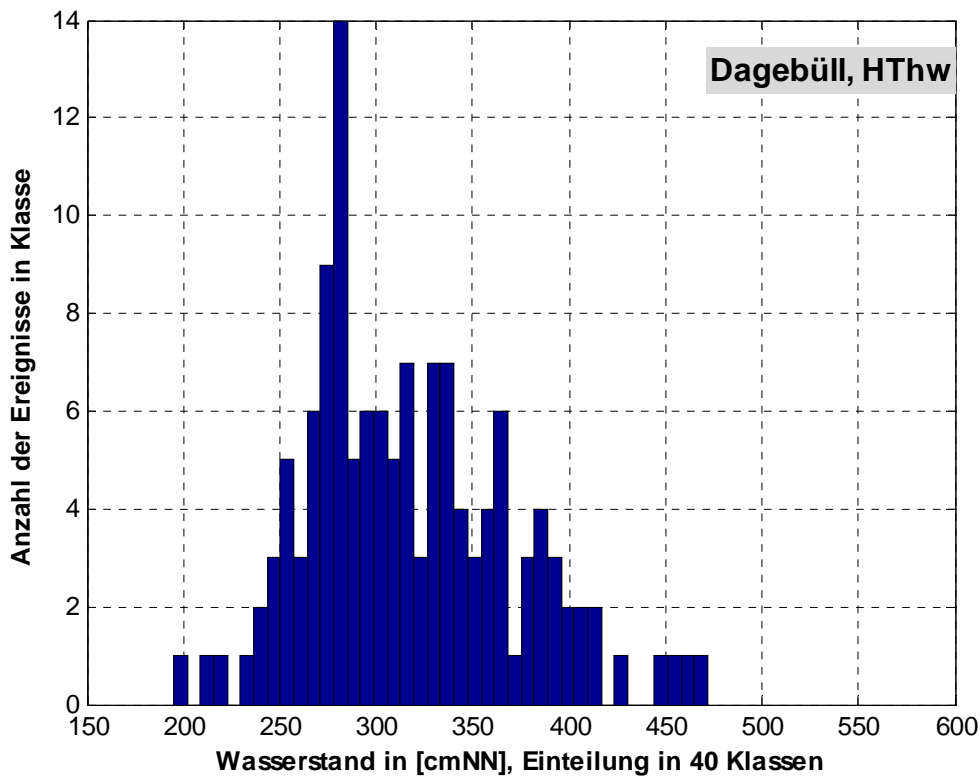


Abbildung 31: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 32 und Tabelle 17 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 555 \text{ cmNN} + 83 \text{ cm}$ über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1982 mit $HHThw_{1982} = 472 \text{ cmNN}$.

Die angewendeten GEV-Funktionen verlaufen über der ProMUSE-Funktion, wobei sie nur teilweise noch innerhalb der oberen Varianz der ProMUSE-Funktion sind. Wiederum wird der Höchstwert der beobachteten Daten durch die ProMUSE-Funktion am besten erfasst. Für das 10^{-4} -Ereignis ergeben sich Differenzen von 30 bis 50 cm.

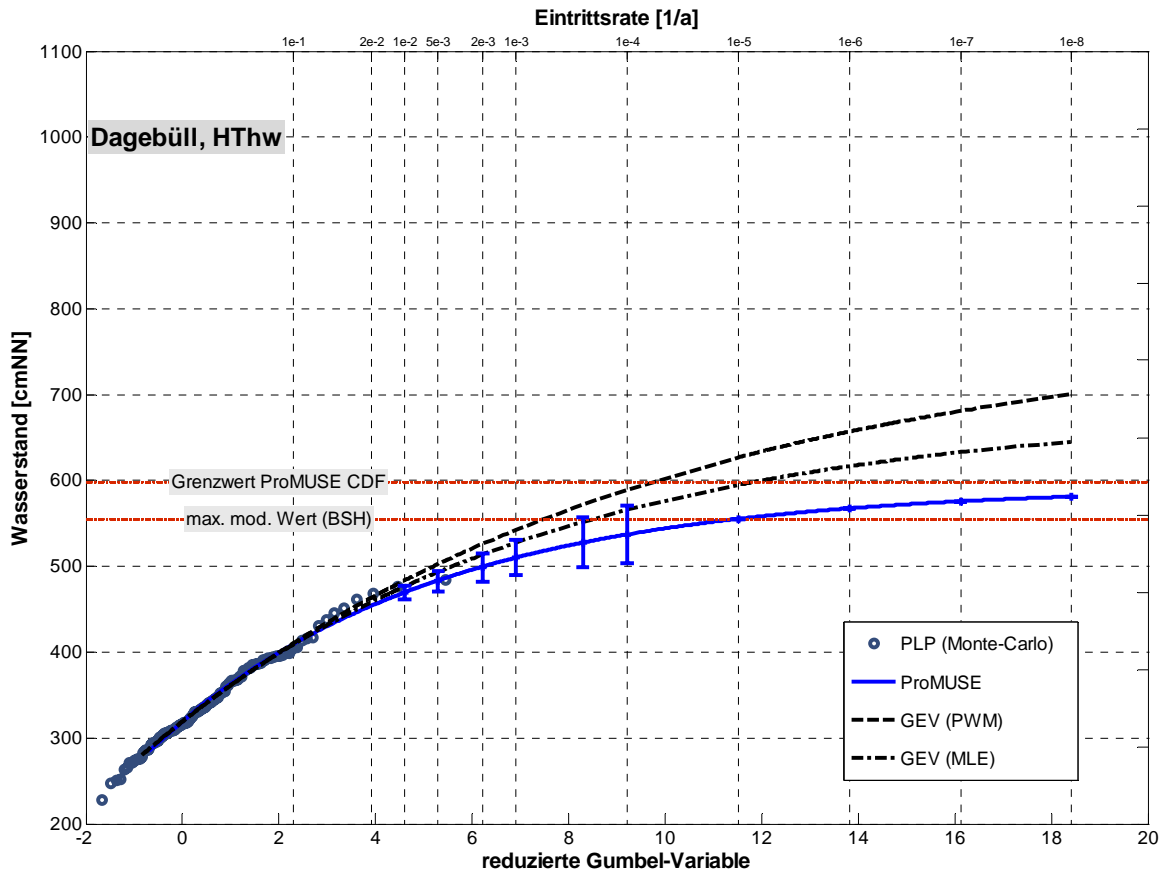


Abbildung 32: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll

Tabelle 17: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels Dagebüll

Pegel:	Dagebüll, HThw			
Maximalwert (BSH):	555 cmNN	math. Grenzwert:	598 cmNN	
Wahrscheinlichkeit P_U	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	470	461 ... 478	483	476
$5,00 \cdot 10^{-3}$	484	472 ... 495	503	493
$2,00 \cdot 10^{-3}$	500	483 ... 516	526	514
$1,00 \cdot 10^{-3}$	510	490 ... 531	542	527
$2,50 \cdot 10^{-4}$	528	499 ... 558	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	537	503 ... 571	589	566

8.3.10 List

Der Pegel List hat eine HThw-Zeitreihe von 1931 bis 2004. Diese Zeitreihe wurde mit dem 19-jährigen Mittel des entsprechenden MThw homogenisiert, welches einen linearen säkularen Anstieg von $s_{T(1931-2004)} = 0,24 \text{ cm/Jahr}$ aufweist. Die jährlichen Extremwerte (HThw) weisen die Häufigkeitsverteilung nach Abbildung 34 auf.

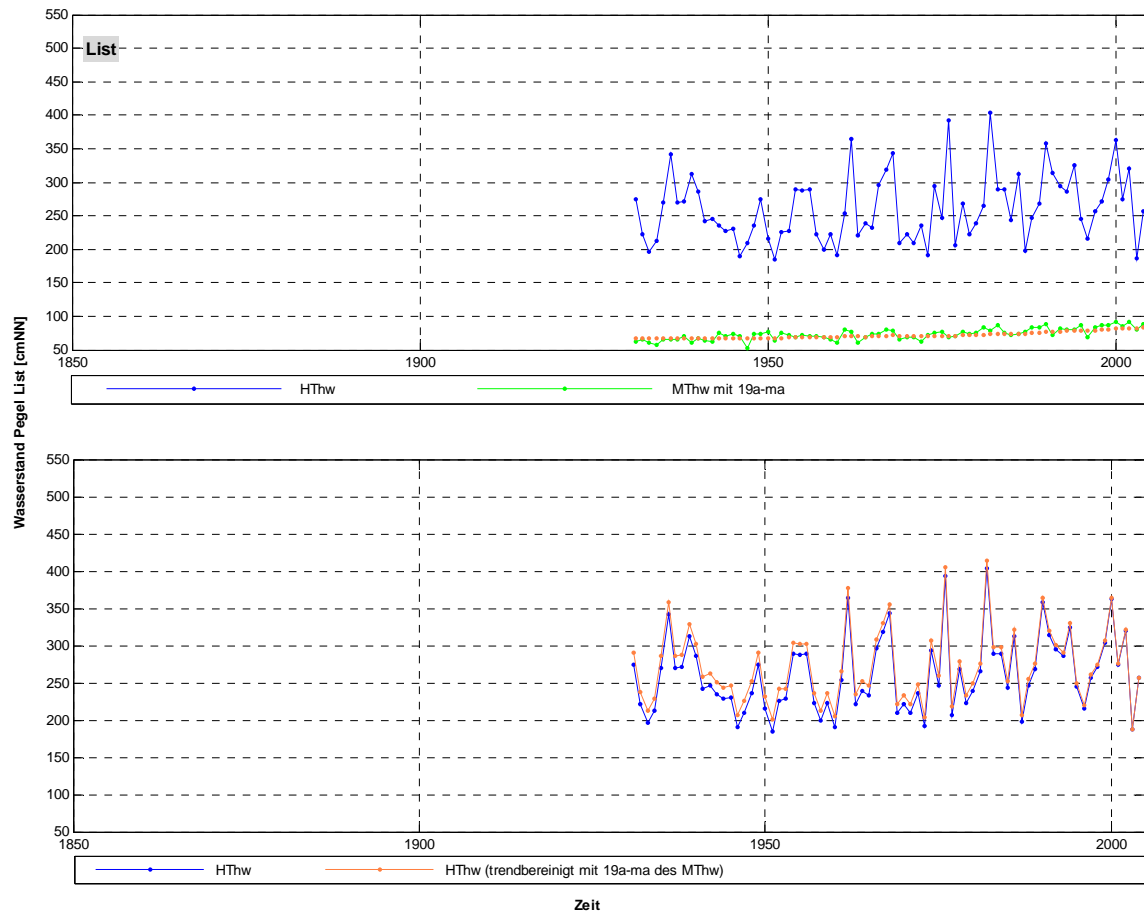


Abbildung 33: HThw- und MThw-Zeitreihe des Pegels List mit Trendbereinigung

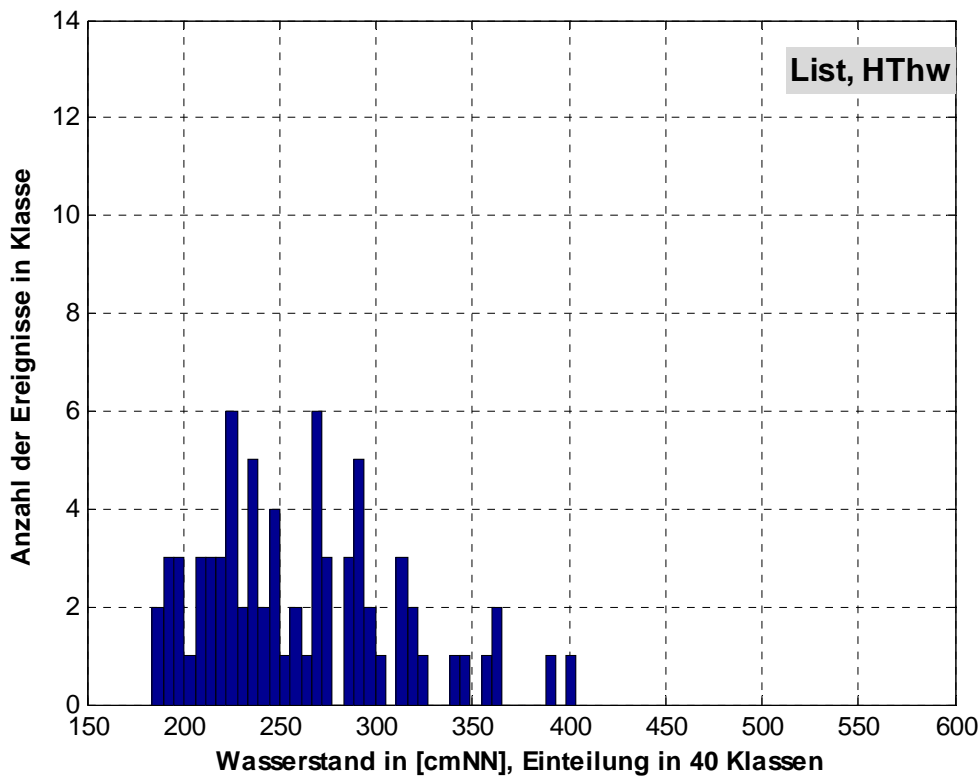


Abbildung 34: Histogramm der HThw-Zeitreihe des Pegels List

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse sind der Abbildung 35 und Tabelle 18 zu entnehmen. Der modellierte Maximalwert des BSH liegt mit $W_{BSH} = 483 \text{ cmNN}$ 79 cm über dem bisher beobachteten Höchstwert im Jahr 1982 mit $HH_{Thw1982} = 404 \text{ cmNN}$.

Die angewendeten GEV-Funktionen unterscheiden sich im Verlauf signifikant vom Verlauf der ProMUSE-Funktion. Die GEV-Funktionen sind deutlich weniger gekrümmt als die ProMUSE-Funktion und beschreiben die beobachteten Daten bis auf den Höchstwert optisch gut; der Höchstwert wird jedoch von der ProMUSE-Funktion besser erfasst. Für das 10^{-4} -Ereignis ergeben sich Differenzen von 110 bis 120 cm.

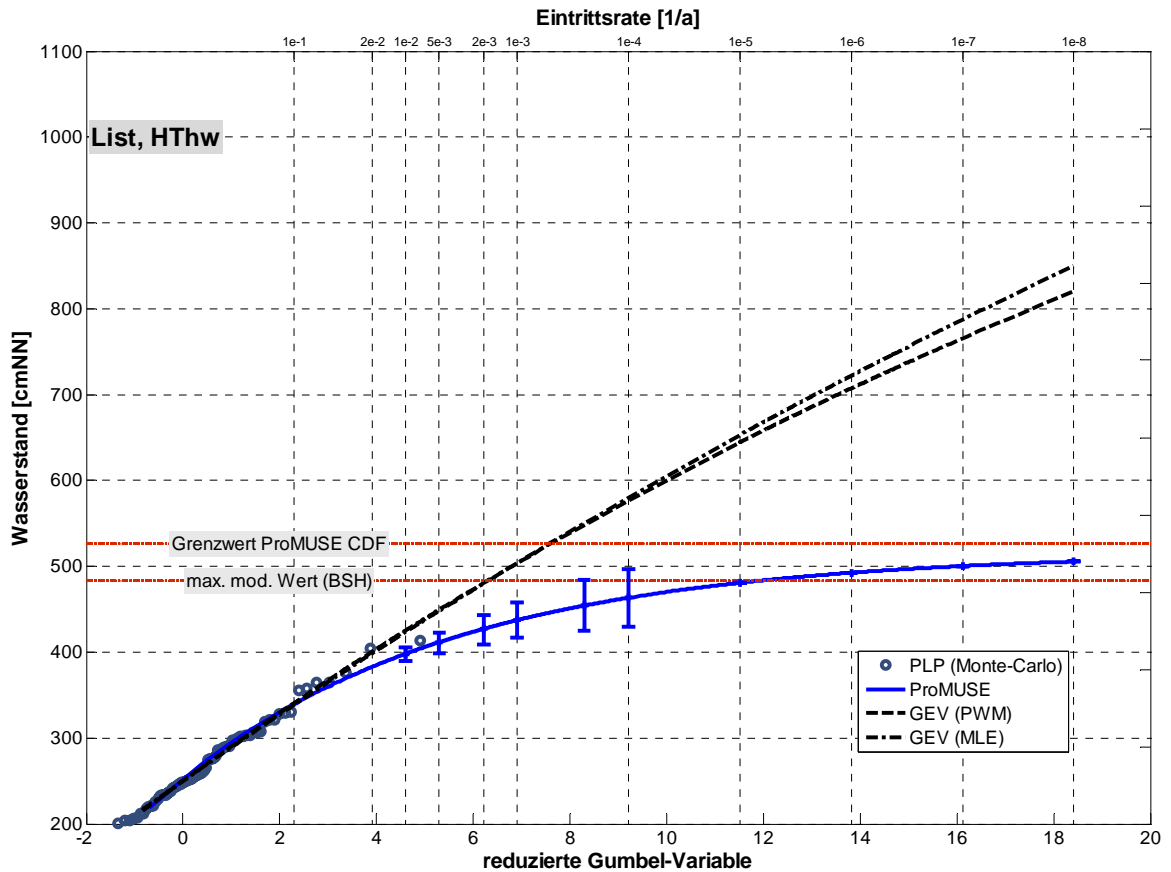


Abbildung 35: Statistisch-probabilistische Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels List

Tabelle 18: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der HThw-Zeitreihe des Pegels List

Pegel:	List, HThw			
Maximalwert (BSH):	483 cmNN	math. Grenzwert:	526 cmNN	
Wahrscheinlichkeit $P_{\bar{u}}$	ProMUSE [cmNN]	Streubreite [cmNN]	GEV (PWM) [cmNN]	GEV (MLE) [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	398	389 ... 406	425	423
$5,00 \cdot 10^{-3}$	412	400 ... 423	449	448
$2,00 \cdot 10^{-3}$	427	410 ... 443	481	480
$1,00 \cdot 10^{-3}$	437	417 ... 458	504	504
$2,50 \cdot 10^{-4}$	454	425 ... 484	--	--
$1,00 \cdot 10^{-4}$	463	429 ... 497	577	580

9 Auswertung der Windstaudaten am Pegel Cuxhaven

Zur statistisch-probabilistischen Analyse der Windstaudaten wurden zwei Datenkollektive des Pegels Cuxhaven untersucht (siehe Abschnitt 7.2). Zum einen wurde die partielle Zeitreihe 'Windstau um T_{nw}' mit 98 Werten analysiert und zum anderen die partielle Zeitreihe 'Windstau um T_{hw}' mit 68 Werten.

Beide Zeitreihen wurden mit der ProMUSE-Funktion analysiert, wobei bei der Analyse von partiellen Zeitreihen eine Korrektur der Eintrittswahrscheinlichkeiten berücksichtigt werden muss. Aufgrund der Tatsache, dass bei partiellen Zeitreihen weniger (oder mehr) Daten als Beobachtungsjahre zur Verfügung stehen, muss die Eintrittsrate wie folgt korrigiert werden (MANIAK 1992):

$$\lambda = \lambda^* \cdot \frac{M}{N} \quad \text{Gleichung 35}$$

mit: λ = korrigierte Eintrittsrate
 λ^* = nicht korrigierte Eintrittsrate aus statistischer Analyse
M = Anzahl der Werte
N = Anzahl der Beobachtungsjahre

In Abbildung 36 bis Abbildung 38 sind die partiellen Zeitreihen 'Windstau um T_{nw}' und 'Windstau um T_{hw}' dargestellt. Bei der Überlagerung der Zeitreihen (ohne zeitlichen Bezug) kann festgestellt werden, dass die Zeitreihe der Windstaudaten um T_{nw} höhere Spitzenwerte erreicht, als die Windstaudaten um T_{hw}. Dieser Sachverhalt ist physikalisch begründet. Der Mittelwert der Windstaudaten um T_{nw} liegt mit $W_{\text{Mittel},T_{nw}} = 271$ cm um 21 cm höher als der Mittelwert der Windstaudaten um T_{hw} mit $W_{\text{Mittel},T_{hw}} = 250$ cm.

Die Tatsache, dass sich bei Tideniedrigwasser in der Regel höhere Windstauwerte ergeben ist auch im Vergleich der höchsten Beobachtungsdaten und den maximal modellierten Daten des BSH ersichtlich (Abbildung 39). Für die partielle Zeitreihe der Windstaudaten um T_{nw} ergibt sich ein bisher höchster beobachteter Wert von $W_{\text{max},T_{nw},\text{beob.}} = 430$ cm am 23. Februar 1967 und ein zugehöriger maximal modellierter Wert von $W_{\text{max},T_{nw},\text{modell.}} = 478$ cm. Für die partielle Zeitreihe der Windstaudaten um T_{hw} ergibt sich ein bisher höchster beobachteter Wert von $W_{\text{max},T_{hw},\text{beob.}} = 375$ cm am 16. Februar 1962 (Sturmflut 16./17. Februar 1962) und ein zugehöriger maximal modellierter Wert von $W_{\text{max},T_{hw},\text{modell.}} = 465$ cm.

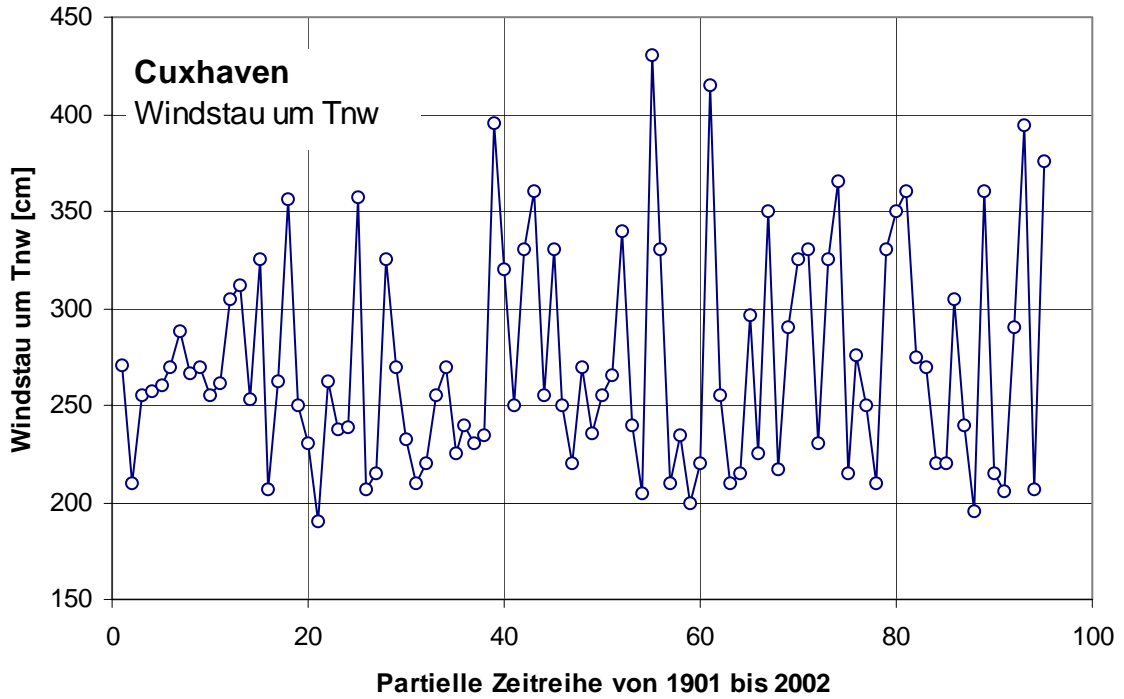


Abbildung 36: Partielle Zeitreihe 'Windstau um Tnw' (ohne zeitlichen Bezug)

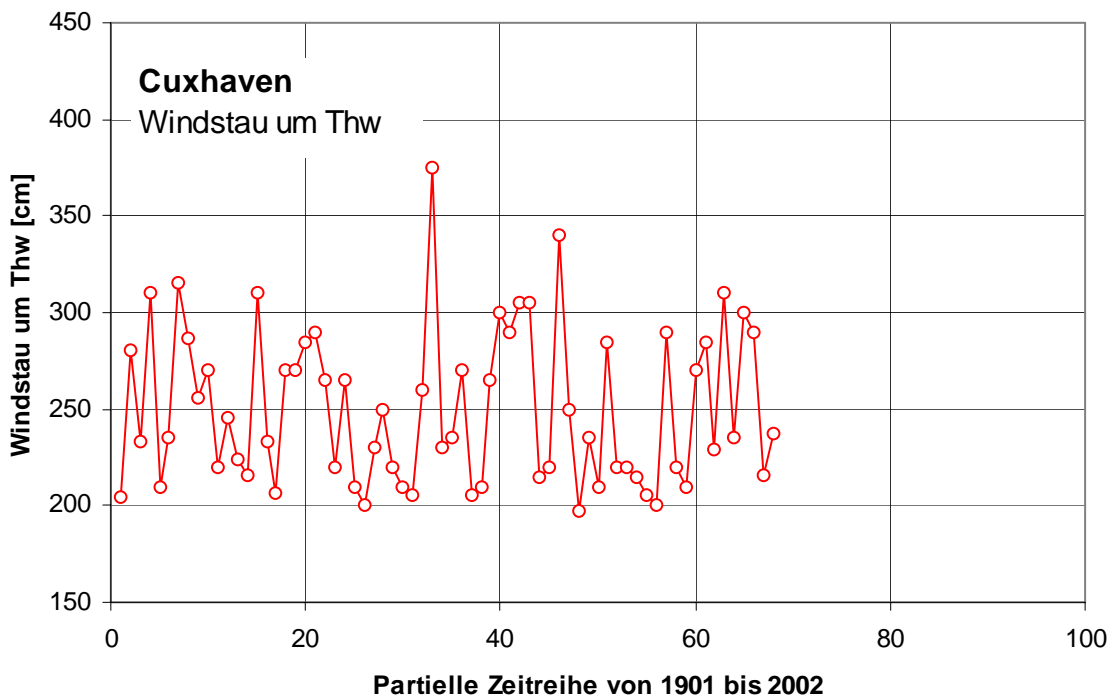


Abbildung 37: Partielle Zeitreihe 'Windstau um Thw' (ohne zeitlichen Bezug)

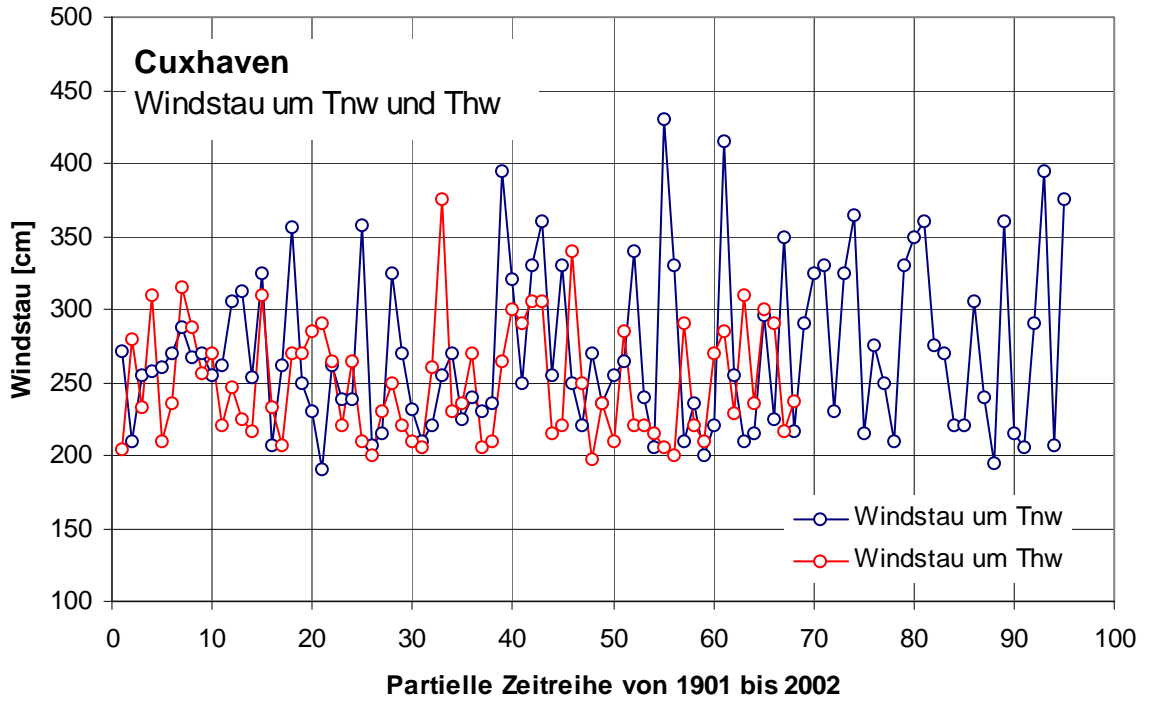


Abbildung 38: Partielle Zeitreihen 'Windstau um Thw' und 'Windstau um Tnw' (ohne zeitlichen Bezug)

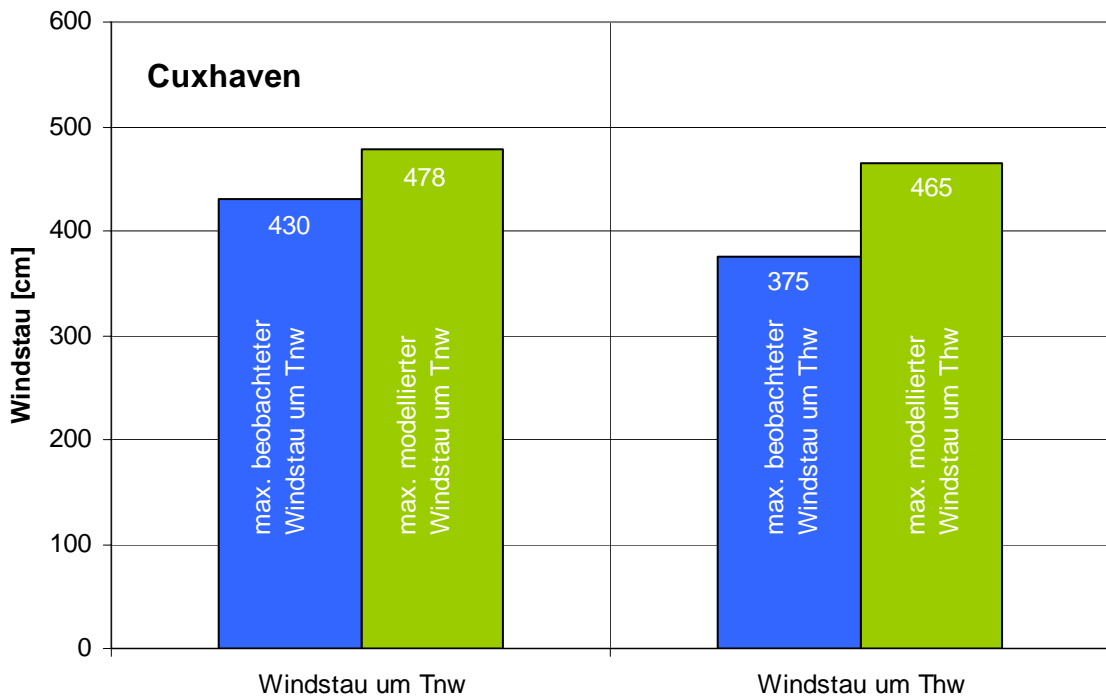


Abbildung 39: Vergleich des max. modellierten Windstauwertes und des max. beobachteten Windstauwertes für 'Windstau um Tnw' und 'Windstau um Thw'

Die statistisch-probabilistische Analyse der Windstaudaten um T_{nw} zeigt signifikante Unterschiede in der Anwendung der verschiedenen Verteilungsfunktionen. Die GEV-Funktionen sind progressiv gekrümmt und erfassen die drei höchsten Beobachtungswerte nicht gut. Im Gegensatz dazu ist die ProMUSE-Funktion stark entgegengesetzt gekrümmt, woraus große Unterschiede in den Extrapolationen resultieren. Insgesamt liegt die ProMUSE-Funktion etwas unterhalb der 5 größten Werte, jedoch liegen diese noch im Streubereich der ProMUSE-Verteilung. Auffällig ist weiterhin, dass der modellierte Höchstwert und die mathematische Obergrenze der Funktion relativ dicht zusammen liegen, woraus die starke Krümmung resultiert.

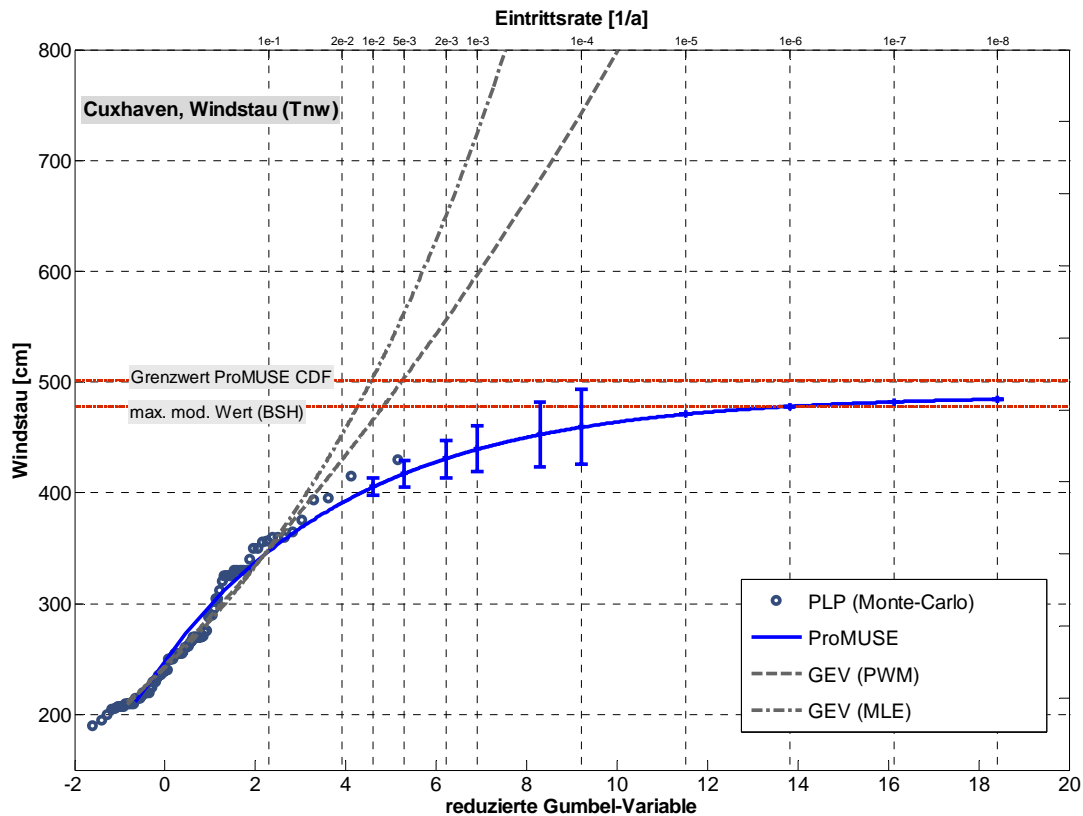


Abbildung 40: Statistisch-probabilistische Analyse der partiellen Windstauzeitreihe um T_{nw}, Cuxhaven

Bei der statistisch-probabilistischen Analyse der Windstaudaten um T_{hw} (Abbildung 41) ergibt sich prinzipiell ein ähnliches Bild. Die beiden GEV-Funktionen sind progressiv gekrümmt, wobei die Unterschiede zwischen beiden Funktionen sehr groß sind. Während die GEV-Funktion mit MLE-Parameterschätzung sehr stark progressiv gekrümmt ist, ist die GEV-Funktion mit PWM-Parameterschätzung nur leicht progressiv gekrümmt und nähert sich damit einer Gumbel I-Verteilung an. Beide GEV-Funktionen beschreiben die 4 höchsten beobachteten Werte nicht zufrieden stellend. Die ProMUSE-Funktion ist auch hier entgegengesetzt gekrümmt, jedoch weniger stark als bei der Analyse der Windstaudaten um T_{nw}. Dies resultiert vor allem aus dem größeren Abstand zwischen dem modellierten Maximalwert des BSH und der errechneten mathematischen Obergrenze. Die 4 höchsten Beobachtungswerte werden mit der ProMUSE-Funktion optisch sehr gut erfasst.

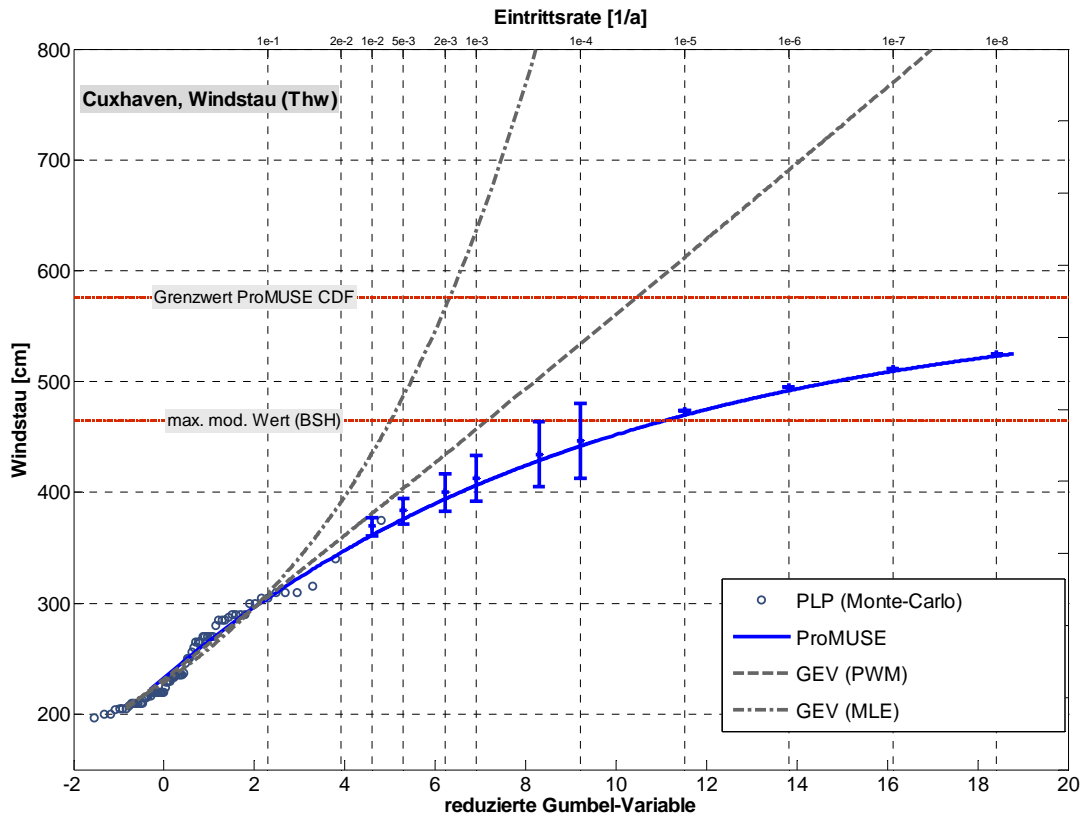


Abbildung 41: Statistisch-probabilistische Analyse der partiellen Windstauzeitreihe um Thw, Cuxhaven

Eine zusammenfassende Ergebnisdarstellung der statistisch-probabilistischen Analyse der Windstaudaten mit den zugehörigen Streubereichen ist in Tabelle 19 und Abbildung 42 zu finden.

Tabelle 19: Ergebnisse der statistischen Analyse der Windstauwerte

Pegel:	Cuxhaven	Parameter:	Windstau (Tnw, Thw)
Maximalwert (BSH):	478(Tnw),465(Thw)		

Wahrscheinlichkeit P_U	Windstau um Tnw [cm]	Streubreite	Windstau um Thw [cm]	Streubreite
$1,00 \cdot 10^{-2}$	406	397 ... 414	370	359 ... 376
$5,00 \cdot 10^{-3}$	418	406 ... 430	384	370 ... 395
$2,00 \cdot 10^{-3}$	431	415 ... 449	401	383... 417
$1,00 \cdot 10^{-3}$	440	418 ... 460	413	390 ... 432
$2,50 \cdot 10^{-4}$	453	423 ... 482	434	404 ... 462
$1,00 \cdot 10^{-4}$	460	424 ... 493	447	412 ... 481

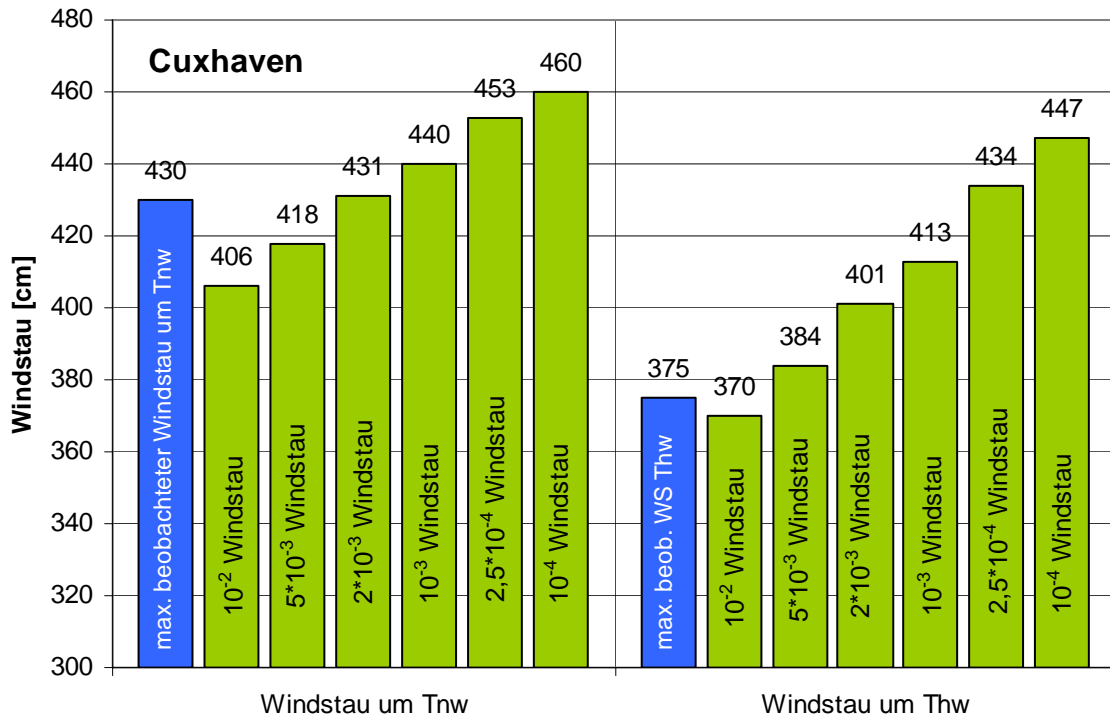


Abbildung 42: Ergebnisse der statistischen Analyse der Windstaudaten

Für Bemessungsaufgaben im Küsteningenieurwesen ist die alleinige Angabe eines Windstauwertes nicht zielführend. Zur Überführung eines Windstauwertes in einen Wasserstand muss die vorliegende Definition des Windstaus beachtet werden. Die ausgewerteten Windstaudaten nach GÖNNERT beziehen sich auf die mittlere Tidekurve (Definition B). Für diese Definition ist es zweckmäßig, zu dem ‚Windstauwert um Thw‘ das mittlere Tidehochwasser (MThw) zu addieren, um auf einen zugehörigen Wasserstand zu kommen. Dabei wird jedoch nicht das MThw der gesamten Zeitreihe verwendet, da das MThw eine zeitliche Abhängigkeit aufgrund des säkularen Meeresspiegelanstiegs aufweist (JENSEN UND MUDERSBACH 2004). Um eine Aussage über die Wasserstände zum aktuellen Zeitpunkt zu erhalten, wird das MThw über eine vergangene Periode der Nodaltide ($T = 18,61$ Jahre) ermittelt, was der Zeitspanne von 1986 bis 2004 entspricht. Das entsprechende MThw beträgt $MThw_{1986-2004} = 151$ cmNN (siehe Abschnitt 7.2).

Die Addition des MThw zum ‚Windstau um Thw‘ ist kritisch zu hinterfragen, da es keine physikalische Begründung für eine solche Addition gibt. Aus praktikablen Gründen wird dieses Verfahren hier trotzdem angewendet um Vergleiche zwischen den resultierenden Wasserständen ziehen zu können. Die Aussageschärfe ist jedoch stark eingeschränkt.

In Tabelle 20 und Abbildung 43 sind die Ergebnisse der zugehörigen Wasserstände dargestellt.

Tabelle 20: Ergebnisse der statistischen Analyse der Windstauwerte zuzüglich des MThw

Pegel:	Cuxhaven	Parameter:	Wasserstand (Tnw, Thw)	
Maximalwert (BSH):	478(Tnw),465(Thw)			
Wahrscheinlichkeit P_U	Wasserstand um Tnw [cmNN]	Streubreite	Wasserstand um Thw [cmNN]	Streubreite
$1,00 \cdot 10^{-2}$	557	549 ... 566	521	513 ... 530
$5,00 \cdot 10^{-3}$	569	558 ... 582	535	524 ... 548
$2,00 \cdot 10^{-3}$	582	567 ... 601	552	536 ... 570
$1,00 \cdot 10^{-3}$	591	570 ... 612	564	543 ... 585
$2,50 \cdot 10^{-4}$	604	575 ... 634	584	555 ... 614
$1,00 \cdot 10^{-4}$	611	576 ... 645	598	563 ... 632

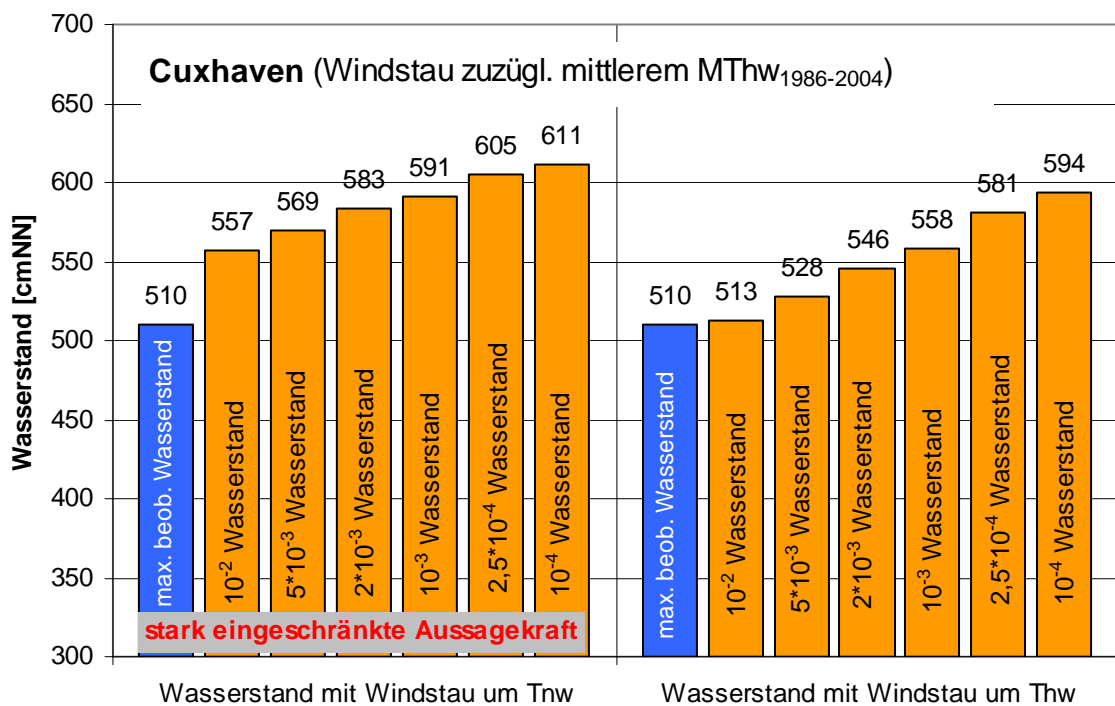


Abbildung 43: Ergebnisse der Wasserstände aus statistischer Analyse der Windstaudaten zzgl. des MThw

Ein besonderes Interesse besteht hinsichtlich der Frage, inwieweit sich die ermittelten Wasserstände aus der statistischen Analyse der beobachteten Wasserstände von denjenigen aus den Windstaudaten unterscheiden. Der Vergleich ist in Tabelle 21 und Abbildung 44 dargestellt. Dabei ist auffällig, dass die größten Abweichungen im Bereich der eher größeren Wahrscheinlichkeiten – für diese Untersuchungen nicht von Relevanz – auftreten, und mit

abnehmender Wahrscheinlichkeit relativ gute Übereinstimmungen zu erzielen sind. So beträgt zum Beispiel die Streubreite der drei Ergebnisse beim $2,5 \cdot 10^{-4}$ - und $1,0 \cdot 10^{-4}$ -Ereignis nur 20 cm.

Tabelle 21: Vergleich der Wasserstände aus Wasserstandsanalyse und Windstauanalyse

Pegel:	Cuxhaven		
Wahrscheinlichkeit P_U	Wasserstand aus Wasserstandsanalyse [cmNN]	Wasserstand aus Windstauanalyse um Tnw [cmNN]	Wasserstand aus Windstauanalyse um Thw [cmNN]
$1,00 \cdot 10^{-2}$	505	557	521
$5,00 \cdot 10^{-3}$	525	569	535
$2,00 \cdot 10^{-3}$	550	582	552
$1,00 \cdot 10^{-3}$	567	591	564
$2,50 \cdot 10^{-4}$	599	604	584
$1,00 \cdot 10^{-4}$	618	611	598

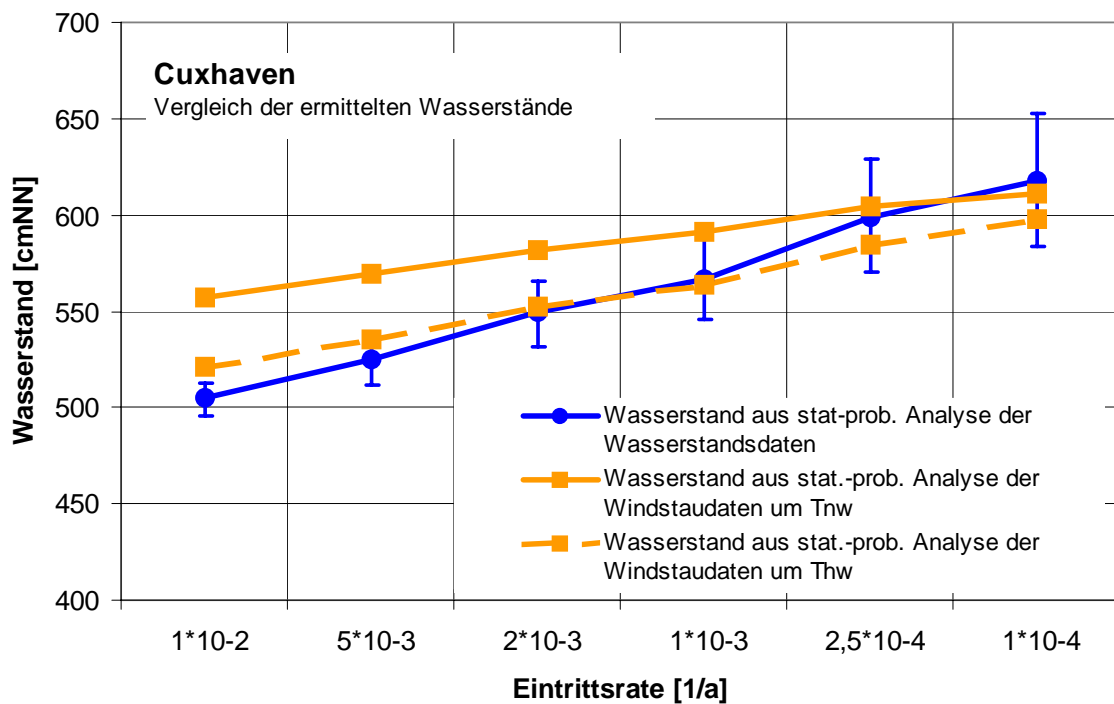


Abbildung 44: Vergleich der Wasserstände zum einen aus der statistischen Analyse der Wasserstände und zu anderen aus der statistischen Analyse der Windstaudaten zzgl. des MThw

Aus rein statistischen Gründen ist die Analyse der Windstaudaten zu befürworten, da diese im wesentlichen den stochastischen Anteil des Wasserstandes darstellen. Bei der Rückführung der Windstaudaten auf resultierende Wasserstände bestehen große Unsicherheiten, so dass die Aussageunsicherheiten bei den daraus resultierenden Wasserständen deutlich größer sind, als die Aussageunsicherheiten bei den Wasserständen, die aus der direkten Analyse der beobachteten Wasserstandsdaten erfolgen. Es wird zum gegenwärtigen Zeitpunkt daher empfohlen, die statistische Analyse der beobachteten Wasserstände zu bevorzugen.

10 Monte-Carlo-Simulationen

Im Rahmen einer statistischen Untersuchung von Zeitreihen wird oft die Frage der Stationarität und der anthropogenen Beeinflussung der zu untersuchenden Zeitreihen diskutiert. Für eine statistische Analyse sind dies elementare Fragen, da zuverlässige statistische Aussagen nur beim Vorliegen einer stochastisch stationären Zeitreihe möglich sind. In der Regel genügen jedoch alle Zeitreihen, und hier insbesondere Pegelzeitreihen, diesen Anforderungen nicht, weshalb diese im Vorfeld der Analysen normiert werden müssen. Dies geschieht in der Regel durch eine lineare Trendbereinigung oder durch verschiedene Tiefpassfilter. Nach der Normierung wird vorausgesetzt, dass die Zeitreihen den Anforderungen an eine statistische Extremwertanalyse genügen, auch wenn nicht nachgewiesen werden kann, dass keinerlei anthropogene Beeinflussungen mehr enthalten sind.

Diese Vorgehensweise ist auch in der vorliegenden Untersuchung herangezogen worden und stellt eine praxisgerechte Lösung dar. Trotzdem bleibt die Frage von großer Bedeutung, was für eine natürliche Variabilität eine stochastisch stationäre Zeitreihe besitzt. Eine vorhandene beobachtete Zeitreihe stellt im statistischen Sinn nur eine Stichprobe aus einer Grundgesamtheit dar. Hier schließt sich die Frage an, in welcher Art und Weise weitere Stichproben aus dieser Grundgesamtheit aussehen würden und ob sich aus diesen Stichproben extreme Wasserstände mit ähnlichen Eintrittsraten ermitteln lassen würden. Diese Fragen können mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen beantwortet werden.

Zitat [web 1]: *"Der Begriff "Monte Carlo-Methode" entstand in den 1940er Jahren, als man im Zusammenhang mit dem Bau der Atombombe die Simulation von Zufallsprozessen erstmals in größerem Stil einsetzte, um die Wechselwirkung von Neutronen mit Materie theoretisch vorherzusagen. Die Bezeichnung ist eine Anspielung auf den für Glücksspiele bekannten Ort Monte Carlo, da die Grundlage des Verfahrens Zufallszahlen sind, wie man sie auch mit einem Roulette-Rad erzeugen könnte. Schon damals wurde eine ganze Reihe von grundlegenden Verfahren entwickelt, und heute zählen Monte Carlo (MC)-Methoden zu den wichtigsten numerischen (und auch nicht-numerischen) Verfahren, die sich auf viele naturwissenschaftliche, technische und medizinische Probleme mit großem Erfolg anwenden lassen. Dabei ist es gleichgültig, ob das Problem ursprünglich statistischer Natur war oder nicht, sondern man wendet die Bezeichnung auf alle Verfahren an, bei denen die Verwendung von Zufallszahlen eine entscheidende Rolle spielt. [...]"*

Das hier verwendete Verfahren basiert auf der Erzeugung von Zufallszahlen zwischen 0 und 1. Diese Zufallszahlen stellen die Eintrittsraten dar, die mit Hilfe der zuvor berechneten ProMUSE-Verteilungsfunktion in zugehörige Wasserstände umgerechnet werden können. Damit erhält man beliebig viele und beliebig lange Zeitreihen, die alle aus der Grundgesamtheit der zuvor ermittelten Verteilungsfunktion stammen.

Dieses Verfahren bietet viele Möglichkeiten, hat aber auch Grenzen der Aussagefähigkeit, da immer beachtet werden muss, dass die Grundgesamtheit der Pegelwasserstände nicht direkt bekannt ist, sondern erst durch eine Extremwertanalyse aus der beobachteten Zeitreihen ermittelt werden muss.

Beispiel: Für den Fall, dass eine beobachtete Zeitreihe sehr gut mit einer Verteilungsfunktion beschrieben wird und beispielsweise der 50. Rang einen Wert von 400 cmNN hat, so ist vorgegeben, dass das Mittel des 50. Ranges aller Stichproben genau diesem Wert von 400 cmNN entspricht. Ebenso ist es zwingend, dass das Mittel aller Mittelwerte der Stichproben dem Mittelwert der beobachteten Zeitreihe entspricht, da dieser Wert als Erwartungswert der Verteilungsfunktion in die Berechnungen eingeht.

Die Monte-Carlo-Simulationen wurden für die Zeitreihe des Pegels Cuxhaven durchgeführt. In der vorangegangenen statistisch-probabilistischen Analyse wurde die ProMUSE-Verteilungsfunktion des Pegels Cuxhaven ermittelt, die sich in der allgemeinen Form ergibt zu (siehe Abschnitt 6.2):

$$\lambda \cdot t = (f_1 - f_2 \cdot \frac{x - \mu}{\sigma})^{\frac{1}{\tau}} \quad \text{Gleichung 36}$$

und in der speziellen Form für die HThw₍₁₈₄₉₋₂₀₀₄₎-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven zu (siehe Abschnitt 8.3.1):

$$\lambda \cdot t = (0,9567 - 0,1009 \cdot \frac{x - 358,8156}{51,4710})^{1/0,0870}$$

Aus dieser Verteilungsfunktion wurden 1000 stochastische Zeitreihen der Länge $n=156$ Jahre ermittelt. In Abbildung 45 sind die HThw-Originalzeitreihe des Pegels Cuxhaven und drei zufällig ausgewählte stochastisch ermittelte Zeitreihen (A,B,C) der 1000 Realisationen dargestellt. Aus diesen 1000 Zeitreihen wurden wiederum 50 Zeitreihen stochastisch ausgewählt und jede Zeitreihe wurde der gleichen statistisch-probabilistischen Analyse unterzogen, wie die beobachtete Zeitreihe. Auf diese Weise kann ein Vergleich zwischen den Ergebnissen der 10^{-2} - bis 10^{-4} -Wasserstände aus der ProMUSE-Funktion und den GEV-Funktionen erstellt werden. Bei dieser Analyse sind jedoch nur die Varianzen in den Ergebnissen von Bedeutung und nicht der Mittelwerte der Wasserstände. Der Mittelwert des 10^{-4} -Ereignisses aller stochastischen Zeitreihen der ProMUSE-Funktion muss aus statistischen Gründen dem der beobachteten Zeitreihe entsprechen.

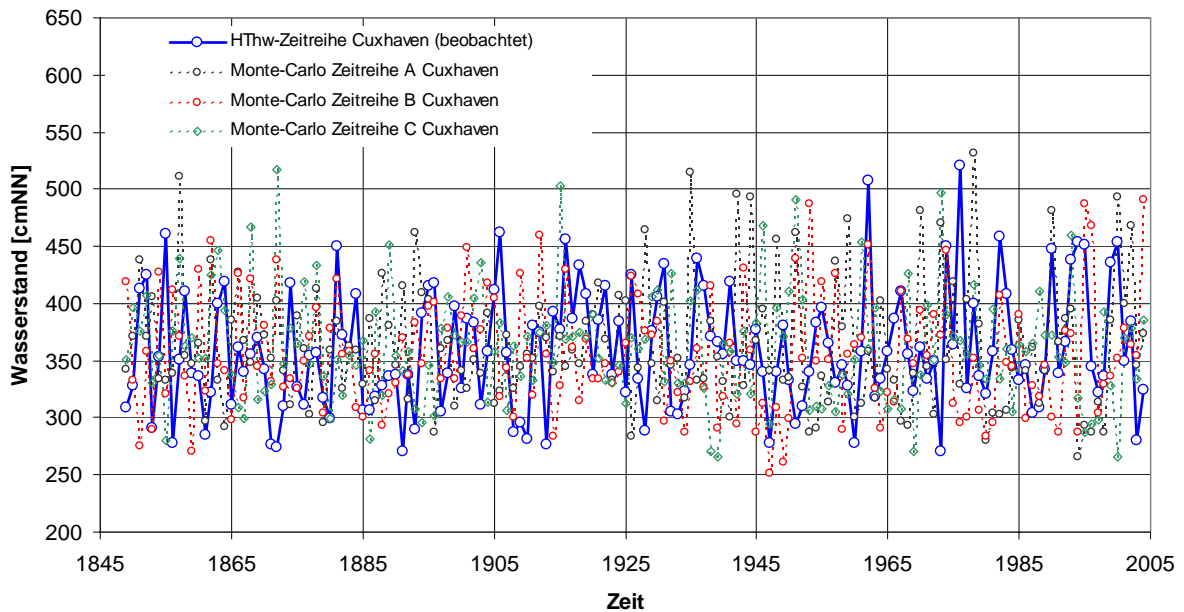


Abbildung 45: HThw-Datenreihe Cuxhaven (beschickt) und 3 zufällig ausgewählte zugehörige Monte-Carlo-Zeitreihen

Die Ergebnisse (Abbildung 47) zeigen, dass die mittels ProMUSE-Funktion ermittelten Wasserstände der stochastischen Zeitreihen nur sehr eng um den Wert der beobachteten Zeitreihe variieren. Im Gegensatz dazu schwanken die Ergebnisse aus den GEV-Funktionen sehr stark um den Wert der beobachteten Zeitreihe.

Dieses Verhalten ist ein typisches Verhalten für Verteilungsfunktionen, die keinen oberen Grenzwert berücksichtigen. Extremwertanalysen ohne Berücksichtigung eines oberen Grenzwertes reagieren sehr sensibel auf das Vorhandensein ein oder mehrerer Extremwerte. Dies kann im Einzelfall dazu führen, dass durch das Hinzufügen eines einzelnen Extremwertes die Verteilungsfunktion eine signifikant andere Krümmung erfährt und sich somit die gesamten statistischen Daten ändern. Dieser problematische verfahrensbedingte Sachverhalt konnte z.B. im Jahr 2002 an einigen Pegeln im Elbegebiet nach dem katastrophalen Augusthochwasser beobachtet werden. SCHUMANN (2004) führt dazu z.B. aus, dass die statistische Einordnung des Augusthochwassers ohne Berücksichtigung des Wertes in die Datenreihe an einigen Pegeln eine rechnerische Überschreitungswahrscheinlichkeit von $P_{\bar{U}}=10^{-5}$ ergibt. Werden die Datenreihen um den Wert des Augusthochwassers ergänzt und eine neue statistische Einordnung vorgenommen, so erhöht sich die Überschreitungswahrscheinlichkeit in vielen Fällen bis auf $P_{\bar{U}}=2 \cdot 10^{-3}$, so dass SCHUMANN zu dem Ergebnis kommt (Zitat SCHUMANN 2004): "[...] Aus diesen Unterschieden der statistischen Einordnung lässt sich bereits erkennen, dass die Veränderung der Pegelstatistik durch die Einbeziehung dieses Hochwassers gravierend ist.[...]"

Dieses grundsätzlich sensible Verhalten der Verteilungsfunktionen führt neben fachlich durchaus problematischen Konsequenzen zusätzlich zu einer subjektiven Ablehnung der statistischen Verfahren, da dieser Sachverhalt wenig plausibel erscheint.

Dieses Verhalten kann nur durch Verteilungsfunktionen eingeschränkt werden, die im Bereich der sehr seltenen Ereignisse zusätzliche Stützstellen besitzen, jedoch müssen diese Zusatzinformationen vielfach abgesichert sein. Durch das vorliegende ProMUSE-Verfahren und die Untersuchungen von KOZIAR UND RENNER (2005) und BORK UND MÜLLER-NAVARRA (2005) liegen für den Bereich der Deutschen Nordseeküste solche Informationen vor.

Das verwendete ProMUSE-Verfahren erlaubt auf dieser Basis eine verbesserte Aussage der statistischen Eintrittswahrscheinlichkeiten von extremen Sturmflutereignissen, was mit Hilfe der durchgeführten Monte-Carlo-Simulationen gezeigt werden kann. Gleichzeitig müssen die Informationen über maximal mögliche Wasserstände an der Deutschen Küste weiter untersucht werden, um ggf. auch Einflüsse und Eintrittswahrscheinlichkeiten von Tsunamis o.ä. in Zukunft abschätzen zu können.

In Abbildung 46 sind die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Auswertungen der Monte-Carlo-Zeitreihen mit ProMUSE-Verfahren zu sehen. Als gerade Linie ist jeweils der Wasserstand mit gleicher Eintrittswahrscheinlichkeit eingezeichnet, der sich aus der statistisch-probabilistischen Analyse der beobachteten HThw-Zeitreihe des Pegels Cuxhaven ergibt. Es ist zu erkennen, dass die jeweiligen Einzelergebnisse relativ dicht um den Wert aus der beobachteten Zeitreihe streuen.

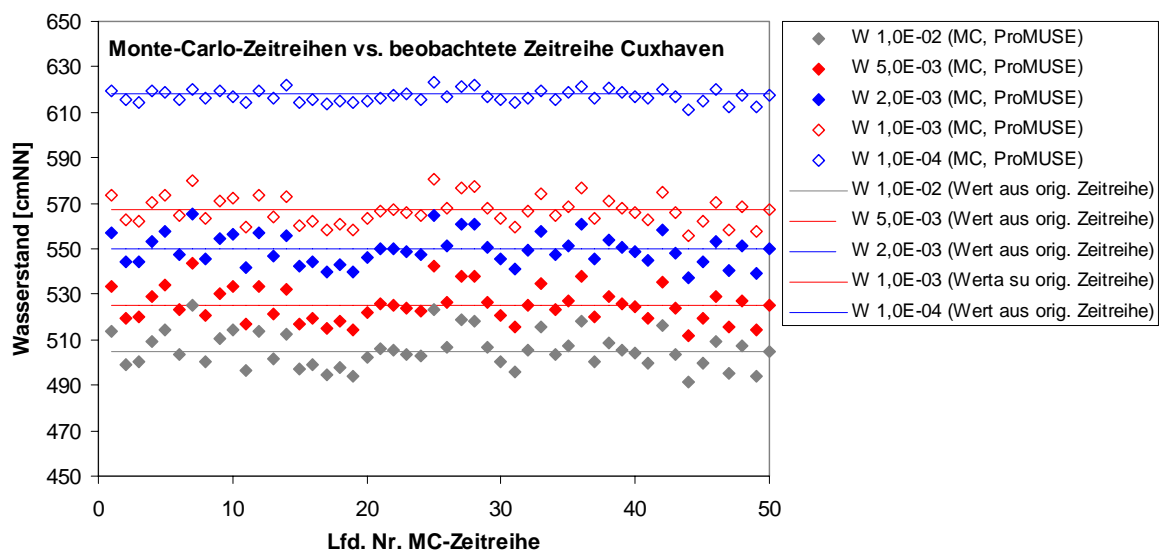


Abbildung 46: Statistisch-probabilistische Auswertung der Monte-Carlo-Zeitreihen mit ProMUSE-Verfahren

In Abbildung 47 sind exemplarisch die 10^{-4} -Ereignisse aufgetragen, jedoch wurden die Monte-Carlo-Zeitreihen zusätzlich mit dem GEV-Verfahren analysiert. Dabei ist auffällig, dass die Ergebnisse des GEV-Verfahrens signifikant stärker um den Wert aus der beobachteten Zeitreihe schwanken, als die Ergebnisse aus dem ProMUSE-Verfahren. Daraus kann abgeleitet werden, dass das ProMUSE-Verfahren unempfindlicher auf eine bestimmte Stichprobe reagiert. Dies ergibt in der Praxis den Vorteil, dass sich die Ergebnisse durch das Hinzufügen eines weiteren Extremwertes nicht signifikant ändern.

Mit dem GEV-Verfahren ergeben sich je nach vorliegender Stichprobe Unterschiede im 10^{-4} -Ereignis von bis zu 3 m. Je nachdem, welche Stichprobe die beobachtete Zeitreihe repräsentiert, können sich im Bereich der sehr seltenen Wahrscheinlichkeiten große Über- oder Unterschätzungen der entsprechenden Wasserstände mit dem GEV-Verfahren ergeben.

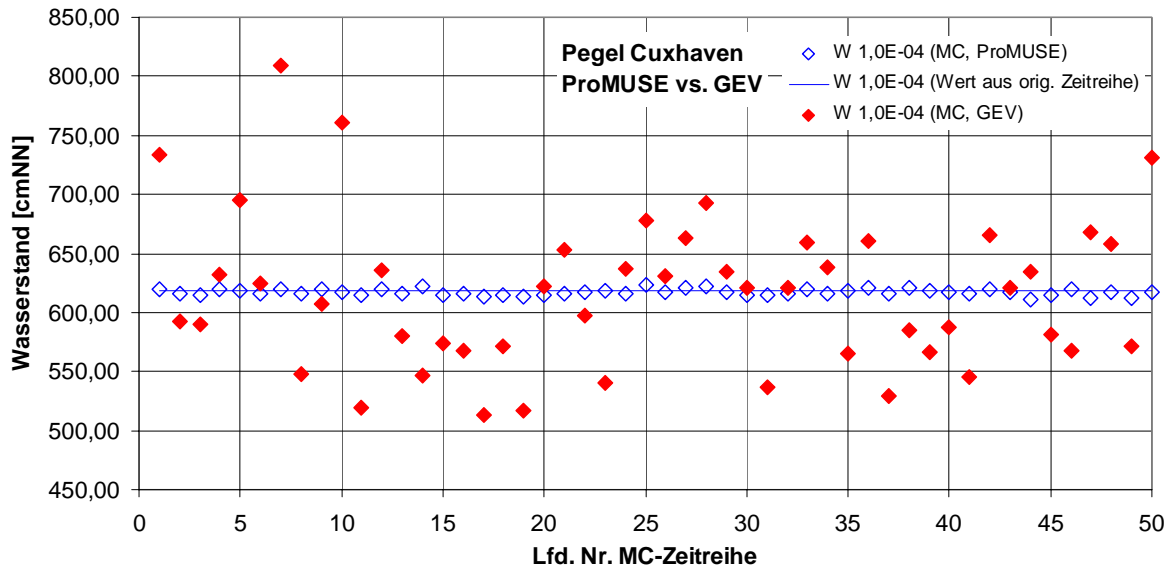


Abbildung 47: Statistisch-probabilistische Auswertung der Monte-Carlo-Zeitreihen – ProMUSE- vs. GEV-Verfahren

Die Standardabweichungen der Analysen mit dem ProMUSE-Verfahren und den GEV-Verfahren aus den Monte-Carlo-Zeitreihen sind in Tabelle 22 angegeben.

Tabelle 22: Standardabweichungen der Extremwertanalysen aus Monte-Carlo-Zeitreihen

P_0	Wert aus ProMUSE-Verfahren	Standardabweichung aus ProMUSE-Verfahren	Standardabweichung aus GEV-Verfahren (PWM)	Standardabweichung aus GEV-Verfahren (MLE)
$1 \cdot 10^{-2}$	505 cmNN	7,96 cm	20,46 cm	19,86 cm
$5 \cdot 10^{-3}$	525 cmNN	7,63 cm	26,21 cm	25,38 cm
$2 \cdot 10^{-3}$	550 cmNN	6,87 cm	34,68 cm	33,46 cm
$1 \cdot 10^{-3}$	567 cmNN	6,10 cm	41,65 cm	40,07 cm
$1 \cdot 10^{-4}$	618 cmNN	2,72 cm	67,57 cm	64,48 cm

Zusammenfassend lässt sich erkennen, dass die statistische Analyse von Extremwertzeitreihen mit Verfahren die keine obere Grenze berücksichtigen nur sehr unzureichende Aussagen über Ereignisse mit kleinen Eintrittswahrscheinlichkeiten erlaubt. Je nach vorliegender Stichprobe (hier: Zeitreihe) können sich große Unterschiede in den Ergebnissen darstellen.

Lassen sich dagegen Verfahren anwenden, die eine obere Grenze berücksichtigen, so können auch singuläre Extremereignisse besser statistisch eingeordnet werden, ohne dass sich die Zuordnung von Eintrittswahrscheinlichkeiten der bisher aufgetretenen Ereignisse stark verändert.

11 Diskussion der Ergebnisse

11.1 Extremwasserstände

Die Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der Wasserstandsdaten sind in Abbildung 48 und Tabelle 23 dargestellt. Bei der Darstellung der Wasserstände ist unmittelbar zu erkennen, dass die Wasserstände an den Inselpegeln signifikant niedriger ausfallen, als an den Festlandpegeln. Dies ist durch die größeren Wassertiefen vor den Inseln zu erklären und ist physikalisch bedingt.

Weiterhin ist zu erkennen, dass die modellierten Wasserstände des BSH jeweils über dem 10^{-4} -Ereignis der Pegel liegen, was auch durch den Grundsatz des statistischen Verfahrens begründet ist, da diese Werte Wahrscheinlichkeiten im Bereich von $P_0=1,5 \cdot 10^{-5}$ zugewiesen bekommen haben.

Die Wahrscheinlichkeit des bisher höchsten beobachteten Wasserstands an den Pegeln (HHThw) liegt bei allen Pegeln im Bereich von 10^{-2} bis $5 \cdot 10^{-3}$.

Die Wasserstände an den vier zentralen Festlandpegeln Bremerhaven, Cuxhaven, Husum und Büsum liegen in etwa auf einem Niveau, wobei die beiden äußeren Pegel Dagebüll und Emden ein etwas geringeres Wasserstandsniveau aufweisen. Dies ist plausibel, da die sturmflutträchtige Windrichtung von ca. 295° zu maximalen Wasserständen im zentralen Bereich der Deutsche Bucht führt und die Wasserstände nach Norden bzw. Süd-Westen hin abfallen.

In Abbildung 49 sind für die 10^{-4} -Ereignisse die Streubreiten der Ergebnisse durch Fehlerbalken angegeben. Dabei ist zu erkennen, dass der maximal modellierte Wert in der Regel noch innerhalb dieses Streubereiches liegt. Diese Aussageunschärfe lässt sich mit den bisher möglichen Verfahren nicht weiter einschränken und bedarf einer pragmatischen Entscheidung bei der Verwendung dieser Werte für konkrete Planungsmaßnahmen.

In Abbildung 50 sind zum Vergleich die 10^{-4} -Ereignisse aus dem ProMUSE-Verfahren und dem GEV-Verfahren aufgetragen. Dabei ist ersichtlich, dass an einigen Pegeln die Ergebnisse sehr eng zusammen liegen und an anderen Pegel große Differenzen vorhanden sind. Dieses Ergebnis ergab sich auch aus den Regionalisierungen der Wasserstände in Abschnitt 8.3. Von besonderem Interesse sind jedoch die Differenzen zwischen den beobachteten Höchstwerten (HThw) und den 10^{-4} -Ereignissen. Während diese Differenzen beim ProMUSE-Verfahren an allen Pegeln nahezu konstant bleiben, ergeben sich beim GEV-Verfahren signifikante Unterschiede. Hier sind insbesondere die Ergebnisse an den Pegeln Emden und List von Bedeutung, für die keine physikalische Begründung angegeben werden kann. Es erscheint nicht plausibel, warum am Pegel Büsum die Differenz zwischen dem HHThw und dem 10^{-4} -Ereignis aus dem GEV-Verfahren ca. 70 cm und am Pegel List ca. 170 cm beträgt. Hier liefert das ProMUSE-Verfahren konsistentere Ergebnisse.

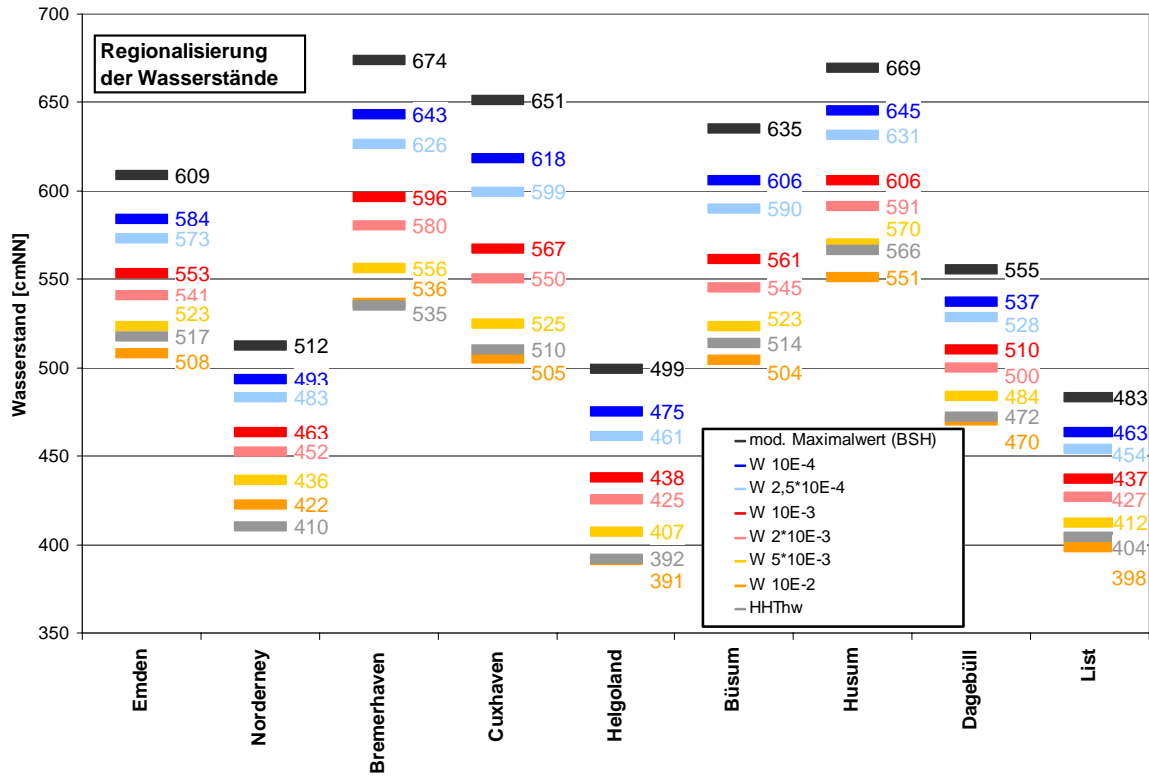


Abbildung 48: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse aller untersuchten Nordseepegel

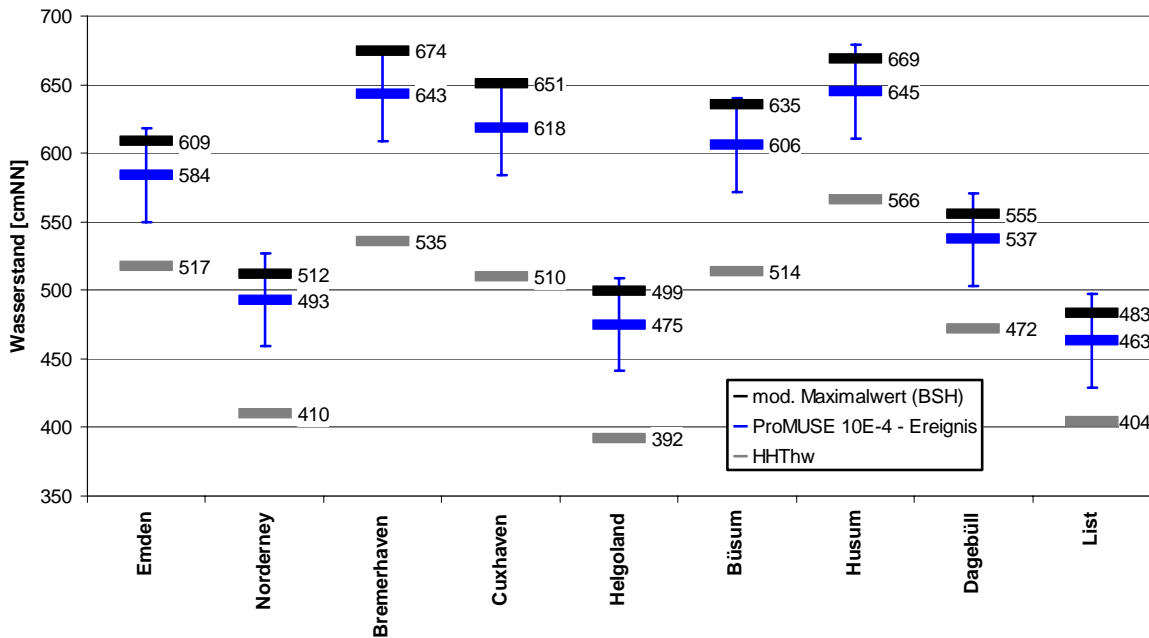


Abbildung 49: Ergebnisse der 10⁻⁴-Ereignisse mit den HHThw und modellierten maximalen Wasserständen

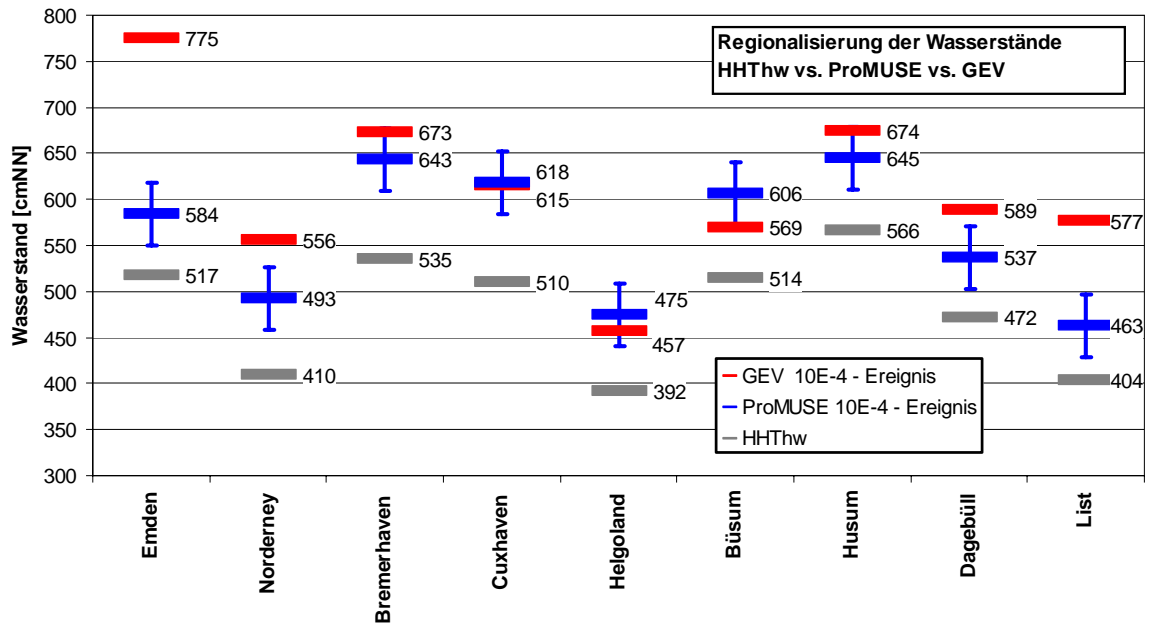


Abbildung 50: Vergleich 10⁻⁴-Ereignisse ProMUSE- und GEV-Verfahren

Nach Deutung der Ergebnisse nach Abbildung 50 sind die Wasserstände nach GEV-Verfahren aufgrund der nicht plausiblen Einbindung im Vergleich zu den HHThw-Werten zu verwerfen und die Ergebnisse der ProMUSE-Berechnungen zu bevorzugen.

Tabelle 23: Ergebnisse der statistisch-probabilistischen Analyse der Wasserstandsdaten

Pegel	Zeitspanne	HHThw	HHThw (beschickt auf Jahr 2004)	mod. Maximal- wert BSH	$P_{\bar{U}}$ 1 · 10 ⁻²	$P_{\bar{U}}$ 5 · 10 ⁻³	$P_{\bar{U}}$ 2 · 10 ⁻³	$P_{\bar{U}}$ 1 · 10 ⁻³	$P_{\bar{U}}$ 2,5 · 10 ⁻⁴	$P_{\bar{U}}$ 1 · 10 ⁻⁴
		[cmNN]	[cmNN]	[cmNN]	[cmNN]	[cmNN]	[cmNN]	[cmNN]	[cmNN]	[cmNN]
Emden	1901 - 2004	517 ¹⁹⁰⁶	535 ¹⁹⁰⁶	609 (570 ... 639)	508 (499 ... 516)	523 (511 ... 534)	541 (524 ... 557)	553 (533 ... 574)	573 (544 ... 603)	584 (550 ... 618)
Norderney	1901 - 2004	410 ¹⁹⁶²	420 ¹⁹⁶²	512 (475 ... 537)	422 (413 ... 430)	436 (424 ... 447)	452 (435 ... 468)	463 (443 ... 484)	483 (454 ... 513)	493 (459 ... 527)
Bremerhaven	1901 - 2003	535 ¹⁹⁶²	548 ¹⁹⁶²	674 (629 ... 697)	536 (527 ... 544)	556 (544 ... 567)	580 (563 ... 596)	596 (576 ... 617)	626 (597 ... 656)	643 (609 ... 677)
Cuxhaven	1849 - 2004	510 ¹⁹⁷⁶	521 ¹⁹⁷⁶	651 (603 ... 672)	505 (496 ... 513)	525 (513 ... 536)	550 (533 ... 566)	567 (547 ... 588)	599 (570 ... 629)	618 (584 ... 652)
Helgoland	1911 - 2004	392 ¹⁹⁶²	400 ¹⁹⁶²	499 (461 ... 521)	391 (382 ... 399)	407 (395 ... 418)	425 (408 ... 441)	438 (418 ... 459)	461 (432 ... 491)	475 (441 ... 509)
Büsum	1871 - 2004	514 ¹⁹⁷⁶	526 ¹⁹⁷⁶	635 (585 ... 655)	504 (495 ... 512)	523 (511 ... 534)	545 (528 ... 561)	561 (541 ... 582)	590 (561 ... 620)	606 (572 ... 640)
Husum	1868 - 2004	566 ¹⁹⁷⁶	581 ¹⁹⁷⁶	669 (609 ... 691)	551 (542 ... 559)	570 (558 ... 581)	591 (574 ... 607)	606 (586 ... 627)	631 (602 ... 661)	645 (611 ... 679)
Dagebüll	1874 - 2004	472 ¹⁹⁸²	484 ¹⁹⁸²	555 (513 ... 576)	470 (461 ... 478)	484 (742 ... 495)	500 (483 ... 516)	510 (490 ... 531)	528 (499 ... 558)	537 (503 ... 571)
List	1931 - 2004	404 ¹⁹⁸²	414 ¹⁹⁸²	483 (442 ... 506)	398 (389 ... 406)	412 (400 ... 423)	427 (410 ... 443)	437 (417 ... 458)	454 (425 ... 484)	463 (429 ... 497)

11.2 Windstaudaten

Die statistische Analyse der Windstaudaten ist aus mathematischen Gründen der statistischen Analyse von Wasserständen durch die Betrachtung der stochastischen Eigenschaften vorzuziehen. Bei der notwendigen Übertragung der Windstauergebnisse auf Wasserstände ergeben sich jedoch noch Fragen, die zum gegenwärtigen Zeitpunkt nicht zufrieden stellend beantwortet werden können. Es ist nicht eindeutig zu klären, welcher Basiswasserstand zum Windstau zu addieren ist, um zugeordnete Sturmflutwasserstände zu erhalten. Darüber hinaus führen die sehr unterschiedlichen Definitionen des Begriffs Windstau zu weiteren Unsicherheiten.

Die Berechnung von extremen Wasserständen aus der Windstauanalyse führt in der Summe zu größeren Ungenauigkeiten, als die Analyse der Wasserstandsdaten selbst, so dass letztere bevorzugt empfohlen wird. Hinsichtlich der Analyse der Windstaudaten besteht Forschungsbedarf, um die Anteile des Windstaus und die Überlagerung dieser mit der astronomisch bedingten Tidewelle detaillierter darstellen zu können.

12 Vergleich mit niederländischen Wasserständen

Bei der statistisch-probabilistischen Analyse der Wasserstände an der Deutschen Nordseeküste bietet sich im Grenzgebiet der Niederlande und Deutschland ein Vergleich der ermittelten Wasserstände an, da in den Niederlanden schon seit längerer Zeit die Wasserstände statistisch ausgewertet werden.


Zum Vergleich wurden drei niederländische Pegel herangezogen (Abbildung 51): Delfzijl, Eemshaven (beides Küstenpegel) und Huibertgat (Inselpegel).



Abbildung 51: Pegelstandorte der niederländischen Vergleichspegel

Die entsprechenden Daten für die niederländischen Pegel sind unter [web 4] abrufbar. Beispielhaft ist das verfügbare Datenblatt des Pegels Delfzijl abgebildet (Abbildung 52).

In Tabelle 24 sind die Wasserstände für vier verschiedene Überschreitungswahrscheinlichkeiten getrennt nach Insel- und Küstenpegeln angegeben.



Slotgemiddelden 1991.0

Algemene gegevens

1827 Aanvang waarnemingen
 1877 Peilschrijver geplaatst
 1 jan 1987 DNM geplaatst

Gemiddelde waterstanden

type tij	HW-stand cm + NAP	LW-stand cm + NAP	tijverschil cm
gemiddeld tij	135	-164	299
springtij	151	-180	331
doodtij	116	-140	256
gem. waterstand		7	

Gemiddelde havengetallen waarden maansverloop

type tij oq grootheid	HW-tijd u:min	tijd u:min	LW-tijd u:min
gemiddeld tij	11:05		17:32
springtij	11:12		17:48
doodtij	10:51		17:12
duur rijzing		5:58	
duur daling		6:27	

Gemiddelde over- en onderschrijdings frequentie per jaar

overschrijding hoogwaterstanden		overschrijding laagwaterstanden	
frequentie	stand in cm + NAP	frequentie	stand in cm + NAP
1x per 10.000 jaar	620	1x per 100 jaar	-375
1x per 4.000 jaar	600	1x per 10 jaar	-330
1x per 1.000 jaar	560	1 x per jaar	-285
1x per 100 jaar	495		
1x per 50 jaar	470	LLWS 1985.0	-207
1x per 20 jaar	435		
1x per 10 jaar	410		
1x per 5 jaar	385		
1x per 2 jaar (grenspeil)	350		
1x per jaar	325		
2x per jaar	300		
5x per jaar	260		

Abbildung 52: Datenblatt des Pegels Delfzijl [web 4]

Tabelle 24: Vergleich der offiziellen statistischen Wasserstände an niederländischen Pegelstandorten und den ermittelten Wasserständen an den Pegeln Norderney und Emden

Pegel	P_0 $1 \cdot 10^{-2}$ [cmNN]	P_0 $1 \cdot 10^{-3}$ [cmNN]	P_0 $2,5 \cdot 10^{-2}$ [cmNN]	P_0 $1 \cdot 10^{-4}$ [cmNN]
Inselpegel				
Norderney (D)	422	463	483	493
Huibertgat (NL)	362	417	--	472
Küstenpegel				
Emden (D)	508	553	573	584
Delfzijl (NL)	497	562	602	622
Eemshaven (NL)	442	507	547	567

Der Vergleich der Wasserstände zeigt, dass die Differenzen zwischen Delfzijl und Emden mit abnehmender Überschreitungswahrscheinlichkeit größer werden. Die maximale Differenz zwischen diesen beiden Pegeln beträgt somit beim 10^{-4} -Ereignis 38 cm.

An den Inselpegeln Norderney und Huibertgat beträgt die Differenz beim 10^{-4} -Ereignis 21 cm, jedoch wird diese Differenz mit zunehmender Überschiebungswahrscheinlichkeit größer.

Insgesamt kann festgestellt werden, dass die Werte recht ähnlich sind. Die vorhandenen Unterschiede ergeben sich zum einen aus den unterschiedlichen Datensätzen und zum anderen aus der verwendeten Verteilungsfunktion. Aus den vorhandenen Daten konnte nicht geklärt werden, welche Verteilungsfunktion den niederländischen Daten zugrunde liegt, jedoch werden in den Niederlanden für diese Zwecke oftmals die Allgemeine Extremwertverteilung oder die Gumbel-Extremwertverteilung (Typ1) verwendet (DILLINGH ET AL. 1993).

13 Zusammenfassung

Sturmfluten sind Naturereignisse, die wegen der intensiven Nutzung des Küstenraumes zu schweren Schäden führen können. Sowohl der Küstenschutz als auch die Katastrophenabwehr basieren auf der Analyse extremster Fluten. Aufgrund zunehmender Verstädterung, Besiedelung und Industrialisierung exponierter Regionen sind weltweit die volkswirtschaftlichen Schäden bei Naturkatastrophen in den letzten Jahrzehnten um ein Vielfaches gestiegen (KRON 2005).

Ausgelöst durch das Sturmtief Anatol im Dezember 1999 und den katastrophalen Sturmfluten in den vergangenen Jahrzehnten (z.B. in den Jahren 1962 und 1976) sind aktuell wieder Fragen nach maximalen Höhen von Sturmfluten laut geworden.

Das Ziel des Vorhabens „Modellgestützte Untersuchung von Sturmflutwasserständen mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE)“ ist die numerische Berechnung von physikalisch möglichen Wetterlagen bzw. Windfeldern, die zu extremen Sturmflutereignissen an der Deutschen Nordseeküste führen können und die Zuordnung von resultierenden Wasserständen in der Deutschen Bucht sowie die statistisch-probabilistische Einordnung dieser Ergebnisse hinsichtlich der Eintrittswahrscheinlichkeiten.

Die statistische Einordnung von extremen Ereignissen beruht auf der Analyse mittels Extremwertverteilungen und deren Extrapolation. Dabei ist bei üblichen statistischen Verfahren die Extrapolationszeitspanne auf das 2- bis 3-fache der Beobachtungszeitspanne begrenzt. Darüber hinaus ergeben sich große Unsicherheiten in den Ergebnissen, wodurch eine Abschätzung von Ereignissen mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten $< 2 \cdot 10^{-3}$ nur sehr unzureichend möglich ist. Liegen jedoch Informationen über die Höhe sehr extremer Ereignisse und deren Eintrittswahrscheinlichkeit durch numerische Simulationen vor, so können diese in der statistischen Analyse berücksichtigt werden.

In der vorliegenden Arbeit wird dazu ein modifiziertes Verfahren der Allgemeinen Extremwertverteilung (*engl.: GEV*) verwendet, bei dem eine obere Grenze vorgegeben werden kann; dieses Verfahren wird mit ProMUSE-Verfahren bezeichnet.

Mit den vorliegenden Daten konnten die Überschreitungswahrscheinlichkeiten der Wasserstände von 9 deutschen Nordseepegeln im Bereich von $P_{\bar{U}} = 10^{-2}$ bis 10^{-4} angegeben werden.

Die Ergebnisse zeigen, dass die bisher aufgetretenen Höchstwasserstände (HHThw) jeweils im Bereich von etwa $P_{\bar{U}} = 10^{-2}$ einzuordnen sind und die Wasserstände mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von $P_{\bar{U}} = 10^{-4}$ 60 bis 110 cm über diesen Werten liegen.

Ergänzende Monte-Carlo-Simulationen zeigen, dass eine Auswertung mit dem ProMUSE-Verfahren auch beim Vorhandensein singulärer Extremereignisse belastbare Ergebnisse liefert.

Neben der Analyse der aufgetretenen Wasserstände wurden Windstauwerte statistisch ausgewertet. Prinzipiell eignet sich das ProMUSE-Verfahren auch sehr gut für diese Analyse, jedoch ergeben sich bei der Rückführung der Windstauergebnisse auf extreme Scheitelwasserstände bisher noch nicht ausreichend beantwortete Fragen, so dass für praktische Anwendungen die statistische Analyse der beobachteten Wasserstände bevorzugt wird.

Die Ergebnisse des Forschungsvorhabens MUSE bilden eine wesentliche Grundlage für viele Fragen des Küsteningenieurwesens, da die Überschreitungswahrscheinlichkeiten der Eingangsbelastungsgröße Wasserstand für viele Küstenorte nun basierend auf physikalischen Prinzipien angegeben werden können.

Innerhalb der zur Verfügung stehenden Projektlaufzeit konnten jedoch nicht alle Fragen zu extremen Sturmflutereignissen an der Deutschen Nordseeküste bearbeitet und beantwortet werden. Die vielen Diskussionen innerhalb und auch außerhalb der Projektgruppe zeigten, dass die Erforschung der verschiedenen Einflussfaktoren und deren Wirkung auf das Sturmflutgeschehen noch nicht abgeschlossen ist und weiterhin Forschungsbedarf vorhanden ist.

14 Danksagung

Die Verfasser danken allen Projektbeteiligten für die konstruktive und vertrauensvolle Zusammenarbeit. Ein besonderer Dank geht an das Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen (KFKI) für die fachliche Begleitung und dem Projektträger Jülich (PTJ) für die administrative Begleitung.

15 Literatur

- Ashkar, F.: On the statistical frequency analysis of hydrological extremes, Surface-Water Hydrology, S. 485-503, Kluwer Academic Publishers, Netherlands, 1996
- Bardossy, A. und Pakosch, S.: Wahrscheinlichkeiten extremer Hochwasser unter sich ändernden Klimaverhältnissen, Wasserwirtschaft, Heft 7-8, Wiesbaden, 2005
- Bardsley, W.E.: Against objective statistical analysis of hydrological extremes, Journal of Hydrology, S. 429-431, Elsevier Science Publisher B.V., Amsterdam, 1994
- Bork, I. und Müller-Navarra, S.: Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE) – Teilprojekt 2: Sturmflutsimulationen, Abschlussbericht zum bmbf-Forschungsvorhaben 03KIS039 (KFKI Fördernummer 78), Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH), Hamburg, 2005
- Chow, V.T.: Handbook of Applied Hydrology, McGraw-Hill Book Company, New York, 1964
- Clarke, R.T.: Estimating trends in data from the Weibull and a generalized extreme value distribution, Water Resources Research Vol. 38, No. 6, S. 25/1-25/9 American Geophysical Union, 2002
- Dick, S. und Müller-Navarra, S. H.: Die Sturmflut am 3. Dezember 1999 - Fallstudien mit dem Windstaumodell des BSH. Vortrag auf dem Sturmflut-Workshop der Bundesanstalt für Wasserbau (BAW), 2000
- Dillingh, D., de Haan, L., Helmers, R., Können, G.P. und van Malde, J.: De basispeilen langs de Nederlandse kust – Statistisch onderzoek, Ministerie van Verkeer en Waterstaat – Directoraat-Generaal Rijkswaterstaat, Den Haag, 1993
- DIN 19700: Stauanlagen DIN 19700-10 bis DIN 19700-13, Normenausschuss Wasserwesen (NAW) im DIN, Beuth-Verlag, 2004
- DVWK: Statistische Analyse von Hochwasserabflüssen, DVWK-Merkblatt 251/1999, Kommissionsvertrieb Wirtschafts- und Verlagsgesellschaft Gas und Wasser mbH, Bonn, 1999a
- DVWK: Hochwasserabflüsse, DVWK-Schrift 124, Kommissionsvertrieb Wirtschafts- und Verlagsgesellschaft Gas und Wasser mbH, Bonn, 1999b
- Dyck, S. und Peschke, G.: Grundlagen der Hydrologie, Verlag für Bauwesen, 3. Aufl., Berlin, 1995
- EAK 2002: Empfehlungen für Küstenschutzwerke (EAK 2002), DIE KÜSTE, Heft 65, Kuratorium für Forschung im Küsteningenieurwesen, Boysen & Co., Heide, 2002
- Giszas, H.: Sturmflutschutz: Herausforderung und Sicherheitskonzepte, HANSA, 141. Jahrgang, Nr. 2, Februar 2004, Hamburg, 2004
- Gönnert, G.: Sturmfluten und Windstau in der Deutschen Bucht – Charakter, Veränderungen und Maximalwerte im 20. Jahrhundert, Habilitationsschrift, 2003
- Gramlich, G. und Werner, W.: Numerische Mathematik mit Matlab, dpunkt.verlag, Heidelberg, 2000

- Gumbel, E.J.: Statistics of Extremes, Columbia University Press, New York. 1958
- Harris, R.I.: Gumbel re-visited – a new look at extreme value statistics applied to wind speeds, Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics 59 (1996) p. 1-22
- Jensen, J. und Mudersbach, Ch.: Analyses of Variations in Water Level Time-Series at the North Sea Coastlines, Proceedings 7th Littoral 2004-Conference, Aberdeen (UK), 2004
- Jensen, J. und Frank, T.: Abschätzungen von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten, Verein zur Förderung der wissenschaftlichen Weiterbildung, Universität Siegen, fww Bd. 11, 2002
- Jensen, J. und Frank, T.: Abschätzung von Sturmflutwasserständen mit sehr kleinen Überschreitungswahrscheinlichkeiten, Die Küste, Heft 67, 2003
- Jensen, J., Frank, T., Zimmermann, C., Mai, St., Rosenhauer, W., Meiswinkel, R. und Barg, G.: Neue Verfahren zur Abschätzung von seltenen Sturmflutwasserständen, HANSA, Nr. 11, 140. Jahrgang, Hamburg, 2003
- Jensen, J.: Änderungen der mittleren Tidewasserstände an der Nordseeküste, Mitteilungen Leichtweiß-Institut der TU Braunschweig, Heft 83, 1984
- Jensen, J.: Über instationäre Entwicklungen der Wasserstände an der deutschen Nordseeküste. Mitteilungen Leichtweiß-Institut der TU Braunschweig, Heft 88, 1985
- Jensen, J., Frank, T., Mudersbach, C. und Blasi, C.: Statistical Analysis of Extreme Hydrological Data, Proceedings of the 7. International MEDCOAST 2005-Conference, Kusadasi, Turkey, 2005
- Jensen, J. und Mudersbach, Ch.: Untersuchungen zur Wasserstandsentwicklung an der Deutschen Nord- und Ostseeküste bis 2001, Bericht im Auftrag der Bundesanstalt für Gewässerkunde (bfg), unveröffentlicht, 2003
- Katz, R.W., Parlange, M.B. und Naveau, P.: Statistics of extremes in hydrology, Advances in water resources 25, S. 1287-1304, Elsevier, 2002
- 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
- Koziar, Ch. und Renner, V.: Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten (MUSE) – Teilprojekt 1: Numerische Berechnung physikalisch konsistenter Wetterlagen mit Atmosphärenmodellen, Abschlussbericht zum bmbf-Forschungsvorhaben 03KIS039 (KFKI Fördernummer 78), Deutscher Wetterdienst (DWD), Offenbach, 2005
- Kron, Wolfgang: Hochwasser, in: Wetterkatastrophen und Klimawandel – Sind wir noch zu retten?, Münchener Rück, München, 2005
- Kunz, H.: Sturmflutschutz und Küstenschutzmanagement – HTG-Kongress 2003, HANSA, 141. Jahrgang, Nr. 2, Februar 2004, Hamburg, 2004
- Martins, E.S. und Stedinger, J.R.: Generalized maximum-likelihood generalized extreme-value quantile estimators for hydrologic data, Water Resources Research Vol. 38, No. 4, S. 737-74, American Geophysical Union, 2000

- Madsen, H., Rasmussen, P.F. und Rosbjerg, D.: Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 1. At-site modeling, Water Resources Research Vol. 33, No. 4, S. 747-757, 1997 A
- Madsen, H., Rasmussen, P.F. und Rosbjerg, D.: Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 2. Regional modeling, Water Resources Research Vol. 33, No. 4, S. 759-769, 1997 b
- Maniak, U.: Hydrologie und Wasserwirtschaft, 2. Aufl. Springer-Verlag, Berlin, 1992
- Müller-Navarra, S. H. und Giese, H.: Improvements of an Empirical Model to Forecast Wind Surge in the German Bight, Dt. Hydrogr. Z. 51, S. 385-405, 1999
- Philippart, M.E., Dillingh, D., Pwa, S.T.: De basispeilen langs de Nederlandse Kust – de ruimtelijke verdeling en overschrijdingslijnen, rapport RIKZ-95.008 Ministerie van Verkeer en Waterstaat, Direktorat-Generaal Rijkswaterstaat, Rijkinstituut voor Kust en Zee (RIKZ), 1995
- Plate, E. J.: Statistik und angewandte Wahrscheinlichkeitslehre für Bauingenieure, Verlag Ernst & Sohn, Berlin, 1993
- Powell, M. D., Vickery, P. J., Reinhold, T. A.: Reduced drag coefficient for high wind speeds in tropical cyclones. Nature, 422, 279-283, 2003
- Rosenhauer, W. und Mai, S.: Anwendung probabilistischer Erdbebenmethoden auf Tidehochwasserstände, Bericht im Auftrag der E.ON Kernkraft GmbH, unveröffentlicht, Rösrath, 2003
- Rosenhauer, W.: Benutzungsanleitung für das Extremwertstatistik-Programm GUMBEL, Bericht im Auftrag des RWE, unveröffentlicht, Rösrath, 1998
- Rosenhauer, W. and Ahorner, L.: Spezielle Untersuchungen zur Magnituden-Häufigkeits-Relation für die seismische Risikoanalyse. Kolloquium Erdbeben-Ingenieurwesen, Nationale Gruppe für Erdbebeningenieurwesen, Telegrafenberg, Potsdam und Deutsche Gesellschaft für Erdbeben-Ingenieurwesen und Baudynamik e.V. (DGEB), Potsdam, 1991
- Schumann, A.: Das hydrologische Risiko bei der Bemessung und der Bewirtschaftungsplanung von Talsperren, in: Risiken bei der Bemessung und Bewirtschaftung von Fließgewässern und Stauanlagen, Hrsg. H.-B. Horlacher und H. Martin, Technische Universität Dresden, Institut für Wasserbau und Technische Hydromechanik, Dresdner Wasserbauliche Mitteilungen, Heft 27, 2004
- Smith, R.L.: Extreme value theory based on the r largest annual events, Journal of Hydrology, S. 27-43, Elsevier Science Publisher B.V., Amsterdam, 1986
- Stupczewski, W.G., Sing, V.P. und Feluch, W.: Non-stationary Approach to at-site Flood Frequency Modelling I. Maximum Likelihood Estimation. Journal of Hydrology, 248, 123-142, 2002
- 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

[web 1] <http://www.exp.univie.ac.at>, 2005

[web 2] <http://www.wikipedia.de>, 2005

[web 3] <http://www.informatik.uni-mainz.de/deutsch/schueler/studiinfo/Studienfuehrer/mathematik/node37.html>, 2005

[web 4] <http://www.waternormalen.nl>, 2005

16 Appendix

16.1 MatLab-Einführung

Die Analysen und Berechnungen in der vorliegenden Arbeit wurden mit der Software MATLAB (Version 7.0.4) erstellt. MATLAB ist ein leistungsfähiges Softwaresystem für technische Berechnungen. Der Name MATLAB kommt von Matrix-Laboratory und verweist auf zwei Überlegungen, die bei der Entwicklung eine Rolle gespielt haben. Grundelemente sind Matrizen und ihre Manipulation, die in numerischen Verfahren optimal eingesetzt werden können, gleichzeitig verfolgt man über Laboratory den Gedanken der Entwicklung und Erweiterung (GRAMLICH UND WERNER 2000).

Die drei Hauptkomponenten von MATLAB sind:

- Programmierung
- Berechnung
- Visualisierung

Die Steuerung des Programms erfolgt über die Kommandozeile oder die Erstellung von Skripten (m-File) in der MATLAB eigenen Programmiersprache, die Ähnlichkeiten zu FORTRAN oder C/C++ aufweist.

Bei der Arbeit mit MATLAB kann auf umfangreiche interne und externe Skript-Bibliotheken, sowie zahlreiche zusätzliche kostenpflichtige Toolboxes zurückgegriffen werden oder es können eigene Programme geschrieben werden. Ein großer Vorteil sind die weit entwickelten Möglichkeiten zur Datenvisualisierung, die wiederum in großem Umfang vom Nutzer beeinflusst werden können. Weitere Informationen über MATLAB sind zu finden unter www.mathworks.de oder z.B. bei GRAMLICH UND WERNER (2000) (Abbildung 53).

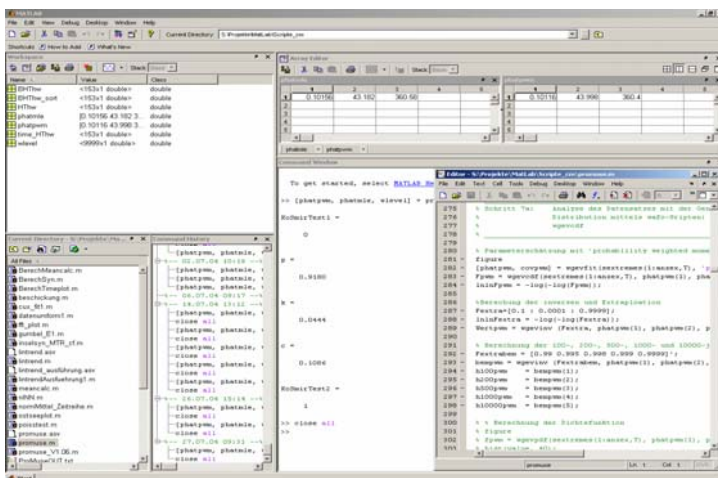


Abbildung 53: Screenshot der Matlab 7.0-Benutzeroberfläche Programm dokumentation ProMUSE

Im Folgenden ist das Programm ProMUSE detailliert dokumentiert. Das Programm liegt in der aktuellen Version 1.08 vor und unterliegt einem ständigen Ergänzungsprozess; deshalb hat die folgende Dokumentation nur für die oben angegebene Versionsnummer Gültigkeit. Das Programm ProMUSE besteht aus einem Hauptprogramm und mehreren Unterprogrammen, die aus dem Hauptprogramm heraus aufgerufen werden können. Der Quelltext ist im Anhang abgedruckt.

16.1.1 Programmaufruf und Programmkopf

Das Programm ProMUSE wird aufgerufen mit der Syntax:

```
>> [= promuse (time, value, valueM, T, trend, Jahr, valueBSH, pvalueBSH,
probuservalue);
```

In der eckigen Klammer können keine bis beliebig viele Outputvariablen stehen. In der Regel müssen dort keine Outputvariablen definiert werden, da alle relevanten Daten in einer separaten Output-Datei (s.u.) gespeichert werden. In der runden Klammer nach dem Programmnamen werden die erforderlichen Inputvariablen übergeben. Dabei sind:

Tabelle 25: Erläuterung der Inputvariablen

Inputvariable	Erläuterung
time	Zeitvektor der zu analysierenden Daten (lückenlos)
value	Wertevektor der zu analysierenden Daten (1-jährliche Extremwerte, lückenlos)
valueM	Wertevektor der Daten zur Homogenisierung von value (z.B MThw)
T	Wahl der auszuwertenden Extremwerte (1-, 2-, ...T-jährliche Extremwerte)
trend	Parameter zur Wahl der Trendkorrektur; 1: linear, 2: 19-jährliches gleitendes Mittel
Jahr	Bezugsjahr der Trendkorrektur
valueBSH	modellierter Wert des BSH
pvalueBSH	abgeschätzte Wahrscheinlichkeit des modellierten Extremwertes des BSH
probuservalue	Eingabe eines Wertes, für den die Wahrscheinlichkeit explizit ausgegeben wird

Der Programmkopf ist so gestaltet, dass die wesentlichen Informationen zu dem Programm mit folgendem Befehl aufgerufen werden können:

```
>> help promuse
```

16.1.2 Eingabe des Pegel- und Parameternamens

Nach dem Programmaufruf wird der Nutzer aufgefordert zunächst den Namen des Pegels und anschließend den Namen des zu analysierenden Parameters einzugeben. Diese Angaben werden benötigt, um die erzeugten Diagramme und Outputdateien korrekt zu bezeichnen.

16.1.3 Ermittlung der Länge der Zeitreihe

Die Länge des Vektors wird bestimmt und anschließend die Anzahl der auszuwertenden Daten berechnet. Falls 1-jährliche Daten ausgewertet werden sollen, ist die Anzahl der auszuwertenden Daten gleich der Anzahl der Daten im Vektor.

16.1.4 Histogramm

Auf Grundlage der eingelesenen Daten wird ein Histogramm mit 40 gleichverteilten Klassen erzeugt und grafisch dargestellt (Abbildung 54).

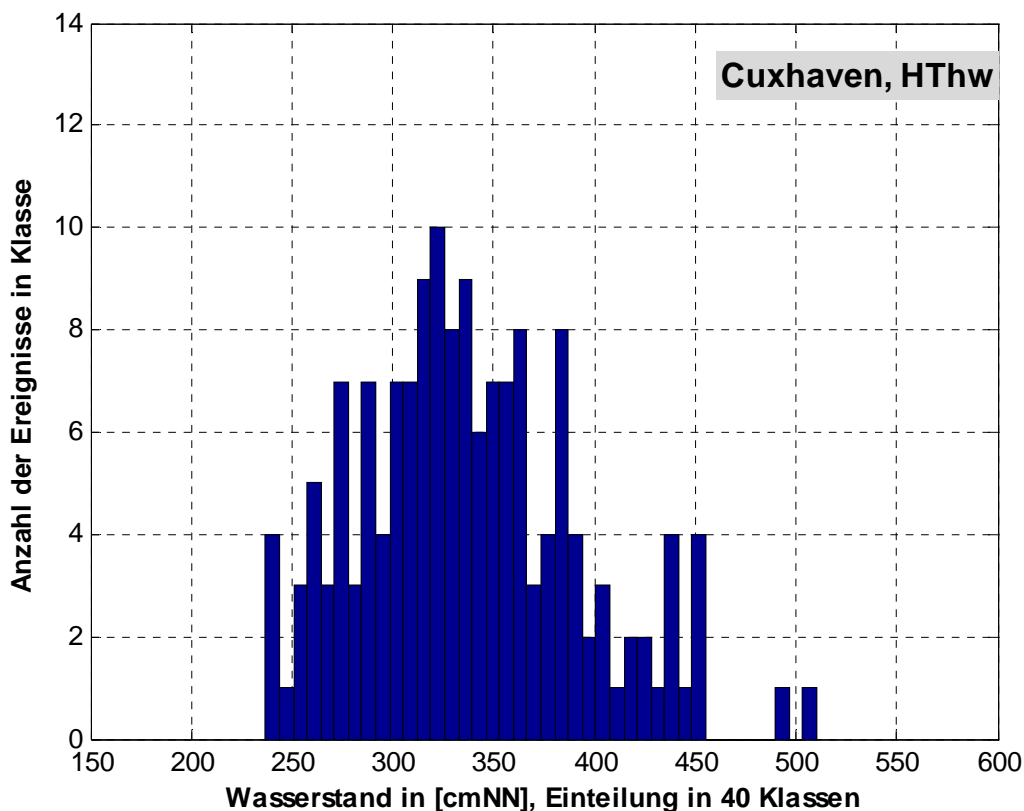


Abbildung 54: Histogramm der auszuwertenden Daten (Beispiel)

16.1.5 Trendbereinigung

Beim Programmaufruf kann der Anwender die Art der Trendbereinigung wählen. Es kann entweder ein linearer Trend oder ein 19-jähriges gleitendes Mittel (JENSEN 1984, JENSEN 1985,

JENSEN UND MUDERSBACH 2003) verwendet werden. Die Homogenisierung des Vektors **value** erfolgt dabei durch den Trend oder das gleitende Mittel des Wertevektors **valueM**. Dazu wird in diesem Schritt zunächst das Unterprogramm **trendkorr** aufgerufen, welches den linearen Trend der eingelesenen Daten bestimmt und die Zeitreihe auf das angegebene Bezugsjahr korrigiert (Abbildung 55). Das Unterprogramm **trendkorr** wird immer aufgerufen, um den linearen Trend der Zeitreihe zu bestimmen, auch wenn dieser nicht weiter verwendet wird.

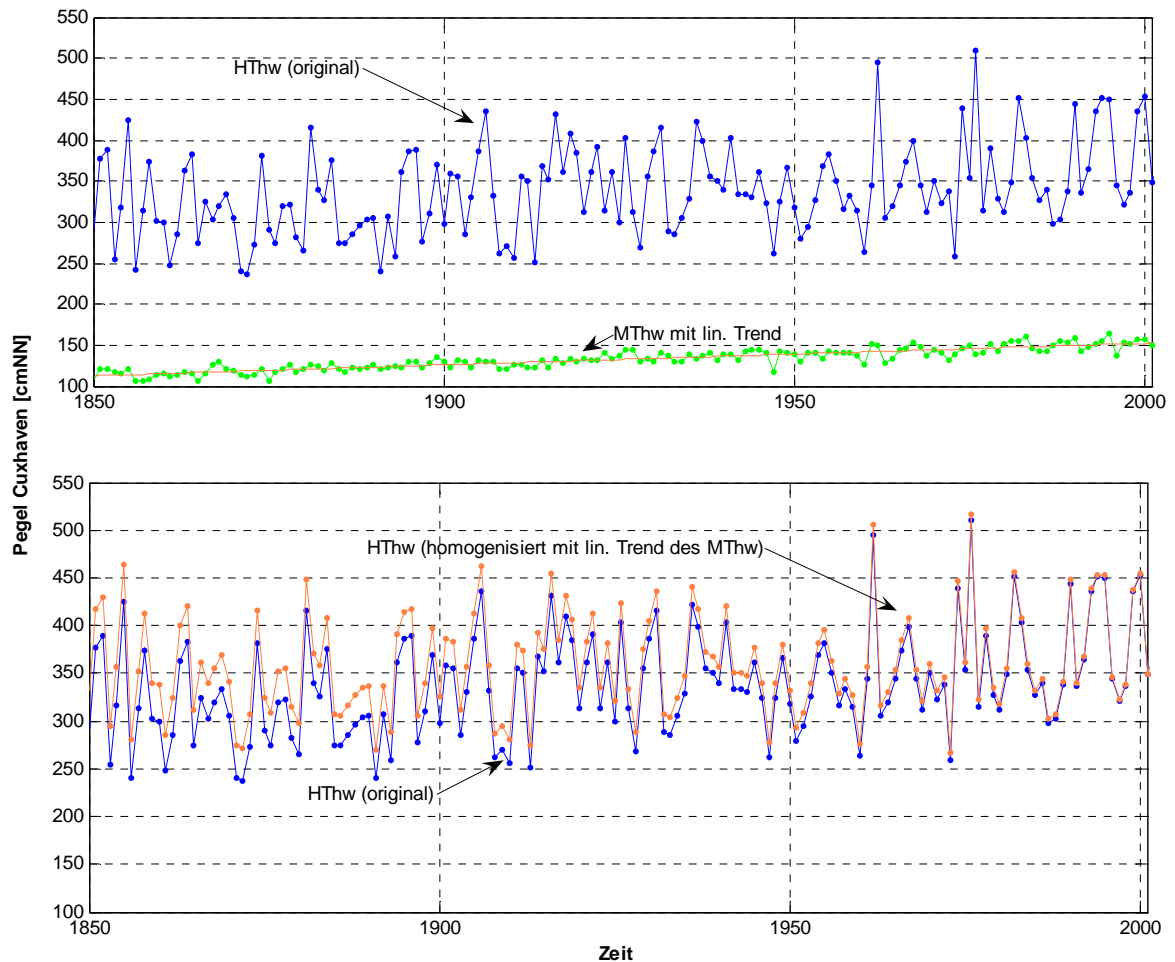


Abbildung 55: Trendkorrektur der auszuwertenden Daten mit linearem Trend (Beispiel)

Falls der Anwender eine Trendbereinigung mit einem 19-jährigen gleitenden Mittel wünscht, wird das Unterprogramm **trend_ma** aufgerufen, welches die Originalzeitreihe auf das angegebene Bezugsjahr mit dem 19-jährigen gleitenden Mittel des Vektors **valueM** entsprechend korrigiert (Abbildung 56).



Abbildung 56: Trendkorrektur der auszuwertenden Daten mit 19-jährigem gleitenden Mittel (Beispiel)

Die Unterschiede der beiden Verfahren zur Trendbereinigung sind stark von den auszuwertenden Daten abhängig und können von wenigen Millimetern bis hin zu Dezimetern reichen.

16.1.6 Berechnung der auszuwertenden Daten

Der Anwender kann bei Programmaufruf entscheiden, welche Daten ausgewertet werden sollen. Er kann wählen, ob 1-jährliche, 2-, 3-,... i-jährliche Extremwerte analysiert werden sollen. Es können maximal 50-jährliche Extremwerte ($i < 50$) analysiert werden, jedoch muss der Nutzer in jedem Einzelfall entscheiden, welcher Datenumfang noch sinnvoll ist; bei der Auswertung einer Zeitreihe über 100 Jahre und der Analyseauswahl von 50-jährlichen Extremwerten ergibt sich eine zu analysierende Zeitreihe mit nur 2 Werten. In der Regel werden 1- oder 2-jährliche Extrema betrachtet. Dazu wird eine große Matrix mit dem Namen **extremes** mit 50 Spalten erzeugt. In den Spalten sind jeweils die n-jährlichen Extremwerte enthalten.

Die Matrix **extremes** wird spaltenweise der Größe nach aufsteigend sortiert und in einer neuen Matrix mit Namen **sextremes** gespeichert (Abbildung 57).

Die weiteren Analysen in ProMUSE beziehen sich jeweils nur auf die gewählten n-jährlichen Extrema. Dazu wird die jeweilige Spalte der Matrix **sextremes** mit dem Befehl **sextremes (1:anzex,T)** extrahiert.

Der Maximalwert der auszuwertenden Datenreihe wird bestimmt und unter **maxobsv** abgespeichert.

Es wird ein Rangvektor **rank** von 1 aufsteigend bis zur Anzahl der vorhandenen Extremwerte gebildet.

n	Extremwerte									...
	1-jährlich	2-jährlich	3-jährlich	4-jährlich	5-jährlich	6-jährlich	7-jährlich	8-jährlich	9-jährlich	
1	270,1	276,3	318,6	328,5	337,7	337,6	381,1	369,9	337,7	...
2	271,2	295,6	337,6	337,7	359,7	369,9	396,2	381,1	396,2	...
3	273,6	306,8	337,7	346,4	361,9	381,1	397,4	396,2	417,6	...
4	276,1	308,4	340,4	346,4	369,9	392,9	408,1	397,4	417,8	...
5	276,3	310,1	342,0	356,9	377,3	396,2	410,5	417,6	418,8	...
6	277,5	316,9	343,0	361,5	381,0	397,4	415,0	417,8	419,5	...
7	278,1	322,5	345,3	361,9	381,1	411,1	417,6	418,8	424,8	...
8	278,2	323,6	346,4	369,9	396,2	417,6	417,8	419,5	439,1	...
9	280,5	324,0	346,4	377,3	397,4	417,8	418,8	424,8	448,0	...
10	281,2	326,8	350,2	381,0	399,5	418,8	419,5	439,1	449,7	...
11	284,5	327,5	356,9	381,1	408,1	419,5	434,5	448,0	450,0	...
12	287,2	328,5	358,2	384,6	411,1	424,8	439,1	449,7	453,4	...
13	289,0	328,5	359,7	386,4	415,0	425,5	449,7	453,4	456,6	...
14	289,5	333,5	361,9	396,2	417,6	434,5	450,0	456,6	461,5	...
15	291,5	334,3	369,9	397,4	417,8	439,1	453,3	458,2	461,6	...
16	294,6	336,6	375,7	399,9	418,8	448,0	453,4	461,5	507,9	...
17	295,6	337,0	377,3	410,5	419,5	449,7	456,6	461,6	520,6	...
18	299,4	337,6	381,0	411,1	424,8	450,0	458,2	507,9	NaN	...
19	302,9	337,7	381,1	415,0	425,5	453,3	461,5	520,6	NaN	...
20	304,4	338,5	384,6	415,9	434,5	453,4	461,6	NaN	NaN	...
21	305,8	339,2	386,4	417,6	439,1	456,6	507,9	NaN	NaN	...
22	305,8	340,6	392,9	417,8	448,0	458,2	520,6	NaN	NaN	...
23	306,3	346,4	396,2	418,8	449,7	461,5	NaN	NaN	NaN	...
24	306,8	346,4	397,4	419,5	453,3	461,6	NaN	NaN	NaN	...
25	308,4	349,4	399,5	424,8	453,4	507,9	NaN	NaN	NaN	...
26	308,5	349,7	399,9	425,5	456,6	520,6	NaN	NaN	NaN	...
27	309,8	353,5	408,1	433,7	458,2	NaN	NaN	NaN	NaN	...
28	310,1	355,5	410,5	434,5	461,5	NaN	NaN	NaN	NaN	...
29	311,3	356,9	411,1	439,1	461,6	NaN	NaN	NaN	NaN	...
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	...
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	...

Abbildung 57: Matrix der 1- bis 50-jährlichen Extremwerte (Beispiel)

16.1.7 Berechnung der Momente

Für jede Spalte der zuvor berechneten Matrix der Extremwerte werden die Momente Mittelwert, Varianz, Standardabweichung und Schiefe mit Hilfe der Momentenmethode berechnet und jeweils in einem Zeilenvektor abgelegt.

16.1.8 Unterprogramm GUMBEL_E1

Nach der Berechnung der Momente wird das Unterprogramm GUMBEL_E1 mit dem folgenden Befehl aufgerufen:

```
>> [] = gumbel_E1 (sextremes,T)
```

Dieses Unterprogramm ist zu Vergleichszwecken in ProMUSE implementiert worden und hat keinen unmittelbaren Einfluss auf die Analyseprozedur von ProMUSE. In GUMBEL_E1 wird eine statistische Auswertung der Daten mit der Extremwertverteilung GUMBEL (Typ I) nach DVWK (1999a) und PLATE (1993) vorgenommen.

Für die auszuwertenden Daten werden zunächst die Plotting-Positionen nach vier verschiedenen empirischen Formeln berechnet (CHOW 1964):

$$PLP_{\text{Weibull}} = \frac{m}{N+1}$$

$$PLP_{\text{Hazen}} = \frac{m-0,5}{N}$$

$$PLP_{\text{Gringorton}} = \frac{m-0,44}{N+0,12}$$

$$PLP_{\text{Nguyen}} = \frac{m-0,42}{N+0,29}$$

Anschließend werden die zwei Parameter der Extremwertverteilung mit drei verschiedenen Verfahren nach DVWK 1999a bestimmt:

- Momentenmethode
- Maximum-Likelihood-Schätzung (ohne Korrektur)
- Maximum-Likelihood-Schätzung (mit Korrektur)

Mit der Schreibweise der Extremwertverteilung Typ I

$$F(x) = \exp \left[-\exp \left(-\frac{x-c}{d} \right) \right] \quad \text{Gleichung 37}$$

ergeben sich die Parameter c und d mit der Momentenmethode zu

$$d = \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \text{std} \quad \text{Gleichung 38}$$

$$c = \mu - \gamma d \quad \text{mit : } \gamma = 0,5772$$

und mit der Maximum-Likelihood-Schätzung ohne Korrektur zu

$$d = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \left[\frac{\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{d} \cdot \exp \left(-\frac{x_i}{d} \right)}{\sum_{i=1}^n \exp \left(-\frac{x_i}{d} \right)} + 1 \right]^{-1} \quad \text{iterativ nach } d \text{ auflösen!} \quad \text{Gleichung 39}$$

$$c = d \cdot \ln \frac{n}{\sum_{i=1}^n \exp\left(-\frac{x_i}{d}\right)}$$

Gleichung 40

und mit der Maximum-Likelihood-Schätzung mit Korrektur zu

$$d' = d \cdot \left(1 + \frac{0,7716}{n}\right)$$

$$c' = c - \frac{0,3698}{n} \cdot d$$

Gleichung 41

Die ermittelten Verteilungsfunktionen werden grafisch zusammen mit den Plotting-Positionen gegen die beobachteten Wasserstände aufgetragen.

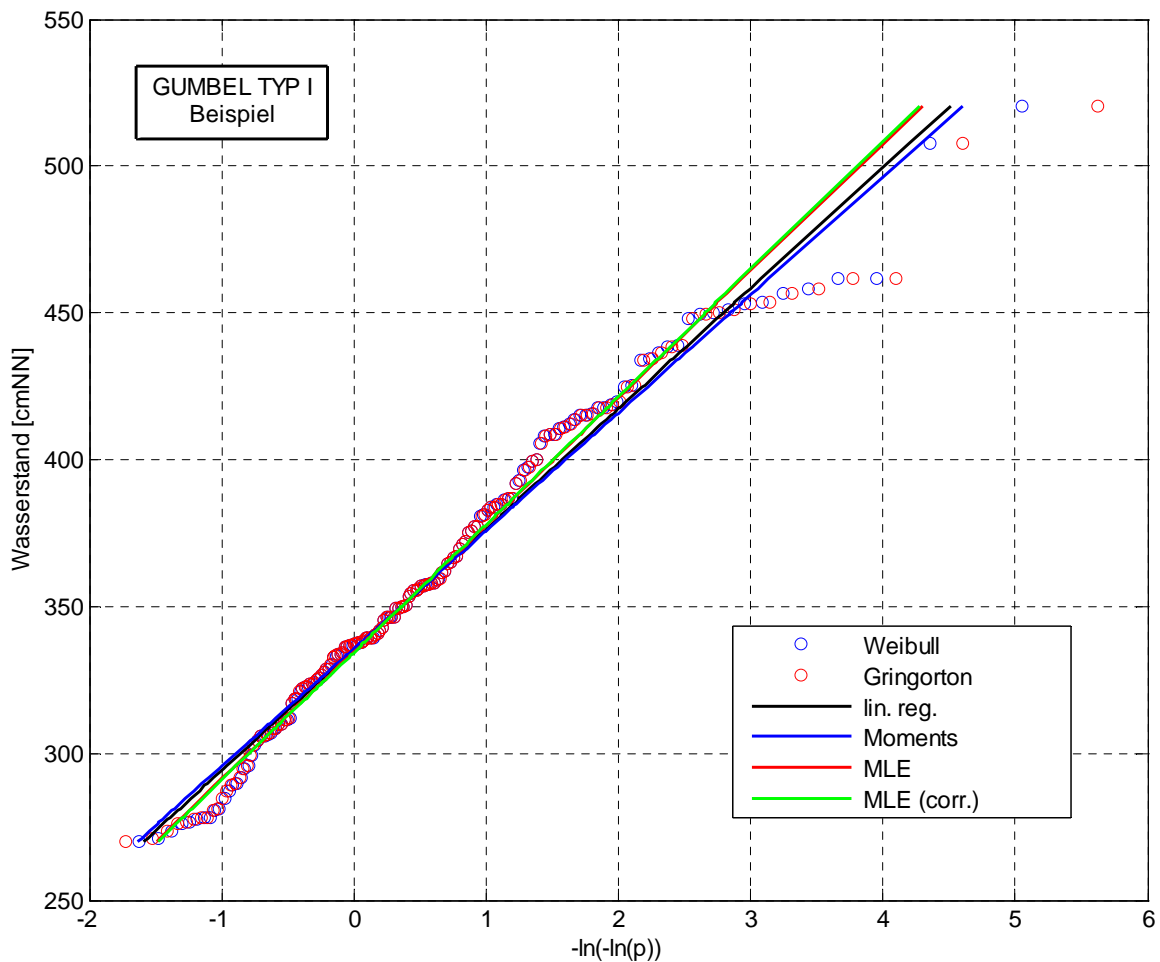


Abbildung 58: Wahrscheinlichkeitsplot des Unterprogramms GUMBEL__E1 (Beispiel)

16.1.9 Analyse mit Generalized Extreme Value Distribution (GEV)

Die herkömmliche statistische Analyse eines Extremwertdatensatzes mit der allgemeinen Extremwertverteilung (*engl. Generalized Extreme Value Distribution (GEV)*) ist in einschlägiger

Literatur ausführlich dargelegt (z.B. DYCK 1995). Allerdings kann bei diesem Verfahren eine Obergrenze nicht explizit vorgegeben werden, jedoch ist dieses Verfahren aus Vergleichszwecken in ProMUSE implementiert, um auch den Stand der Technik ausreichend zu repräsentieren.

Zunächst werden die drei Parameter der GEV mit der wahrscheinlichkeitsgewichteten Methode und der Maximum-Likelihood berechnet. Dies wird durch den Aufruf des Unterprogramms `wgevfit` vorgenommen, bei dem durch eine entsprechende Parametereinstellung das Verfahren der Parameterschätzung gewählt werden kann. Der Programmaufruf erfolgt mit:

```
>> [] = wgevfit(sextremes(1:anzex,T), ,pwm' oder ,ml', [], 1)
```

wobei der Parameter `pwm` für die wahrscheinlichkeitsgewichtete Methode (*engl.: probability weighted moments*) und der Parameter `ml` für die Maximum-Likelihood-Schätzung stehen.

Zur Bestimmung der GEV wird danach das Unterprogramm `wgevcdf` aufgerufen und zur Extrapolation der Funktion die inverse GEV (`wgevinv`) verwendet.

In der Regel interessiert den Anwender nicht nur der gesamte Funktionsverlauf, sondern explizit bestimmte Werte mit einer zugehörigen Überschreitungswahrscheinlichkeit. Daher werden mit der Funktion `wgevinv` die Ereignisse H_{100} , H_{200} , H_{500} , $H_{1.000}$ und $H_{10.000}$ berechnet und in einem separaten Vektor (`bempwm` bzw. `bemml`) abgelegt.

Die ermittelten Verteilungsfunktionen werden grafisch zusammen mit den Plotting-Positionen gegen die beobachteten Wasserstände aufgetragen (Abbildung 59).

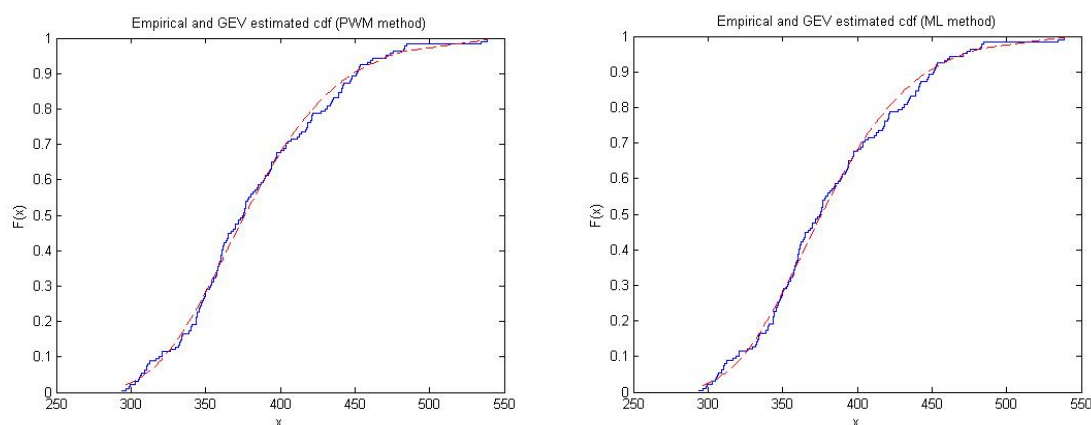


Abbildung 59: GEV-Plot für zwei Parameterschätzverfahren (Beispiel)

Die Unterschiede zwischen den Parameterschätzverfahren sind von den auszuwertenden Daten abhängig.

16.1.10 Q-Q-Plot

Ein Q-Q-Plot ist eine visuelle Überprüfung, ob eine angenommene Verteilungsfunktion für ein bestimmtes Datenkollektiv zutreffend ist oder nicht. Dazu werden die beobachteten Daten gegen die berechneten Daten der Verteilungsfunktion aufgetragen und eine Gerade durch die Daten gelegt. Nähern sich die aufgetragenen Datenpunkte im wesentlichen dieser Geraden an, so kann die verwendete Verteilungsfunktion als zutreffend angenommen werden.

16.1.11 Kolmogorov-Smirnov-Test

Der Kolmogorov-Smirnov-Test ist ein statistischer Anpassungstest, der eine Aussage darüber gibt, ob eine getroffene These mit vorgegebener Wahrscheinlichkeit angenommen oder verworfen werden kann. Er hat damit in etwa die gleiche Bedeutung wie ein Q-Q-Plot, nur dass dieser Test keine visuelle, sondern eine numerische Aussage gibt.

Wenn das Ergebnis des Tests 1 ist, so kann die angenommene Hypothese verworfen werden, ist das Ergebnis 0, so kann die angenommene Hypothese nicht verworfen werden.

Der Test wird mit einem 5%-Signifikanzniveau und der Hypothese, dass die Daten einer AE entsprechen durchgeführt und wird aufgerufen mit

```
>> [KoSmirTest1]=kstest(sextremes(1:anzex,T),[sextremes(1:anzex,T),Fmle],0.05, 0)
```

Zusätzlich wird mit einem 5%-Signifikanzniveau der Test auf Vorliegen einer Normalverteilung durchgeführt mit

```
>> [KoSmirTest2]=kstest(sextremes(1:anzex,T),[], 0.05, 0)
```

16.1.12 Berechnung der Plotting-Positionen

Die Berechnung der Plotting-Positionen erfolgt über eine Monte-Carlo-Simulationen (s.o.). Die Monte-Carlo-Simulationen besteht aus 10.000 Wiederholungen. Bei jeder Wiederholung wird ein Vektor **zufall** mit **anzex** gleichverteilten Zufallszahlen zwischen 0 und 1 bestimmt, wobei 0 und 1 selbst ausgeschlossen sind. Der Vektor **zufall** wird anschließend der Größe nach sortiert und doppelt logarithmiert. Diese Werte werden über die 10.000 Wiederholungen aufsummiert und das arithmetische Mittel gebildet, was dem erwartungstreuen (biasfrei) Erwartungswert entspricht. Auf gleiche Weise wird die biasfreie Standardabweichung bestimmt. Die berechneten Plotting-Positionen werden zu Vergleichszwecken mit den empirischen Plotting-Positionen nach WEIBULL und GRINGORTON grafisch aufgetragen (Abbildung 60).

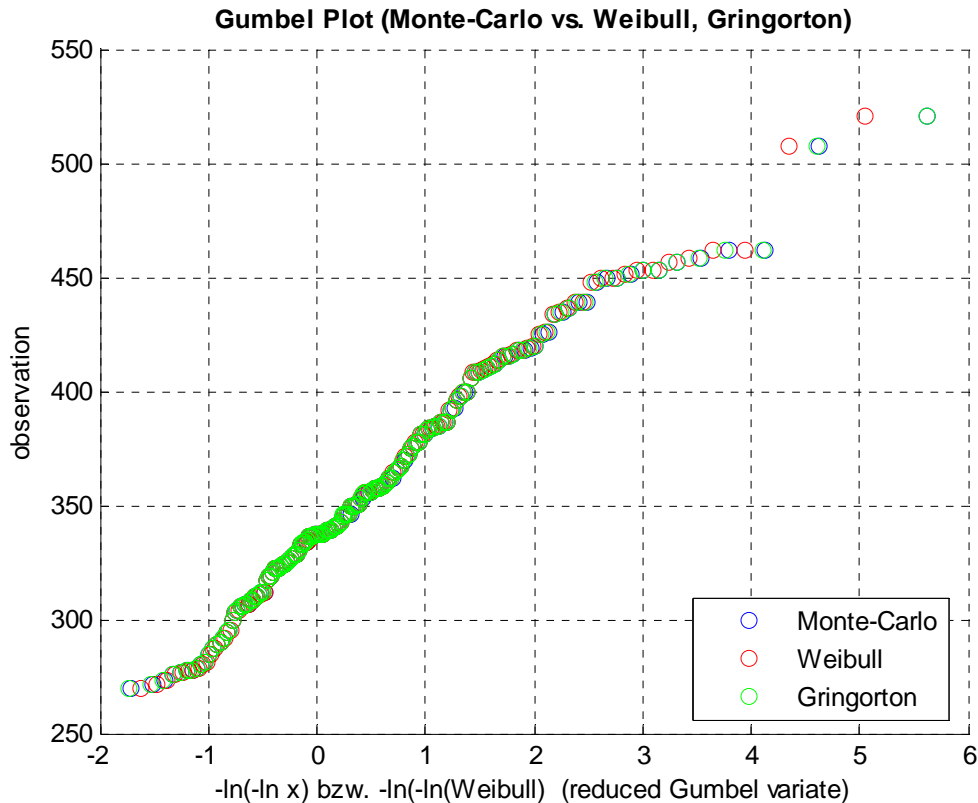


Abbildung 60: Vergleich der Plotting-Positionen (Beispiel)

Die Ergebnisse zeigen, dass die über Monte-Carlo-Simulationen bestimmten Plotting-Positionen im wesentlichen mit denen nach GRINGORTON übereinstimmen.

16.1.13 Berechnung des Formparameters τ

Für die der Analyse zugrunde liegende dreiparametrische Verteilungsfunktion (ProMUSE-Verteilung) muss der Formparameter τ bestimmt werden. Dieser Formparameter bestimmt maßgebend den Verlauf der Verteilungsfunktion im Bereich der sehr kleinen Wahrscheinlichkeiten.

Als erste Näherung für den Formparameter τ wird dem ermittelten modellierten Höchstwert eine Wahrscheinlichkeit zugewiesen. Aus diesem Datenpaar wird iterativ der Formparameter τ berechnet.

Mit Hilfe dieser ersten Schätzung für τ wird die Obergrenze **xmax** der Verteilungsfunktion über die Funktion **limit** berechnet.

```
>> [xmax, f1, f2] = limit (avg, sigma, tau)
```

Für die zweite Schätzung des Formparameters τ werden die logarithmierte Differenz zwischen der Obergrenze und den auszuwertenden Daten gegen die Plotting-Positionen aufgetragen und eine lineare Funktion an die Daten mit dem Unterprogramm **polyfit** angepasst. Die

Steigung der linearen Funktion ist die verbesserte Schätzung des Formparameters τ (Abbildung 61).

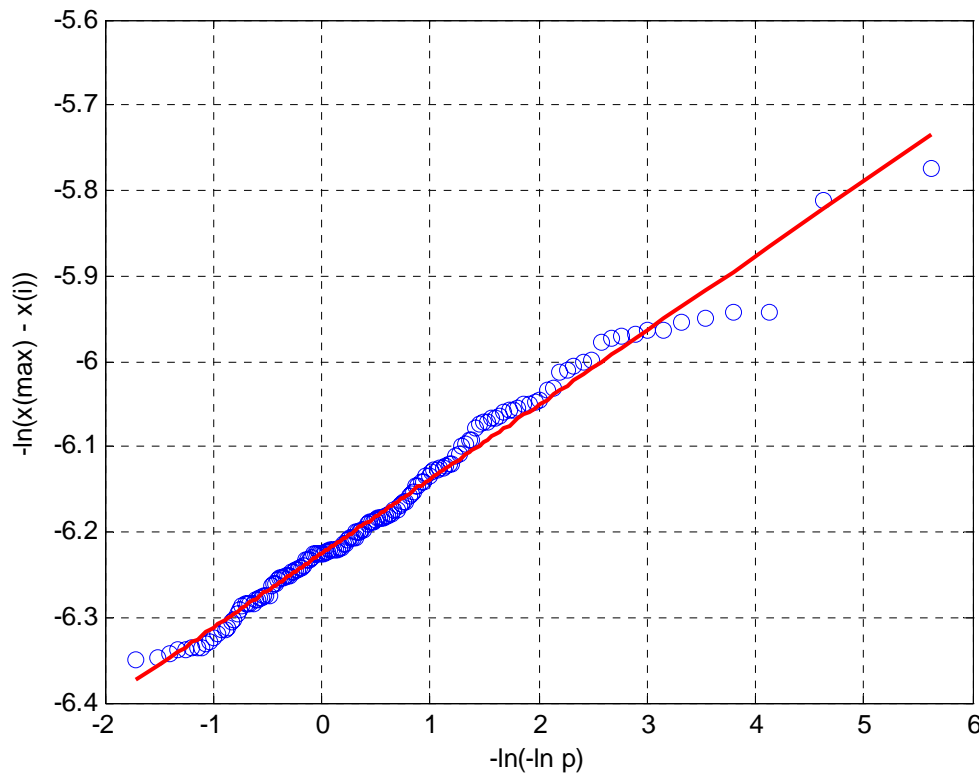


Abbildung 61: Verbesserte Schätzung des Formparameters τ (Steigung der Geraden), (Beispiel)

16.1.14 Berechnung der Terme f_1 und f_2

Die Gumbel Typ III - Verteilung enthält die zwei Terme f_1 und f_2 (s.o.), die gegeben sind durch

$$\begin{aligned} f_1 &= \Gamma(1 + \tau) \\ f_2 &= \sqrt{\Gamma(1 + 2\tau) - \Gamma^2(1 + \tau)} \end{aligned} \quad \text{Gleichung 42}$$

Die Terme f_1 und f_2 werden separat im Unterprogramm **ftau** gelöst. Zur Lösung dieser Terme muss die Gammafunktion gelöst werden, was wiederum durch das Unterprogramm **gamma** durchgeführt wird.

Das Unterprogramm **ftau** benötigt als einzigen Inputparameter die Größe **tau** und wird aufgerufen mit der Syntax

```
>> [f1neu, f2neu] = ftau (tau)
```

16.1.15 Berechnung der ProMUSE-Verteilung

Mit den zuvor berechneten Parametern ist die ProMUSE-Verteilung eindeutig bestimmt und kann für die Zeitspanne der beobachteten Daten dargestellt werden. Für die vorliegende

Aufgabenstellung ist insbesondere der Bereich über die beobachtete Zeitspanne hinaus von Interesse. Dazu wird die ProMUSE-Verteilung mit einem Zeitvektor von 1 bis 100.000.000 Jahren mit der inversen ProMUSE-Verteilung extrapoliert. Damit werden die Wasserstände und Eintrittsraten bis $\lambda = 10^{-8}$ dargestellt.

Die Ergebnisse werden in einer Grafik visualisiert, wo neben den Plotting-Positionen und der ProMUSE-Verteilung auch die ermittelten Funktionverläufe der GEV eingetragen sind. Zusätzlich sind der modellierte Wert des BSH und die Obergrenze der ProMUSE-Funktion dargestellt (Abbildung 62).

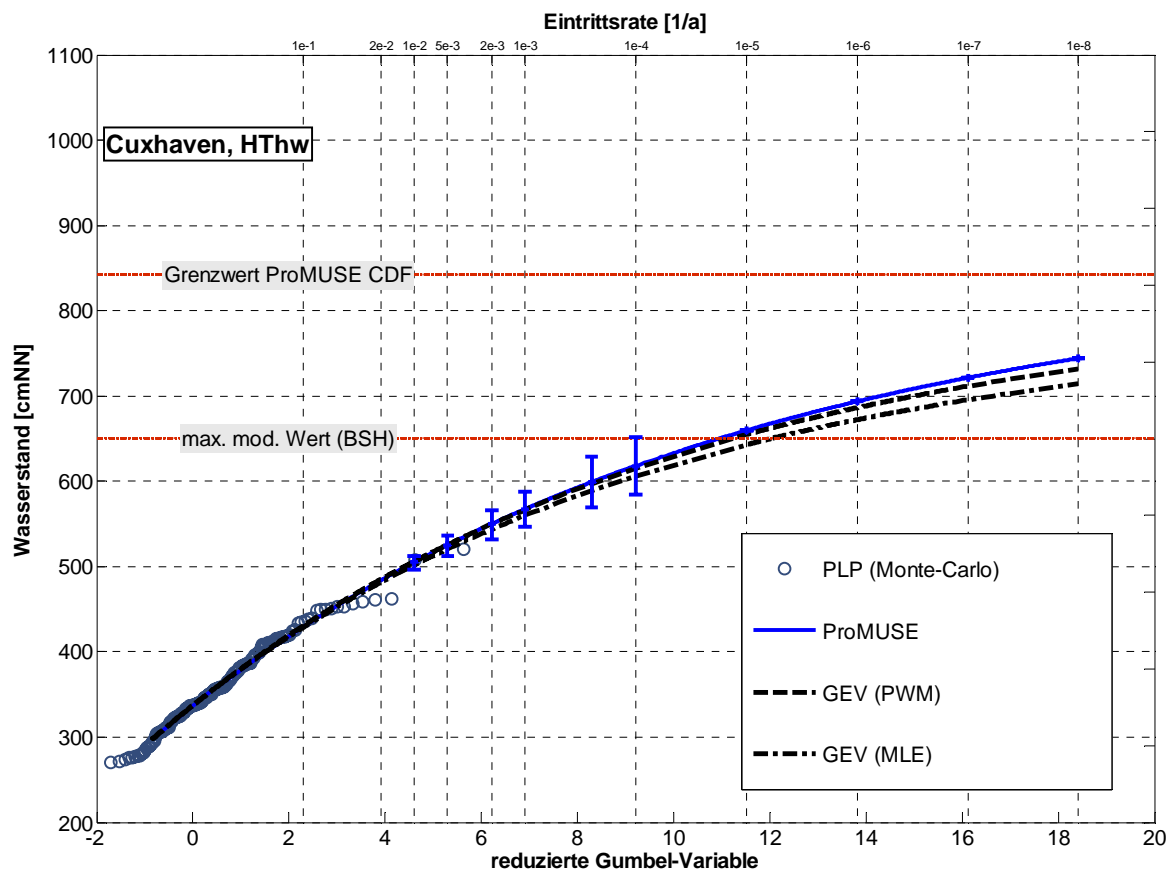


Abbildung 62: ProMUSE-Plot für Pegel Cuxhaven (Beispiel)

16.1.16 Berechnung der Bemessungsgrößen

Die Berechnung der gewünschten Bemessungsereignisse wird mit der inversen Extremwertfunktion durchgeführt, wobei gleichzeitig eine Extrapolation erfolgt. Es werden Ereignisse mit verschiedenen Eintrittsraten berechnet und in den Variablen h_{100} , h_{200} , h_{500} , h_{1000} , h_{4000} und h_{10000} abgespeichert.

16.1.17 Monte-Carlo-Simulationen

In der Software ProMUSE besteht für weitere statistische Analysen die Möglichkeit, synthetische Zeitreihen über Monte-Carlo-Simulationen zu generieren. Dazu werden aus der zuvor ermittelten ProMUSE-Verteilungsfunktion n verschiedene Stichproben vom Umfang m gezogen. Dies geschieht über den MATLAB eigenen Zufallsgenerator **rand**, der gleichverteilte Zufallszahlen zwischen 0 und 1 ausspielt.

Diese Zufallszahlen werden mit der ProMUSE-Funktion in Wasserstandsdaten transformiert und in der Variablen **zufallmc** abgespeichert. Die Datenreihen können nun für weitere statistische Analysen verwendet werden.

16.1.18 Output-Dateien

Nach Durchlauf aller Analyseschritte, wird zunächst eine Datei (**variable.mat**) erzeugt, die alle wesentlichen Variablen beinhaltet, um zu späteren Zeitpunkten auf Zwischen- oder Endergebnisse zurückgreifen zu können. Hier werden insbesondere auch die Monte-Carlo-Zeitreihen gespeichert, die dann für weitere Analysen zur Verfügung stehen.

Desweiteren wird eine Textdatei mit dem Namen **ProMuseOUT.txt** erzeugt, die alle wesentlichen Informationen zum Rechenlauf beinhaltet. Als besonders wichtige Informationen sind die Eingangsdatensätze, die ermittelten Parameter der Verteilungsfunktion und die Wasserstände bzw. Windstaudaten zu den zuvor definierten Wahrscheinlichkeiten enthalten.