

**Untersuchungen zu Atlantisch-Europäischen  
Winterstürmen anhand des operationellen  
Ensemblevorhersagesystems des EZMW**

**DISSERTATION**

zur Erlangung des Grades eines

*Doktors der Naturwissenschaften (Dr. rer. nat.)*

am Fachbereich für Geowissenschaften

der Freien Universität Berlin

vorgelegt von

Dipl. Phys. Robert Daniel Osinski

Berlin, 28. Oktober 2014

Erstgutachter: PD Dr. Gregor C. Leckebusch  
Zweitgutachter: Prof. Dr. Uwe Ulbrich

Disputationstermin: 15. Dezember 2014

## Eidesstattliche Erklärung

Hiermit versichere ich an Eides statt, die vorliegende Arbeit selbstständig und eigenhändig ohne fremde Hilfe angefertigt zu haben. Es wurden keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt. Wörtlich oder inhaltlich entnommene Stellen wurden als solche kenntlich gemacht. Diese Arbeit hat in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner Prüfungsbehörde vorgelegen.

Berlin, 28. Oktober 2014

Robert Daniel Osinski

*Prediction is very difficult, especially about the future.*  
**NIELS BOHR**

# Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis . . . . .	i
Abbildungsverzeichnis . . . . .	xiii
Tabellenverzeichnis . . . . .	xiv
Abkürzungen . . . . .	xv
Abstract . . . . .	xvi
Zusammenfassung . . . . .	xvii
<b>1 Einleitung</b>	<b>1</b>
1.1 Hintergrund . . . . .	1
1.2 Zielsetzung . . . . .	6
1.3 Struktur der Arbeit . . . . .	7
<b>2 Daten</b>	<b>9</b>
2.1 EZMW ERA-Interim . . . . .	9
2.2 EZMW Ensemble Prediction System . . . . .	10
<b>3 Methodiken</b>	<b>12</b>
3.1 Sturmidentifizierungsverfahren . . . . .	12
3.2 Homogenisierungsverfahren . . . . .	13
3.2.1 Klimatologische Skalierung . . . . .	13
3.2.2 Überschreitungsskalierung . . . . .	15
3.3 „Pure“ und „modifizierte“ EPS Stürme . . . . .	18
3.4 Extremwertstatistik . . . . .	19
3.4.1 Bestimmung von Wiederkehrperioden – Peak over Threshold Methode . . . . .	20
3.4.2 Abschätzung von Konfidenzintervallen . . . . .	22
<b>4 Untersuchungen hinsichtlich möglicher systematischer Trends</b>	<b>23</b>
4.1 Vorarbeiten . . . . .	23
4.1.1 Grenzwertbestimmung für das Sturmidentifizierungsverfahren . . .	23
4.1.2 Sensitivität des Sturmidentifizierungsverfahrens bzgl. des Schwellwertes . . . . .	26
4.1.3 Umgang mit Randeffekten zu Beginn und Ende der Vorhersagen .	30

4.2	Spannweite der Sturmeigenschaften . . . . .	31
4.3	Sturmeigenschaften im Ensemblemittel . . . . .	36
4.4	SSIs in den Regionboxen . . . . .	41
4.5	Sensitivität in den Regionsboxen . . . . .	49
4.6	Raumzeitliche Eigenschaften . . . . .	50
4.6.1	Eigenschaften während der Vorhersagedauer . . . . .	50
4.6.2	Sturmbetroffenheitsflächen . . . . .	53
4.7	Unterschiede in der Behandlung von 6h und 12h Daten . . . . .	56
4.8	Anwendungsbeispiel: Sturmstatistik mit dem EPS . . . . .	60
<b>5</b>	<b>Bestimmung unabhängiger Stichproben</b>	<b>64</b>
5.1	Zusammensetzen von Zeitreihen aus disjunkten 10-Tages Vorhersagen . . . . .	64
5.2	Bildung von unabhängigen Stichproben durch Sturmzuordnungsverfahren . . . . .	65
5.2.1	Sensitivität des Zuordnungsverfahrens bzgl. Parameter und mehrfacher Anwendung . . . . .	69
5.2.2	Eigenschaften der unabhängig generierten Stichprobe . . . . .	73
<b>6</b>	<b>Quantifizierte Auftrittshäufigkeiten Europäischer Winterstürme</b>	<b>78</b>
6.1	Verfahren 1: Zusammengesetzte Zeitreihen aus disjunkten 10-Tages Vorhersagen . . . . .	78
6.2	Verfahren 2: Stichproben unabhängiger Ereignisse durch Windzuordnungsverfahren . . . . .	82
6.3	Zusammenhang zwischen Verfahren 1 und Verfahren 2 . . . . .	87
6.4	Wiederkehrwerte auf Gitterzellenbasis im 10m Wind und SSI . . . . .	89
6.5	Inter- und Intraannuale Variabilität . . . . .	95
6.6	Einordnung der Repräsentativität des EPS Zeitraumes . . . . .	101
<b>7</b>	<b>Diskussion und Zusammenfassung der Ergebnisse</b>	<b>107</b>
7.1	Nutzbarkeit des EZMW EPS zur Abschätzung von Auftrittshäufigkeiten von Winterstürmen . . . . .	107
7.2	Quantifizierte Auftrittshäufigkeiten Europäischer Winterstürme . . . . .	108
7.3	Stichpunktartige Zusammenfassung der Arbeit . . . . .	110
7.4	Offen gebliebene Fragen . . . . .	112
7.4.1	Zeitlich zunehmender Vorhersageskill . . . . .	112
7.4.2	Ensemblespread . . . . .	113
7.4.3	Möglicher Bias in den GPD Parametern für ERA-Interim . . . . .	114
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>115</b>
	<b>Danksagung</b>	<b>136</b>

Anhang

A	Wiederkehrperioden der EPS Böen . . . . .	I
B	Wiederkehrperioden im Wind und in den Brasseurböen anhand dynamisch regionalisierter historischer Stürme mittels des Cosmo-EUs . .	III
C	Jahresgang in den Footprintsommen bzgl. Anzahl und SSI der Ereignisse	IV
D	Räumlich differenzierter Anteil an „Puren“ EPS Stürmen . . . . .	VI
E	Ergänzende Abbildungen zu Untersuchungen hinsichtlich möglicher Trends über die Vorhersagezeit . . . . .	VIII
F	Diskussion zu einem denkbaren alternativen Vorgehen zur Sturmidentifizierung im EPS . . . . .	VIII
G	Anpassungsgüte – Goodness of Fit . . . . .	XI
H	Konfidenzintervalle – Profile-log-likelihood . . . . .	XIV
I	Weibullfit der 10m Winde im EPS $T_L255$ . . . . .	XVI
J	Talagrandidiagramme – Ensemblespread . . . . .	XVII
K	Ensemblebearbeitungstechnik Ensemble Dressing . . . . .	XX

## Abbildungsverzeichnis

2.1	Untersuchungsgebiet . . . . .	9
3.1	98. Perzentile [m/s] verschiedener EPS Subzeiträume als Landflächenmittel gemäß Tabelle 2.1 und dazugehörige ERA-Interim Perzentile gleicher Zeiträume sowie 1989-2010 . . . . .	14
3.2	Verhältnisse des klimatologischen ERA-Interim Perzentils zu den ERA-Interim Perzentilen des Zeitraumes der konstanten EPS Auflösungen gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	15
3.3	98. Perzentile [m/s] aus den EPS Subperioden unskaliert (links) sowie mittels der klimatologischen Skalierung (rechts) . . . . .	16
3.4	Relative Überschreitungen [%] der 98. EPS Perzentile für die vier EPS Auflösungen verschiedener Perioden gemäß Tabelle 2.1 als Landflächenmittel; Klimatologische Skalierung angewendet zur Herausrechnung des Einflusses interner Klimavariabilität . . . . .	17
3.5	Überschreitungen [%] des 98. Perzentils durch das 99.9 für die Daten zu den EPS Auflösungen gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	18
3.6	Skizze der Definition von „puren“ und „modifizierten“ EPS Stürmen . . .	19
3.7	Definitionen der Regionsboxen zur Verwendung in der Extremwertstatistik	20
4.1	98. Perzentile [m/s] für während der Vorhersagezeit [h] des EPS mit $T_L159$ , $T_L255$ und $T_L399$ horizontaler Auflösung . . . . .	24
4.2	Sensitivität des Windtrackings auf leichte Schwellwertmodifizierung bzgl. Schwereverteilung der detektierten Stürme . . . . .	26
4.3	Sensitivität des Windtrackings auf leichte Schwellwertmodifizierung bzgl. der Sturmdauer [h] (links) und der Sturmfeldgröße [ $km^2$ ] (rechts) der detektierten Stürme . . . . .	27
4.4	Box Whisker Graphen der Windwerte innerhalb der Deutschlandbox für die für das EPS in $T_L255$ angewendeten IFS Zyklen im Vergleich zu ERA-Interim . . . . .	28
4.5	98. Perzentil der Windwerte innerhalb der Deutschlandbox für die für das EPS in $T_L255$ angewendeten IFS Zyklen im Vergleich zu ERA-Interim . .	29



4.6	Andauerverteilung von 1068 ERA-Interim Sturmereignissen mit SSI > 0.5 von 1989 bis 2010 . . . . .	30
4.7	Verwendung eines 6-Tagezeitfensters zur Wahrung einer Bias freien Verteilung . . . . .	31
4.8	SSIs für Repräsentationen des Sturmes Emma (28.02.2008 18UTC detektiert in ERA-Interim); EPS initialisiert 28.02.2008 12UTC (oben) und 25.02.2008 00UTC (unten) . . . . .	32
4.9	Mittlere Clustergröße [ $km^2$ ] (links) des Sturmes Emma (28.02.2008 18UTC detektiert in ERA-Interim) in 50 Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC sowie die dazugehörige Andauer [ $h$ ] (rechts) . . . . .	33
4.10	Zugbahnen des Sturmes Emma (28.02.2008 18UTC Startzeitpunkt in ERA-Interim) detektiert in 50 Mitgliedern mit Initialisierung am 28.02.2008 12UTC (oben) sowie am 25.02.2008 00UTC (unten) . . . . .	34
4.11	SSIs aller in ERA-Interim detektierter Sturmereignisse (rot) sowie aller im EPS in den 12UTC Initialisierungen (schwarz), beide Fälle aus dem Zeitraum 2001 bis 2010 ohne Monate Juni, Juli und August . . . . .	34
4.12	Box-Whisker Graphen für den SSI für die einzelnen Monate in ERA-Interim (links) sowie für das EPS 12UTC Initialisierungen (rechts) im Zeitraum 2001 bis 2010 . . . . .	35
4.13	Mittlere Anzahl der Ereignisse im jahreszeitlichen Verlauf, bestimmt aus dem Zeitraum 2002 bis 2009. EPS Anzahl wurde nivelliert, indem durch Mitgliederanzahl und Vorhersagetage (sechs Tage, s.h. 4.1.3) geteilt wurde.	36
4.14	Anzahl der Ereignisse pro Jahr unterteilt nach SSI für EPS Zeiträume gleicher Auflösung gemäß Tabelle 2.1, Ordinateneinteilung unterschiedlich	37
4.15	Mittlere Sturmandauer [ $h$ ] unterteilt nach SSI für EPS Zeiträume gleicher Auflösung gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	38
4.16	Mittlere Sturmfeldgröße [ $km^2$ ] (links) und mittlerer SSI (rechts) in Abhängigkeit von der Uhrzeit aus EPS mit $T_L399$ . . . . .	39
4.17	Mittlere Sturmfeldgröße [ $km^2$ ] unterteilt nach SSI für EPS Zeiträume gleicher Auflösung gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	39
4.18	Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion einer angepassten Normalverteilung an den logarithmierten SSI für EPS Zeiträume in $T_L255$ (links) und $T_L399$ (rechts) gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	40
4.19	Sturm Emma aus ERA-Interim (erste Identifikation 28.02.2008 12UTC) sowie aus 50 EPS Mitgliedern, initialisiert am 28.02.2008 12UTC . . . . .	42
4.20	Footprint des Sturmes Emma in ERA-Interim, sowie Häufigkeiten der Betroffenheit der Gitterzellen aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC . . . . .	43

4.21	SSIs für die Frankreichbox (oben) und für die Deutschlandbox (unten) für den Sturm Emma in ERA-Interim, sowie aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC . . . . .	43
4.22	Ensemblemittel mit SSI von 24.71 (oben links), Standardabweichung im SSI von 23.45 (oben rechts), Ensembleminimum mit SSI von 1.43 (unter links) und Ensemblemaximum mit SSI von 110.10 (unter rechts) des SSI des Sturmes Emma aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC . . . . .	44
4.23	Ensemblemittel (oben links) des SSI des Sturmes Emma aus 50 EPS ( $T_L399$ ) Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC sowie SSI aus ERA-Interim ( $T_L255$ ) (oben rechts). Gitterzellenfläche [ $km^2$ ] im EPS (unten links) und in ERA-Interim (unten rechts) . . . . .	45
4.24	Ensemblemittel (oben links) des SSI des Sturmes Emma (SSI: 24.71) aus 50 EPS ( $T_L399$ ) Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC interpoliert auf $T_L255$ (SSI: 10.12), sowie interpoliert auf $T_L255$ und normiert über das Verhältnis interpolierter zu ursprünglicher Auflösung (SSI: 24.70) . . . . .	46
4.25	Histogramm der Fehler [%] durch die Interpolation mit Normierung der SSI Footprints in $T_L399$ auf $T_L255$ (links) und in $T_L159$ auf $T_L255$ (rechts)	46
4.26	SSI-Footprint des Sturmes Jeanette (26.10.2002 06UTC) in ERA-Interim (SSI=29.96), sowie das Ensemblemittel aus 50 EPS Mitgliedern (SSI=26.86) initialisiert am 26.10.2002 12UTC . . . . .	47
4.27	Track des Sturmes Jeanette aus ERA-Interim sowie aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 26.10.2002 12UTC . . . . .	47
4.28	Ensembleminimum mit SSI=1.45 (oben links), Ensemblemaximum mit SSI=140.13 (oben rechts) des SSI des Sturmes Jeanette (26.10.2002 06UTC) aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 26.10.2002 12UTC, sowie Footprint der Schwächsten Realisierung mit einem SSI von 12.90 (unten links) sowie der Stärksten mit einem SSI von 61.35 (unten rechts) . . . . .	48
4.29	Verteilungen der SSIs in der Ger-Regionsbox gemäß 3.7 verschoben um 2 bzw. 4 Gitterboxen in West, Ost, Nord und Süd im EPS mit $T_L255$ und ERA-Interim. . . . .	49
4.30	Anzahl der zu den sechs stündigen Archivierungszeitschritten startender Ereignisse normiert auf ein Jahr im EPS mit $T_L255$ 12UTC Initialisierungen	50
4.31	Anzahl der zu den sechs stündigen Archivierungszeitschritten startender Ereignisse normiert auf ein Jahr im EPS mit $T_L399$ 00UTC (links) und 12UTC (rechts) Initialisierungen . . . . .	51
4.32	Anzahl der zu den sechs stündigen Archivierungszeitschritten startender Ereignisse normiert auf ein Jahr im EPS mit $T_L399$ 12UTC Initialisierungen in den 8 Regionsboxen . . . . .	52

4.33	Instantane (einzelne Summanden der SSI Berechnung über die Zeit in Gleichung 3.1 werden dem zugehörigen Zeitpunkt in der Vorhersage zugeordnet) mittlere SSI Werte im EPS mit $T_L399$ 00UTC (links) und 12UTC (rechts) Initialisierungen . . . . .	53
4.34	Kumulative mittlere jährliche Flächenbetroffenheit detektierter Sturmsysteme (Footprintsummen) für EPS Zeitraum gemäß Tabelle 2.1 in ERA (links) und dem EPS für 12UTC Initialisierungen genormt durch Ensemblegröße (rechts) . . . . .	54
4.35	Standardabweichung der Footprintsummen anhand der 50 gestörten EPS Mitglieder für $T_L255$ (links) und $T_L399$ rechts gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	55
4.36	Sturmschwereverteilung der im EPS mit T399 Auflösung detektieren Stürme im Zeitraum 2006 bis 2010, linker Balken auf 6-stündlichen Daten basierend, mittlerer Balken 12h U und V Komponenten auf 6h linear interpoliert, rechter Balken 12h Windgeschwindigkeitsbetrag auf 6h linear interpoliert . . . . .	56
4.37	Relative Anzahl der Sturmstarts zu den 00UTC, 06UTC, 12UTC und 18UTC Terminen im EPS $T_L399$ , 2006-2010, linker Balken 12h Windgeschwindigkeitsbetrag linear auf 6h interpoliert, rechter Balken 6h Daten . . . . .	57
4.38	Gemittelte instantane SSI Werte aller im EPS $T_L399$ , 2006-2010, zu 00UTC detektierten Stürme . . . . .	58
4.39	Summe der Footprints aller Ereignisse in ERA-Interim im Zeitraum 1989-2010 auf ein Jahr normiert unter Benutzung 6-stündlicher Daten (oben), 12-stündlicher Daten linear interpoliert auf 6-stündliche Daten (mitte) sowie 12-stündliche Daten (unten) . . . . .	59
4.40	Clustergröße während der Sturmandauer zwischen 30h und 84h; ERA-Interim (links) und EPS (rechts) . . . . .	60
4.41	SSI während der Sturmandauer zwischen 30h und 84h; ERA-Interim (links) und EPS (rechts) . . . . .	61
4.42	Clusterzentren aus allen für das Jahr 2008 in ERA-Interim (links) sowie im EPS (rechts) detektierte Sturmcluster) . . . . .	62
4.43	Median der Clustergröße [ $km^2$ ] über alle Cluster aus dem EPS im Zeitraum 2000-2010 innerhalb von $5^\circ$ mal $5^\circ$ Boxen für Sturmcluster um 00UTC (oben links), um 06UTC (oben rechts) sowie 12UTC (unten link) sowie 18UTC (unten rechts) . . . . .	63
5.1	Skizze des Verfahrens zur Generierung von Stichproben unabhängiger Sturmereignisse aus dem EPS . . . . .	66

5.2	Illustration eines Iterationsschrittes zum Sturmzuordnungsverfahren; (oben links) Zufällig gewählter Sturm S in grau sowie alle potentiell zu diesem zuordenbaren Ereignisse P; (oben rechts) Ereignisse P mit weniger als drei gemeinsamen Zeitschritten zu Sturm S entfernt; (unten links) Stürme mit zeitlichem Versatz des Sturmstarts zwischen P und S von mehr als 18h entfernt; (unten rechts) Stürme P deren erste zu Sturm S gemeinsamen Zeitschritte weniger als 1500km Abstand aufweisen, werden als Zuordnung gewertet . . . . .	68
5.3	Drei Beispielzuordnungen durch das Sturmzuordnungsverfahren . . . . .	69
5.4	Sensitivität des Verfahrens hinsichtlich der Größe der als unabhängig generierten Stichprobe in 450 Läufen . . . . .	69
5.5	Stichprobenvergrößerung hinsichtlich Abstandsmaß für Ensemblegrößen aus dem EPS mit 1 bis 5, 10 sowie 50 Mitgliedern . . . . .	70
5.6	Vergrößerung der Stichproben durch die Vergrößerung der Ensemblemitgliederanzahl basierend auf ein bis sechs Vorhersagetage gemäß Abschnitt 4.1.3 (links) bzw. der Anzahl der Vorhersagetage (rechts) basierend auf eins bis fünfzig Mitglieder . . . . .	71
5.7	Abhängigkeit der Stichprobenvergrößerung vom Kriterium des maximal zugelassenenen zeitlichen Versatzes der Sturmstarts . . . . .	72
5.8	Abhängigkeit der Stichprobenvergrößerung vom Kriterium gemeinsam vorliegender Zeitschritte . . . . .	73
5.9	Relative SSI Verteilung [%] im Original EPS Datensatz (linker Balken) sowie in den in Abbildung 5.4 gezeigten 450 generierten Stichproben (rechter Balken) . . . . .	74
5.10	Verteilung des SSI in Abhängigkeit von der Anzahl der Läufe, die einen Sturm zeigen . . . . .	75
5.11	Schematische Erklärung zum Verständnis des Zusammenhangs zwischen SSI-Verteilung und Anzahl der Vorhersagen die einen Sturm zeigen . . . . .	75
5.12	Modifiziertes Verfahren zur Biasverringerung bei der Generierung von unabhängigen Stichproben . . . . .	76
5.13	Abnahme der unabhängigen Stichprobengröße bei mehrfacher Iteration gemäß Verfahren 5.12 . . . . .	77
5.14	Relative SSI Verteilung im Original EPS Datensatz (linker Balken) sowie gemäß dem modifizierten Verfahren 5.12 generierte Stichproben mit 20 iterativ generierten Stichproben 30 mal wiederholt unter nicht Verwendung der jeweils ersten Iteration (rechter Balken) . . . . .	77
6.1	Sensitivität der Konfidenzintervalle bei Stichprobenumfängen von 1000 generierten Zeitreihen sowie Konfidenzintervalle aus einer Stichprobe von 10000 generierten Zeitreihen . . . . .	79

6.2	Sensitivität der Konfidenzintervalle bei Stichprobenumfängen von 5000 generierten Zeitreihen . . . . .	79
6.3	Wiederkehrperioden des SSI's Europäischer Winterstürme gemäß Region aus Abbildung 2.1 aus ERA-Interim sowie dem EPS. Konfidenzintervalle für ERA-Interim mittels $BC_a$ -Bootstrap Verfahren und für das EPS nach Verfahren 1. . . . .	80
6.4	Wiederkehrperioden der anteiligen SSI's Europäischer Winterstürme in den Regionen aus Abbildung 3.7 gemäß Beschriftung aus ERA-Interim sowie dem EPS. Konfidenzintervalle für ERA-Interim mittels $BC_a$ -Bootstrap Verfahren und für das EPS nach Verfahren 1. . . . .	81
6.5	Sensitivität der Konfidenzintervalle bzgl. ihres Stichprobenumfanges anhand des Windzuordnungsverfahrens mit jeweils 950 (links) und 2375 (rechts) generierten Stichproben . . . . .	83
6.6	Wiederkehrperioden des SSI's Europäischer Winterstürme gemäß Region aus Abbildung 2.1 für das EPS mit Vergleich der Konfidenzintervalle nach Verfahren 1 und 2. . . . .	84
6.7	Wiederkehrperioden der anteiligen SSI's Europäischer Winterstürme in den Regionen aus Abbildung 3.7 gemäß Beschriftung aus dem EPS. Konfidenzintervalle verglichen zwischen Verfahren 1 und 2 . . . . .	85
6.8	Skizze zur Abwandlung des Verfahrens 2 zur Generierung von Stichproben aus einem Ensemble mit nur einem Mitglied und einem Vorhersagetag . .	88
6.9	Vergleich der Konfidenzintervalle zwischen Verfahren 1 und Verfahren 2 bei Benutzung von einem Ensemblemitglied und einem Vorhersagetag für das Verfahren 2 . . . . .	89
6.10	Wiederkehrwerte des 10m Windes [m/s] auf Gitterzellenbasis in $T_L159$ Auflösung für den Zeitraum 1957 bis 2002 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren . . . . .	90
6.11	Wiederkehrwert des 10m Windes [m/s] auf Gitterzellenbasis in $T_L159$ Auflösung für ERA40 (links) und in $T_L255$ Auflösung für ERA-Interim (rechts) für den Zeitraum 1979 bis 2002 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren . . . . .	90
6.12	Wiederkehrwert des 10m Windes [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren auf Gitterzellenbasis in $T_L255$ Auflösung für ERA-Interim (links) und in $T_L255$ Auflösung für das EPS (rechts) für den Zeitraum 2000 bis 2010 . . . . .	91
6.13	Wiederkehrwert des 10m Windes [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren auf Gitterzellenbasis in $T_L255$ Auflösung für das EPS auf Wind in zusammenhängenden Sturmsystemen basierend (links) sowie die Differenz der Wiederkehrwerte auf allen Daten basierend zu denen aus den Sturmsystemen (rechts) . . . . .	92

6.14	Wiederkehrwerte des SSI auf Gitterzellenbasis in $T_L255$ Auflösung für den Zeitraum Nov. 2000 bis Januar 2010 für eine Wiederkehrperiode von 10 Jahren (links) und für 100 Jahren (rechts) . . . . .	93
6.15	SSI Werte des Sturmes Jeanette in ERA-Interim auf Gitterzellenbasis in $T_L255$ (links) sowie die dafür ermittelten Jährlichkeiten (rechts) . . . . .	94
6.16	Jährlichkeiten der SSI Werte des EPS Laufes mit niedrigstem Gesamt SSI (links), mit einem zu ERA-Interim vergleichbaren (mitte) sowie mit dem höchsten Gesamt SSI (rechts) . . . . .	95
6.17	Box-Whisker Graphen für die in detektierten Sturmsystemen vorherrschende 10m Windgeschwindigkeit für die Saisons 1989 bis 2009 . . . . .	96
6.18	Box-Whisker Graphen für die in detektierten Sturmsystemen vorherrschende 10m Windgeschwindigkeit über Land (links) sowie See (rechts) für die Saisons 1989 bis 2009 . . . . .	96
6.19	Box-Whisker Graphen für die in detektierten Sturmsystemen vorherrschende Sturmdauer (links) sowie Footprintgröße (rechts) für die Saisons 1989 bis 2009 . . . . .	96
6.20	Wiederkehrwerte [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Jahre 2002 bis 2009 . . . . .	98
6.21	Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld gemäß Abb. 6.20 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Jahre 2002 bis 2009 . . . . .	98
6.22	Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld für Landgitterboxen (links) sowie Seegitterboxen (rechts) gemäß Abb. 6.20 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Jahre 2002 bis 2009 . . . . .	99
6.23	Wiederkehrwerte [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Monate Oktober bis März . . . . .	99
6.24	Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld gemäß 6.23 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Monate Oktober bis März . . . . .	100
6.25	Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld für Landgitterboxen (links) sowie Seegitterboxen (rechts) gemäß Abb. 6.23 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Monate Oktober bis März . . . . .	101
6.26	NAO Index für den Zeitraum 2001 bis 2010, Quelle: NOAA . . . . .	102
6.27	Anzahl der Ereignisse aus dem EPS in den gemäß Tabelle 6.1 definierten NAO Phasen . . . . .	102
6.28	Footprintsummen nach NAO Phasen gemäß Tabelle 6.1 . . . . .	103
6.29	Abhängigkeit der SSI-Verteilung von der NAO Phase . . . . .	104
6.30	Abhängigkeit der Sturmfeldgröße pro Zeitschritt von der NAO Phase . . . . .	104
6.31	Abhängigkeit der Sturmdauer von der NAO Phase . . . . .	105
6.32	SSI Footprintsummen nach NAO Phasen gemäß Tabelle 6.1 normiert auf 1 Jahr . . . . .	106

6.33	Relative Häufigkeiten [%] der NAO Phasen im Zeitraum Jan. 1979 bis Jan. 2010 sowie Jan. 2000 bis Jan. 2010 . . . . .	106
7.1	Relative Anzahl [%] unabhängiger Ereignisse in den EPS Seasons aus 12UTC Initialisierungen im 6-Tagezeitfenster, Box-Whisker aus jeweils 100 Läufen des Verfahrens pro Saison angewendet . . . . .	113
A.1	Wiederkehrwert [m/s] der EPS Böen auf Gitterzellenbasis in $T_L255$ für den Zeitraum November 2000 bis Januar 2010 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren . . . . .	II
A.2	Verhältnis der Wiederkehrwerte [m/s] in Anlehnung an den Böenfaktor der EPS Böen auf Gitterzellenbasis in $T_L255$ zu den Wiederkehrwerten des 10m Windes für den Zeitraum November 2000 bis Januar 2010 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren . . . . .	II
B.1	Wiederkehrwerte [m/s] des 10m Windes auf Gitterzellenbasis in 7km Auflösung anhand 130 historischer Stürme aus dem Zeitraum 1958 bis 2010 modelliert mit dem Cosmo-EU und initialisiert mittels ERA40 bzw. ERA-Interim für eine Wiederkehrperiode von 50 Jahren . . . . .	III
B.2	Wiederkehrwerte [m/s] der Brasseur Böenparametrisierung auf Gitterzellenbasis in 7km Auflösung anhand 130 historischer Stürme aus dem Zeitraum 1958 bis 2010 modelliert mit dem Cosmo-EU und initialisiert mittels ERA40 bzw. ERA-Interim für eine Wiederkehrperiode von 50 Jahren . . . . .	IV
C.1	Footprintsummen für die Monate Oktober bis März auf ein Jahr normiert summiert für den EPS Zeitraum mit $T_L255$ und $T_L399$ . . . . .	V
C.2	SSI-Footprintsummen für die Monate Oktober bis März auf ein Jahr normiert summiert für den EPS Zeitraum $T_L255$ und $T_L399$ . . . . .	VI
C.3	Box-Whisker Graphen des Jahresganges in der Footprintgröße (oben) und der Sturmdauer (unten) . . . . .	VII
D.1	Prozentualer Anteil an „puren“ EPS Stürmen . . . . .	VII
E.1	Boxplots der Sturmdauerverteilung [h] in Abhängigkeit des Zeitpunktes in der Vorhersage . . . . .	VIII
E.2	Boxplots der instantanen Sturmfeldgröße [ $km^2$ ] in Abhängigkeit des Zeitpunktes in der Vorhersage im EPS in $T_L159$ (oben links), $T_L255$ (oben rechts) für 12UTC Initialisierungen sowie für $T_L399$ für 00UTC (unten links), 12UTC (unten rechts) . . . . .	IX

F.1	98. Perzentil [m/s] für das EPS in $T_L255$ , Zeitraum 21.11.2000 - 31.01.2006, EPS Originale Vorhersagen (oben links), Quantile Mapping der EPS Vorhersagen auf ERA-Interim (oben rechts), Differenz des 98. Perzentils aus den Originalvorhersagen zu ERA-Interim (unten links), Differenz des 98. Perzentils der mit Quantile Mapping bearbeiteten EPS Vorhersagen zu ERA-Interim (unten rechts) . . . . .	X
F.2	Wirkung [m/s] des Quantile Mapping auf das EPS in $T_L255$ , Zeitraum 21.11.2000 - 31.01.2006, Median der korrigierten 10m Windgeschwindigkeit (oben links), Standardabweichung der Koorektur (oben rechts), maximale Korrektur nach unten (unten links), maximale Korrektur nach oben (unten rechts) . . . . .	XI
F.3	Boxwhiskergraphen der Windverteilungen der EPS Rohdaten (links) und der mittels Quantile Mapping bearbeiteten Daten (rechts) für den $T_L255$ Zeitraum für Ensemblemember 1 für die Region 10°W, 20°O, 35°N, 60°N .	XII
G.1	Diagnostische Grafiken zur Einschätzung der Güte der GPD Anpassung an die ERA-Interim (links) und die EPS (rechts) SSI Verteilung . . . . .	XIII
H.1	Wiederkehrperioden für den SSI auf ERA-Interim Ereignissbasis mit Konfidenzintervallen aus der Profile-Log-Likelihood sowie der $BC_a$ Bootstrapmethode . . . . .	XV
I.1	Weibullverteilung für des 10m Windes für ERA-Interim (links) und das EPS (rechts), beides in $T_L255$ für den Zeitraum 21.11.2000 bis 31.01.2006, 12UTC Initialisierungen und 10 Tage der Vorhersagen für das EPS, Skalenparameter [m/s] (oben) und Formparameter (unten) . . . . .	XVI
J.1	Verwendete Region für die Erstellung der Talagranddiagramme . . . . .	XVIII
J.2	Talagranddiagramme für den 10m Wind basierend auf der in Abbildung J.1 gezeigten Region anhand der EPS und ERA-Interim Daten für den EPS $T_L255$ Zeitraum, erster Vorhersagetag, EPS Rohdaten (links), Quantile Mapping des EPS auf ERA-Interim Verteilung (rechts) . . . . .	XIX
J.3	Talagranddiagramme EPS – ERA-Interim des 10m Windes (QMed) im Zeitraum der $T_L255$ EPS Auflösung, erster Vorhersagetag, für die Regionsboxen UK, Fra, Ger, Iber, <a href="#">schmalere Konfidenzintervalle im EPS</a> .	XX
J.4	Talagranddiagramme EPS – ERA-Interim des 10m Windes (QMed) im Zeitraum der $T_L255$ EPS Auflösung, erster Vorhersagetag, für die Regionsboxen Ska1, Ska2, Balt, Medi, <a href="#">schmalere Konfidenzintervalle im EPS</a> , <a href="#">breitere Konfidenzintervalle im EPS</a> . . . . .	XXI
K.1	Talagranddiagramme für eine zufällig gewählte Gitterbox für das EPS, erster Vorhersagetag, und ERA-Interim, basierend auf den mit Quantile Mapping bearbeiteten Daten (links), sowie diese Daten mittels Ensemble Dressing durch CRPS Minimierung prozessiert (rechts) . . . . .	XXII



K.2	Talagranddiagramm für die in Abbildung K.1 zufällig gewählte Gitterbox für das EPS, erster Vorhersagetag, und ERA-Interim, bearbeitet mit Ensemble Dressing durch Minimierung des $\delta$ -Scores . . . . .	XXIII
K.3	$\delta$ -Scores für die in der Studie verwendete Region im EPS mit $T_L255$ Auflösung, erster bis vierter Vorhersagetag, aller 12UTC Initialisierungen, Zeitraum gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	XXIV
K.4	Tagesgang im $\delta$ -Score für die in der Studie verwendete Region im EPS mit $T_L255$ Auflösung, erster Vorhersagetag, aller 12UTC Initialisierungen, Zeitraum gemäß Tabelle 2.1 . . . . .	XXV
K.5	Talagranddiagramme für die in der Studie verwendete Region im EPS mit $T_L255$ Auflösung, erster Vorhersagetag, aller 12UTC Initialisierungen, Zeitraum gemäß Tabelle 2.1, für 00UTC, 06UTC, 12UTC und 18UTC, Ordinatoreinteilung unterschiedlich . . . . .	XXVI
K.6	$\delta$ -Score über die sechsstündig archivierten Vorhersagezeitschritte [h] als Land- und Seeflächenmittel für das EPS in $T_L255$ , 12UTC Initialisierungen, Region gemäß Abbildung 2.1, S. 9 . . . . .	XXVII
K.7	Talagranddiagramm für das EPS in $T_L255$ , 108h nach Initialisierung, 12UTC Initialisierungen, Region gemäß Abbildung 2.1, S. 9 . . . . .	XXVIII
K.8	$\delta$ -Score des gedressten Initialisierungsfeldes der EPS $T_L255$ 12UTC Vorhersagen, vergleiche dazu Abbildung K.4 zu 12UTC (skala verschieden)	XXVIII

## Tabellenverzeichnis

2.1	Überblick genereller Eigenschaften des EPS ( <i>benutzte zeitliche Auflösung</i> ) pf: perturbed forecast; cf: control forecast . . . . .	11
3.1	Koordinaten der für die Extremwertstatistik verwendeten Regionsboxen .	21
4.1	IFS Modellzyklen des in $T_L255$ gerechneten EPS, s.h. ECMWF IFS Cycles	27
4.2	Gemittelte Sturmeigenschaften im skalierten EPS (ERA-Interim) . . . . .	36
4.3	Fitparameter der angepassten Normalverteilung an den logarithmierten SSI	40
4.4	Mittlere Anzahl der Stürme pro Jahr, die die Regionsboxen 3.7 betreffen, ermittelt für den Zeitraum 2001-2005 gemäß EPS $T_L255$ . . . . .	41
4.5	Mittlere Anzahl der Stürme pro Jahr die die Regionsboxen 3.7 betreffen, ermittelt für den Zeitraum 2006-2010 gemäß EPS $T_L399$ . . . . .	41
6.1	Definition der NAO Phasen . . . . .	102
G.1	Getestete Verfahren zur Parameterschätzung der GPD aus dem R Packet POT, Ribatet (2012) . . . . .	XII
G.2	Form- und Skalenparameter einer GPD Anpassung für die SSI-Werte aller Ereignisse in der Balt-Regionsbox, s.h. Abbildung 3.7, S. 20, mit Wiederkehrwert für eine Wiederkehrperiode von 100 Jahren . . . . .	XIV

## Abkürzungen

$BC_a$	Bias-corrected and accelerated bootstrap, Efron (1987)
cf	Kontrollvorhersage
CRPS	Continous Ranked Probability Score, Hersbach (2000)
$\delta$ -Score	Maß der Flachheit eines Talagranddiagrammes, Candille u. Talagrand (2005)
ECMWF	European Centre for Medium-Range Weather Forecasts, s.h. Woods (2006)
EZMW (deutsch)	Europäisches Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage
EPS	Ensemble Prediction System
ERA-(40,Interim)	EZMW Reanalyse Datensätze
EVT	Extreme Value Theory, Coles (2001)
iid	Independent and identically distributed
IFS	Integrated Forecast System
GCM	General Circulation Model, s.h. Satoh (2014)
GPD	Generalisierte Pareto-Verteilung
Grib	GRIdded Binary, s.h. WMO Grib
ML	Maximum-Likelihood
NAO	Nordatlantische Oszillation
pf	Gestörte Vorhersage
POT	Peak over Threshold
PWM	Probability Weighted Moments
RCM	Regional Climate Model
RL	Return Level – Wiederkehrwert
RP	Return Period – Wiederkehrperiode
SSI	Storm Severity Index, Leckebusch u. a. (2008)
SV	Singuläre Vektoren
T	Auflösung des Spektralmodelles Krishnamurti u. a. (2006)
$T_L$	Auflösung des Spektralmodelles, lineares Gitter Lauritzen u. a. (2011)
$A_k$	Fläche der Gitterzelle k
$\tilde{\sigma}$	Skalenparameter
$\mu$	Lageparameter
$u$	Schwellwert
$v_{k,t}$	10m Windgeschwindigkeit in Gitterzelle k zu Zeitschritt t
$v_{perc,k}$	98. Perzentil der 10m Windgeschwindigkeit in Gitterzelle k
$\xi$	Formparameter
$\hat{X}_m$	Wiederkehrwert zu Wiederkehrintervall m

## Abstract

European winter storms are among the most risky and damaging natural hazards for Europe. An estimation of the frequency of occurrence includes large uncertainties owing to the small number of severe events occurring. The idea behind this thesis is to increase this limited number of events using ensemble predictions from the operational Ensemble Prediction System of the ECMWF. Thus it is possible to represent each single day by up to 1020 forecast days, using 51 ensemble members, initialized twice a day, over ten forecast days. This study shows that the EPS represents the specific storm climate well in the average, which makes it possible to increase the sample size for storm risk assessments by the same factor of 1020. A difficulty by using the ensemble prediction is the fact that it includes a number of representations of a single event, which are not independent. Such dependencies have to be taken into account in order to use the dataset for extreme value statistics. Two methods are presented, which allow to use the EPS for estimations of return periods of severe winter storms with a higher certainty compared to conventional methods. Studies with a comparable aim like in this study exist already, based on statistically generated samples of about a ten thousand events. The big difference of this approach is the fact that all of the events used in this study are produced by an operational weather prediction model, which is physically consistent. This makes it possible that events with an alternative development are taken into account, what is not possible to predict from purely statistical models. The sample size used in this study for the estimation of return periods is about 160.000 events and much larger than in studies with a comparable aim. The number and spatial distribution of the events is comparable to the ERA-Interim data, but this ECMWF Reanalysis show a slightly underestimation of potential storm damages. Based on the enormous amount of data, the EPS is applicable to investigate characteristic features of storms in cases for which observation near datasets are not able to reproduce typical properties due to a limited statistical basis.

## Zusammenfassung

Europäische Winterstürme bergen ein für Europa enormes Schadensrisiko in sich. Eine Abschätzung der Auftrittshäufigkeiten der extremsten Ereignisse ist aufgrund der geringen Anzahl aufgetretener Ereignisse mit großen Unsicherheiten behaftet. In dieser Arbeit wird diese beschränkte Stichprobe an aufgetretenen Ereignissen dadurch vergrößert, indem operationelle Ensemble Wettervorhersagen des EZMW benutzt werden. Damit ist jeder einzelne Tag des betrachteten Zeitraumes bis zu 1020-fach repräsentiert, bestehend aus 51 Ensemblemitgliedern, zwei Initialisierungen pro Tag, und zehn Vorhersagetagen. Diese Studie hat gezeigt, dass das EPS im Mittel gut das jeweilige Sturmklimate repräsentiert, womit die Stichprobenvergrößerung mittels des EPS gegenüber bsplw. Reanalysen mit bis zu 1020 skaliert. Eine Schwierigkeit, welche sich aus der Verwendung der Ensemblevorhersagen ergibt, sind Abhängigkeiten zwischen einer Vielzahl von Ereignissen aus den verschiedenen Mitgliedern. Diese Arbeit zeigt zwei Verfahren auf, mit denen das EPS gewinnbringend mittels der Extremwerttheorie verwendet werden kann, um eine gegenüber bisherigen Studien genauere Abschätzung von Auftrittshäufigkeiten von Europäischen Winterstürmen vornehmen zu können. Untersuchungen mit einer entsprechenden Zielsetzung unter Benutzung von statistisch erzeugten Stichproben von einigen zehntausend Ereignissen gibt es bereits. Der große Unterschied des hier verwendeten Ansatzes besteht darin, dass sämtliche darin verwendeten Ereignisse auf einem „echten“ physikalisch konsistenten Modell, also einem operationell verwendeten numerischen Wettervorhersagemodell, basieren, und damit auch alternative Entwicklungen mit in Betracht gezogen werden, welche durch rein statistische Ansätze nicht erzeugt werden können. Die Stichprobengröße, welche für die Extremwertstatistik genutzt wird, übertrifft mit 160.000 Ereignissen dabei deutlich die bisheriger Studien. Die Studie zeigt bzgl. der Anzahl und räumlichen Verteilung der Stürme ein zu ERA-Interim vergleichbares Ergebnis, jedoch mit einer leichten Unterschätzung des Sturmschadenpotentials. Der Gewinn des EPS konnte anhand eines Sturmzuordnungsverfahrens quantifiziert werden. Aufgrund der enormen Datenmenge kann das EPS gut für Untersuchungen charakteristischer Eigenschaften von Stürmen herangezogen werden, welche in beobachtungsnahen Datensätzen aufgrund der beschränkten statistischen Basis nicht identifizierbar sind.

# 1. Einleitung

## 1.1. Hintergrund

Das Ziel dieser Arbeit ist eine Abschätzung von Auftrittshäufigkeiten Europäischer Winterstürme. Europäische Winterstürme sind der Gruppe der Extratropischen Zyklonen (Kraus u. Ebel, 2003) zuordenbar, und das Interesse an diesen Ereignissen ist damit begründet, dass diese Ereignisse große Schäden auf großen Flächen verursachen können (Kraus u. Ebel, 2003). Insbesondere stellen sie für Versicherungs- und Rückversicherungsunternehmen ein großes finanzielles Risiko dar, da durch diese Ereignisse Schäden in Milliarden Euro Höhe verursacht werden können (Schwierz u. a., 2010). Laut einer Einschätzung der Swiss Re wird das Schadenspotenzial Europäischer Winterstürme mit 35 Mrd. USD höher eingeschätzt, als dasjenige von Erdbeben in Japan mit 30 Mrd. USD (Steininger u. a., 2005). Abschätzungen der Munich Re liegen für hundertjährige Ereignisse bei ähnlichen Größenordnungen, wobei sich die Abschätzung von Marktschäden für Europa auf etwa 20 Mrd. € belaufen (Steininger u. a., 2005). Die in den letzten Jahren wetterbedingt verursachten Schäden sind durch Bevölkerungswachstum, Ansiedlungen von Industrie in gefährdeten Regionen, und einer hohen Anfälligkeit moderner Technologien gegenüber derartigen Ereignissen steil angestiegen, wobei etwa 90% davon Sturm verursacht sind (Hansjürgens u. Antes, 2008). Sturmschäden stellen typische low frequency/high severity Risiken dar, welche großen Schwankungen um den Erwartungswert unterliegen. Aufgrund der geringen Auftrittshäufigkeit ist die Nettorisikoprämie für Versicherungen relativ klein, jedoch gibt es recht hohe Risikoaufschläge, welche durch die großen Schwankungen verursacht sind (Nguyen, 2007). Gemäß dem Projekt der EU-Kommission zur staatlichen Aufsicht der Eigenmittelausstattung von Versicherungsunternehmen nach Solvency II wird die Sicherheit von Versicherungsleistungen bewertet (Müller, 2013). Eine genauere Einschätzung der Einzelrisiken ermöglicht ein größeres Portfolio an Versicherungsleistungen, und verbunden mit einer genaueren Abschätzung der Auftrittshäufigkeiten bringt dies entsprechend einen Wettbewerbsvorteil, worin der Grund für das besondere Interesse von Versicherungsunternehmen an Studien wie dieser liegt.

Diese Arbeit ist im Rahmen des Projektes „*Munich Re Event Set Storm Europe*“ entstanden. Der Ansatz besteht darin, den in bisherigen Studien vorliegenden beschränkten Stichprobenumfang an Ereignissen durch die Verwendung von Ensemblewettervorhersagen erheblich zu erweitern. Bei Verwendung von Reanalysedaten

hat man mit bisherigen Ansätzen wie z.B. in Della-Marta u.a. (2009) nur einige Dekaden an Daten mit einer einzelnen Realisierung jedes Ereignisses zur Verfügung. Bei Verwendung von Multimodelansätzen vergrößert man diese Datenbasis und kann somit Unsicherheiten besser abschätzen (Haylock, 2011). Mit der Verwendung von Saisonalen Vorhersagen kann man die Datenbasis ebenfalls vergrößern, s.h. Della-Marta u.a. (2010); van den Brink u. Können (2011), bzw. werden statistische Techniken wie etwa Markov-Ketten oder Monte-Carlo Methoden verwendet (Dukes u. Palutikof, 1995; Bonamente, 2013), um Windgeschwindigkeiten hoher Jährlichkeit abzuschätzen. Am Europäischen Zentrum für Mittelfristwettervorhersage werden seit 1992 probabilistische Wettervorhersagen operationell betrieben und auch archiviert. Mittels dieses archivierten Datensatzes des Ensemble Prediction Systems erhält man eine Vielzahl von Realisierungen eines einzelnen aufgetretenen Ereignisses. Die real aufgetretenen Ereignisse, zeigen in der Regel auch nicht die schwerwiegendste mögliche Entwicklung, so dass sehr schadenträchtige Ereignisse bei einem sehr leicht anderen Verlauf noch schwerere Schäden hätten mit sich bringen können. Mittels der gestörten Vorhersagen des EPS werden solche alternativen Entwicklungen in dieser Arbeit mit in Betracht gezogen, und die Anzahl der damit vorliegenden Ereignisse übersteigt bei weitem diejenige vergleichbarer Studien, wobei zudem noch anzumerken ist, dass alle diese Ereignisse in ihrer vollen Gänze einem physikalischen Modell entstammen.

Dieses Aufspannen einer Vielzahl möglicher Atmosphärenzustände ist Ziel der Ensemblewettervorhersage. Die Dichte der verfügbaren beobachteten Daten, welche in die Datenassimilationen, s.h. Lahoz u.a. (2010), eingehen, reicht bei weitem nicht an die Auflösung des Modelles heran, und durch die Zusammenführung von Daten aus verschiedenen Quellen mit verschiedenen Messfehlern, ist es nicht möglich den Anfangszustand für das Vorhersagemodell ausreichend genau zu bestimmen. Dies führt dazu, dass der Vorhersageskill mit zunehmender Vorhersagedauer abnimmt. Mit dem Ansatz der probabilistischen Wettervorhersage, werden diese Fehler in den Anfangsbedingungen mit in Betracht gezogen, indem die Anfangsbedingungen im Rahmen der Messfehler variiert werden, was eine gewisse Anzahl an gestörten Wettervorhersagen ergibt. Bei dem in dieser Studie verwendeten Datensatz des Ensemble Prediction Systems werden bis zu 50 gestörte Vorhersagen zweimal täglich über 10 Tage mit gleichbleibender räumlicher Auflösung gerechnet, und zudem eine ungestörte Kontrollvorhersage, welche der deterministischen Vorhersage, allerdings mit geringerer Auflösung, entspricht. Verglichen mit Reanalysedaten ist also jeder einzelne Tag bis zu 1020 mal durch das Ensemble repräsentiert. Sollte die Sturmfrequenz, räumliche Verteilung der Systeme, sowie die Sturmdauer und Windfeldgröße im EPS zu den Reanalysen vergleichbar sein, so skaliert auch die Anzahl der Sturmereignisse über das Untersuchungsgebiet mit dem Faktor bis 1020.

Eine Auswahl an Projekten, welche sich mit der Abschätzung von Naturrisiken in Europa befasst, befindet sich in Menoni u. Margottini (2011). Die Anzahl an Arbeiten zur Abschätzung des Sturmrisikos in Europa ist dabei recht übersichtlich. Dem Bericht der European Environment Agency (2010) gemäß, wurde Europa in der Zeitspanne 1998 bis 2009 von 11 schweren Stürmen betroffen. Das Ereignis mit den meisten Todesfällen wird dem Ereignis Lothar zugeschrieben, wohingegen das Ereignis Kyrill den größten Schaden von mehr als 7.7 Milliarden Euro verursacht hatte, s.h. dazu auch Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft (2011). Zahlreiche Informationen und Daten zu gemeldeten Unwettern und schweren Böen finden sich dabei in der European Severe Weather Database (ESWD).

Das EPS hat seinen Zweck in der operationellen Wettervorhersage. Aus diesem Grund zielen Untersuchungen an dem System auf die Vorhersagegüte ab. Eine Arbeit, welche sich damit in Bezug zu den Winterstürmen aus dem Jahre 1999 befasst, ist von Buizza u. Hollingsworth (2002). Froude u. a. (2007a) und Froude (2009) haben ebenso ihren Fokus auf der Vorhersagegüte des EPS in Bezug zu Stürmen. Um Fehler der Position, der Intensität sowie der Zuggeschwindigkeit charakterisieren zu können, findet in diesen Studien ein Zyklonentrackingalgorithmus von Hodges (1994) seine Anwendung. Diese Studie hat ihr Ziel in der Abschätzung von Auftrittshäufigkeiten und möglicher Spannbreiten von Winterstürmen. Die Vorhersagegüte des EPS ist in dieser Studie daher weniger von Interesse, sondern die Vielzahl der im Ensemble identifizierbarer Sturmereignisse. Dabei ist besonders die Spannweite in der Ausprägung der identifizierten Stürme wichtig, so dass auch alternative, aber physikalisch konsistente Entwicklungen sichtbar sind. Ein Projekt, indem das EPS bereits zu einem ähnlichen Einsatz kam, ist das MUSE-Projekt (Koziar u. Renner, 2005). Dabei dienten die im EPS auftretenden Stürme als Antrieb für hydrodynamische Modelle, um Aussagen über mögliche Sturmfluten treffen zu können. Dieses Projekt beschränkte sich jedoch auf die Deutsche Bucht, wohingegen diese Studie Gesamteuropa umfasst. Andere dieser vorliegenden Arbeit ähnliche Ansätze sind in van den Brink u. a. (2005); van den Brink u. Können (2011); Della-Marta u. a. (2010) zu finden, wo allerdings anstatt der EPS Läufe, saisonale Vorhersagen benutzt wurden. Die Anzahl der äquivalenten Jahre in dieser Studie ist dabei um etwa einen Faktor 10 größer als in den genannten. Am EZMW wird das EPS auch eingesetzt, um Warnungen vor Extremwetter geben zu können. Bezogen auf Stürme kommt dort ein Zyklonentrackingverfahren zum Einsatz (Prates u. Buizza, 2011).

In der Risikotheorie unterscheidet man zwischen aleatorischer oder auch ontischer Wahrscheinlichkeit und epistemischer (Roeser u. a., 2012), also einem objektiven gegenüber einem subjektiv verwendeten Wahrscheinlichkeitsbegriff. Dadurch dass die Daten zu aufgetretenen Sturmereignissen nur einen geringen Datenumfang aufweisen, kann die Wahrscheinlichkeit nicht sehr gut bestimmt werden, so dass ein Schätzproblem



epistemischer Natur entsteht. Diese Schätzung wird mit größerer Stichprobe besser, wo die Verwendung des EPS ansetzt. Spiegelhalter u. Riesch (2011) unterscheiden fünf verschiedene Stufen an Unsicherheiten, wobei Stufe 4 Unzulänglichkeiten des Modelles beinhaltet und Stufe 5 unbekannte „Unbekannte“. Die vorliegende Problemstellung ist von diesen beiden Stufen dominiert. Unzulänglichkeiten des Modelles werden bei der Verwendung des EPS mit in Betracht gezogen, indem die Modellphysik gestört wird, sowie in Bezug zu Unsicherheiten im Anfangszustand. Die Nutzung des EPS kann als Versuch gesehen werden, gemäß Stufe 5 unbekannte Entwicklungen des rezenten Klimas zu generieren, indem mittels der eingebrachten Störungen ein möglichst großer Spread atmosphärischer Zustände abgedeckt werden soll, der anhand eines physikalisch konsistenten Modelles generiert wird, wobei auch Entwicklungen enthalten sein können, welche durch rein statistische Ansätze nicht vorausgesagt werden können, und in Realität bisher nicht aufgetreten sind. Die Generierung einer großen Stichprobe, welche gänzlich durch ein physikalisch konsistentes Modell erfolgte, ist der große Unterschied des hier verwendeten Ansatzes gegenüber bisherigen. Allerdings ist bereits hier anzumerken, dass mit dem Datensatz in der Regel der Zeitraum repräsentiert ist, welcher durch das EPS auch abgedeckt ist, und es daher nicht ausgeschlossen werden kann, dass ein im Zeitraum nicht repräsentierter Anfangszustand durch entsprechende Störungen ein noch extremeres Ereignis zeigt, als in dem vom Datensatz begrenzt abgedeckten Zeitraum auffindbar ist. Es bleibt ein Restrisiko an möglichen Entwicklungen die entweder gar nicht durch das EPS abgedeckt werden können, bzw. dem rezenten Klima zuordenbar sind, aber außerhalb des Datenzeitraumes liegen, und somit gar nicht in die verwendete Stichprobe mit eingehen. Nichtsdestotrotz kann man mit dem EPS insbesondere die aus Stufe 5 herrührenden Unsicherheiten deutlich verringern, da das EPS eine Vielzahl an Spannbreiten des Auftretens an Stürmen zeigt, welche in dieser Form in bisherige übliche Verfahren überhaupt nicht eingehen.

Zur Identifikation und Charakterisierung von Sturmereignissen im EPS wird ein Sturmidentifikationsverfahren nach Leckebusch u. a. (2008) verwendet, welches auf der Identifikation von Stürmen anhand von Überschreitungen des 98. Perzentils des 10m Windes beruht. Ein Storm Severity Index gemäß Leckebusch u. a. (2008) wird benutzt, um die Schadensträchtigkeit der Ereignisse zu quantifizieren. Dadurch das es sich beim EPS um ein operationelles Wettervorhersageprodukt handelt, ist der Datensatz in sich nicht homogen. Zwei Methoden wurden deshalb verwendet, um mittels des Sturmidentifikationsverfahrens einen in sich homogenen Datensatz an detektierten Stürmen zu erstellen. Mittels der Extremwerttheorie können Wiederkehrperioden Europäischer Winterstürme anhand dieses Datensatzes errechnet werden.

Um dies jedoch machen zu können, muss zunächst sichergestellt werden, dass es in dem Datensatz keine Systematiken bzgl. der Sturmeigenschaften gibt, da diese ansonsten die Statistik verfälschen würden. Die Verwendung des EPS beinhaltet

darüber hinaus die Besonderheit, dass die Ereignisse aus Mitgliedern mit selbem Initialisierungszeitpunkt nicht vollständig unabhängig sind. Und ebenso gibt es Ereignisse aus sich zeitlich überschneidenden Vorhersagen mit unterschiedlichem Initialisierungszeitpunkt, welche untereinander abhängig sind, also ein und dasselbe Ereignis repräsentieren. Als Voraussetzung für die Extremwertstatistik ist jedoch eine Stichprobe an unabhängigen Ereignissen notwendig. Es werden daher zwei Verfahren aufgezeigt, um mit den Abhängigkeiten umzugehen. Zum einen werden Stichproben aus disjunkten Vorhersagen zu einer Zeitreihe zusammengesetzt, sodass die Unabhängigkeit gewährleistet ist. Ein zweiter Ansatz besteht darin, ein Sturmzuordnungsverfahren auf die EPS Sturmereignisse anzuwenden, sodass die Ereignisse in zwei Teilmengen aufgespalten werden. Eine Teilmenge enthält in sich nur unabhängige Ereignisse, und wird zur Statistik herangezogen, die andere Menge enthält Ereignisse, welche zu einem Ereignis der ersten Teilmenge abhängig sind.

Damit ist es möglich genauere Abschätzungen der Auftrittshäufigkeiten vorzunehmen. Eine genauere Kenntnis des Sturmrisikos hilft dabei, bessere Anpassungsstrategien zu erarbeiten, wie etwa die Planung und Schaffung von widerstandsfähigerer Infrastruktur oder einer besseren Notfallplanung. Eine Verwendung von Ensemblevorhersagen zur Verringerung von Unsicherheiten bzgl. Sturmrisiken ist in der Literatur vielfach vorgeschlagen worden, s.h. dazu bspw. Donat u. a. (2011).

Um eine kleine Einordnung dieser Arbeit in den gesellschaftlichen Kontext vorzunehmen, wird im folgenden kurz aufgezeigt welche Branchen ein Interesse an Abschätzungen zur Sturmschadensgefährdung haben. Allen voran hat die Versicherungs- und Rückversicherungsbranche ein besonderes Interesse an Arbeiten wie dieser, da die im folgenden genannten Punkte einen maßgeblichen Einfluss auf den wirtschaftlichen Erfolg dieser Unternehmen haben. Große Schäden können bspw. durch Winterstürme an Gebäuden (Cook, 1990; Stathopoulos u. Baniotopoulos, 2007; Hucho, 2012) und an Infrastruktur entstehen (Cermak u. a., 1995; Hucho, 2012). Auf See sind Offshoreanlagen zur Ölgewinnung und zur Windenergiegewinnung von Wintersturmereignissen gefährdet (Froude u. Gurney, 2010; Vinnem, 2007). Die Kenntnis über die Auftrittshäufigkeiten hilft entsprechend Schäden, bzw. vorübergehende Produktionsausfälle aufgrund notwendiger Einstellungen der Arbeiten und Reparaturmaßnahmen abschätzen zu können. Fehlplanungen gerade in der Offshoreölförderung können dabei zu schweren Umweltverschmutzungen führen. In den Ingenieurwissenschaften ist dabei die Nutzung von Wiederkehrwerten schadensrelevanter Parameter ein übliches Vorgehen, um die Konstruktionen entsprechend so auszulegen, dass der Eintritt eines schweren Schadens mit einer zuvor definierten Wahrscheinlichkeit, bspw. nur von einem Jahrhundertereignis, verursacht wird. An der Küste kann ein Wintersturm zu wellengangbedingtem Landverlust (Khandekar, 1989) bzw. zu einer Sturmflut führen (Finkl, 2013). Um die Größenordnung möglicher Sturmfluten abschätzen zu können,

ist die Kenntnis der Spannbreite möglicher Sturmereignisse notwendig. Landverlust hat bspw. Einfluss auf den Tourismussektor, wie dies etwa auf der Insel Sylt zu sehen ist. Entsprechende Küstenschutzmaßnahmen bedingen dabei auch die Kenntnis des Sturmrisikos. Neben Schäden an Infrastruktur und Sachwerten, haben Wintersturmereignisse einen Einfluss auf die Land- und Forstwirtschaft. Eine umfassende Abhandlung zur Thematik des Extremwetters in Bezug zur Landwirtschaft findet sich in Sivakumar u. a. (2005). Winderosion (Shao, 2008) ist dabei ein wesentlicher Faktor für den Verlust fruchtbarer Bodenschichten. Hohe Windgeschwindigkeiten die zu einer starken Winderosion auf Agrarflächen führen, treten insbesondere im Frühjahr auf. Einen Überblick zur Problematik der Winderosion in Europa gibt der Bericht der Europäischen Kommission (Warren, 2003). In Zukunft kann mit einer Zunahme der extremwetterbedingten Einflüsse auf die Land- und Forstwirtschaft gerechnet werden (Fuhrer u. a., 2006). Ertragsausfallversicherungen werden damit in Bezug zu Extremwetterrisiken an Bedeutung gewinnen, und Forschungsbedarf besteht diesbzgl. hinsichtlich Sturmschäden, s.h. Schlieper (1997). Ernteausfallversicherungen werden von der diese Studie finanzierenden Rückversicherung, der Munich Re, seit längerem angeboten (SYSTEM AGRO, 2009).

In dieser Arbeit werden Methoden dargestellt, wie mit dem EPS anhand eines Sturmidentifizierungsverfahrens Austrittshäufigkeiten von Winterstürmen abgeschätzt werden können. Die Methodik zielt auf eine auf meteorologischen Aspekten begründete Sichtweise ab.

### 1.2. Zielsetzung

Die Intention für diese Arbeit besteht darin, das EPS zur Abschätzung von Eintrittshäufigkeiten Europäischer Winterstürme zu verwenden. Bevor das EPS jedoch für dieses Bestreben benutzt werden kann, ist die Eignung des Datensatzes für diesen Zweck zu überprüfen. Da es sich um ein operationelles Ensemblewettervorhersageprodukt handelt, sollte der Datensatz im Ensemblemittel sehr gut das jeweilige Sturmklima repräsentieren. Um dies zu überprüfen, werden die ERA-Interim Reanalysen als gute Repräsentanz der Realität verwendet. Über einen längeren Zeitraum betrachtet, sollte die Sturmanzahl im Mittel zu ERA-Interim vergleichbar sein, und ebenso die räumliche Verteilung der Stürme. Für individuelle Ereignisse muss diese Forderung nicht erfüllt sein, wäre sie allerdings für einen längeren Zeitraum nicht erfüllt, so hieße es, dass es im EPS einen systematischen Bias gäbe. Im EPS sollten zudem Stürme existieren, welche in ihrer Schwere diejenige wie sie in ERA-Interim aufzufinden sind, überschreiten. Die Verteilung der Sturmschwere des Ensemblemittels sollte aber zu derjenigen aus ERA-Interim vergleichbar sein. Stürme gleicher Schwere, ausgedrückt in dem in dieser Studie verwendeten Storm Severity Index (SSI), welcher Integral die Intensität, Flächenausdehnung und Dauer des Ereignisses zusammenfasst, sollten

im EPS im Mittel zu ERA-Interim vergleichbare Eigenschaften aufweisen. Nur wenn die Sturmeigenschaften während der Vorhersagezeit konstant bleiben, es also keinen Bias während der Vorhersagezeit gibt, kann auch der gesamte Datensatz für die statistischen Zwecke direkt benutzt werden. Des Weiteren müssen die einzelnen Ensemblemitglieder sich in ausreichendem Maße voneinander unterscheiden, damit durch den Ensembleansatz ein gegenüber der Verwendung von Reanalysen signifikanter Mehrgewinn erreicht werden kann.

Ein Ensembledatensatz stellt für die Anwendung mit der Extremwertstatistik einen besonderen Fall dar. Die Forderung an unabhängig und identisch verteilten Ereignissen (iid) ist mit einem solchen Datensatz a priori nicht gegeben. Insbesondere zu Beginn der Vorhersagezeit wird ein Großteil der Mitglieder ein und dasselbe „real“ aufgetretene Ereignis in modifizierter Form repräsentieren, und somit besteht keine Unabhängigkeit zwischen diesen Ereignissen. Im ungünstigsten Fall sind alle Ereignisse zwischen den Mitgliedern untereinander abhängig, so dass mit dem EPS kein Gewinn erzielt werden kann. Durch den abnehmenden Vorhersageskill mit zunehmender Vorhersagedauer, laufen die Entwicklungen der einzelnen Mitglieder jedoch auseinander, was dazu führt, dass die Anzahl unabhängiger Ereignisse im EPS deutlich größer ist, als in etwa ERA-Interim für den Vergleichszeitraum. In dieser Arbeit werden zwei Ansätze aufgezeigt, um die iid-Bedingung sicher zu stellen, und somit das EPS für die Extremwertstatistik verwendet werden kann.

### 1.3. Struktur der Arbeit

Zunächst werden die für das Verständnis der Arbeit wichtigen Aspekte zu den darin verwendeten Datensätzen besprochen. Das zur Identifizierung von Stürmen angewendete Verfahren wird nachfolgend erklärt, und es folgt die Darstellung zweier Verfahren, die zur Homogenisierung der mittels des Sturmidentifizierungsverfahrens ermittelten Sturmeigenschaften, erarbeitet wurden. Eine Vergleichbarkeit der Sturmeigenschaften bei Anwendung der Methodik auf verschiedene Datensätze bzw. auf inhomogene Datensätze, wie das EPS, ist damit gewährleistet. Anschließend werden die Grundlagen der Extremwerttheorie, die in der Arbeit zur Abschätzung von Wiederkehrperioden verwendet wurde, kurz aufgezeigt.

Da es sich beim EPS um ein operationelles Wettervorhersageprodukt handelt, wird dann im darauffolgenden Kapitel eine Einschätzung der Nutzbarkeit des Datensatzes für die Zielsetzung der Abschätzung von Auftrittshäufigkeiten von Winterstürmen vorgenommen. ERA-Interim wird zwecks dessen als Referenzdatensatz mit der als bestmöglichen zur Verfügung stehenden Repräsentation der Realität genommen, und das Ensemble wird auf räumliche und zeitliche Trends, sowie auf einen Bias der Sturmeigenschaften (Sturmschwere, Sturmdauer, räumliche Ausdehnung) hin untersucht.

Durch die Nutzung eines Ensembledatensatzes war es notwendig Verfahren zu erarbeiten, damit die Voraussetzungen zur Anwendung der Extremwerttheorie erfüllt werden können. Zwei Verfahren werden hierzu vorgestellt.

Anhand der aus dem Sturmidentifizierungsverfahren ermittelten SSI Werte abgeschätzte Wiederkehrperioden werden anschließend diskutiert. Dabei wird zunächst anhand der Gesamtausdehnung der Ereignisse vorgegangen, über SSI Werte in definierten Regionsboxen, hin zu gitterzellenbasierten SSI Werten. Des Weiteren werden Wiederkehrwerte des 10m Windes auf Gitterzellenbasis, anhand von ERA-Interim sowie dem EPS berechnet, diskutiert. Eine Einschätzung inwiefern der kurze durch das EPS repräsentierte Zeitraum sich auf die Statistik auswirkt, folgt, und schließt Betrachtungen des jahreszeitlichen Verlaufes in den Wiederkehrwerten des 10m Windes, welcher im EPS gut sichtbar ist, mit ein.

## 2. Daten

In dieser Arbeit werden instantante 10m Windgeschwindigkeiten (Code 165 und 166 aus Grib Tabelle 128) des EZMW EPS betrachtet, und EZMW ERA-Interim Reanalysen dienen als Referenzdatensatz. Eine gute Übersicht der EZMW Vorhersageprodukte findet sich im ECMWF User Guide (2011). Das Interesse dieser Studie liegt auf Europa und dem östlichen Atlantik, womit sich das Untersuchungsgebiet von 40°West bis 40°Ost sowie von 25°Nord bis 80°Nord erstreckt. In der Abbildung 2.1 ist der verwendete Datenausschnitt abgebildet.

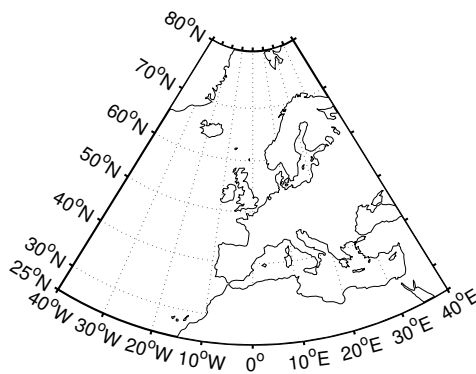


Abbildung 2.1.: Untersuchungsgebiet

### 2.1. EZMW ERA-Interim

ERA-Interim ist ein Reanalysedatensatz vom EZMW (Dee u. a., 2011). Die Daten liegen sechsstündlich in einer spektralen Auflösung von  $T_L255$  (Krishnamurti u. a., 2006; Lauritzen u. a., 2011; Satoh, 2014) vor, und bilden den Zeitraum 1979 bis laufend ab. Da zum Zeitpunkt als ein Großteil der Ergebnisse dieser Arbeit erarbeitet wurden, der Zeitraum 1979-1988 nicht verfügbar war, basiert diese Arbeit auf den Daten 1989-2010. Für ERA-Interim wurde das 4D-Var Assimilationsschema (Dee u. a., 2011) verwendet, und der Zyklus Cy31r2, s.h. ECMWF IFS Cycles, des Integrated Forecast Systems (IFS) (Dee u. a., 2011). Diese Modellversion wurde am EZMW im operationellen Betrieb vom 12.12.2006 bis zum 05.05.2007 verwendet, und somit auch für das EPS, dabei allerdings in einer horizontalen spektralen Auflösung von  $T_L399$ . Eine gute Einführung in die Datenassimilationsverfahren, wie dem 4D-Var, und weitergehende Informationen zu Reanalysen finden sich in Lahoz u. a. (2010).

## 2.2. EZMW Ensemble Prediction System

Das EPS wird am EZMW seit Dezember 1992 (Palmer u. a., 1992) als operationelles Wettervorhersageprodukt eingesetzt. Im Gegensatz zur deterministischen Vorhersage, welche eine Vorhersage mit Anfangsbedingungen aus der Datenassimilierung ist, stellt das EPS eine probabilistische Wettervorhersage dar. Aufgrund der im Vergleich zur räumlichen Auflösung des Modelles geringen Abdeckung von Messungen verschiedenster Quellen, welche unterschiedliche Messfehler beinhalten, können die Anfangsbedingungen nicht hinreichend genau bestimmt werden, um noch im Mittelfristbereich (3-5 Tage) eine verlässliche deterministische Vorhersage treffen zu können, weshalb mittels gestörter Anfangsbedingungen ein Ensemble von Wettervorhersagen gerechnet wird. Ursprünglich wurden 32 gestörte Ensemblemitglieder bei Einführung des EPS generiert, sowie eine Kontrollvorhersage, welche keiner Störungen unterliegt, und sich von der deterministischen Vorhersage lediglich durch ihre geringere Auflösung unterscheidet. Im Dezember 1996 wurde die Anzahl der gestörten Member auf 50 erhöht, und diese Anzahl wurde bisher beibehalten. Bei den gestörten Members werden Störungen auf die Anfangsbedingungen aufgeprägt, als auch Störungen in der Modellphysik vorgenommen. Die Störungen der Anfangsbedingungen werden durch die Methode der Singulären Vektoren (Palmer u. a., 1998; Leutbecher u. Palmer, 2008; Krishnamurti u. a., 2006) hervorgerufen. Stochastische Störungen (Buizza u. a., 1999; Palmer u. a., 2009) der Modellphysik gibt es seit Oktober 1998. Die SVs werden getrennt für Nord- und Südhemisphäre sowie für die Tropen (01.2002) (Barkmeijer u. a., 2001) berechnet. Sie werden mittels zufällig gewählter Koeffizienten aus einer Gaußverteilung linear kombiniert. Es ergeben sich somit 25 globale gestörte Vorhersagen. Durch Vorzeichenwechsel der Koeffizienten werden 25 „gespiegelte“ globale Vorhersagen erzeugt. Es ist also eine paarweise Antisymmetrie in den Vorhersagen enthalten. Abhängig von der synoptischen Situation verschwindet diese nach etwa einem Tag, kann im Einzelfall jedoch 3-4 Tage andauern, s.h. ECMWF User Guide (2011). Das Modell wurde stets weiterentwickelt, was zu einer steten Zunahme des Vorhersageskills führte (Palmer u. a., 2007). Die horizontale Auflösung wurde von  $T_{63}$  über  $T_{L159}$  (12.1996),  $T_{L255}$  (11.2000), und  $T_{L399}$  (02.2006) auf gegenwärtig  $T_{L639}$  (01.2010) erhöht. Die Auflösung der Singulären Vektoren (Buizza, 1998) wurde ebenfalls von  $T_{21L31}$ , über  $T_{42L31}$  (03.1995),  $T_{42L40}$  (10.1999) auf gegenwärtig  $T_{42L62}$  (02.2008) erhöht. Die zeitlich verfügbare Auflösung betrug zur Einführung des Systems 12h, und wurde über 6h (01.2000) auf aktuell 3h (seit Juni 2005) erhöht. Das Datenassimilationsverfahren wurde von 3D-Var auf 4D-Var (Rabier u. a., 2000; Mahfouf u. Rabier, 2000; Klinker u. a., 2000) im für diese Untersuchung herangezogenen Zeitraum umgestellt (ECMWF, 1997). Der Vorhersagezeitraum liegt gegenwärtig bei 15 Tagen, jedoch wird nach 10 Tagen mit verringerter horizontaler Auflösung gerechnet. Das System wird zur Zeit zweimal täglich initialisiert, und zwar um 12UTC und um 00UTC (seit 03.2003).

Einen guten Überblick über Entwicklungen am EPS geben Palmer u. a. (2007). Der Datensatz wird in dieser Arbeit in Abschnitte gleicher horizontaler Auflösung eingeteilt. Die Tabelle 2.1 zeigt die Eigenschaften des Systems, welche in dieser Studie beachtet werden müssen.

Benutzt werden die Daten des 10m Windes ((Grib Tabelle 128), Code 165 und 166) seit Einführung des Systems im Dezember 1992 bis zum 25.01.2010.

Zeitraum	Räumliche Auflösung	Zeitliche Auflösung [h]	Ensemble-Mitglieder	Initialisiert zu
21.11.1992 - 09.12.1996	$T_{63}$	12 ( <i>12</i> )	32pf + 1cf	12UTC
10.12.1996 - 20.11.2000	$T_L159$	12; 6 ( <i>12</i> )	50pf + 1cf	12UTC
21.11.2000 - 31.01.2006	$T_L255$	6; 3 ( <i>6</i> )	50pf + 1cf	00/12UTC
01.02.2006 - 25.01.2010	$T_L399$	3 ( <i>6</i> )	50pf + 1cf	00/12UTC

Tabelle 2.1.: Überblick genereller Eigenschaften des EPS (*benutzte zeitliche Auflösung*)  
 pf: perturbed forecast; cf: control forecast

Die in der Tabelle 2.1 aufgezeigte dreistündliche Auflösung ist in den Daten nur bis zum Vorhersagetag sechs gegeben. Danach werden die Daten mit sechs Stunden Auflösung archiviert. Aus diesem Grund wird in dieser Studie die 6h Auflösung für die in konstanter horizontaler Auflösung vorliegende Vorhersagezeit von zehn Tagen benutzt. Eine Verifikation des 10m Windes der EPS Daten anhand von Synopdaten findet sich in Pinson u. Hagedorn (2012).



## 3. Methodiken

### 3.1. Sturmidentifizierungsverfahren

Zur Identifikation und Charakterisierung von Sturmereignissen wird in dieser Arbeit ein Sturmidentifizierungsverfahren, entwickelt von Leckebusch u. a. (2008), verwendet. Dieses Verfahren basiert auf der Detektion von Clustern der Überschreitung des 98. Perzentils des 10m Windes mit einer Mindestgröße von  $1.6 * 10^5 km^2$ . In aufeinanderfolgenden Zeitschritten werden über ein Nearest Neighbor Kriterium Cluster gesucht, welche sich in einer Entfernung befinden, die kleiner ist, als das Windfeld mit einer angenommenen maximalen Zuggeschwindigkeit von 120km/h in der jeweiligen zeitlichen Auflösung zurücklegen kann. Dieses Kriterium liegt damit in den in dieser Studie benutzten zeitlichen Auflösungen von sechs Stunden bei 720km, bzw. bei 1440km für die 12-stündige Auflösung. Um derartige nacheinander identifizierte Cluster als Sturmsystem zu werten, muss eine Mindestlebenszeit von 24h gegeben sein. Die 24h sind in den beiden zeitlichen Auflösungen von 6h und 12h begründet, womit entsprechend 5 bzw. 3 Cluster einem Sturm mindestens zuzuordnen sind.

Den detektierten Systemen wird ein Sturmschwermaß SSI zugeordnet, welches wie in Gleichung 3.1 gezeigt, errechnet wird. Dabei wird die relative Überschreitung des 98. Perzentils aller dem Sturm zuordenbaren Gitterzellen raumzeitlich aufsummiert. Dabei gehen die **Intensität**, die **zeitliche** sowie die **räumliche** Ausdehnung des Ereignisses in dieses Maß mit ein.

$$SSI = \sum_t^T \sum_k^K \left[ \left( \max\left(1, \frac{v_{k,t}}{v_{perc,k}}\right) - 1 \right)^3 * A_k \right] \quad (3.1)$$

Um unterschiedliche Gittergrößen in Betracht zu ziehen, wird der Wert auf die Fläche einer Gitterzelle der Größe  $1^\circ \times 1^\circ$  am Äquator bezogen. Im Gegensatz zu anderen in der Literatur beschriebenen Verfahren, wie bspw. dem Zyklonentrackingverfahren nach Hodges (1994), zielt das hier verwendete Verfahren auf eine schadensrelevante Sichtweise ab. Klawa u. Ulbrich (2003) konnten zeigen, dass die Benutzung der kubischen Überschreitung des 98. Perzentils gut mit auftretenden Sturmschäden in Zusammenhang steht. Neben den in Gleichung 3.1 dargestellten SSI wird dieser in der Arbeit auch zu seinen Momentanwerten betrachtet, also die jeweils einzelnen Summanden über t, sowie gitterzellenbasiert, also die einzelnen Summanden über k.

Am ursprünglichen Algorithmus mussten zahlreiche Anpassungen vorgenommen werden, um diesen mit den Daten des EPS verwenden zu können. Zunächst wurde die Grib API 1.9.5 des EZMW benutzt, um die EPS Daten in ihrem Originalformat Grib einlesen zu können. Um räumliche Strukturen der Sturmsysteme untersuchen zu können, werden Footprints der Sturmcluster in Form von Gribdateien erzeugt. Dabei handelt es sich um Dateien, welche den gleichen zeitlichen Umfang der Original EPS Dateien und dieselbe Auflösung aufweisen, und die Information, über einen Sturmindex enthalten, welche Gitterzelle von welchem Sturm betroffen ist. In entsprechender Weise wurden SSI Footprints der Sturmcluster als Gribdatei geschrieben. Mittels dieser beiden Gribdateien können SSI Sturmfootprints erzeugt werden, welche zur Bestimmung von räumlich differenzierten Wiederkehrwerten des SSIs benutzt werden können. Damit werden große Mengen an Daten erzeugt, was jedoch durch die gute Komprimierung bei der Verwendung von Grib als Zieldatensatz deutlich weniger Platz bedarf als der Original EPS Datensatz, da nur an den Stellen Einträge in den Dateien stehen, wo auch ein Sturmsystem detektiert wurde. Da im Rahmen des Projektes, in welchem diese Arbeit verfasst wurde, ein Statistisches Downscaling der EPS Stürme auf 7km Auflösung in Form von NetCDF Dateien erfolgte, wurde auch eine NetCDF API in den Algorithmus integriert, um diesen mit den statistisch erzeugten Daten verwenden zu können. Die umfassendste Anpassung lag in der Implementierung zweier Homogenisierungsverfahren, um das EPS, welches in verschiedenen Auflösungen und auf verschiedenen Modellversionen beruhend vorliegt, als einen Datensatz benutzen zu können. Diese beiden Verfahren werden nun im folgenden vorgestellt.

## 3.2. Homogenisierungsverfahren

Dadurch dass das EPS ein operationelles Vorhersageprodukt ist, welches stets weiterentwickelt wurde, und somit in verschiedenen Auflösungen vorliegt, und auf unterschiedlichen dahinterstehenden Modellversionen des Integrated Forecast Systems (IFS), also dem hinter den EZMW Produkten stehenden numerischen Wettervorhersagemodells, basiert, führt eine Anwendung des Trackingverfahrens wie es in Leckebusch u.a. (2008) beschrieben ist, zu Inhomogenitäten in den Sturmeigenschaften. Zwei Methoden werden im folgenden vorgestellt, wie aus dem Datensatz eine homogene Stichprobe an detektierten Stürmen erstellt werden kann, und es damit möglich ist, den Datensatz für die spätere Extremwertstatistik benutzbar zu machen.

### 3.2.1. Klimatologische Skalierung

Da die Windidentifizierung auf der Identifikation von Perzentilüberschreitungen in den einzelnen Gitterzellen basiert, dass EPS jedoch in verschiedenen Auflösungen vorliegt,

s.h. Tabelle 2.1, wird das Verfahren für die Subzeiträume mit konstanter horizontaler Auflösung getrennt angewendet. Wie der Tabelle 2.1 jedoch zu entnehmen ist, beinhalten diese Zeiträume lediglich einige wenige Jahre. Ein 98. Perzentil aus einem kurzen Zeitraum von wenigen Jahren repräsentiert in der Regel nicht das eines klimatologischen Zeitraumes, wird also höchstwahrscheinlich von interner Klimavariabilität beeinflusst sein. Um dies zu veranschaulichen wurden die 98. Perzentile von ERA-Interim und dem EPS über die Zeiträume, in denen das EPS eine gleichbleibende Auflösung hat, s.h. Tabelle 2.1, berechnet. Zudem wurde das 98. Perzentil für ERA-Interim für den Zeitraum 1989-2010 berechnet. In der Grafik 3.1 ist das Ergebnis als Landflächenmittel über Europa zur Veranschaulichung dargestellt.

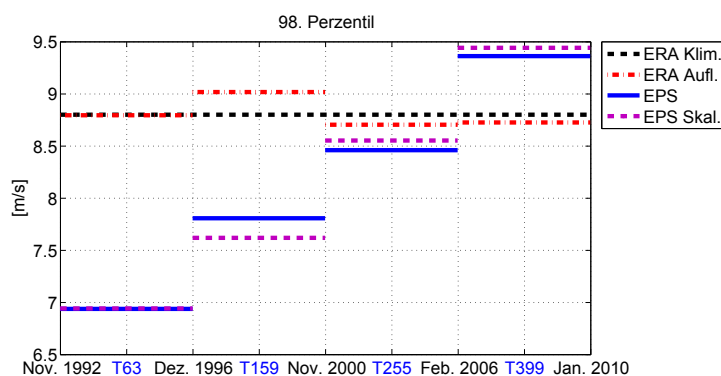


Abbildung 3.1.: 98. Perzentile [m/s] verschiedener EPS Subzeiträume als Landflächenmittel gemäß Tabelle 2.1 und dazugehörige ERA-Interim Perzentile gleicher Zeiträume sowie 1989-2010

Man kann erkennen, dass der Perzentilwert mit zunehmender Auflösung im EPS zunimmt. Das wäre nicht weiter problematisch, da die Überschreitungen der jeweiligen Verteilungen benutzt werden, und das Verfahren somit für die verschiedenen EPS Perioden vergleichbar wäre, wenn die Verteilungen über dem Schwellwert dies auch wären, was im folgenden Abschnitt behandelt wird. Jedoch ist erkennbar, dass in ERA-Interim das 98. Perzentil des T63 Zeitraumes gut mit dem des klimatologischen ERA-Interim Perzentils übereinstimmt, dies bei den übrigen Zeiträumen aber nicht der Fall ist. Diese von interner Klimavariabilität beeinflussten Perzentile der Subzeiträume führen dazu, dass die detektierten Sturmeigenschaften nicht zwischen den EPS-Subperioden vergleichbar sind. Um das zu korrigieren, wird das Verhältnis von ERA-Interim Langzeitperzentil zu ERA-Interim Kurzzeitperzentil benutzt, um das EPS Perzentil aus einem kurzen Zeitraum auf einen äquivalenten klimatologischen Zeitraum zu skalieren. Diese Korrektur wird aufgrund von zahlreichen Änderungen am EPS auch während einer Periode konstant bleibender Auflösung vermutlich einen kleinen Bias beinhalten. Davon sind Stürme mit geringer Intensität vorwiegend betroffen.

Dieser Punkt wird in dem Absatz zur Sensitivität des Windidentifizierungsverfahrens bzgl. des Schwellwertes diskutiert. Die Wirkungsweise dieser Skalierungstechnik wird im Abschnitt 4.3 aufgezeigt. Die Abbildung 3.2 zeigt die Verhältnisse des klimatologischen ERA-Interim Perzentils zu dem Perzentil der kurzen Zeiträume.

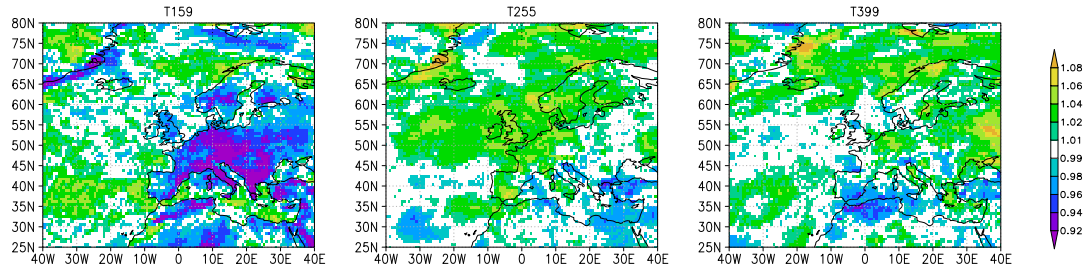


Abbildung 3.2.: Verhältnisse des klimatologischen ERA-Interim Perzentils zu den ERA-Interim Perzentilen des Zeitraumes der konstanten EPS Auflösungen gemäß Tabelle 2.1

Es gibt keine großen Sprünge der Werte zwischen benachbarten Gitterzellen, die Felder sind also recht glatt. Wie in der Abbildung 3.1 zu sehen ist, so muss das Kurzzeitperzentil, welches den  $T_L159$  Zeitraum repräsentiert, nach unten korrigiert werden, um das klimatologische Perzentil zu erhalten. Die beiden höheren Auflösungen müssen nach oben korrigiert werden. Die Korrekturfaktoren sind vom Betrag her für die  $T_L159$  Auflösung größer als für die höheren Auflösungen. Die Regionen in denen starke Korrekturen von Nöten sind, liegen in den verschiedenen Zeiträumen an unterschiedlichen Stellen. Für die  $T_L159$  Auflösung muss das Perzentil stark nach unten korrigiert werden. Ohne eine solche Anpassung würde beim Windtracking eine geringere Anzahl an Sturmsystemem über Europa detektiert werden, die zudem geringere SSIs aufwiesen. Für die von  $T_L255$  verschiedenen EPS Läufe mussten die Verhältnisse der Langzeit- zu Kurzzeitperzentile auf die entsprechende Auflösung interpoliert werden. Die Abbildung 3.3 zeigt die unskalierten den skalierten EPS 98. Perzentile gegenüber gestellt. Man kann die Unterschiede zwischen den unskalierten und skalierten Perzentilen gut erkennen.

#### 3.2.2. Überschreitungskalierung

Durch die klimatologische Skalierung ist gewährleistet, dass für die Windidentifizierung für alle EPS Subzeiträume ein sinnvoller Schwellwert gegeben ist. Somit erhält man raumzeitliche Eigenschaften der detektierten Stürme, wie sie in dem EPS Datensatz zu finden sind, und sich somit prinzipiell von denen in ERA-Interim unterscheiden könnten. Da das EPS aus verschiedenen Versionen des Wettervorhersagemodelles (IFS) in verschiedenen Auflösungen besteht, können die Windgeschwindigkeitsverteilungen

### 3.2. Homogenisierungsverfahren

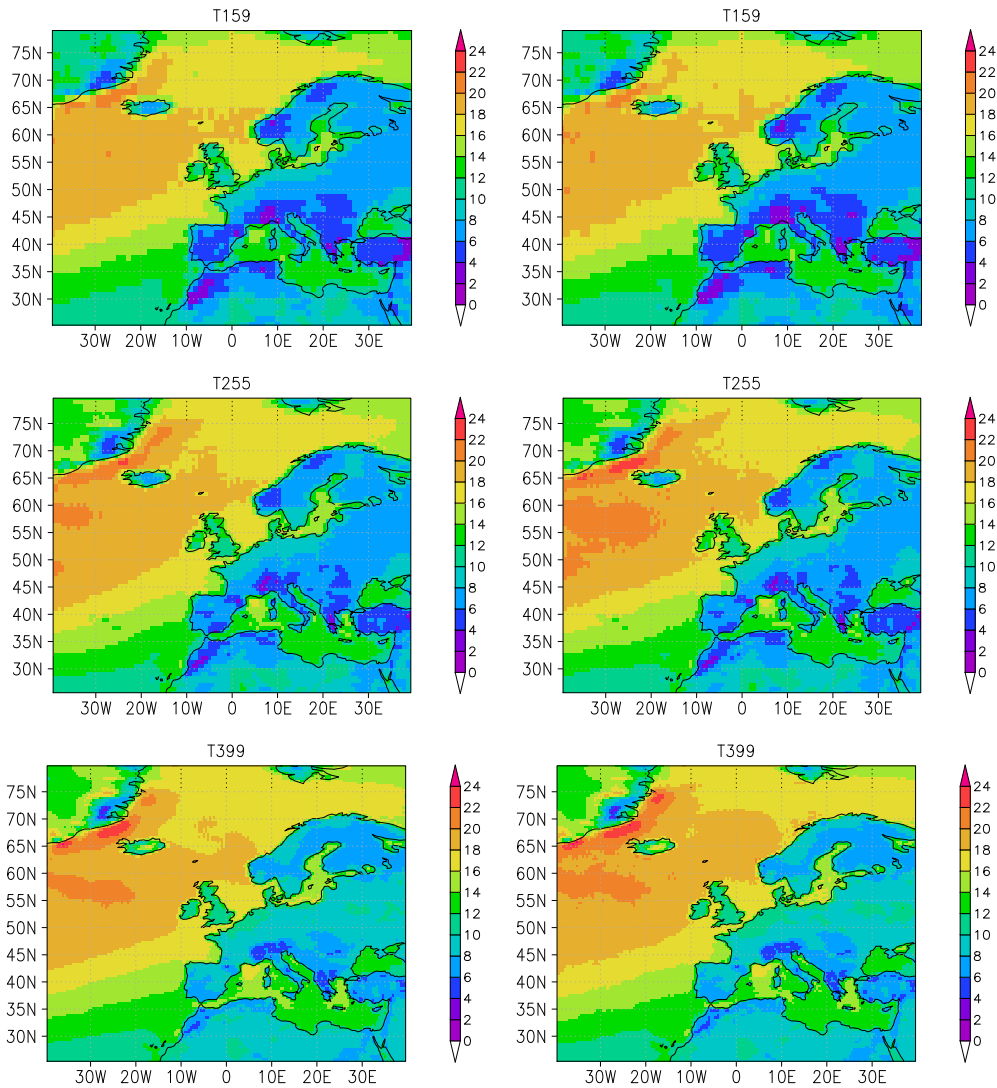


Abbildung 3.3.: 98. Perzentile [m/s] aus den EPS Subperioden unskaliert (links) sowie mittels der klimatologischen Skalierung (rechts)

sich voneinander maßgeblich unterscheiden. Da der SSI Wert davon direkt betroffen ist, da dieser aus den relativen Überschreitungen des 98. Perzentils als Schwellwert bestimmt wird, sind die Ergebnisse aus verschiedenen Modellen bei unterschiedlicher Verteilung über dem Schwellwert nicht vergleichbar. Zur Veranschaulichung zeigt die Grafik 3.4 die relative Überschreitung des 98. Perzentils für die vier EPS Subperioden als Landflächenmittel.

Die Unterschiede in den Überschreitungen könnten dadurch verursacht sein, dass es sich um Werte aus vier verschiedenen Zeiträumen handelt. Durch die Anwendung der

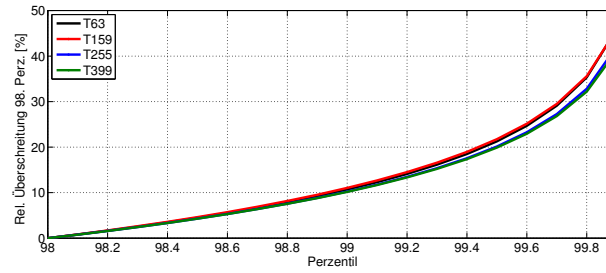


Abbildung 3.4.: Relative Überschreitungen [%] der 98. EPS Perzentile für die vier EPS Auflösungen verschiedener Perioden gemäß Tabelle 2.1 als Landflächenmittel; Klimatologische Skalierung angewendet zur Herausrechnung des Einflusses interner Klimavariabilität

klimateologischen Skalierung sind diese Effekte interner Klimavariabilität herausgerechnet, wodurch diese Unterschiede auf unterschiedliche Modellversionen und Auflösungen zurückzuführen sind. Ein Sturmsystem mit vergleichbarer räumlicher Ausdehnung, zeitlicher Andauer sowie vergleichbarer Perzentilhöhenverteilung, würde in den verschiedenen Datensätzen unterschiedliche SSI Werte erhalten. Um dies zu Korrigieren wird ein nichtparametrisches Quantile-Quantile Mapping, s.h. Boé u. a. (2007); Maraun (2013), angewendet. Die raumzeitlichen Eigenschaften aus dem EPS werden wie gehabt anhand des dateneigenen klimatologisch korrigierten 98. Perzentils ermittelt. Der SSI Wert wird jedoch korrigiert, und auf einen Wert referenziert, wie ihn ein Sturm entsprechender raumzeitlicher Ausdehnung und Perzentilhöhenverteilung in ERA-Interim hätte. Hierzu werden sowohl von ERA-Interim als auch dem EPS die Perzentilwerte von 98.0 bis 99.9 in 0.1er Schritten auf Gitterzellenbasis berechnet. Alle EPS Perzentile werden klimatologisch skaliert. Für ein erkanntes Windfeld im EPS wird dann für jede seiner davon betroffenen Gitterzellen die Perzentilhöhe berechnet und mit einem Faktor multipliziert, welcher sich aus dem in der jeweiligen Gitterzelle errechneten Verhältnis der Perzentilhöhe aus ERA-Interim zu EPS ergibt. Da dadurch eine Referenzierung des EPS Windwertes auf ERA-Interim stattfindet, muss zur SSI Berechnung entsprechend das ERA-Interim Perzentil verwendet werden. Für Gitterzellen, welche einen Wert über dem 99.9 Perzentil aufweisen, wird das Verhältnis der 99.9 Perzentile aus ERA-Interim und dem EPS genommen. Da die Überschreitungen des 98. Perzentils im EPS stärker ausfallen als in ERA-Interim, führt das zu einer leichten Unterschätzung der Maxima. Da diese jedoch in einem Sturm lediglich wenige Gitterzellen ausmachen, hat dies praktisch keinen Einfluss auf das Verfahren. Der Grund die Maxima nicht über die Verhältnisse zu skalieren, liegt darin begründet, dass damit stets der extremste Wert aus einer spezifischen EPS Repräsentation genommen werden würde, und damit nicht direkt vergleichbar mit dem Maximalwert aus ERA-Interim ist. Bei den darunterliegenden Perzentilen gleichen sich die extremen Läufe im EPS

untereinander aus, sodass eine bessere Vergleichbarkeit zu ERA-Interim gegeben ist. Abschließend ist nochmal die räumliche Verteilung der relativen Überschreitungen der 98. Perzentile der  $T_L159$ ,  $T_L255$  und  $T_L399$  durch ihre 99.9. Perzentile in der Abbildung 3.5 dargestellt.

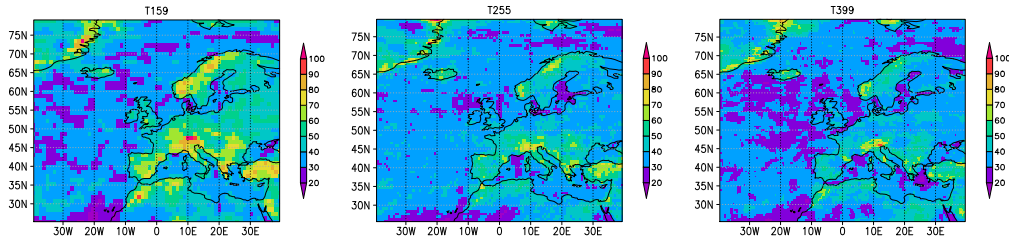


Abbildung 3.5.: Überschreitungen [%] des 98. Perzentils durch das 99.9 für die Daten zu den EPS Auflösungen gemäß Tabelle 2.1

Man erkennt insbesondere über den Landgitterboxen, dass die Überschreitungen in der größten Auflösung am größten sind. Mit höherer Auflösung zeichnen sich die orographischen Begebenheiten deutlich besser ab. Auch wo orographische Effekte keine Rolle spielen, sind die Überschreitungen über Land stärker in der gröberen Auflösung.

### 3.3. „Pure“ und „modifizierte“ EPS Stürme

Ein einzelner in Realität aufgetretener Sturm wird im EPS in zahlreichen Mitgliedern repräsentiert. Diese EPS Repräsentationen eines real aufgetretenen Sturmes werden in dieser Arbeit der Untermenge der „modifizierten“ EPS Stürme zugeordnet. Es wird davon ausgegangen, dass es neben diesen Ereignissen im EPS Sturmereignisse gibt, welche sich nicht einem real aufgetretenem Ereignis zuordnen lassen. Das Interesse an diesen Ereignissen ist darin begründet, dass für die später durchgeführte Extremwertstatistik eine Menge unabhängiger Ereignisse gebraucht wird. Modifikationen eines und desselben Sturmes erfüllen dieses Kriterium der Unabhängigkeit nicht hinreichend. Eine Untermenge an Sturmereignissen, welche keinen Bezug zu real aufgetretenen Ereignissen und somit zu den modifizierten Stürmen hat, kann zur Vergrößerung einer unabhängigen Stichprobe herangezogen werden. An dieser Stelle wird eine Methodik aufgezeigt, wie die „puren“ EPS Ereignisse identifiziert werden. ERA-Interim wird dabei zur Grundlage genommen, um zu entscheiden ob ein Sturm als ein real aufgetretenes Ereignis zu werten ist. Das Verfahren ist in der Abbildung 3.6 skizziert. Das Verfahren ist dabei an das von Froude u. a. (2007c,b) angelehnt.

Um zu entscheiden, ob ein EPS Sturm ein modifizierter oder ein „purer“ EPS Sturm ist, wird zunächst einmal geschaut, ob es in ERA-Interim zur selben Zeit einen Sturm gibt. Sollte es keinen Sturm zeitgleich in ERA-Interim geben, dann handelt es sich um

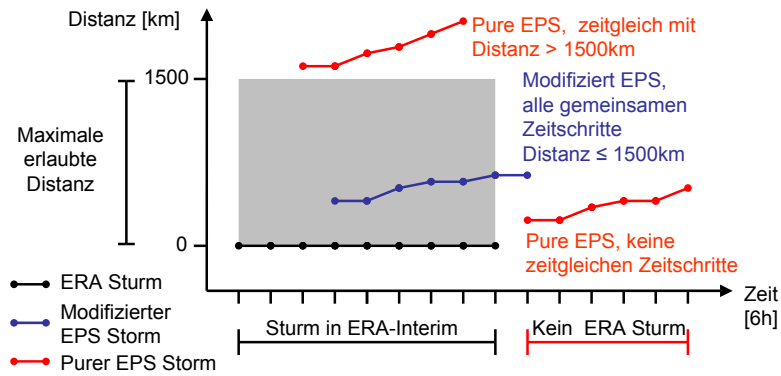


Abbildung 3.6.: Skizze der Definition von „reinen“ und „modifizierten“ EPS Stürmen

einen „reinen“ EPS Sturm. Im Falle des zeitgleichen Auftretens von EPS und ERA-Interim Sturm, wird ein Distanzkriterium von 1500km benutzt, welches bei der typischen synoptischen Größenordnung liegt, welche die untersuchten Systeme vorweisen, s.h. von Storch u. Zwiers (1999). Wenn alle Windfeldzentren zeitgleich auftretender EPS und ERA-Interim Stürme einen Abstand von weniger als 1500km aufweisen, so wird der EPS-Sturm als Modifikation des ERA-Interim Sturmes angesehen. Sollte die Entfernung über 1500km für einen Zeitschritt liegen, so wird der Sturm als „reiner“ EPS Sturm angesehen.

Dieses Vorgehen findet später in der Extremwertstatistik in der Form keine Anwendung, da der Anteil der „reinen“ Ereignisse räumlich nicht homogen ist, s.h. Anhang D, S. VI, wird hier jedoch vorgestellt, da die damit verbundenen später aufgezeigten Erkenntnisse dem Verständnis der in dieser Arbeit dargestellten Ergebnisse der Statistik dient. Die räumliche Verteilung der „reinen“ EPS Stürme ist nicht homogen. Zur Bestimmung der Konfidenzintervalle aus den EPS Daten wird ebenfalls ein Sturmzuordnungsverfahren angewendet. Dieses wird jedoch in der Form benutzt, dass ausschließlich im EPS identifizierte Stürme damit betrachtet werden. Die hier vorgestellte Begrifflichkeit der „reinen“ EPS Stürme ist so gedacht, dass damit immer ein Abgleich eines EPS Sturmes hinsichtlich der Realität, dargestellt durch ERA-Interim, gemeint ist.

### 3.4. Extremwertstatistik

Mit den aus dem Windidentifizierungsverfahren im EPS erkannten Sturmereignissen und den zu diesen berechneten SSI Werten, werden Wiederkehrperioden der Ereignisse über Europa bzw. über regional definierten Boxen berechnet. Die Abbildung 3.7 zeigt die Regionsboxen und die Tabelle 3.1 die dazugehörigen Koordinaten. Der anteilige SSI Wert eines Sturmes in der Regionsbox, wird benutzt, um eine Wiederkehrperiode eines schadensäquivalenten Indizes zu bestimmen.



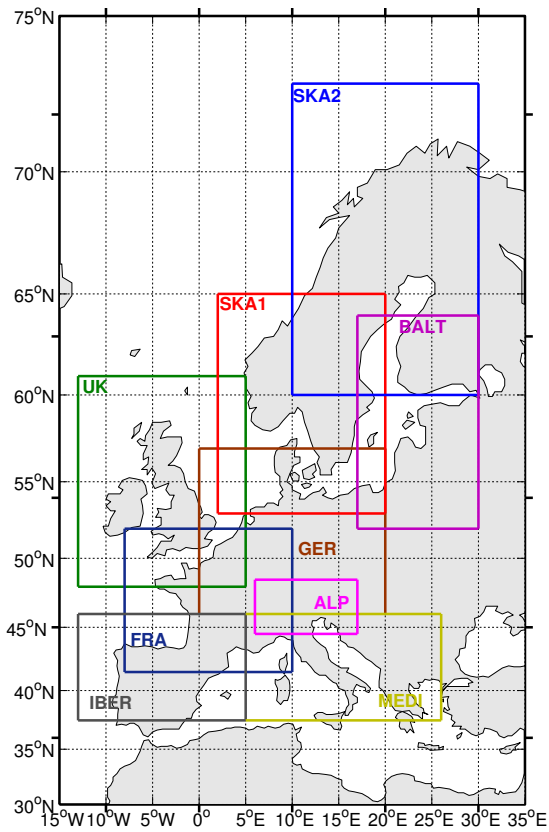


Abbildung 3.7.: Definitionen der Regionsboxen zur Verwendung in der Extremwertstatistik

### 3.4.1. Bestimmung von Wiederkehrperioden – Peak over Threshold Methode

Zur Abschätzung von Wiederkehrperioden der detektierten Sturmereignisse anhand ihres SSIs wird die Extremwertstatistik, s.h. Coles (2001); Reiss u. Thomas (2007); Davison u. Smith (1990); Embrechts u. a. (1997); Albeverio u. a. (2006); Perna u. Sibillo (2008); Pisarenko u. Rodkin (2014), in dieser Arbeit verwendet. Dabei kommt die Peak-over-Threshold Methode (Palutikof u. a., 1999) zur Anwendung, bei der eine Generelle Paretoverteilung (GPD) 3.2 angepasst wird.

$$H(y) = 1 - \left(1 + \frac{\xi y}{\tilde{\sigma}}\right)^{-1/\xi} \text{ mit} \quad (3.2)$$

$$y : y > 0 \text{ und } (1 + \xi y/\tilde{\sigma}) > 0 \text{ und } \tilde{\sigma} = \sigma + \xi(u - \mu)$$

Dabei ist  $\xi$  der Formparameter,  $\tilde{\sigma}$  der Skalenparameter und  $\mu$  der Lageparameter.

Region	Long. Anf.	Long. Ende	Lat. Anf.	Lat. Ende
UK	-13	5	48	61
FRA	-8	10	41.5	52
GER	0	20	46	57
IBER	-13	5	37.5	46
SKA1	2	20	53	65
SKA2	10	30	60	73
BALT	17	30	52	64
MEDI	5	26	37.5	46
ALP	6	17	44.5	48.5

Tabelle 3.1.: Koordinaten der für die Extremwertstatistik verwendeten Regionsboxen

Es werden, wie der Name bereits andeutet, mit der Methode Überschreitungen des Schwellwertes  $u$  modelliert. Der Schwellwert muss zur Anwendung dieser Methode bestimmt werden. Dies kann mittels des „mean residual life plots“ erfolgen, oder durch ein Variieren des Schwellwertes mit jeweiliger Anpassung einer GPD, wobei ein geeigneter Schwellwert ermittelt wird, wenn die angepassten Parameter innerhalb der Fehlerintervalle konstant bleiben. Da die Anpassung in der Arbeit automatisiert für eine sehr große Anzahl an Ereignissen erfolgt, wurde der Schwellwert anhand von ERA-Interim bestimmt. Der dazu gehörige Perzentilwert wurde dann bestimmt, und für das EPS wurde dieser Perzentilwert für die Anpassungen benutzt. Die Parameterschätzung erfolgt anhand der Maximum-likelihood Methode (Grimshaw, 1993; Giles u. a., 2011; Dormann, 2013). Andere Methoden wären die Momentenmethode und die Methode der kleinsten Quadrate. Darüber hinaus gibt es mehrere Modifikationen dieser Verfahren. Verschiedene Verfahren wurden getestet, s.h. dazu Anhang G auf S. XI. Der Grund für die Wahl der Maximum-likelihood Methode besteht darin, dass diese die beste Schätzung der GPD Parameter liefert (Hosking u. Wallis, 1987). Aus den Parametern der angepassten GPD können die Wiederkehrwerte berechnet werden.

$$\hat{X}_m = u + \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\xi}} [(m\hat{\zeta}_u)^{\hat{\xi}} - 1]$$

mit  $\hat{\zeta}_u = k/n$  wobei

$k$  : Anzahl der Überschreitungen

und  $n$  : Gesamtanzahl

$\hat{X}_m$  ist dabei der Wiederkehrwert zum Wiederkehrintervall  $m$ .

Aufgrund der relativ kurzen Zeiträume der in der Arbeit Verwendung findender Datensätze von 10 Jahren im EPS und 20 Jahren in ERA-Interim wird von Stationarität in den Extrema ausgegangen. Für den instationären Anwendungsfall findet sich eine gute Übersicht an Methodiken in AghaKouchak u. a. (2013), welche bspw. Anwendung zur Abschätzung der Sturmgefährdung im Jahresverlauf finden könnten. Siehe dazu Abschnitt 6.5 ab Seite 95.

#### 3.4.2. Abschätzung von Konfidenzintervallen

Verschiedene Methoden zur Bestimmung von Konfidenzintervallen (Janczyk u. Pfister, 2013) sind anwendbar. Eine Standardmethode ist die Delta-Methode, wie sie bspw. im Coles (2001) beschrieben ist. Allerdings hat sich im Laufe der Untersuchungen gezeigt, dass die dafür getroffene Annahme symmetrischer Konfidenzintervalle bei dieser Anwendung nicht sinnvoll ist. Eine weitere Methode (Coles, 2001) stellt die Profile-log-likelihood Methode dar, welche getestet wurde, und eine ähnliche Asymmetrie der Konfidenzintervalle wie die in dieser Arbeit verwendete Methode liefert, mit jedoch kleinen Unterschieden in den Konfidenzintervallen, s.h. Anhang H, S. XIV. Darüber hinaus gibt es zahlreiche Bootstrap Methoden zur Bestimmung von Konfidenzintervallen. Eine gute Übersicht dieser Verfahren ist in Diccio u. Romano (1988) zu finden. In dieser Arbeit wird die nichtparametrische Bias-Corrected Accelerated Bootstrap Methode nach Efron (1987) zur Bestimmung von Konfidenzintervallen benutzt. Die Methode funktioniert im Gegensatz zur Perzentilbootstraphmethode auch gut mit schiefen Verteilungen und zeigt eine schnelle Konvergenz. Diese Methode ist daher sehr allgemein anwendbar, und wird in der Fachliteratur (Mudelsee, 2010; Wilks, 2011; Good, 2006) für zahlreiche Problemstellungen vorgeschlagen. Eine der Fragestellung in dieser Arbeit sehr ähnliche, findet sich in Fawcett u. Walshaw (2012), wo Wiederkehrperioden abhängiger Extremereignisse bestimmt werden. Resampling Methoden zur Anwendung auf abhängige Daten, wie etwa die Blockbootstraphmethode finden sich in Lahiri (2003). Diese lassen sich allerdings nicht direkt auf den Ensembledatensatz anwenden, da die Abhängigkeiten nicht direkt quantifiziert werden können. Daher werden in dieser Arbeit zwei Verfahren vorgestellt, um unabhängige Stichproben für die Statistik zu generieren, aus denen in Anlehnung an die Perzentilbootstraphmethode die Konfidenzintervalle abgeschätzt werden.

Die Auswertungen wurden mit der Statistiksoftware R (R Development Core Team, 2012; Wollschläger, 2013; Bivand u. a., 2008) vorgenommen, und für die Extremwertstatistik wurden die Pakete `extRemes`, s.h. Gilleland u. Katz (2011), und `ismev` verwendet, sowie das Paket `bootstrap` zur Bestimmung der  $BC_a$  Konfidenzintervalle. Eine gute Übersicht der in dieser Arbeit verwendeten Programme und Pakete findet sich in Stephenson u. Gilleland (2005) und Mudelsee (2010).

## 4. Untersuchungen hinsichtlich möglicher systematischer Trends

Damit es möglich ist mittels des EPS einen Mehrwert gegenüber Studien, die bspw. auf Reanalysedaten basieren, zu haben, muß zunächst geklärt werden, inwieweit das EPS für die vorgesehene Anwendung der Abschätzung von Auftrittshäufigkeiten von Winterstürmen benutzbar ist. Der erste zu klärende Punkt ist die Bestimmung eines für das Windidentifizierungsverfahren repräsentativen Perzentilwertes. A priori kann es nicht ausgeschlossen werden, dass es während der Vorhersagedauer des EPS einen Trend in der Windgeschwindigkeitsverteilung gibt. Da das EPS aus vielen einzelnen Vorhersagen besteht, wurde zur Berechnung der Perzentile ein Programm erstellt, welches die Vorhersagen sequentiell einliest, und die Werte in Bins von 0 m/s bis 100 m/s mit einer Binbreite von 0.01 m/s einteilt. Zwischen den Binbreiten wird über lineare Interpolation der Perzentilwert innerhalb einer Klasse abgeschätzt, und das Perzentil über Auszählen bestimmt. Der maximal mögliche Fehler beträgt somit 0.005 m/s. Die Vorgehensweise ist mit jener vergleichbar, wie sie bei den Climate Data Operators benutzt wird, allerdings wird dort in der Regel die Binbreite für jede Gitterzelle zwischen Minimal- und Maximalwert in gleiche Teile unterteilt. Dies ist beim EPS sehr umständlich, da zuvor alle Vorhersagen zur Bestimmung von Minimal- und Maximalwert zunächst hätten eingelesen werden müssen, und zudem wäre so die Genauigkeit von der Spannbreite der Werte abhängig. Bei der gewählten Vorgehensweise ist die Genauigkeit über das gesamte Gitter gleich.

### 4.1. Vorarbeiten

#### 4.1.1. Grenzwertbestimmung für das Sturmidentifizierungsverfahren

In der Grafik 4.1 sind die 98. Perzentile für das EPS in  $T_L159$ ,  $T_L255$  und  $T_L399$  über die Laufzeit an den einzelnen vorliegenden Archivierungszeitschritten dargestellt, aufgeteilt nach Land- und Seegitterboxen. Die Zeiträume werden getrennt betrachtet, da auch die Sturmidentifizierung für die Subzeiträume getrennt Anwendung findet, da somit keine Interpolationen der Daten nötig sind, welche einen Einfluss auf die Ergebnisse haben könnten.

$T_L159$  ist dabei auf 12-stündlichen Daten basierend, und die beiden höheren Auflösungen wurden in sechs stündlicher zeitlicher Auflösung betrachtet. Es ist zunächst einmal zu erkennen, dass der Perzentilwert mit zunehmender Auflösung höher wird. Über Land ist in  $T_L159$  und  $T_L399$  ein eindeutiger Tagesgang zu erkennen, wohingegen dieser

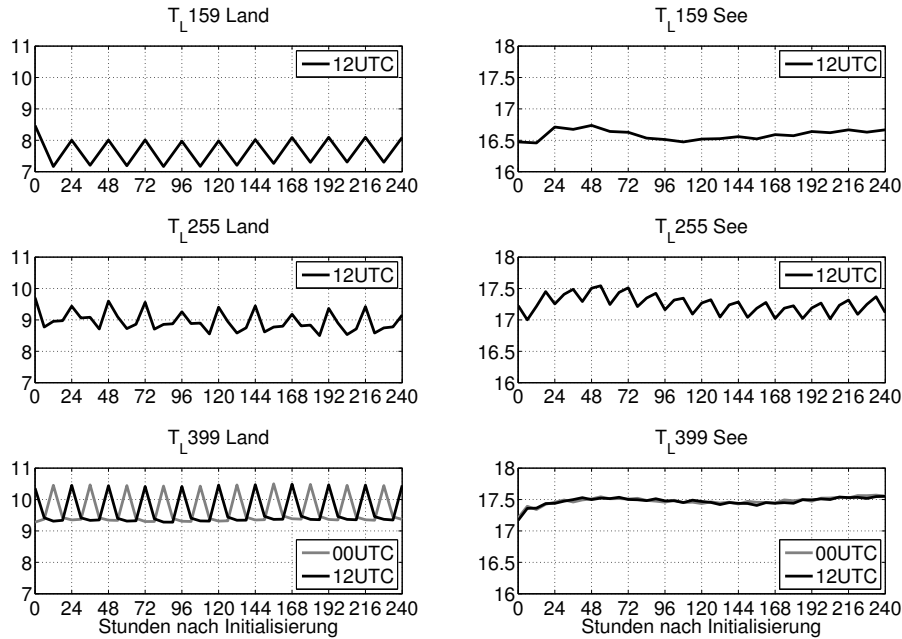


Abbildung 4.1.: 98. Perzentile [m/s] für während der Vorhersagezeit [h] des EPS mit  $T_L159$ ,  $T_L255$  und  $T_L399$  horizontaler Auflösung

im Zeitraum der  $T_L255$  Auflösung unregelmäßig ist, wobei es so scheint als würde sich eine 18 und 24 stündliche Periodizität überlagern. Ein Tagesgang im 10m Wind anhand von Beobachtungsdaten wurde in Veröffentlichungen von Lapworth (2008, 2012) aufgezeigt, mit Maxima gegen 12UTC. Coelingh u. a. (1996) führen den Tagesgang über Land auf einen Tagesgang in der Variation der Stabilität zurück. Über See ist die Stabilitätsvariation über den Tag geringer, da Unterschiede zwischen der See gegenüber der Lufttemperatur relativ gering ausfallen. Der Tagesgang in ERA-Interim liegt leicht höher als derjenige des EPS von etwa 1m/s für das 98. Perzentil, was in den folgenden Untersuchungen sichtbar wird. Ein Test anhand von Beobachtungsdaten zweier Berliner Stationen verglichen mit der Gitterbox, in welcher sich diese befinden, liefert ein Indiz, dass sowohl ERA-Interim als auch das EPS den Tagesgang unterschätzen. Die Unregelmäßigkeit des Tagesganges über Land im EPS mit  $T_L255$  hat vermutlich seine Ursache in den stochastischen Störungen. Bei diesen stochastischen Störungen handelt es sich um Zufallszahlen, welche den Parametrisierungen aufgeprägt werden. Diese haben eine räumliche Korrelation von  $10^\circ$  (Buizza u. a., 1999), bzw. 500km ab September 2009 (Palmer u. a., 2009) sowie eine zeitliche Korrelation von 6 Stunden (Buizza u. a., 1999). Es wird vermutet, dass das resultierende Muster eine Konsequenz dieser Störungen überlagert mit einem Tagesgang ist, jedoch wird dies nicht weitergehend in dieser Arbeit untersucht. Bestärkt wird diese Annahme durch die Tatsache, dass

sich in den EPS Kontrollläufen in  $T_L255$  ein regelmäßiger Tagesgang zeigt. Da der Kontrolllauf keine Störungen beinhaltet, ist dies ein gutes Indiz für die These. Diese Untersuchung ist insofern von Interesse für den operationellen Vorhersagebetrieb, indem zu klären wäre, ob die unregelmäßige Periodizität durch Anpassungen des Modelles korrigiert wurde, oder ob das Verhalten dadurch nicht mehr auftritt, da die Kombination der horizontalen Auflösung des Modelles und die der stochastischen Störungen in den neueren Modellzyklen dieses nicht hervorrufen. Im zweiten Fall könnte eine ungünstige Auflösungskombination in zukünftigen Modellen wieder zu einer unregelmäßigen Periodizität führen. Die Periodizität über See ist in der  $T_L255$  deutlich stärker ausgeprägt als in der  $T_L159$  und der  $T_L399$  Auflösung, wobei bemerkenswert ist, dass diese in  $T_L255$  eine 18-stündige Periode zeigt.

Die Perzentilwerte über See scheinen einen leichten Initialisierungseffekt in den ersten 12 Stunden aufzuweisen. In  $T_L159$  und  $T_L255$  liegen die Perzentilwerte über Land aus den Initialisierungsfeldern etwas höher als bei den übrigen Archivierungszeitschritten, wohingegen dieser Effekt in der höheren Auflösung  $T_L399$  über Land nicht sichtbar ist. Ein Initialisierungseffekt ist in Lamquin u. a. (2009) beschrieben, welcher die Feuchte in der oberen Troposphäre betrifft. Die Ursache liegt darin begründet, dass das Vorhersagemodell Übersättigung mit in Betracht zieht, dies jedoch nicht in der Datenassimilierung passiert.

Ein zeitlicher Trend in den Perzentilen ist nicht erkennbar, lediglich eine Oszillation, welche hauptsächlich über den Seegitterboxen sichtbar ist. Es ist daher möglich das Perzentil aus der gesamten Vorhersagedauer aller Mitglieder der jeweiligen Periode zu bestimmen, wie dies für diese Arbeit gemacht wurde. Aufgrund der Periodizität von 18h im EPS mit  $T_L255$  Auflösung sowie des Tagesganges in den übrigen EPS Datensätzen, würde die Wahl eines drei bzw. sechs Tagefensters die Periodizitäten geringfügig besser ausgleichen, als dies bei Verwendung des gesamten Vorhersagezeitraumes der Fall ist. Dieses Zeitfenster könnte dann auch außerhalb des vom Initialisierungseffekt betroffenen Bereiches benutzt werden. Ein solches Vorgehen wird nur geringfügige Unterschiede bringen, und wie die Ergebnisse dieser Studie zeigen, liefert die hier verwendete Methode gute Ergebnisse. Perzentile, welche für jeden einzelnen der 41 Archivierungszeitschritte in sechs stündlicher Auflösung bestimmt werden, lassen sich nicht sinnvoll verwenden, da damit der Tagesgang, wie er natürlich im Datensatz existent ist, eliminiert werden würde. Zudem soll der SSI in Analogie zu möglichen Schäden gesehen werden, welche bei einer Überschreitung des 98. Perzentils auftreten. Die dahinter stehende These besagt, dass es eine regional differenzierte Anpassung an das jeweilige Sturmklima gibt. Eine solche Anpassung erfolgt an einen einzelnen Schwellenwert, so dass die Bestimmung von mehreren Schwellenwerten, je nach Tageszeit, nicht zielführend wäre, aber unter Umständen eine bessere Vergleichbarkeit zwischen verschiedenen Modelldaten ermöglichen würde.

#### 4.1.2. Sensitivität des Sturmidentifizierungsverfahrens bzgl. des Schwellwertes

Die Sensitivität des Windidentifizierungsverfahrens wird an dieser Stelle diskutiert. Durch die klimatologische Skalierung werden die nur aus dem EPS bestimmbaren Kurzzeitperzentile an einen klimatologischen Zeitraum angepasst. Da hierfür ERA-Interim herangezogen wird, aber es auch während einer Periode, in welcher das EPS mit konstanter horizontaler Auflösung vorliegt, Veränderungen an dem Modell etwa alle zwei bis drei Monate (Palmer u. a., 2007) gab, werden die Verhältnisse des kurzen ERA-Interim Zeitraumes zum langen ERA-Interim Zeitraum unterschiedliche kleine Abweichungen von einem mit dem jeweiligen zum EPS gehörigen Modell erstellten klimatologischen Perzentils führen. Um den Effekt von kleinen Fehlern des Schwellwertes auf das Tracking zu testen, wurde dieser an allen Gitterboxen konstant variiert.

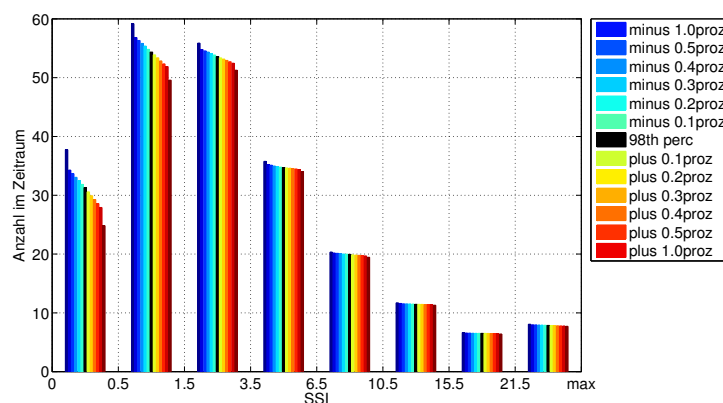


Abbildung 4.2.: Sensitivität des Windtrackings auf leichte Schwellwertmodifizierung bzgl. Schwereverteilung der detektierten Stürme

In bisherigen Studien betrug die vorgeschriebene Mindestlebenszeit zur Identifizierung eines Sturmsystems mindestens 18h. Aufgrund der zeitlichen Auflösungen von 6h und 12h der EPS Daten musste dieser Wert auf 24h gesetzt werden, damit ein für den gesamten Zeitraum vergleichbares Kriterium gegeben ist. Stürme mit einem SSI von weniger als 0.5 haben in großer Anzahl eine Andauer von 18h, welche in dieser Studie nicht erfasst werden können. Für Stürme mit SSI geringer als 0.5 ist die Statistik daher verfälscht, weshalb diese Ereignisse nicht weiter betrachtet werden. Für schwache Stürme zeigt sich eine Sensitivität in der Verteilung des SSI, Abbildung 4.2. Für starke Ereignisse macht ein kleiner Fehler im Schwellwert deutlich weniger aus, als für schwache Ereignisse. Einen Effekt hat ein kleiner Fehler auf die Anzahl mittelgroßer bis mittellangandauernder Ereignisse. Eine tiefere Untersuchung der Wirkungen verschiedener Modelle, also IFS Zyklen, ist schwierig, da Änderungen teilweise alle zwei bis drei Monate vorgenommen wurden.

Die Tabelle 4.1 zeigt die für den in  $T_L$ 255 abgedeckten Zeitraum verwendeten IFS Zyklen.

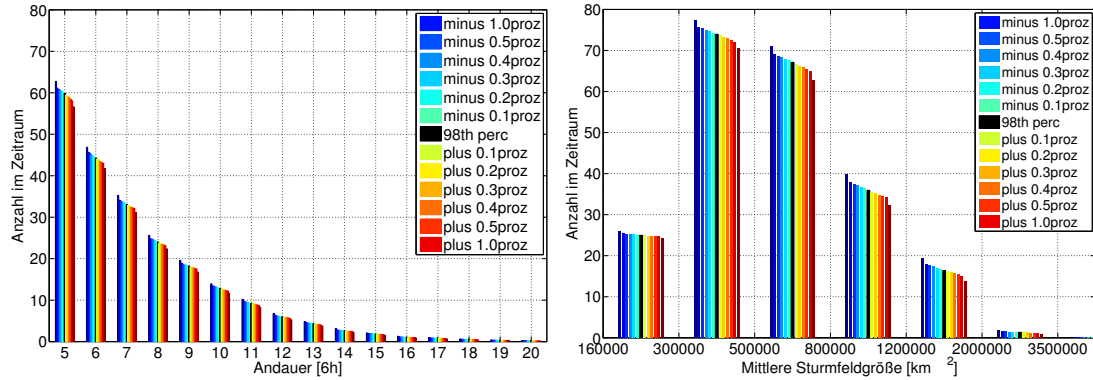


Abbildung 4.3.: Sensitivität des Windtrackings auf leichte Schwellwertmodifizierung bzgl. der Sturmdauer [ $h$ ] (links) und der Sturmfeldgröße [ $km^2$ ] (rechts) der detektierten Stürme

Datum	Zyklus
21.11.2000	IFS Cycle 23r3
12.06.2001	IFS Cycle 23r4
22.01.2002	IFS Cycle 24r3
09.04.2002	IFS Cycle 25r1
14.01.2003	IFS Cycle 25r4
04.03.2003	IFS Cycle 25r5
29.04.2003	IFS Cycle 26r1
07.11.2003	IFS Cycle 26r3
09.03.2004	IFS Cycle 28r1
29.06.2004	IFS Cycle 28r2
28.09.2004	IFS Cycle 28r3
05.04.2005	IFS Cycle 29r1
28.06.2005	IFS Cycle 29r2
01.02.2006	IFS Cycle 30r1 ( $T_L399$ )

Tabelle 4.1.: IFS Modellzyklen des in  $T_L255$  gerechneten EPS, s.h. ECMWF IFS Cycles

Um dennoch etwas über mögliche Änderungen durch die IFS Zyklen innerhalb eines Zeitraumes gleichbleibender horizontaler Auflösung aussagen zu können, werden die Windwerte innerhalb der Deutschlandbox, s.h. Tabelle 3.1 oder Abbildung 3.7, S. 20), betrachtet. Alle Zeitschritte aller in der Box sich befindlichen Windwerte werden dafür zusammengefügt, und die Abbildung 4.4 zeigt Box Whisker Graphen der im Zeitraum mit  $T_L255$  gerechneten EPS Läufe. Entsprechend wurde mit ERA-Interim verfahren.



Aufgrund der Kürze der Zeiträume wurden Releases eines Zyklus zusammengefasst. Dabei handelt es sich um kleinere technische Änderungen im Gegensatz zu Änderungen an der physikalischen Beschreibung der Prozesse. Die Deutschlandbox wurde gewählt, um auch in ERA-Interim genügend Werte für die kurzen Zeiträume zur Verfügung zu haben.

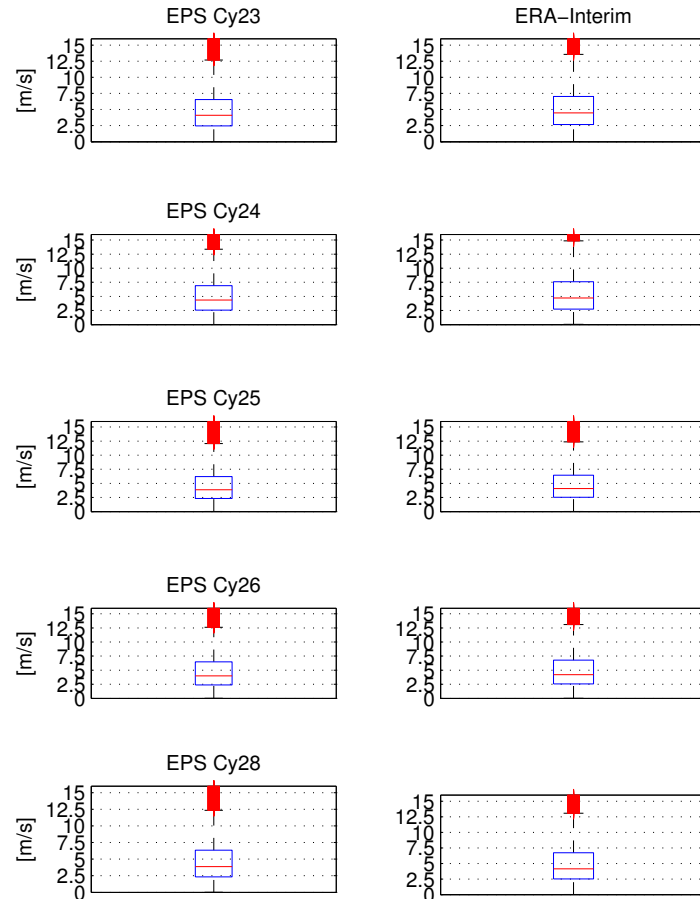


Abbildung 4.4.: Box Whisker Graphen der Windwerte innerhalb der Deutschlandbox für die für das EPS in  $T_L255$  angewendeten IFS Zyklen im Vergleich zu ERA-Interim

Im Idealfall verhalten sich die Schwankungen in den verschiedenen Zeiträumen der IFS Zyklen zwischen dem EPS und ERA-Interim gleich. Zur klimatologischen Skalierung wird das Verhältnis von Kurzzeit- zu Langzeitperzentil benutzt. Das Kurzzeitperzentil wird dabei aus den Zeiträumen berechnet, in welchen das EPS eine konstante horizontale Auflösung vorweist. Die kleinen Unterschiede innerhalb eines solchen Kurzzeitraumes

werden daher alle mit dem gleichen Faktor skaliert. Um besser sehen zu können wie die Unterschiede zwischen den Zeiträumen der IFS Zyklen aussehen, wurde das 98. Perzentil für alle Zeitschritte aller sich in der Deutschlandbox befindlichen Gitterzellen über die IFS Zeiträume gemäß Tabelle 4.1 berechnet. Die Abbildung 4.5 zeigt das Ergebnis.

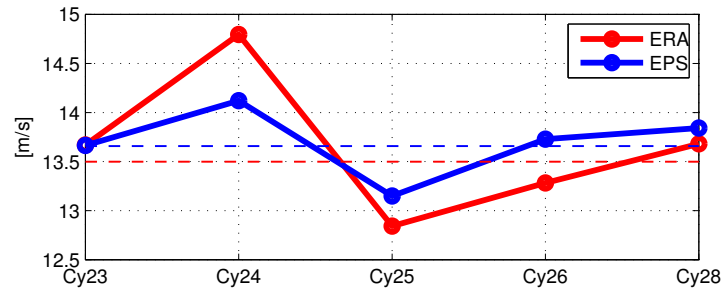


Abbildung 4.5.: 98. Perzentil der Windwerte innerhalb der Deutschlandbox für die für das EPS in  $T_L255$  angewendeten IFS Zyklen im Vergleich zu ERA-Interim

Es ist erkennbar, dass es Zeiträume im EPS gibt, welche ein zu ERA-Interim ähnlichen Perzentilwert zeigen, jedoch auch welche mit größerem als auch mit kleinerem. Es kommt daher sowohl zu leichten Überschätzungen als auch zu leichten Unterschätzungen. In dem kurzen Zeitraum können natürlich einzelne Ereignisse durch die Box gezogen sein. Da die Zugbahn in der Regel nicht zentral durch die Box geht, kann zwischen den EPS Repräsentationen eine Asymmetrie bestehen, wodurch ebenso Unterschiede in den kurzen Zeiträumen hervorgerufen werden können. Eine genaue Einschätzung der Fehler ist daher nicht möglich.

Von unrealistisch hohen Windgeschwindigkeiten berichtet das ECMWF im IFS Zyklus Cy31r1. Informationen hierzu finden sich unter ECMWF known issues (2008). ERA-Interim ist mit Zyklus Cy31r2 produziert worden, welcher nur kleinere technische Änderungen gegenüber dem mit Problemen genannten Zyklus enthält. Weder im EPS noch in ERA-Interim konnten im in dieser Studie verwendeten Ausschnitt unrealistisch hohe Werte festgestellt werden. Unrealistische Werte der für das EPS verwendeten Böenparametrisierung konnten jedoch im gesamten EPS mit  $T_L255$  Auflösung in bergigem Terrain gefunden werden, s.h. Wiederkehrperioden der EPS Böen auf Seite I im Anhang. Ein Quantile Mapping der kurzen Zeiträume der IFS Zyklen ist auf Gitterzellenbasis nicht machbar, da hierfür nicht genügend Daten in ERA-Interim zur Verfügung stehen. Die Darstellung dieser Ergebnisse bzgl. kleiner Fehler nach klimatologischer Skalierung innerhalb von EPS Zeiträumen gleichbleibender horizontaler Auflösung soll deshalb der Interpretation der folgenden Ergebnisse dienen.

### 4.1.3. Umgang mit Randeffekten zu Beginn und Ende der Vorhersagen

Durch die begrenzte Vorhersagedauer von zehn Tagen mit konstant bleibender horizontaler Auflösung des Modelles (verringerte Auflösung Tag 10 bis 15 verfügbar), gibt es zum Anfang und Ende jeder einzelnen Vorhersage den Effekt, dass bei einigen Stürmen lediglich Teile dieser erfasst werden können, da der andere Teil außerhalb des vorhergesagten Zeitraumes liegen würde. Stürme die zum Initialisierungszeitpunkt erkannt werden, müssen dort nicht zwangsläufig ihre Entstehung haben, sondern die Vorhersage kann zu einem Zeitpunkt initialisiert sein, in der bereits ein Sturmsystem existierte. Diese Systeme werden als Stürme erkannt, wenn sie das Kriterium für die Mindestandauer erfüllen, was zur Konsequenz hat, dass zum Initialisierungszeitpunkt mehr Systeme erkannt werden, und diese eine Verteilung mit Bias zu kurzandauernden Stürmen aufweist. Die Verwendung von Sturmereignissen, die zum Initialisierungszeitpunkt erkannt wurden, bringt also einen durch die Begrenzung der Vorhersagedauer bedingten Bias, weshalb diese Ereignisse in den weiteren Untersuchungen keine Verwendung finden. Zum Ende der Vorhersagedauer gibt es den entsprechenden Effekt, das Systeme, je weiter entfernt sie von der Initialisierung starten, kürzer andauernd sein müssen, um vollständig erfasst zu werden. Dies führt ebenfalls zu einem Bias der Sturmandauerverteilung zu kurz andauernden Ereignissen. Um mit dieser Problematik umzugehen, wurde auf die Andauerverteilung der Ereignisse geschaut. Die Grafik 4.6 zeigt die Andauerverteilung aller in ERA-Interim im Zeitraum 1989 bis 2010 detektierter Sturmereignisse.

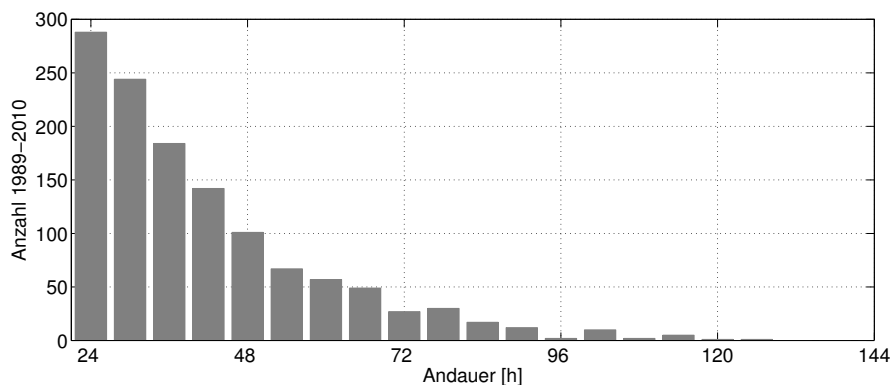


Abbildung 4.6.: Andauerverteilung von 1068 ERA-Interim Sturmereignissen mit  $SSI > 0.5$  von 1989 bis 2010

Von den 1068 in Betracht gezogenen Ereignissen haben lediglich 9 Ereignisse eine Andauer von mehr als 90 Stunden, was 0.8% entspricht. Um zu vermeiden, dass abgeschnittene Sturmereignisse in die nachfolgenden Untersuchungen mit eingehen, wird ein Zeitfenster von 6 Tagen verwendet, in welchem Stürme starten müssen,

um in Betracht gezogen zu werden. Dieses Zeitfenster beginnt am zweiten Archivierungszeitschritt und Stürme startend am letzten Zeitschritt des Zeitfensters werden ebenfalls nicht benutzt, wie dies in Abbildung 4.7 skizziert ist.

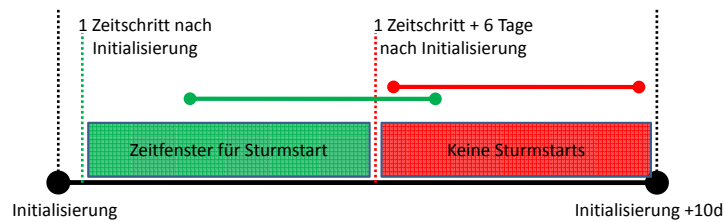


Abbildung 4.7.: Verwendung eines 6-Tagezeitfensters zur Wahrung einer Bias freien Verteilung

Wie im Abschnitt 4.1 über die 98. Perzentilwerte im zeitlichen Verlauf des EPS diskutiert wurde, gibt es in diesen Werten einen Tagesgang. Im längsten Subzeitraum mit der  $T_L255$  Auflösung ist eine Überlagerung einer 18- mit einer 24-stündigen Periodizität erkennbar. Mit dem 6-Tageszeitfenster ist sichergestellt, dass alle von der Periodizität betroffenen Zeitschritte gleichmäßig in den für die Untersuchungen verwendeten Stichproben repräsentiert sind.

Da sich die Starttermine langandauernder Ereignisse über alle archivierten Termine in dem Zeitfenster verteilen, wird die Anzahl nicht vollständig detektierbarer Ereignisse deutlich geringer sein als 0.8%. Alternativ wäre die Nutzung eines 3-Tageszeitfensters denkbar, was jedoch eine Halbierung der Ereignisse, wie später gezeigt werden wird, bedeuten würde. Die Benutzung von Zeitfenstern anderer Dauer, kann zu einer Überrepräsentation von durch Periodizitäten beeinflussten Zeitschritten führen, ein ganzzahliges Vielfaches kompletter Tage ist aufgrund des Tagesganges zu wählen.

Das nur vollständig erfassbare Sturmereignisse benutzt werden, kann man auch dadurch erreichen, das Ereignisse, welche einen Beitrag zum Initialisierungszeitpunkt bzw. zum letzten Zeitpunkt der Vorhersage aufweisen, nicht benutzt werden. Allerdings bliebe damit das Problem bestehen, dass man einen Bias zu kurzandauernden Ereignissen in der Stichprobe vorfände, womit ein solches Vorgehen für die weiteren Untersuchungen nicht zielführend wäre.

## 4.2. Spannweite der Sturmeigenschaften

Im EPS gibt es eine Vielzahl von Realisierungen eines einzelnen real aufgetretenen Ereignisses. Das EPS ist so ausgelegt, dass es möglichst die gesamte Spannweite der möglichen atmosphärischen Zustände, welche sich aus Unsicherheiten der Anfangsbedingungen und der Modellphysik ergeben, beschreibt. Diese Spannweite sollte ebenso in den Sturmeigenschaften wie Intensität, Größe der betroffenen Fläche,

Sturmandauer oder der Zugbahn des Sturmes sichtbar sein. Ohne eine ausreichend große Variation in den Sturmeigenschaften würde der Ansatz über das EPS, eine größere statistische Basis zu generieren, nicht erfolversprechend sein, da dies dann in etwa einer Aneinanderreihung von Reanalysen gleich käme. Um zu untersuchen, ob eine Variation der Eigenschaften der verschiedenen Sturmrepräsentationen vorliegt, wird ein Sturmzuordnungsverfahren zwischen EPS und ERA-Interim Stürmen angewendet. Dabei werden Stürme gesucht, welche über mindestens 18h hinweg, zeitgleich auftreten. Die Entfernung der ersten drei (bei 6h Auflösung, entspricht 12h) gemeinsam auftretenden detektierten Cluster muss für eine erfolgreiche Zuordnung weniger als 1500km betragen. Diese Distanz ist an die typische synoptische Größenordnung der untersuchten Systeme angelehnt. Die Stürme sollen sich aus einer ähnlichen Situation heraus entwickeln, jedoch sind Abweichungen nach einer gewissen Andauer gewünscht. Bei größerer Vorlaufzeit, also die zeitliche Differenz zwischen Sturmstart und Initialisierung der Vorhersage, muss diese gleiche Ausgangslage nicht mehr gegeben sein. In der Grafik 4.8 ist der SSI für Repräsentationen des Sturmes Emma aus 50 gestörten EPS Mitgliedern gezeigt.

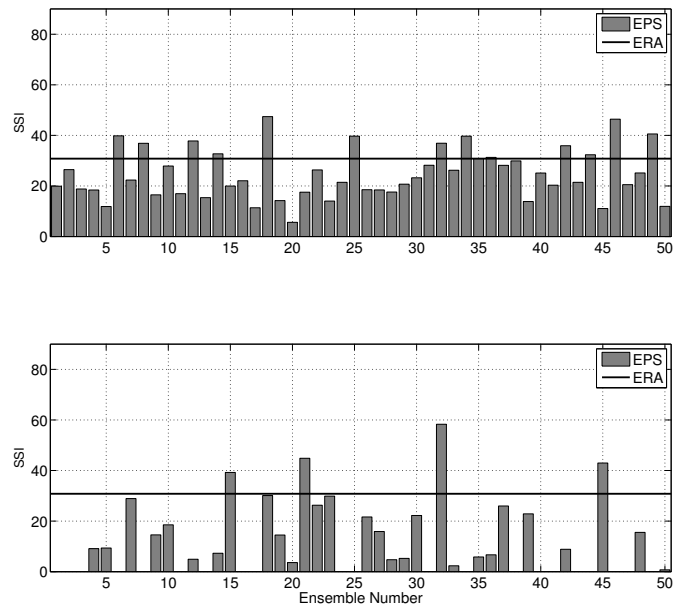


Abbildung 4.8.: SSIs für Repräsentationen des Sturmes Emma (28.02.2008 18UTC detektiert in ERA-Interim); EPS initialisiert 28.02.2008 12UTC (oben) und 25.02.2008 00UTC (unten)

Die Initialisierungen mit sechs Stunden Vorlaufzeit zeigen alle eine modifizierte Emma Variante. Dabei zeigen 12 Mitglieder leicht höhere SSI-Werte als sich dies in ERA-Interim zeigt. Bei der Vorlaufzeit von 90 Stunden zeigen nicht mehr alle Mitglieder den Sturm, jedoch lässt sich eine Repräsentation finden, welche den Sturm deutlich stärker darstellt,

als die stärkste EPS Repräsentation aus der kurzen Vorlaufzeit und somit auch erheblich stärker als in ERA-Interim. Da der SSI die Intensität des Sturmes, seine räumlich und zeitliche Ausdehnung in ein Maß zusammenfasst, sind diese Modifikationen des real aufgetretenen Sturmes auch durch Modifikationen in diesen Eigenschaften hervorgerufen. Die Grafik 4.9 zeigt für die Stürme aus der Initialisierung mit sechs Stunden Vorlaufzeit, inwieweit sich in den einzelnen Realisierungen die mittlere Clustergröße, gemittelt über alle dem Sturm zugeordneten Cluster, und die Andauer unterscheidet. Beide Eigenschaften weisen eine Spannweite zwischen minimaler und maximaler Ausprägung in der Größenordnung eines Faktors 2 auf. D.h. das bereits Stürme zu Beginn der Vorhersage eine große Spannweite in ihren Eigenschaften aufweisen.

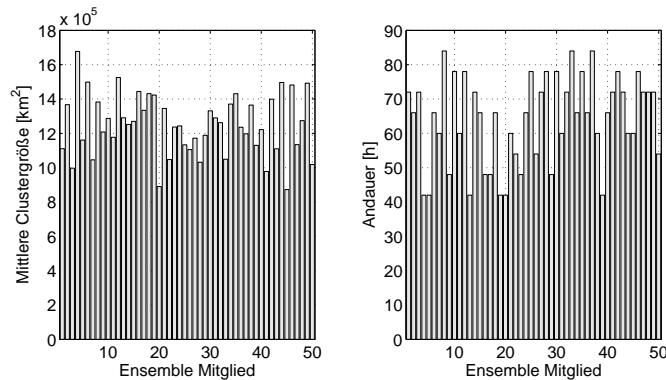


Abbildung 4.9.: Mittlere Clustergröße [ $km^2$ ] (links) des Sturmes Emma (28.02.2008 18UTC detektiert in ERA-Interim) in 50 Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC sowie die dazugehörige Andauer [ $h$ ] (rechts)

Die Grafik 4.10 zeigt die Zugbahn der EPS Emma Repräsentationen, wobei nahezu alle Stürme im EPS eine nördlichere Zugbahn als in den Reanalysen aufweisen. Eine Verschiebung der Zugbahnen nach Norden ist nicht der Regelfall, sondern in sehr vielen Beispielen zeigt das Ensemblemittel sehr gut den tatsächlichen Verlauf. Was man dem Beispiel entnehmen kann, ist, das die Realität als eine mögliche Realisierung angesehen werden kann, und diese somit auch eine extreme Entwicklung der als gleichwertig anzusehenden Vorhersagemitglieder hätte sein können. Bei den Initialisierungen mit sechs stündlicher Vorlaufzeit liegen die Zugbahnen zu Sturmbeginn dichter beieinander als bei den Realisierungen mit 90 stündiger Vorlaufzeit, was durch die Abnahme des Vorhersageskills mit der Vorhersagedauer erklärbar ist.

Dies ist natürlich nur ein Beispiel eines einzelnen „real“ aufgetretenen Ereignisses. In der Abbildung 4.10 ist zu erkennen, dass über den in dieser Arbeit betrachteten Zeitraum in sechs stündlich verfügbarer Auflösung, die Spannweite im SSI über den gesamten Datensatz gegeben ist. Für die 12-stündlichen Daten gilt diese Aussage ebenso, allerdings sind die SSI Werte generell niedriger, da über die 6h und 18h Termine nicht aufsummiert wird, und diese Beiträge daher fehlen.

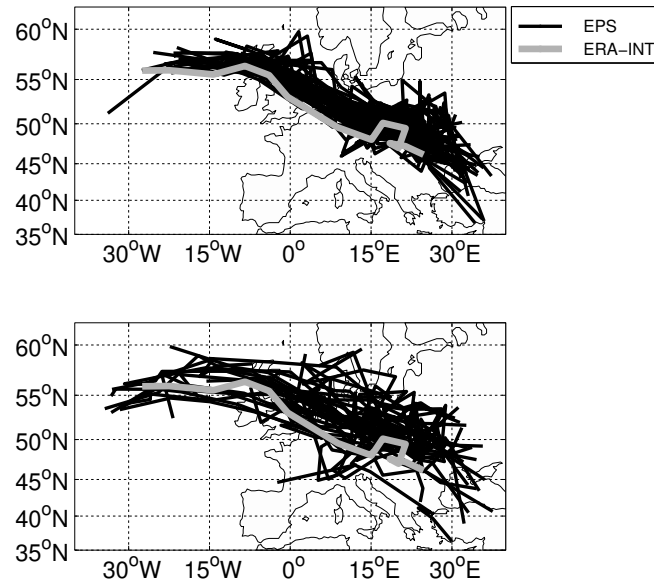


Abbildung 4.10.: Zugbahnen des Sturmes Emma (28.02.2008 18UTC Startzeitpunkt in ERA-Interim) detektiert in 50 Mitgliedern mit Initialisierung am 28.02.2008 12UTC (oben) sowie am 25.02.2008 00UTC (unten)

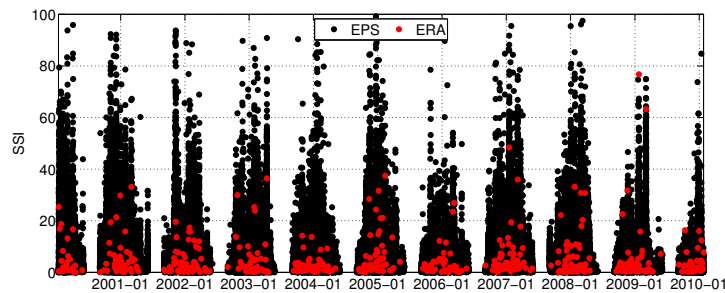


Abbildung 4.11.: SSIs aller in ERA-Interim detektierter Sturmereignisse (rot) sowie aller im EPS in den 12UTC Initialisierungen (schwarz), beide Fälle aus dem Zeitraum 2001 bis 2010 ohne Monate Juni, Juli und August

Der Wertebereich des EPS ist deutlich größer als der von ERA-Interim. Sieht man die real aufgetretenen Stürme als eine mögliche Realisierung aus den dazu gleichberechtigten EPS Mitgliedern, so wird häufig auch ein extremer real stattgefundenener Sturm nicht das maximal mögliche darstellen. Mit dem EPS hat man ein Mittel an der Hand, aus dem man aus physikalisch konsistent modellierten Ereignissen diese mögliche Spannweite abschätzen kann. Die Ereignisse, welche zur selben Zeit einen EPS Beitrag zeigen, sind häufig zum großen Teil Modifikationen eines einzelnen Ereignisses. Der Wertebereich

beim EPS ist derart viel größer, da für die EPS Berechnung die kubische Überschreitung genommen wird, so dass bereits kleine Unterschiede der Überschreitungen des Perzentils des Windes den SSI Wert erheblich vergrößern können. Was der Grafik ebenso noch entnommen werden kann, ist die Tatsache, dass kein Unterschied zwischen den Stürmen aus  $T_L255$ , also bis Januar 2006 und denen aus  $T_L399$ , also ab Februar 2006, sichtbar ist. Das die Skalierungen gut funktionieren, und das EPS das Sturmklima gut repräsentiert, wird im folgenden Abschnitt diskutiert werden.

Wie in der Abbildung 4.11 zu erahnen ist, so gibt es einen jahreszeitlichen Verlauf in der Anzahl der Ereignisse und deren SSI. Um dies geeigneter darzustellen, ist in Abbildung 4.12 für jeden einzelnen Monat des EPS Zeitraumes ein Box-Whisker Graph dargestellt. Ein Ereignis wird dabei dem jeweiligen Monat zugeordnet, wenn sein Startzeitpunkt in dem jeweiligen Monat liegt. Der Box-Whisker Graph zeigt die Quartile, sowie Minimum und Maximum, wobei Werte als Ausreißer nach der Methode von Tukey (1977) gewertet werden.

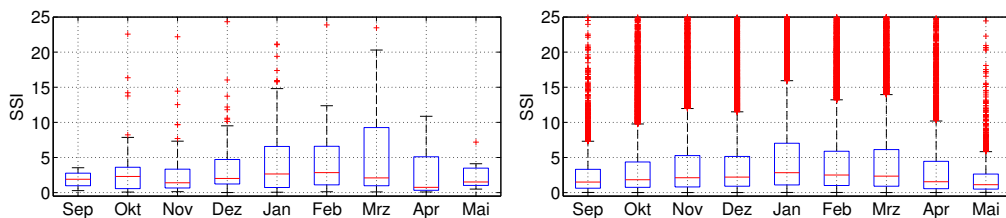


Abbildung 4.12.: Box-Whisker Graphen für den SSI für die einzelnen Monate in ERA-Interim (links) sowie für das EPS 12UTC Initialisierungen (rechts) im Zeitraum 2001 bis 2010

Man kann gut einen jahreszeitlichen Verlauf im EPS erkennen. In ERA-Interim ist ebenfalls ein jahreszeitlicher Verlauf erkennbar, allerdings deutlich unregelmäßiger als im EPS. Die Anzahl der Ereignisse für den lediglich 10 Jahre umfassenden Zeitraum ist in ERA-Interim für die einzelnen Monate sehr gering. Die mittlere Anzahl in den einzelnen Monaten ist der Abbildung 4.13 entnehmbar. Die tatsächliche im EPS verwendete Anzahl ist dabei um den Faktor 300 größer.

Ein jahreszeitlicher Verlauf ist in der Anzahl der Ereignisse erkennbar. Das EPS zeigt dabei im Mittel einen zu ERA-Interim sehr ähnlichen Verlauf. Sowohl die im Mittel größten SSI Werte als auch die größte Anzahl an Ereignissen findet sich im Januar. Trotz der Spannweite, welche durch das EPS erzeugt wird, liegt das Ensemblemittel im Vergleich zu ERA-Interim bei vergleichbaren Werten. Dies wird nun im folgenden Abschnitt genauer untersucht. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass das EPS eine für den angedachten Zweck dieser Arbeit ausreichende Spannweite in den Sturmeigenschaften aufweist.



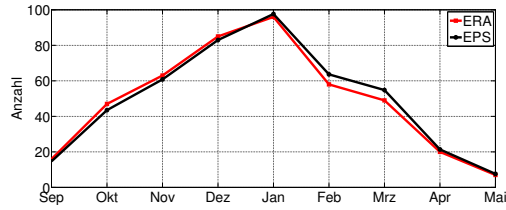


Abbildung 4.13.: Mittlere Anzahl der Ereignisse im jahreszeitlichen Verlauf, bestimmt aus dem Zeitraum 2002 bis 2009. EPS Anzahl wurde nivelliert, indem durch Mitgliederanzahl und Vorhersagetage (sechs Tage, s.h. 4.1.3) geteilt wurde.

### 4.3. Sturmeigenschaften im Ensemblemittel

Um die Sturmeigenschaften, wie sie aus dem EPS herauskommen, einschätzen zu können, werden sie mit denen wie sie aus ERA-Interim ermittelt werden, verglichen. Dadurch das für jeden Datensatz, bzw. jeder EPS Subperiode das dateneigene 98. Perzentil zugrunde gelegt wird, können sich die Eigenschaften der Stürme in den beiden Datensätzen durchaus unterscheiden. So ist es durchaus denkbar, dass zwischen ERA-Interim und dem EPS ein Bias in der Sturmandauer oder der Größe des Sturmfeldes existiert. Die Überschreitungsskalierung bewirkt, das der Sturm mit einer gewissen raumzeitlichen Ausdehnung und Perzentilhöhenverteilung einen SSI zugeordnet bekommt, wie er ihn mit diesen Eigenschaften in ERA-Interim hätte. Prinzipielle Unterschiede zwischen ERA-Interim und dem EPS bleiben von den Skalierungen unberührt, und das EPS wird daher im folgenden auf prinzipielle Unterschiede hin untersucht. In der Tabelle 4.2 ist das Ensemblemittel der jährlichen Sturmanzahl, der mittleren Sturmfeldgröße, sowie die mittlere Andauer dargestellt.

Auflösung	Nr. pro Jahr		Größe [ $10^6 km^2$ ]		Andauer [h]	
$T_L159$ (12h)	45.9	(49.3)	0.75	(0.79)	49.2	(50.4)
$T_L255$ (6h)	47.6	(45.0)	0.71	(0.76)	41.4	(42.0)
$T_L399$ (6h)	47.9	(50.5)	0.74	(0.74)	42.0	(42.6)

Tabelle 4.2.: Gemittelte Sturmeigenschaften im skalierten EPS (ERA-Interim)

Gemittelt stimmen die Anzahlen an Ereignissen, sowie die mittlere Sturmfeldgröße und Andauer der Ereignisse zwischen dem EPS und ERA-Interim gut überein. Im folgenden wird nun untersucht, ob die Verteilung der Sturmschwere ebenfalls in Übereinstimmung ist, und ob Stürme gleicher Schwere im Mittel auch vergleichbare raumzeitliche Eigenschaften aufweisen. Ebenso wird aufgezeigt, inwieweit die Skalierungstechniken einen Nutzen für diese Studie bringen.

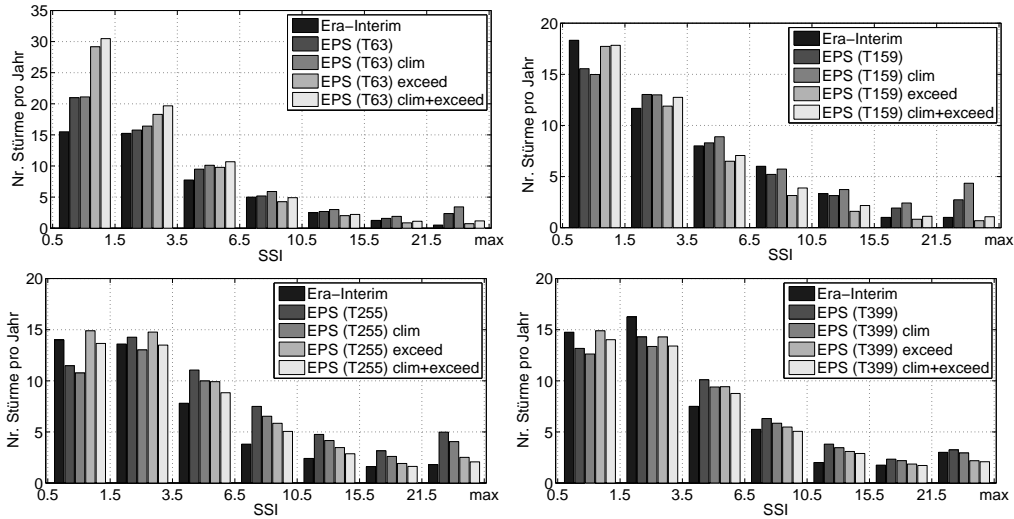


Abbildung 4.14.: Anzahl der Ereignisse pro Jahr unterteilt nach SSI für EPS Zeiträume gleicher Auflösung gemäß Tabelle 2.1, Ordinatoreinteilung unterschiedlich

In der Abbildung 4.14 ist der SSI in sieben Klassen unterteilt. Diese Klassen sind so gewählt, dass in jeder eine ausreichende Anzahl an Ereignissen in ERA-Interim vorhanden ist. Für ERA-Interim wurde derselbe Zeitraum genommen, wie er für die entsprechende EPS Auflösung gemäß Tabelle 2.1 verfügbar ist. Stürme im EPS wurden mittels des Windidentifizierungsverfahrens ohne Benutzung einer Skalierung, mit der klimatologischen Skalierung (clim), mit der Überschreitungsskalierung (exceed) sowie mit beiden Skalierungen zusammen (clim+exceed) identifiziert. Man kann zunächst erkennen, dass die EPS Verteilungen unter Benutzung beider Skalierungstechniken den zugehörigen Verteilungen aus ERA-Interim gut entsprechen, wobei ohne Skalierungen größere Abweichungen zwischen ERA-Interim und dem EPS erkennbar sind. Die Skalierungstechniken zeigen also den erwarteten Nutzen. Das Windidentifizierungsverfahren wurde für den Zeitraum, sowohl für ERA-Interim als auch das EPS, der  $T_L63$  und  $T_L159$  Auflösung in 12-stündlicher zeitlicher Auflösung benutzt, für die anderen beiden Perioden jedoch in 6-stündlicher. Damit erklärt sich die Verschiebung der Verteilungen dieser beiden gröber aufgelösten Zeiträume hin zu niedrigeren SSI Werten. ERA-Interim zeigt Variationen der Verteilungen für die verschiedene Zeiträume. So ist erkennbar, dass die jährliche Anzahl an Ereignissen der höchsten SSI Klasse im  $T_L399$  Zeitraum höher liegt als im  $T_L255$  Zeitraum. Das Ensemblemittel des EPS bildet diese Variationen gut nach, womit es als gute Repräsentanz des jeweiligen Sturmklimas angesehen werden kann.

In der Abbildung 4.15 ist dargestellt, wie sich die Sturmandauer bezogen auf den SSI verhält. Da der SSI ein integrales Maß ist, das über die Zeit summiert wird, hängt ein längerandauernder Sturm mit einem höheren SSI zusammen.

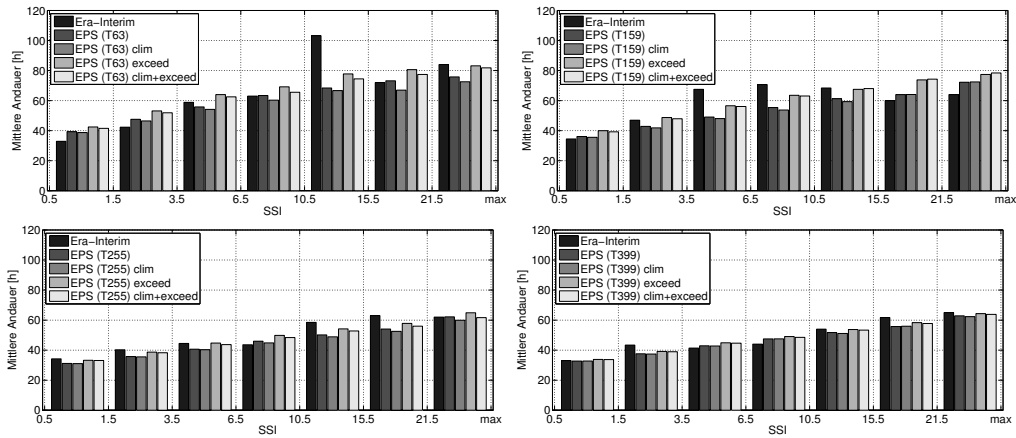


Abbildung 4.15.: Mittlere Sturmandauer  $[h]$  unterteilt nach SSI für EPS Zeiträume gleicher Auflösung gemäß Tabelle 2.1

ERA-Interim verglichen mit dem EPS weist vergleichbare Sturmandauern für Ereignisse vergleichbarer Schwere auf. Die Andauern der 12-stündlich aufgelösten Daten liegen bei gleicher SSI Klasse etwas höher. Das ist damit erklärbar, dass ein Sturm gleicher Andauer bei geringerer zeitlicher Auflösung weniger Beiträge hat, über die summiert werden kann, weshalb ein Sturm entsprechend länger andauern muss, um einen entsprechend hohen SSI Wert zu erreichen. Wenn man sich die Abhängigkeit des SSI von der Uhrzeit über eine Vielzahl von Sturmereignissen gemittelt ansieht, so ist in Abbildung 4.16 erkennbar, dass der 12UTC Termin in etwa doppelt so hohe Beiträge zeigt, wie die anderen Termine. Um einen vergleichbaren SSI zu erhalten, benötigt man also 25% längere Stürme in der 12-stündlichen gegenüber der 6-stündlichen Auflösung. Die saisonalen Schwankungen in den Andauerverteilungen fallen schwächer aus als bei der Schwereverteilung in der Abbildung 4.14.

Die Abbildung 4.17 zeigt die mittlere Sturmfeldgröße in Abhängigkeit vom SSI. Eine gute Übereinstimmung der mittleren Sturmfeldgröße bei Stürmen gleicher Schwere ist auch hier gegeben. Durch den integrativen Charakter des SSI liegt hier ein entsprechendes Verhalten wie bei der Sturmandauer vor. Mit zunehmender Windfeldgröße wird über eine größere Anzahl an Stützstellen aufsummiert, womit der SSI mit zunehmender Windfeldgröße zunimmt. In der gröberen 12-stündlichen zeitlichen Auflösung sind die Windfelder im Mittel größer um einen wie in der 6-stündlichen Auflösung gleich großen SSI zu erreichen. Wie zuvor diskutiert, müssen die Stürme in gröberer zeitlicher Auflösung länger andauern um einen vergleichbar großen SSI Wert zu erreichen.

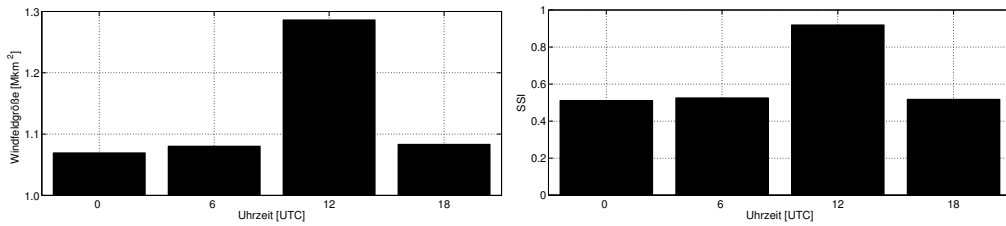


Abbildung 4.16.: Mittlere Sturmfeldgröße [ $\text{km}^2$ ] (links) und mittlerer SSI (rechts) in Abhängigkeit von der Uhrzeit aus EPS mit  $T_L399$

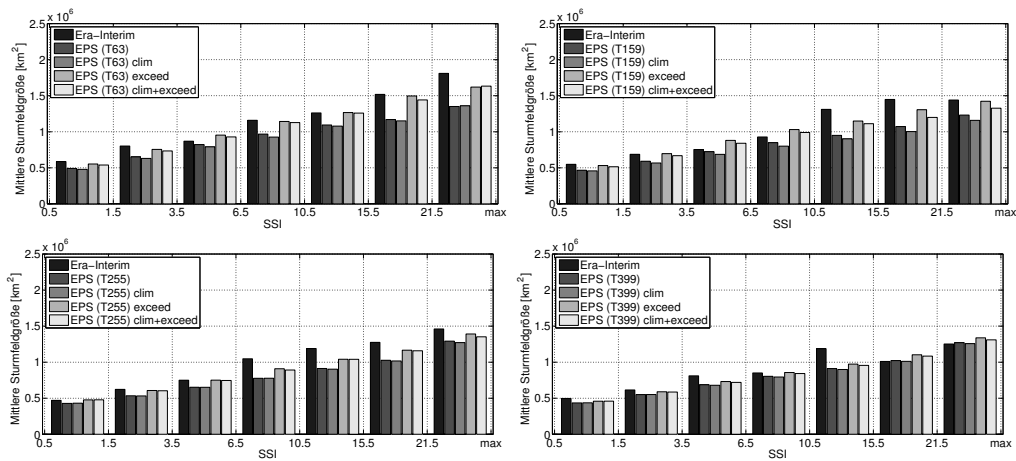


Abbildung 4.17.: Mittlere Sturmfeldgröße [ $\text{km}^2$ ] unterteilt nach SSI für EPS Zeiträume gleicher Auflösung gemäß Tabelle 2.1

Verglichen mit der 6-stündlichen Auflösung gibt es in einem solchen Sturm eine größere Anzahl an 12UTC Terminen. Der Tagesgang im Perzentil 4.1 bedingt es, dass die Felder um 12UTC im Mittel 30% größer sind als zu den anderen Zeitpunkten, wie in Abbildung 4.16 gezeigt ist, womit diese mehr Wichtung in der groben zeitlichen Auflösung erfahren. Um die Wirkung der Skalierung noch besser sichtbar machen zu können, wurden die SSI Werte logarithmiert. Anhand des Shapiro-Wilk und des Anderson-Darling Tests konnte gezeigt werden, dass die logarithmierten Werte normalverteilt sind. Eine Normalverteilung wurde an die SSI Verteilungen angefügt, und die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion berechnet. Die klimatologische Skalierung bringt gegenüber der Verwendung der Rohdaten rein visuell eine ganz leichte Verbesserung. Allerdings weist die Verteilung der SSI Werte eine Verschiebung gegenüber der ERA-Interim SSI Verteilung auf. Mit der Überschreitungs-skalierung, also einem Quantilemapping nur für die relevanten Quantile oberhalb des 98. Perzentils, kommt eine recht gute Übereinstimmung zwischen der EPS und der ERA-Interim SSI

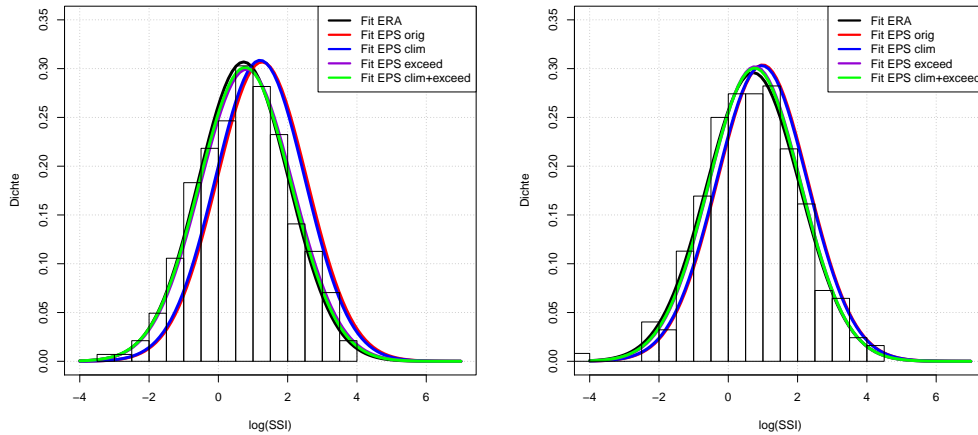


Abbildung 4.18.: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion einer angepassten Normalverteilung an den logarithmierten SSI für EPS Zeiträume in  $T_L255$  (links) und  $T_L399$  (rechts) gemäß Tabelle 2.1

Verteilung zustande. Eine vollständige Übereinstimmung ist nicht zu erwarten, da die raumzeitlichen Eigenschaften durch das klimatologisch skalierte EPS Perzentil bestimmt sind, und die Überschreitungsskalierung an diesen raumzeitlichen Unterschieden zwischen beiden Datensätzen nichts korrigiert. In der Tabelle 4.3 sind die Fitparameter für den skalierten EPS Fall gegenüber ERA-Interim dargestellt. Da ERA-Interim nur

Model (Zeitraum)	Mittelwert	Standardabweichung	Fehler Mittelwert	Fehler Std.
ERA ( $T_L255$ )	0.73	1.30	0.077	0.055
EPS ( $T_L255$ )	0.77	1.32	0.003	0.002
ERA ( $T_L399$ )	0.72	1.35	0.086	0.061
EPS ( $T_L399$ )	0.76	1.33	0.005	0.004

Tabelle 4.3.: Fitparameter der angepassten Normalverteilung an den logarithmierten SSI

sehr wenige Werte aufweist, unterliegt die Anpassung größeren Unsicherheiten. Dies spiegelt sich auch im Fehler der Fitparameter wieder. Im EPS ist die zugrundeliegende Datenbasis erheblich größer. Der Fehler der Fitparameter ist deutlich geringer. Die Parameter für das EPS liegen innerhalb der Fehlergrenzen der Parameter aus ERA-Interim. Interessant ist zudem, dass die angepassten Normalverteilungen in Abbildung 4.18 im  $T_L399$  Fall unskaliert besser mit ERA-Interim als im  $T_L255$  Fall zusammenpassen, obgleich die horizontale Auflösung im EPS damit feiner ist als in ERA-Interim. Da für die ersten Monate des EPS in  $T_L399$  derselbe IFS Modellzyklus

benutzt wurde wie für ERA-Interim, ist daraus zu schließen, dass in diesem Fall das Modell einen größeren Einfluss als die Auflösungsunterschiede hat.

#### 4.4. SSIs in den Regionboxen

Mit den vorherigen Auswertungen ist gezeigt worden, dass die mittleren Sturmeigenschaften über der gesamten untersuchten Domain im Mittel zwischen dem EPS und ERA-Interim gut übereinstimmen. Das schließt jedoch nicht aus, dass es regionale Unterschiede geben könnte, wenn man bsplw. in die Regionsboxen gemäß 3.7 schaut. Wie am Beispiel des Sturmes Emma sichtbar, so verlaufen für diesen speziellen Fall die Zugbahnen aus den verschiedenen EPS Repräsentationen alle etwas nördlicher. Dies könnte eine im EPS prinzipielle Eigenart sein. Im Abschnitt 4.6 wird später gezeigt werden, dass die räumliche Verteilung der Systeme zwischen EPS und ERA-Interim gut übereinstimmen, was bedeutet, dass die Zugbahnen realer Sturmereignisse im Mittel gut über die Ensemblemittel dargestellt sind. Die Tabellen 4.4 und 4.5 zeigen die mittleren jährlichen Anzahlen an Sturmereignissen, welche die Regionsboxen betreffen.

	UK	FRA	GER	IBER	SKA1	SKA2	BALT	MEDI
EPS $T_L255$	30.8	29.6	26.2	24.9	22.9	15.2	15.7	20.0
ERA-Interim	28.8	28.2	24.8	23.0	22.2	18.6	15.8	19.6

Tabelle 4.4.: Mittlere Anzahl der Stürme pro Jahr, die die Regionsboxen 3.7 betreffen, ermittelt für den Zeitraum 2001-2005 gemäß EPS  $T_L255$

	UK	FRA	GER	IBER	SKA1	SKA2	BALT	MEDI
EPS $T_L399$	33.5	32.9	30.3	25.8	25.5	16.4	15.9	20.5
ERA-Interim	34.5	33.0	31.0	27.3	27.5	18.8	17.5	22.3

Tabelle 4.5.: Mittlere Anzahl der Stürme pro Jahr die die Regionsboxen 3.7 betreffen, ermittelt für den Zeitraum 2006-2010 gemäß EPS  $T_L399$

Mindestens eine Gitterbox in der jeweiligen Regionsbox muss betroffen sein, damit diese gezählt wird. Dies kann dazu führen, dass die EPS SSI für einen Sturm im Mittel deutlich unterschiedlich gegenüber ERA-Interim ausfallen, auch wenn der Sturm im Mittel in Zugbahn und Stärke gut dargestellt ist, da der Sturm in der Regel die Regionsbox nicht zentral treffen wird. Am Beispiel des Sturmes Emma soll dies verdeutlicht werden. In der Abbildung ist dazu die Zugbahn des ERA-Interim Emmas dargestellt, sowie 50 Repräsentationen aus dem EPS, welche zu dem Zeitpunkt initialisiert wurden, zudem der Sturm in ERA-Interim erkannt wurde.

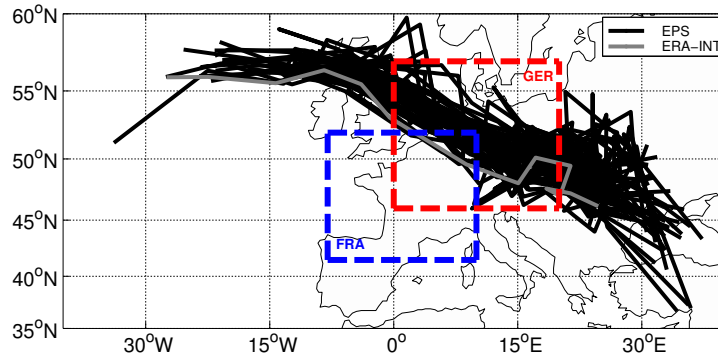


Abbildung 4.19.: Sturm Emma aus ERA-Interim (erste Identifikation 28.02.2008 12UTC) sowie aus 50 EPS Mitgliedern, initialisiert am 28.02.2008 12UTC

Die Zugbahnen gehen aus dem EPS sehr zentral durch die Deutschlandbox, wobei die Zugbahn aus der ERA-Interim Repräsentation eher durch den Südwestlichen Teil der Deutschlandbox geht. Die Frankreichbox wird am Nordöstlichen Bereich vom Sturm getroffen. In diesem Fall liegt die Zugbahn der ERA-Interim Repräsentation stärker in der Frankreichbox als die EPS-Repräsentationen. Würde der ERA-Interim Emma in etwa dem Ensemblemittel der EPS Zugbahnen entsprechen, wie man es in der Regel erwartet, und dies auch vielfach der Fall ist, so wäre die Frankreichbox entsprechend stärker vom EPS betroffen.

In der Abbildung 4.20 erkennt man den Footprint des Sturmes Emma in ERA-Interim dargestellt. Die Deutschlandbox ist nahezu komplett vom Sturm betroffen, wohingegen die Frankreichbox in etwa nur zur Hälfte betroffen ist. Für das EPS sind die Häufigkeiten des Gitterzellenbetroffenheiten aus 50 Mitgliedern dargestellt. Man kann erkennen, dass die Kernregion die in ERA-Interim betroffen ist, auch im EPS in 80 bis 100 % der Fälle den Sturm an diesen Stellen zeigt, also in 40 bis 50 Mitgliedern. Die nördliche Verlagerung in den Tracks ist ebenfalls in den Footprints der EPS Repräsentationen sichtbar.

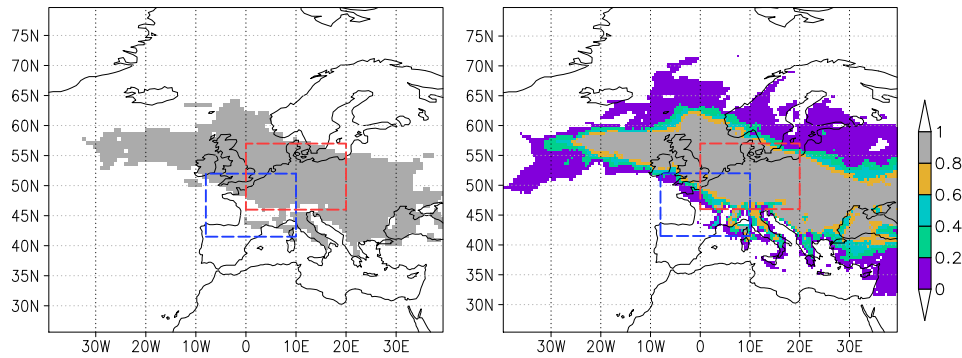


Abbildung 4.20.: Footprint des Sturmes Emma in ERA-Interim, sowie Häufigkeiten der Betroffenheit der Gitterzellen aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC

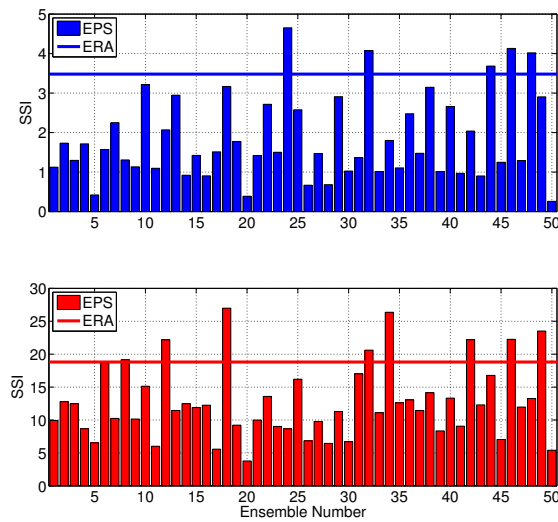


Abbildung 4.21.: SSIs für die Frankreichbox (oben) und für die Deutschlandbox (unten) für den Sturm Emma in ERA-Interim, sowie aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC

Die Abbildung 4.21 zeigt die SSI Werte der 50 EPS Repräsentationen und ERA-Interim in der Deutschlandbox und Frankreichbox. Im Mittel wird die Schwere in beiden Regionsboxen unterschätzt. Dennoch gibt es EPS Repräsentationen des Sturmes Emma, welche höhere SSI Werte in den Regionen aufweisen. Das Ensemblemittel für den Gesamtsturm liegt mit 24.71 auch unter der ERA-Interim Repräsentation mit einem SSI von 30.80. Im der folgenden Abbildung 4.22 sind das Ensemblemittel, die Standardabweichung zwischen den Ensemblemitgliedern, sowie das Ensembleminimum und das Ensemblemaximum dargestellt.



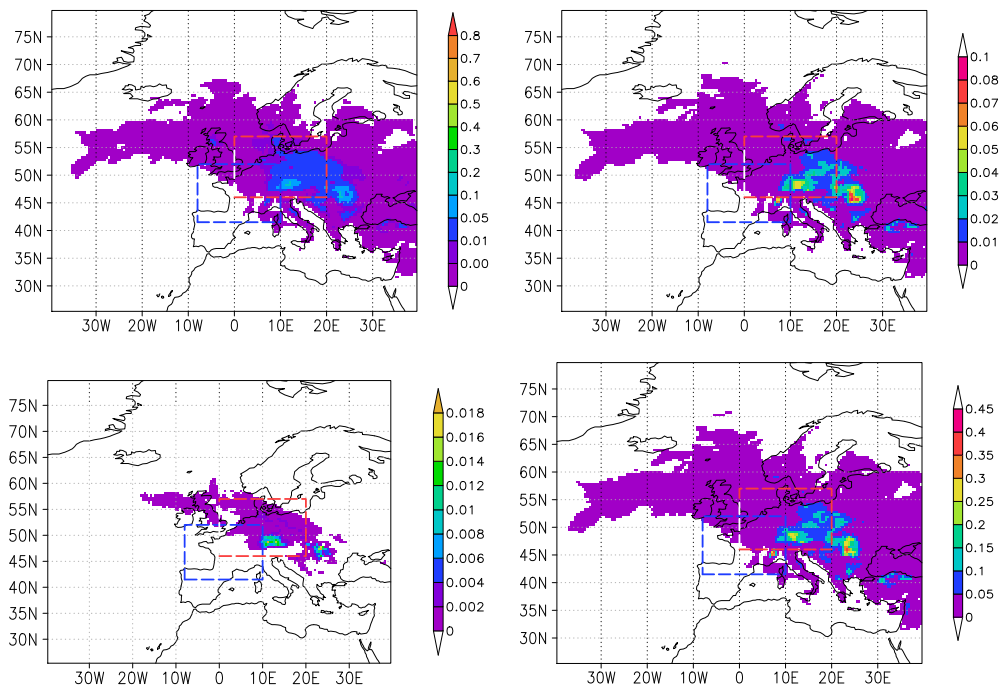


Abbildung 4.22.: Ensemblemittel mit SSI von 24.71 (oben links), Standardabweichung im SSI von 23.45 (oben rechts), Ensembleminimum mit SSI von 1.43 (unter links) und Ensemblemaximum mit SSI von 110.10 (unter rechts) des SSI des Sturmes Emma aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC

Das Ensemblemittel glättet unvorhersagbare Details aus den Vorhersagen heraus, und repräsentiert damit die besser vorhersagbaren Eigenschaften. Es ist also hilfreich diejenigen Aspekte zu identifizieren, welche mit einer hohen Genauigkeit vorhergesagt werden können, s.h. World Meteorological Organization (2012). Das Risiko extremer Entwicklungen zu erfassen ist damit schwieriger.

In der Abbildung 4.23 ist das Ensemblemittel aus dem EPS für den Sturm Emma dem SSI über den Footprint aus ERA-Interim gegenübergestellt. Da beide Datensätze unterschiedliche Auflösungen vorweisen, sind die Wertebereiche verschieden, da der SSI repräsentativ für die jeweilige Gitterzellenfläche ist, und somit mit größerer Fläche auch größere Werte annehmen muss. Wie man in den Grafiken der Gitterzellenflächen erkennen kann, so ist die Fläche einer Gitterzelle in ERA-Interim in etwa 4-5 mal so groß als wie im EPS. Dies macht schon einmal deutlich das die Wahl von sehr kleinen Regionsboxen markante Unterschiede zeigen kann. Durch eine Interpolation der SSI gegitterten Daten erhält man somit falsche Größenordnungen. Dies lässt sich mit dem Verhältnis der interpolierten zur ursprünglichen Auflösung bis zu einem gewissen Grad

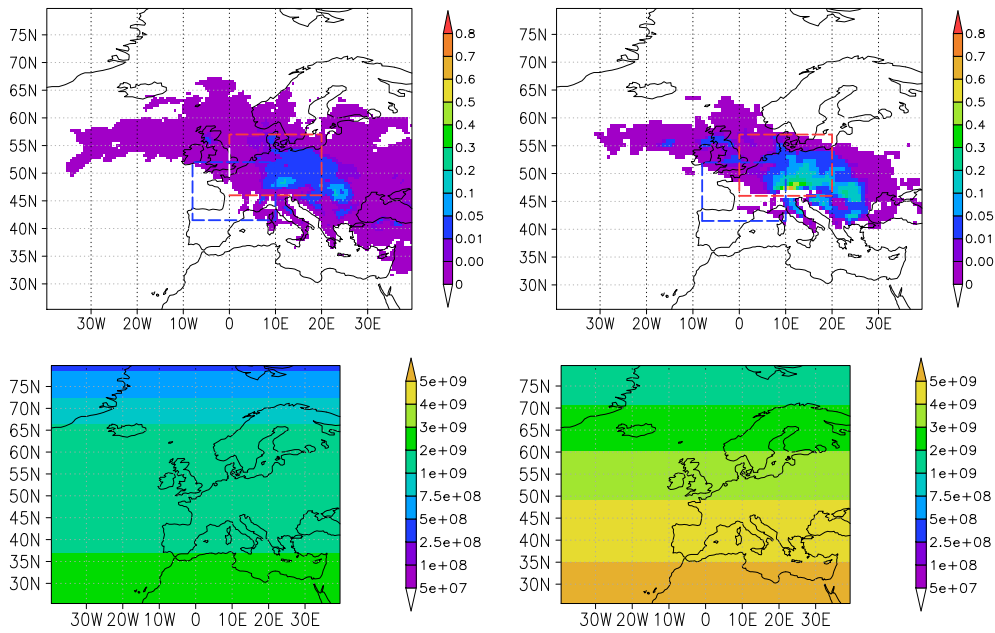


Abbildung 4.23.: Ensemblemittel (oben links) des SSI des Sturmes Emma aus 50 EPS ( $T_L399$ ) Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC sowie SSI aus ERA-Interim ( $T_L255$ ) (oben rechts). Gitterzellenfläche [ $km^2$ ] im EPS (unten links) und in ERA-Interim (unten rechts)

korrigieren. Die Abbildung 4.24 zeigt, wie sich die SSI-Werte mit der Interpolation und einer anschließenden Korrektur über die Auflösungsverhältnisse auswirkt. Zur Interpolation wurde die Methode des „conservative remappings“ aus den Climate Data Operators benutzt.

Das Ensemblemittel des Emma Sturmes in der originalen  $T_L399$  Auflösung beträgt 24.71. Dieses Ensemblemittel auf  $T_L255$  interpoliert liefert einen SSI von 10.12, also deutlich geringer als für diesen Sturm ursprünglich ermittelt. Die interpolierte Auflösung beträgt  $0.703125^\circ$  und die ursprüngliche Auflösung  $0.45^\circ$ . Korrigiert man den SSI Wert über das Verhältnis der Auflösungen, bzw. der Gitterzellenflächen, also  $0.703125^2/0.45^2 = 2.44$  so kommt man auf einen SSI Wert von 24.70. In diesem Fall funktioniert es also sehr gut, und der korrigierte interpolierte Footprint des SSI entspricht nun demjenigen aus ERA-Interim besser. Um zu testen, wie dies für eine große Anzahl von Ereignissen aussieht, wurden alle SSI Footprints aus den T399 12UTC Initialisierungen genommen, und alle Werte auf der Original Auflösung sowie die Werte aus dem interpolierten normierten Fall. Schaut man sich die Abweichungen, s.h. Abbildung 4.25, zwischen den zugehörigen SSI Footprints in Original und interpolierter normalisierter Auflösung an, so liegt die größte Abweichung bei einer Unterschätzung von 4.4% für den interpolierten

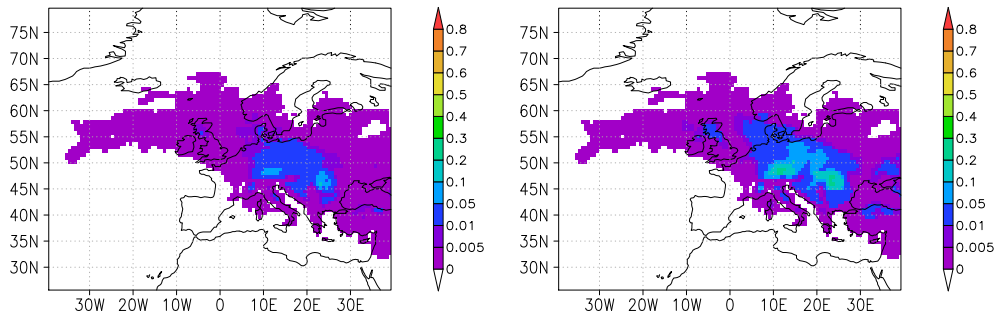


Abbildung 4.24.: Ensemblemittel (oben links) des SSI des Sturmes Emma (SSI: 24.71) aus 50 EPS ( $T_L399$ ) Mitgliedern initialisiert am 28.02.2008 12UTC interpoliert auf  $T_L255$  (SSI: 10.12), sowie interpoliert auf  $T_L255$  und normiert über das Verhältnis interpolierter zu ursprünglicher Auflösung (SSI: 24.70)

Fall, jedoch zeigt der überwiegende Teil der Footprint nur einen sehr geringen Fehler. Größere Abweichungen werden ihren Ursprung in stark orographisch geprägten Regionen haben, da die orographisch bedingten Unterschiede bei der Interpolation herausgemittelt werden.

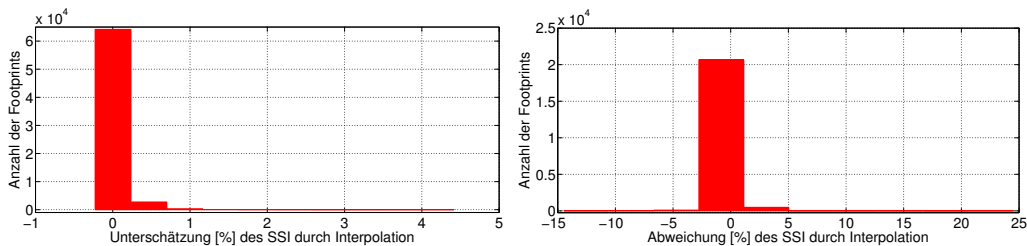


Abbildung 4.25.: Histogramm der Fehler [%] durch die Interpolation mit Normierung der SSI Footprints in  $T_L399$  auf  $T_L255$  (links) und in  $T_L159$  auf  $T_L255$  (rechts)

In 36.6% der Fälle wird der SSI sehr geringfügig durch die Interpolation vergrößert. Die Mechanismen dahinter könnte man tiefergehend untersuchen, indem man sich Subregionen mit komplexer Orographie betrachtet, welche hierfür als ursächlich angesehen werden. Dies wurde jedoch nicht weitergehend gemacht, da die Unterschiede zwischen den Original SSI Footprints und den interpolierten derart gering ausfallen, so dass es damit möglich ist, Wiederkehrlevel auf Gitterzellenbasis in  $T_L255$  zu berechnen. Die Interpolation von der groben  $T_L159$  auf die feinere  $T_L255$  Auflösung funktionierte hingegen nicht so gut. Die Fehler sind deutlich größer, und da der in sechstündlicher Auflösung verfügbare Zeitraum in  $T_L159$  lediglich 10 Monate umfasst, geht dieser

Zeitraum nicht in die Berechnung von Wiederkehrwerten auf Gitterzellenbasis mit ein. In der folgenden Darstellung 4.28 ist der Sturm Jeanette dargestellt, da für diesen die EPS Mitglieder dieselbe Auflösung haben wie ERA-Interim. Der SSI des Sturmes in ERA-Interim liegt bei 29.96 und das Ensemblemittel aus der zeitlich nächsten EPS Initialisierung, welche 6 Stunden nach Detektion in ERA-Interim ist, da für diese Läufe nur 12UTC Initialisierungen zur Verfügung stehen, liegt bei 26.86. Der erste Beitrag bei ERA-Interim, welcher den EPS Fällen fehlt, beträgt lediglich 0.01.

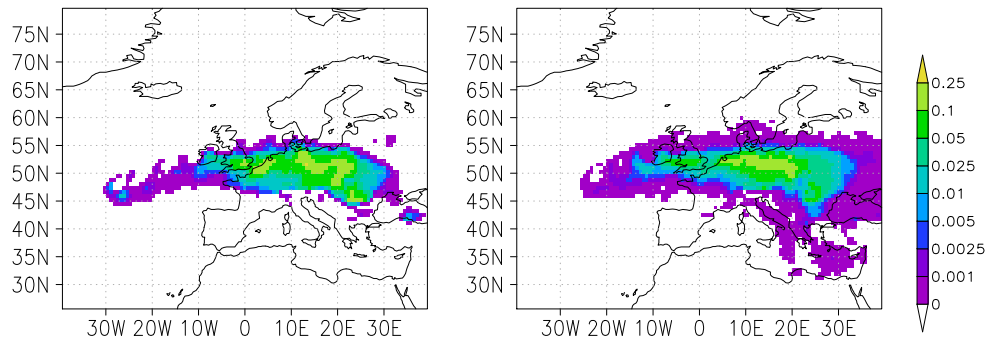


Abbildung 4.26.: SSI-Footprint des Sturmes Jeanette (26.10.2002 06UTC) in ERA-Interim (SSI=29.96), sowie das Ensemblemittel aus 50 EPS Mitgliedern (SSI=26.86) initialisiert am 26.10.2002 12UTC

Die Hauptinteressenregion über Zentraleuropa ist mit dem Ensemblemittel für diesen Sturm gut dargestellt. Allerdings ist im Ensemblemittel bsplw. auch Italien vom Sturm betroffen, was in ERA-Interim nicht der Fall ist. Die Zugbahn des Sturmes wird von dem Ensemblemittel gut repräsentiert, wie dies in der Abbildung 4.27 zu sehen ist.

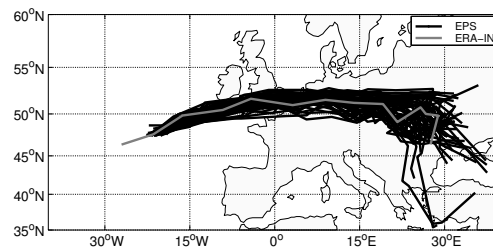


Abbildung 4.27.: Track des Sturmes Jeanette aus ERA-Interim sowie aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 26.10.2002 12UTC

Die Abbildung 4.28 zeigt das Ensembleminimum und Ensemblemaximum für die 50 EPS Mitglieder sowie die schwächste und stärkste Repräsentation aus dem EPS.

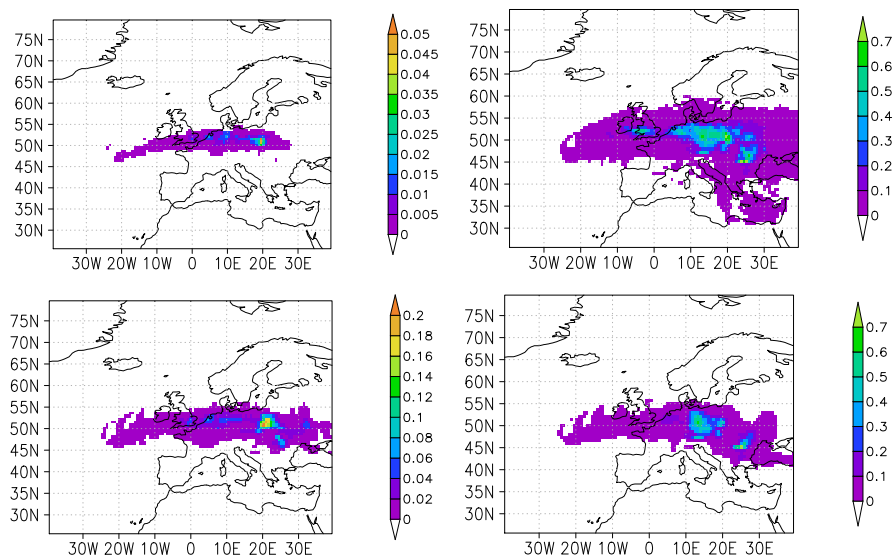


Abbildung 4.28.: Ensembleminimum mit SSI=1.45 (oben links), Ensemblemaximum mit SSI=140.13 (oben rechts) des SSI des Sturmes Jeanette (26.10.2002 06UTC) aus 50 EPS Mitgliedern initialisiert am 26.10.2002 12UTC, sowie Footprint der Schwächsten Realisierung mit einem SSI von 12.90 (unten links) sowie der Stärksten mit einem SSI von 61.35 (unten rechts)

Das Ensembleminimum zeigt diejenigen Gitterzellen an, welche in allen 50 Mitgliedern vom Sturm betroffen sind. Mit dem Ansatz der Überschreitung des 98. Perzentiles als Schwellwert für eintreffende Schäden, ist diese Region mit einer sehr hohen Wahrscheinlichkeit von Schäden betroffen gewesen. Die einzelnen Realisierungen aus dem EPS sind in sich physikalisch konsistent, weshalb sie in dieser Arbeit für statistische Zwecke herangezogen werden. Die Spannweite der SSI Werte zwischen dem Stärksten und schwächsten Ereignis ist sehr groß. Die Kernregion in der der größte SSI Wert erreicht wird, liegt in der schwächsten Repräsentation etwas weiter östlich als in der stärksten Repräsentation. Über die Berechnung des Ensemblemaximums werden diese Unterschiede so kombiniert, dass ein deutlich höherer SSI Wert entsteht, als derjenige der stärksten Repräsentation. Dabei handelt es sich allerdings nicht mehr um ein physikalisch konsistentes Ereignis. Diese Unterschiede sollten in den Regionsboxen sichtbar sein.

### 4.5. Sensitivität in den Regionsboxen

In der Abbildung 4.29 ist dargestellt, wie sich eine Verschiebung der Ger-Regionsbox auf die Verteilung der SSI-Werte auswirkt. Hierzu wurde der EPS Datensatz mit  $T_L255$  benutzt, da dieser die zu ERA-Interim gleiche Auflösung besitzt, und dazu wurden ERA-Interim Daten des Vergleichzeitraumes benutzt. Die Region wurde um 2 bzw. 4 Gitterzellen nach Westen, Norden, Süden und Osten verschoben.

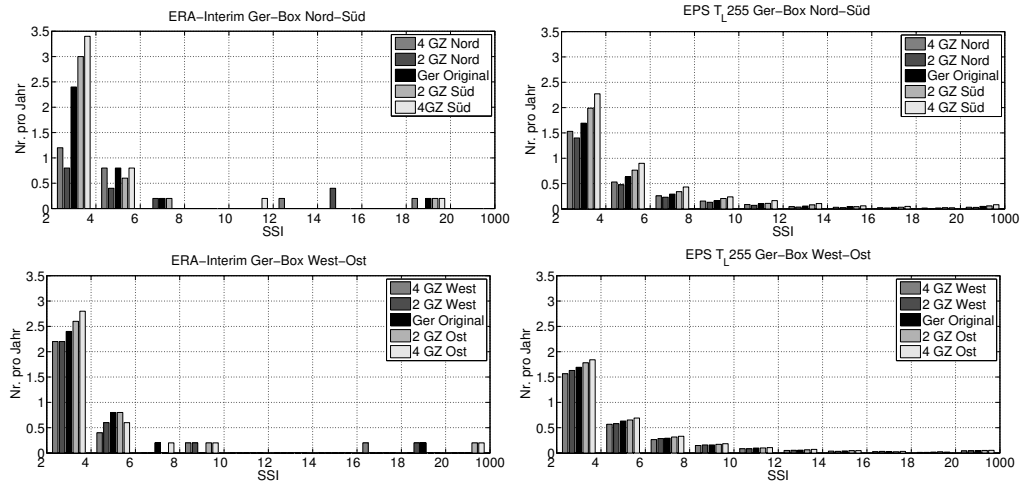


Abbildung 4.29.: Verteilungen der SSIs in der Ger-Regionsbox gemäß 3.7 verschoben um 2 bzw. 4 Gitterboxen in West, Ost, Nord und Süd im EPS mit  $T_L T255$  und ERA-Interim.

Der Zeitraum erstreckt sich über 5 Jahre, weshalb der Wert 0.2 für ERA-Interim ein einzelnes Ereignis bezeichnet. Bei ERA-Interim kann man erkennen, dass eine Verschiebung um wenige Gitterzellen, insbesondere in Nord Süd Richtung und für hohe SSI-Werte einen großen Einfluss hat. Da die Auflösung bei etwa 80km liegt, werden die Gitterboxen in diesem Fall um 160km bzw. 320km verschoben. Dadurch das im EPS die Ereignisse, welche in ERA-Interim enthalten sind, in zahlreichen Modifikationen im EPS repräsentiert sind, wozu auch die Variation der Zugbahn und die dazugehörige Flächenbetroffenheit mit inbegriffen ist, ist die Statistik deutlich weniger sensitiv gegen eine Verschiebung der Regionsboxen. Das ist mit ein Grund dafür, warum man für die Regionsboxen mit dem EPS eine stabilere Statistik erreicht, als mit ERA-Interim.

## 4.6. Raumzeitliche Eigenschaften

A priori kann es nicht ausgeschlossen werden, dass es in den 10 Tagen der Vorhersagezeit einen Trend in den Sturmeigenschaften, wie Intensität, Andauer oder Windfeldgröße, gibt, bzw. ob die räumliche Verteilung der Sturmsysteme sich von der real aufgetretenen unterscheidet. Die in der Abbildung 4.1 gezeigten Perzentile, über die ersten zehn Tage der Vorhersagedauer berechnet, lassen erahnen das es keinen Trend gibt. Ein Trend könnte nichtsdestotrotz in der Verteilung oberhalb des 98. Perzentils oder der räumlichen Verteilung bestehen, und müsste in den Sturmeigenschaften sichtbar sein. Zudem ist davon auszugehen, dass sich die Ensemblemitglieder mit zunehmender Vorhersagedauer zusehens auseinander entwickeln.

### 4.6.1. Eigenschaften während der Vorhersagedauer

In der Abbildung 4.30 ist über die Vorhersagezeit die Anzahl der zu jedem einzelnen der sechsständigen Archivierungszeitschritte startender Stürme gezeigt.

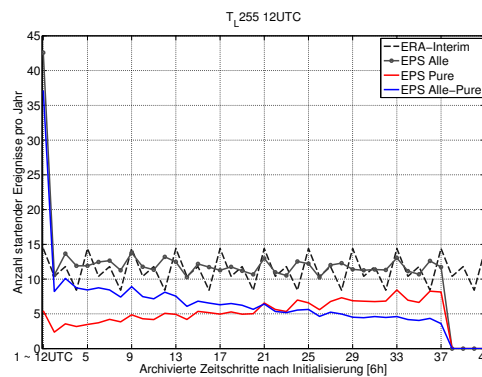


Abbildung 4.30.: Anzahl der zu den sechs stündigen Archivierungszeitschritten startender Ereignisse normiert auf ein Jahr im EPS mit  $T_L255$  12UTC Initialisierungen

Es ist zu erkennen, dass die Anzahl der Ereignisse über die Vorhersagedauer nahezu konstant bleibt. Die zu Beginn erwartete höhere Anzahl detektierter Ereignisse, wie dies im Abschnitt 4.1.3 diskutiert ist, ist erkennbar. Da die Mindestandauer in dieser Arbeit auf 24 Stunden festgelegt wurde, kann in den letzten 18 Stunden der Vorhersagezeit kein Sturm mehr detektiert werden. Die Größenordnung der Ereignisse ist mit derjenigen von ERA-Interim vergleichbar. ERA-Interim zeigt einen Tagesgang in der Anzahl der Ereignisse. Dieser Tagesgang in der Anzahl der Sturmstarts ist verständlich, wenn man sich den Tagesgang in den Perzentilen ansieht, wie er in der Abbildung 4.1 für das EPS gezeigt ist. ERA-Interim weist ebenso einen Tagesgang in den Perzentilen auf, allerdings mit leicht höherer Amplitude als das EPS. Das für die Windidentifizierung

verwendete Perzentil wird aus allen archivierten Zeitschritten berechnet, womit dieses Perzentil zwischen dem Tagesmaximum und -minimum liegt. Zu den Tagesmaxima um 12UTC gibt es für schwache Sturmereignisse daher eine höhere Wahrscheinlichkeit, dass diese den Perzentilwert überschreiten, weshalb zu 12UTC mehr Sturmstarts registriert werden. Ein entsprechendes Verhalten ist für die Sturmenden erkennbar. Das EPS mit  $T_L255$  Auflösung zeigt eine zeitliche Variation in der Anzahl der Sturmstarts, welche in guter Übereinstimmung mit dem Verhalten im Perzentil steht, s.h. Abbildung 4.1. Entsprechend zeigt die Abbildung 4.31 im EPS mit  $T_L399$  Auflösung einen regelmäßigen Tagesgang in der Anzahl der Sturmstarts, wie es dem Tagesgang im 98. Perzentil, Abb. 4.1, entspricht.

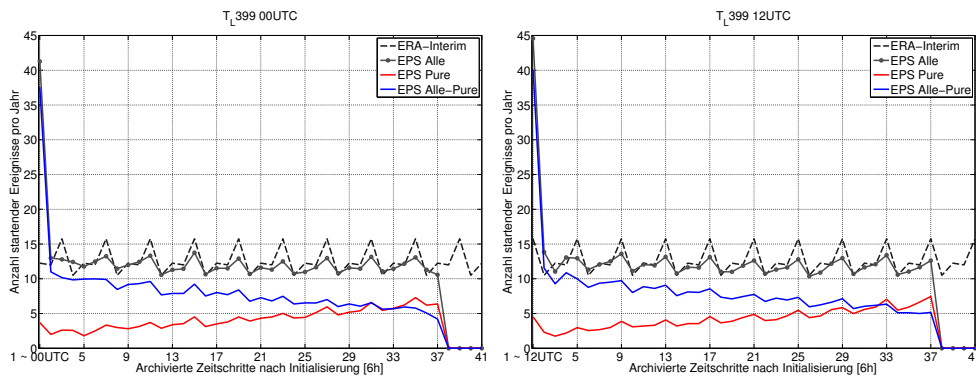


Abbildung 4.31.: Anzahl der zu den sechs stündigen Archivierungszeitschritten startender Ereignisse normiert auf ein Jahr im EPS mit  $T_L399$  00UTC (links) und 12UTC (rechts) Initialisierungen

Ein prinzipieller Unterschied zwischen den 00UTC und 12UTC Initialisierungen ist in der Anzahl der Ereignisse nicht erkennbar. Mittels des in der Abbildung 3.6 beschriebenen Verfahrens sind die Sturmereignisse in „pure“ und modifizierte Stürme unterteilt worden. Wie das Beispiel für Sturm Emma in der Abbildung 4.10 zeigt, liegen die Stürme nahe der Initialisierung dicht beieinander, wobei mit einer gewissen Vorlaufzeit größere Abweichungen ergeben. Zudem zeigen für die kurze Vorlaufzeit von 6h alle Mitglieder den Sturm, wohingegen das mit der größeren Vorlaufzeit von 90h nicht mehr der Fall ist. Dieses Verhalten lässt sich in den Abbildungen 4.30 sowie 4.31 erkennen, denn nahe der Initialisierung wird der hauptsächliche Anteil der Stürme als modifiziert charakterisiert, also diese Stürme stehen in Zusammenhang zu einem real aufgetretenem Ereignis, repräsentiert durch ERA-Interim. Das Auseinanderlaufen der Mitglieder mit fortschreitender Vorhersagedauer ist an der Abnahme der Anzahl modifizierter und entsprechender Zunahme „purer“ EPS Stürme mit zunehmender Vorlaufzeit sichtbar. Der Kreuzungspunkt der Kurven für modifizierte und „pure“ EPS Stürme liegt beim EPS mit  $T_L255$  Auflösung zu einem früheren Zeitpunkt als im EPS mit  $T_L399$  Auflösung. Das deutet auf den besseren Vorhersage skill des neueren Modelles hin.



Die Anzahl der Ereignisse, welche zu jedem der 6-stündig archivierten Zeitschritte während der Vorhersagedauer identifiziert werden, bleibt auch in den Regionsboxen sehr konstant, wie dies in der Abbildung 4.32 erkennbar ist.

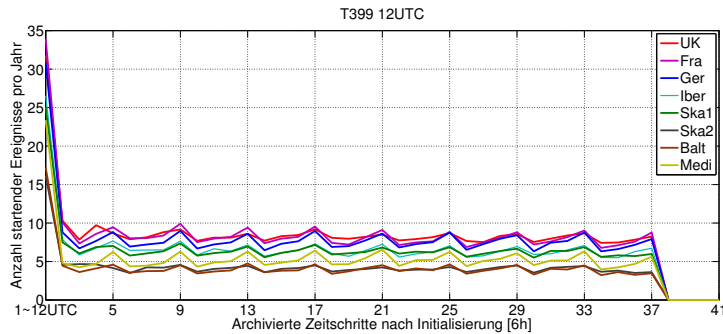


Abbildung 4.32.: Anzahl der zu den sechs stündigen Archivierungszeitschritten startender Ereignisse normiert auf ein Jahr im EPS mit  $T_L399$  12UTC Initialisierungen in den 8 Regionsboxen

Die recht konstante Anzahl an identifizierten Ereignissen während der Vorhersagedauer könnte einen Trend in den Sturmeigenschaften wie Intensität, Andauer, bzw. Windfeldgröße beinhalten. Aufgrund der lediglich 10 verfügbaren Tage jeder einzelnen Vorhersage, sind diese Eigenschaften aufgrund möglicher Abschneideeffekte, wie in 4.1.3 diskutiert, zum Ende der Vorhersage nicht anhand des Gesamt Sturm SSIs zu treffen. Es werden daher die SSI Anteile zu den einzelnen Archivierungszeitschritten betrachtet, welche aufsummiert den Gesamt-SSI ergeben, benutzt. Es wird also gemäß der Gleichung 3.1 nicht über die Zeit summiert. Diese so erhaltenen Werte werden dem jeweiligen Zeitpunkt in der Vorhersage zugeordnet. Ein Sturm, welcher zum zweiten Archivierungszeitpunkt der Vorhersage beginnt, und 24 Stunden andauert, würde also einen Beitrag für den zweiten, dritten, bis fünften Archivierungszeitpunkt in der Vorhersage bringen. Es wird also nicht mehr die Schwere eines Gesamtereignisses betrachtet, sondern die Schwere der Ereignisse zu einem bestimmten Zeitpunkt. Der derart bestimmte und gemittelte instantante SSI ist in der Abbildung 4.33 dargestellt. Man erkennt, dass es keinen Trend während der Vorhersagedauer gibt. Der Tagesgang sowie eine leichte Schwingung, wie dies auch im Perzentil in der Abbildung 4.1 sichtbar ist, lässt sich in den SSI Werten ebenfalls erkennen. Ein prinzipieller Unterschied zwischen den 00UTC und den 12UTC Initialisierungen ist nicht erkennbar. Entsprechend zeigt das EPS mit  $T_L255$  eine zeitliche Variation, welche der Variation im  $T_L255$  Perzentil 4.1 entspricht. Diese Untersuchung entsprechend für die Windfeldgröße und Sturmandauer vorgenommen, ergibt, dass es in diesen Größen ebenfalls keinen Trend gibt, s.h. im Anhang Abschnitt E auf S. VIII. Zusammenfassend lässt sich also sagen, dass es während der Vorhersagedauer keinen Trend bzgl. Sturmintensität, Windfeldgröße

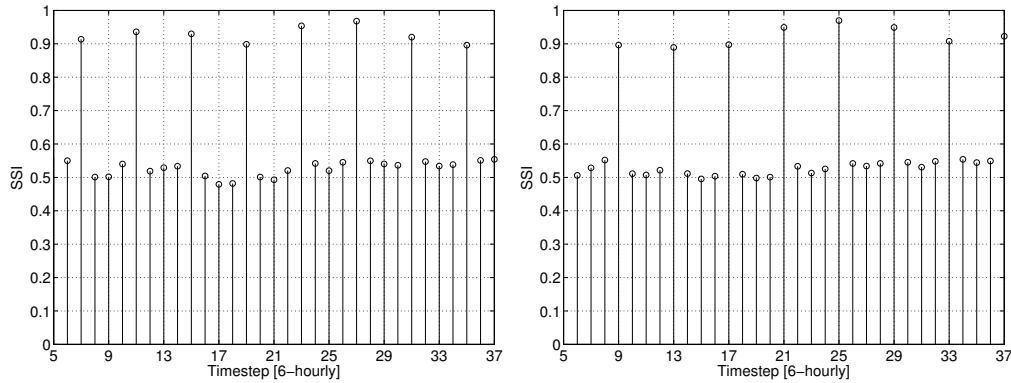


Abbildung 4.33.: Instantane (einzelne Summanden der SSI Berechnung über die Zeit in Gleichung 3.1 werden dem zugehörigen Zeitpunkt in der Vorhersage zugeordnet) mittlere SSI Werte im EPS mit  $T_L399$  00UTC (links) und 12UTC (rechts) Initialisierungen

oder Sturmdauer gibt. Aus diesem Grund lassen sich die identifizierten Stürme aus den kompletten Vorhersagen ohne notwendige weitere Trend- bzw. Bias Korrekturen für die EVT verwenden, und es gibt keine Einschränkung hinsichtlich der Untersuchung von kleineren Regionen, wie bsplw. innerhalb der in Abbildung 3.7 auf S. 20 definierten Regionsboxen.

#### 4.6.2. Sturmbetroffenheitsflächen

Im folgenden wird untersucht, ob die räumliche Verteilung der Sturmsysteme zwischen ERA-Interim und dem EPS übereinstimmt. Hierfür wird ausgezählt, wie häufig eine Gitterzelle von einem Footprint eines identifizierten Sturmes betroffen ist. Bei langsam ziehenden Systemen, bei denen Gitterzellen häufiger von demselben Sturm betroffen werden, werden nur einfach gezählt. Wie in Abschnitt 4.1.3 diskutiert, werden alle Stürme verwendet, welche ihren Startzeitpunkt innerhalb des sechs Tagezeitfensters haben, welches ab dem zweiten Archivierungszeitschritt beginnt. Für das EPS sind die Werte auf das Ensemblemittel pro Jahr normiert, so dass die Werte zu den jährlichen Betroffenheiten aus ERA-Interim vergleichbar sind.

Die in Abbildung 4.34 gezeigte räumliche Verteilung sowie die Größenordnung der Betroffenheit sieht zwischen ERA-Interim und dem EPS vergleichbar aus. Durch die geringe Ereignisanzahl sieht das Bild für ERA-Interim verrauscht aus, wobei es im EPS durch die deutlich größere Anzahl geglättet wird. Zwischen dem Zeitraum der  $T_L255$  und  $T_L399$  Auflösung gemäß Tabelle 2.1, zeigt sich ein prinzipieller Unterschied zwischen den Hauptzugbahnen, welcher sowohl in ERA-Interim als auch im EPS sichtbar ist. Das EPS repräsentiert also im Ensemblemittel gut die saisonale Variation. Dies

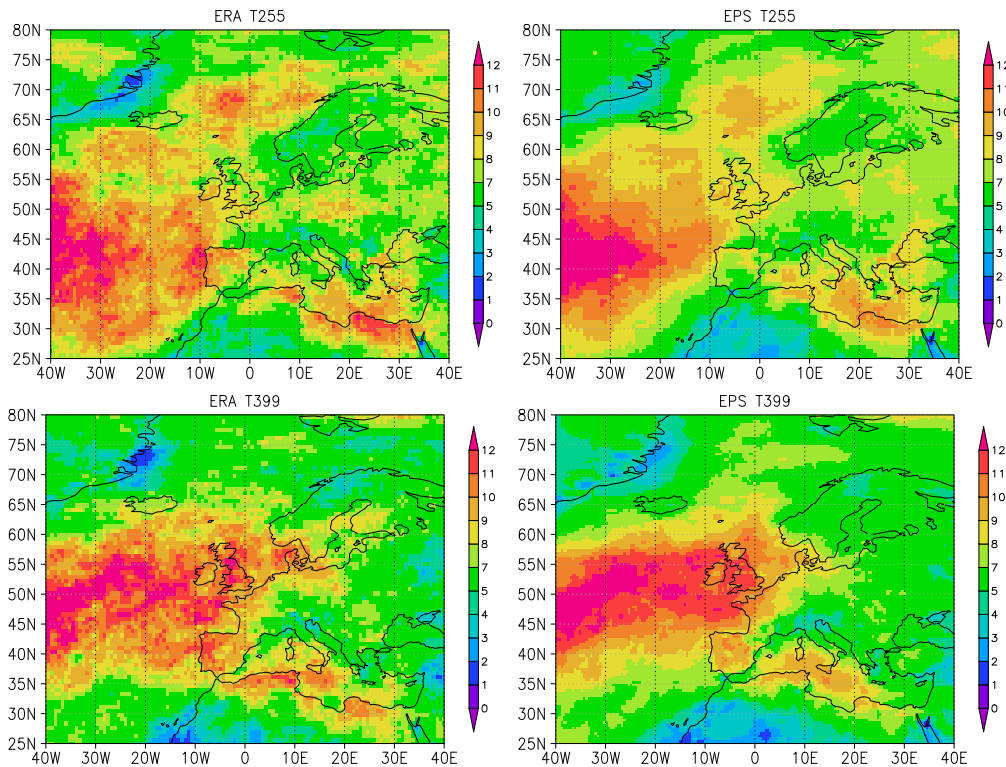


Abbildung 4.34.: Kumulative mittlere jährliche Flächenbetroffenheit detektierter Sturmsysteme (Footprintsommen) für EPS Zeitraum gemäß Tabelle 2.1 in ERA (links) und dem EPS für 12UTC Initialisierungen genormt durch Ensemblegröße (rechts)

könnte man noch auf kleineren Zeitskalen untersuchen, allerdings ist die Ereignisanzahl in ERA-Interim dann zu gering. Mit dem EPS können saisonale Unterschiede in den Hauptsturmzugbahnen auch auf kleineren Zeitskalen aufgrund der großen Ereignisanzahl untersucht werden. In der Mittelmeerregion ist eine größere Anzahl an Ereignissen in ERA-Interim in Vergleich zu dem EPS zu erkennen. Der zuvor festgestellte Tagesgang im EPS und ERA-Interim könnte möglicherweise dafür eine Erklärung liefern. Dieser ist in ERA-Interim stärker ausgeprägt als im EPS, und es wird ein Zusammenhang zur Konvektion vermutet, wobei Probleme bei der Parametrisierung der konvektiven Grenzschicht bekannt sind (Brown u. a., 2006). Womöglich werden in ERA-Interim mehr konvektive Ereignisse erkannt als im EPS. Die Ergebnisse nach Monaten aufgeteilt, finden sich im Anhang C, S. IV.

Um aufzuzeigen, wie groß die Variation zwischen den EPS Ensemblemitgliedern ist, wurde das Ensemble in seine einzelnen Mitglieder aufgespalten. Entsprechend zu Abbildung 4.34 wurden die Footprintsommen für die 50 gestörten Läufe einzeln

berechnet. Die Standardabweichung der aufs Jahr normierten Footprintsommen konnte so anhand dieser 50 ermittelten Footprintsommen berechnet werden.

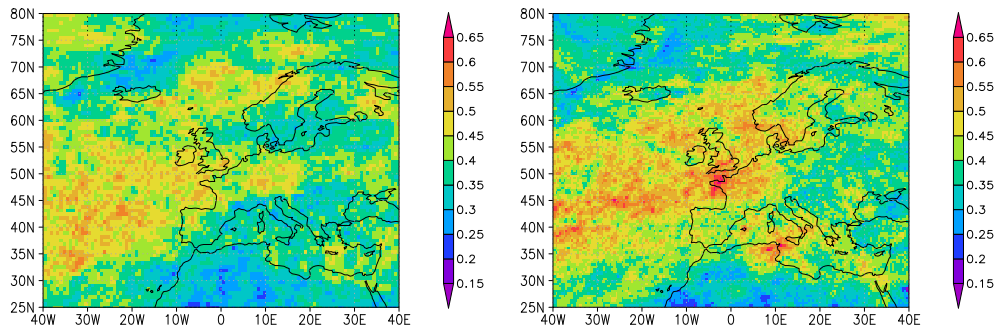


Abbildung 4.35.: Standardabweichung der Footprintsommen anhand der 50 gestörten EPS Mitglieder für  $T_L255$  (links) und  $T_L399$  rechts gemäß Tabelle 2.1

Die Standardabweichung liegt über Europa bei etwa 5%. Die räumliche Struktur im EPS bleibt in allen Läufen also weitestgehend erhalten, bildet also das jeweilig vorherrschende Sturmklima gut ab. Die EPS Modifikationen eines „realen“ Sturmereignisses streuen also um die in Realität aufgetretene Zugbahn. Da für die EVT zur Bestimmung von Konfidenzintervallen eine Auswahl an Ereignissen gewählt wird, ist es sehr wichtig, dass es keine Ensemblemitglieder gibt, welche diesbzgl. mit ihren Eigenschaften besonders hervor treten. Wäre dies gegeben, müsste das entsprechend in der Statistik Berücksichtigung finden.

#### 4.7. Unterschiede in der Behandlung von 6h und 12h Daten

Mittels der für das Windidentifizierungsverfahren eingeführten Skalierungen kann aus dem EPS Datensatz ein in sich homogener Datensatz an detektierten Stürmen und dazugehörigen SSI Werten ermittelt werden. Da der SSI jedoch über alle dem Sturm zugeordneten Zeitschritte errechnet wird, weisen die 12h (Daten zu 00UTC und 12UTC) aufgelösten Daten gegenüber den 6h aufgelösten Daten niedrigere SSI Werte auf. Darüber hinaus kann es systematische Unterschiede in den raumzeitlichen Eigenschaften geben, da die Zuordnungen von zeitlich aufeinander folgenden Sturmclustern in der 6h und 12h Auflösung unterschiedlich sein kann. Wie gezeigt, repräsentiert das Ensemblemittel gut das in der Periode vorherrschende Sturmklima. Für die statistischen Auswertungen ist es daher wünschenswert einen möglichst langen Zeitraum mit dem EPS repräsentieren zu können. Es wurde daher damit experimentiert den 12 stündlich aufgelösten Zeitraum (1992-2000) durch lineares Interpolieren auf eine 6 stündliche Auflösung zu bringen. Es wurde dabei sowohl die Interpolation auf den einzelnen U und V Komponenten vorgenommen als auch auf dem Windgeschwindigkeitsbetrag. Die Grafik 4.36 zeigt die Verteilung der Sturmschweren im EPS Datensatz mit  $T_L399$  Auflösung. Für die Windidentifizierung wurde das originale 6-stündlich aufgelöste Perzentil verwendet, da die Termine zu 0h und 12h in den Daten gleich sind, und es bei Verwendung des Perzentils aus den interpolierten Daten, zu diesen Zeitpunkten ansonsten zu Abweichungen kommen könnte, wenn systematische Abweichungen durch die Interpolationen entstehen.

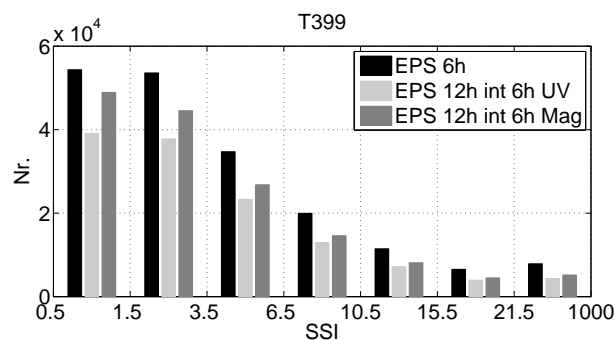


Abbildung 4.36.: Sturmschwereverteilung der im EPS mit  $T399$  Auflösung detektierten Stürme im Zeitraum 2006 bis 2010, linker Balken auf 6-stündlichen Daten basierend, mittlerer Balken 12h U und V Komponenten auf 6h linear interpoliert, rechter Balken 12h Windgeschwindigkeitsbetrag auf 6h linear interpoliert

Es ist zu erkennen, dass bei den interpolierten Daten in allen Klassen weniger Ereignisse zu finden sind, als auf den original 6h Daten basierend. Dies ist damit zu begründen, dass durch die Interpolation die Termine um 6h und 18h eher unterschätzt werden.

Der im Perzentil vorliegende Tagesgang, wie in Abbildung 4.1 gezeigt, bewirkt eine größere Anzahl an Sturmstarts zu 12UTC. Durch die Unterschätzung der 6UTC und 18UTC Werte kommt es zu einer noch stärkeren Verschiebung der Sturmstarts zu den 0h und 12h Terminen, da diejenigen Stürme, welche aufgrund der Unterschätzung nicht mehr zu 6h oder 18h beginnen können, entsprechend zum nächsten Termin, welcher den Originaldaten entspricht, beginnen. Die Verteilung der Sturmdauer unterliegt damit einem Bias zu kurzandauernden Ereignissen durch die Interpolationen, und durch Unterschreitung des Mindestandauerkriteriums fallen Sturmsysteme aus der Statistik. Die Verschiebung der Sturmstarts zu den 0h und 12h Terminen ist in der Grafik 4.37 sichtbar, und es wurde hierfür das EPS in  $T_L399$  Auflösung gewählt, da darin ein regelmäßiger Tagesgang vorliegt.

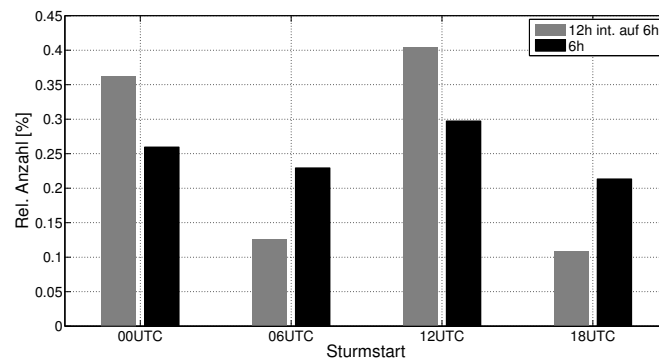


Abbildung 4.37.: Relative Anzahl der Sturmstarts zu den 00UTC, 06UTC, 12UTC und 18UTC Terminen im EPS  $T_L399$ , 2006-2010, linker Balken 12h Windgeschwindigkeitsbetrag linear auf 6h interpoliert, rechter Balken 6h Daten

Wenn man sich die gemittelten instantanen SSI Werte aller im EPS mit  $T_L399$  Auflösung der um 00UTC initialisierten Läufe in der Grafik 4.38 ansieht, so erkennt man, dass die 6h und 18h Termine deutlich unterschätzt werden.

Die leicht höheren Werte zu 0h und 12h lassen sich dadurch erklären, dass kurzandauernde Stürme, z.B. mit Sturmstart zu 6UTC oder 18UTC und einer Andauer, welche in den 6h aufgelösten Daten gerade der Mindestandauer entspricht, bei Wegfall der 6h bzw. 18h Termine nicht mehr mit in die Statistik miteingehen. Da Stürme mit zunehmender Andauer auch höhere SSI Werte aufweisen, wie später noch detailliert gezeigt werden wird, fallen diejenigen Ereignisse in der Mittelung in der Grafik 4.38 weg, welche zu 0UTC und 12UTC das Mittel bei ihrem Vorhandensein im SSI niedriger machen.

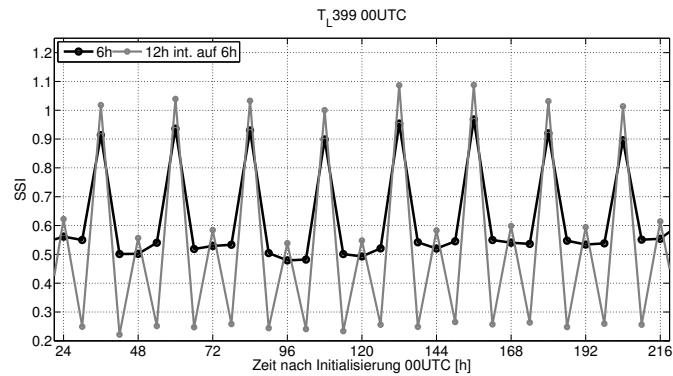


Abbildung 4.38.: Gemittelte instantane SSI Werte aller im EPS  $T_L399$ , 2006-2010, zu 00UTC detektierten Stürme

Um sowohl den 12h als auch 6h aufgelösten Zeitraum für eine gemeinsame Statistik zu verwenden, stellt die Interpolation der 12h Daten auf 6h Auflösung keine adäquate Lösung dar, da es starke Unterschätzungen zu den interpolierten Terminen gibt. Darüber hinaus gibt es Unterschiede in der Anzahl der detektierten Ereignisse, welche im interpolierten Fall niedriger ausfällt. Die Abbildung 4.39 zeigt die räumliche Verteilung der Summe der Footprints aller in ERA-Interim im Zeitraum 1989 bis 2010 detektierten Ereignisse für das Verfahren auf 6-stündlichen Daten angewendet und auf aus 12-stündlichen auf 6h interpolierten Daten auf Basis des Perzentiles aus 6-stündlichen Daten. Zudem ist das Verfahren auf 12-stündlichen Daten basierend auf einem Perzentil aus den 12-stündlichen Daten dargestellt, was dem Fall aus dem EPS in 12-stündlicher Auflösung entspricht.

Bestünden keine großen Unterschiede in den raumzeitlichen Eigenschaften der Ereignisse basierend auf 6h Daten bzw. von 12h auf 6h interpolierten, so könnte man die so produzierten Daten benutzen, und nur die Originaltermine, also 0h und 12h zur SSI Berechnung verwenden. Aufgrund der Unterschiede bedingt das aber leider einen Bias. Alternativ kann natürlich der gesamte Datensatz in 12h Auflösung verwendet werden. Damit verliert man aber viel an Information, und gerade für schnellziehende Systeme wäre dieser Ansatz problematisch. Wie die Abbildung 4.39 zeigt, gibt es markante Unterschiede in der räumlichen Verteilung. Insbesondere die Hauptzugbahn über dem Atlantik wird bei den auf der groben Basis basierenden Daten deutlich unterschätzt. Die Interpolation von 12h auf 6h scheint gerade über Land eine leichte Verbesserung gegenüber der Verwendung der 12h Daten zu geben, wohingegen über See, wo die Systeme eher schnellziehend sind, die Interpolation eher eine Verschlechterung bringt. Für die Extremwertstatistik wird daher der EPS Zeitraum verwendet, welcher in sechs stündlicher Auflösung vorliegt, also vom 13.01.2000 bis 24.01.2010.

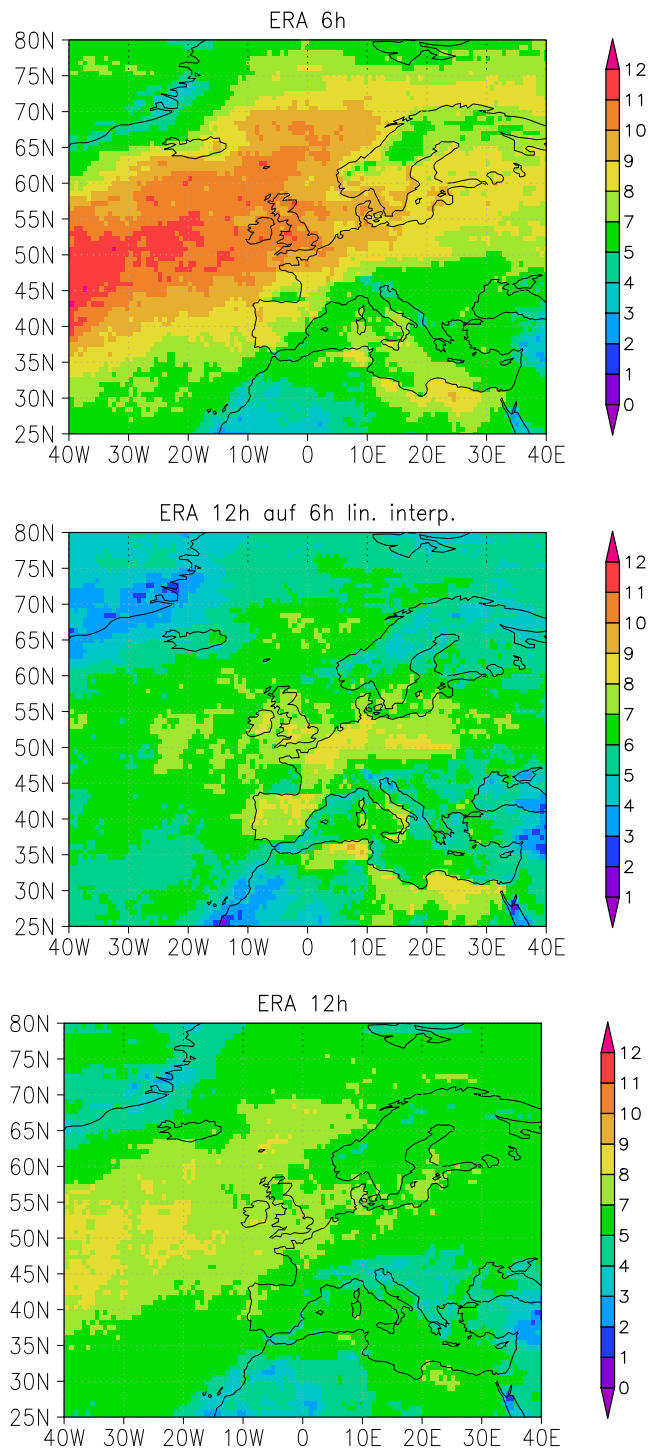


Abbildung 4.39.: Summe der Footprints aller Ereignisse in ERA-Interim im Zeitraum 1989-2010 auf ein Jahr normiert unter Benutzung 6-stündlicher Daten (oben), 12-stündlicher Daten linear interpoliert auf 6-stündliche Daten (mitte) sowie 12-stündliche Daten (unten)



#### 4.8. Anwendungsbeispiel: Sturmstatistik mit dem EPS

Durch die enorm große Anzahl an Sturmereignissen im EPS Datensatz lassen sich typische Eigenschaften von extratropischen Zyklonen identifizieren, die mit bisherigen Methoden aufgrund der begrenzten Stichprobe nicht feststellbar sind. In diesem Zusammenhang wird geschaut, wie sich die Sturmgröße in Abhängigkeit der Sturmdauer im Mittel verhält. Für ein einzelnes Sturmereignis wird der Sturm sich zunächst entwickeln, während seiner Lebensdauer wird die Größe variieren, je nachdem über welches Gebiet der Sturm bspw. zieht, und es folgt eine Zeit des Abklingens. Wenn man sich das Verhalten für eine sehr große Anzahl an Ereignissen gleicher Andauer ansieht, so kann man vermuten, dass sich die Variationen während der Laufzeit herausmitteln, so dass eine Entwicklungs- und eine Abklingphase übrig bleibt. In der Abbildung 4.40 ist dieses Verhalten für Ereignisse aus ERA-Interim und dem EPS dargestellt.

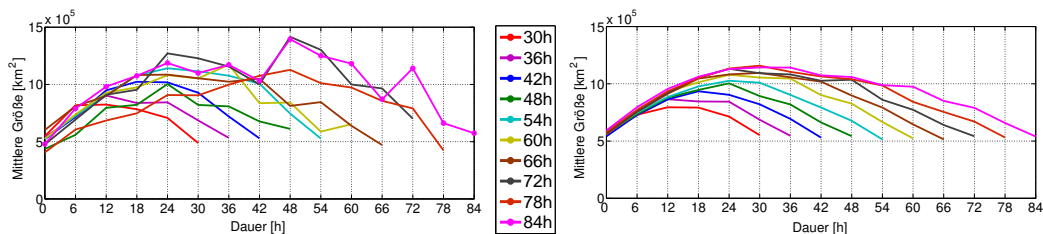


Abbildung 4.40.: Clustergröße während der Sturmdauer zwischen 30h und 84h; ERA-Interim (links) und EPS (rechts)

Die Auswertung ist für den Zeitraum gemacht worden, für den das EPS in sechs stündlicher Auflösung vorliegt. Für ERA-Interim sieht man bei Ereignissen mit einer Andauer von mehr als 54h im Mittel noch eine Variation der Clustergröße während der Lebenszeit. Die Ereignisanzahl für diese Ereignisse ist in ERA-Interim zu gering, damit sich die Variationen aus den verschiedenen Ereignissen herausmitteln. Ereignisse einer Andauer von weniger als 54h kommen in ERA-Interim häufig genug vor, damit sich diese Variationen herausmitteln. Im EPS ist die Ereignisanzahl derart viel größer, dass man eine stabile Statistik, auch für längerandauernde und somit in Realität selten auftretende Ereignisse, hinbekommt. Die Ergebnisse zeigen, dass die mittlere Größenzunahme des instantanen Windfeldes unabhängig von der Sturmdauer ist, sodass die maximale Clustergröße während der Lebenszeit von der Sturmdauer bestimmt ist, da ein länger andauernder Sturm mehr Zeit zum anwachsen hat. Für Ereignisse einer Andauer von mehr als 66 Stunden gibt es eine Asymmetrie zwischen Anwachs- und Abklingphase, wobei die Abklingphase länger andauert. Die Größenordnungen der Clustergrößen gleichlangandauernder Stürme sind zwischen ERA-Interim und dem EPS vergleichbar. Ein entsprechendes Verhalten sieht man für den Zusammenhang zwischen SSI und der Sturmdauer, wie es in der Abbildung 4.41 gezeigt ist.

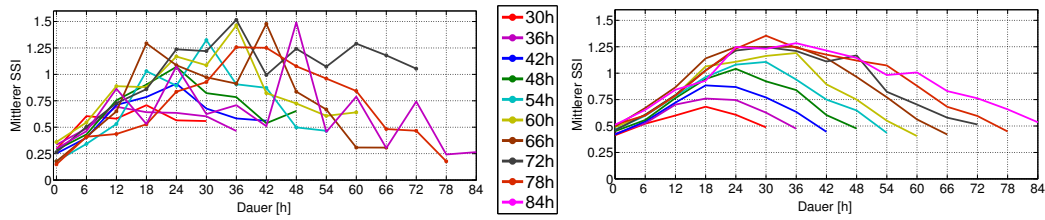


Abbildung 4.41.: SSI während der Sturmdauer zwischen 30h und 84h; ERA-Interim (links) und EPS (rechts)

In ERA-Interim erkennt man selbst bei kurzandauernden Ereignissen, welche in großer Anzahl auftauchen, Variationen während der Lebensdauer. Die Clustergröße scheint bzgl. der Zugbahn des Sturmes und des entsprechend darunterliegenden Perzentils unempfindlicher zu sein, als der SSI, wo es einen größeren Unterschied macht, ob das Sturmfeld etwa über Land oder See ist, was sich in der Größenordnung der Überschreitung bemerkbar macht, wohingegen die instantane Sturmfeldgröße lediglich davon bestimmt ist, ob eine Überschreitung vorliegt. Für das EPS erkennt man einen klaren Zusammenhang zwischen SSI und der Sturmdauer. Die Größenordnungen zwischen dem EPS und ERA-Interim sind im Zusammenhang SSI und Sturmdauer vergleichbar.

Die Ergebnisse stehen damit in guter Übereinstimmung zu denen aus Abschnitt 4.3, welche besagen, dass Stürme vergleichbaren SSIs zwischen ERA-Interim und dem EPS im Mittel vergleichbare Sturmdauern sowie Clustergrößen aufweisen.

In der Abbildung 4.42 sind die Zentren aller Cluster, welche einem Sturmsystem zugeordnet werden konnten für das Jahr 2008 dargestellt.

Der Grund nur ein einzelnes Jahr zu betrachten, könnte bspw. darin bestehen, interannuale Variabilitäten untersuchen zu wollen. Es wird an diesem Beispiel nochmal sehr deutlich, wieviel Zugewinn an Information durch das EPS gewonnen werden kann. Da die Trackdichten zwischen EPS und ERA-Interim, wie in der Abbildung 4.34 gezeigt wurde, sehr ähnlich sind, sollten auch an den Stellen, an denen Häufungen von Clustern im EPS auftreten, diese in ERA-Interim wiederzufinden sein. Dies kann man erahnen, so ist die Dichte über der Iberischen Halbinsel, um die Apenninhalbinsel sowie im Norden von Großbritannien höher als in anderen Regionen.

Um nun zu untersuchen wie durchschnittliche Clustergrößen in verschiedenen Regionen aussehen, wurde der Median aller zu einem Sturmsystem zuordenbaren instantanen Windfelder in  $5^\circ$ mal  $5^\circ$  gemittelt. Wie zuvor bereits aufgezeigt wurde, gibt es einen Tagesgang in den Eigenschaften der Sturmsysteme. Aus diesem Grund wurde die Untersuchung für die 00UTC, 06UTC, 12UTC und 18UTC getrennt vorgenommen. Als Zeitraum gehen die zusammengesetzten Jahre der  $T_L255$  und  $T_L399$  Auflösung ein. Aufgrund der enormen Datenmenge aus dem EPS stehen in allen Kacheln genügend

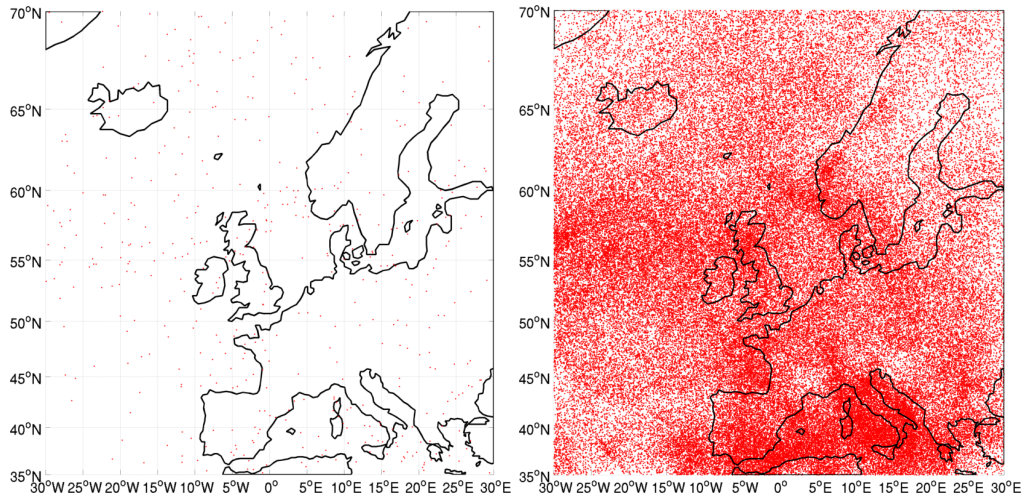


Abbildung 4.42.: Clusterzentren aus allen für das Jahr 2008 in ERA-Interim (links) sowie im EPS (rechts) detektierte Sturmcluster)

Daten zur Verfügung bereit. Die Abbildung 4.43 zeigt das Ergebnis der Untersuchung. Man kann daran den Tagesgang in der Clustergröße erkennen, wobei die Felder um 12UTC am größten sind. Dies lässt sich damit erklären, dass das für das Windidentifizierungsverfahren verwendete Perzentil ebenfalls vom Tagesgang in den Windgeschwindigkeiten betroffen ist. Da die Windgeschwindigkeiten zu 12UTC im Mittel höher liegen als zu den anderen Terminen, das Perzentil aber über alle Termine berechnet wurde, gibt es zu 12UTC eine höhere Wahrscheinlichkeit der Überschreitung, was mit einer höheren Wahrscheinlichkeit für größere betroffene Regionen einhergeht. Zudem ist zu erkennen, dass die Sturmfelder über See größer sind als diejenigen über Land.

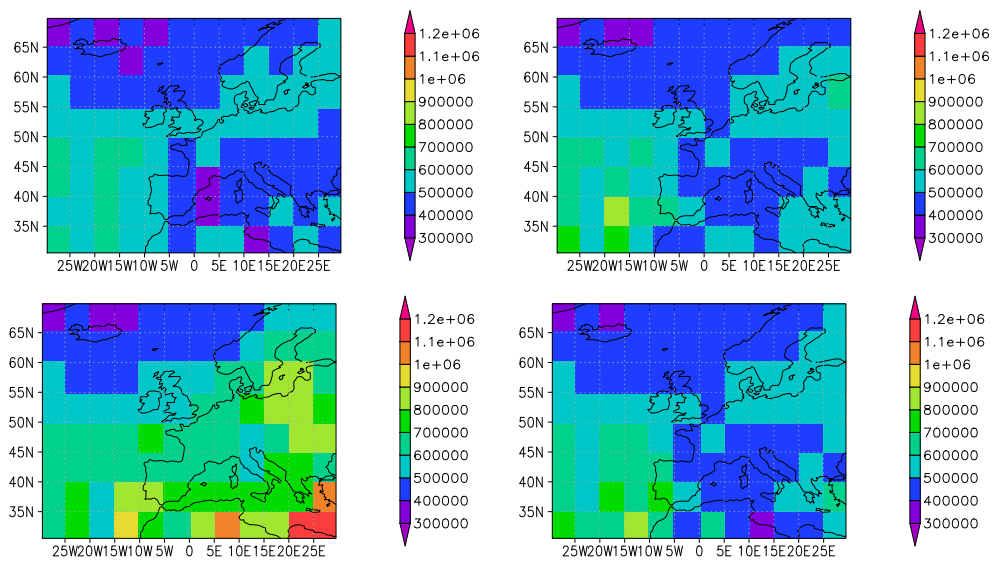


Abbildung 4.43.: Median der Clustergröße [ $km^2$ ] über alle Cluster aus dem EPS im Zeitraum 2000-2010 innerhalb von  $5^\circ$ mal  $5^\circ$ Boxen für Sturmcluster um 00UTC (oben links), um 06UTC (oben rechts) sowie 12UTC (unten links) sowie 18UTC (unten rechts)

## 5. Bestimmung unabhängiger Stichproben

Dieser Abschnitt behandelt zwei Verfahren, wie mit den im EPS vorliegenden Abhängigkeiten zwischen Ereignissen aus den verschiedenen Ensemblemitgliedern umgegangen wird, um die Voraussetzungen für die Extremwertstatistik zu erfüllen. Verwendung finden für die Auswertungen die in sechs-stündlicher Auflösung verfügbaren EPS Daten, also für den 10m Wind ab 13. Januar 2000 bis zum 24. Januar 2010, dem Datum der Umstellung der Auflösung von  $T_L399$  auf  $T_L639$ . Initialisierungen zu 00UTC liegen erst seit März 2003 vor. Um den Zeitraum März 2003 bis Januar 2010 nicht gegenüber dem restlichen Zeitraum durch Verwendung der 00UTC und der 12UTC Initialisierungen überzurepräsentieren, wird auf die Benutzung der 00UTC Initialisierungen verzichtet. Alternativ wäre es denkbar, dass die Ereignisse des Zeitraumes Januar 2000 bis März 2003 zweifach in die Statistik eingehen, womit eine gleichmäßige Repräsentanz des Zeitraumes gewährleistet wäre. Da jedoch eines der Verfahren zur Abschätzung der Konfidenzintervalle auf einem Sturmzuordnungsverfahren basiert, würden die verdoppelten Ereignisse von dem Verfahren automatisch entfernt werden. Eine Vergleichbarkeit beider in dieser Studie Anwendung findender Verfahren kann somit nicht sichergestellt werden. Um die Problematik eines Bias, bzw. nicht vollständig dargestellter Ereignisse in der Studie auszuschließen, werden alle Stürme innerhalb des beschriebenen sechs Tagezeitfensters gemäß Abschnitt 4.1.3 verwendet. Zur Implementierung der Verfahren wurde die Software Matlab (Menke u. Menke, 2011; Trauth, 2010; Quarteroni u. Saleri, 2006) verwendet. Zum Visualisieren der Daten wurde das Packet `m_map` verwendet und zum Einlesen von Grib Dateien die `matlab_cdi`.

### 5.1. Zusammensetzen von Zeitreihen aus disjunkten 10-Tages Vorhersagen

Zeitlich disjunkte Vorhersagen sind im EPS voneinander unabhängig, da zeitgleich auftretende Ereignisse damit ausgeschlossen sind, und die Vorhersagen voneinander auf unabhängigen Initialisierungsfeldern beruhen. Die Atmosphärische Situation nach einigen Tagen Vorhersagezeit einer 10-Tagesvorhersage wird nicht derjenigen entsprechen, wie sie einer zufällig gewählten daran anschließenden Vorhersage in dessen Initialisierung anzutreffen ist. Fügt man so viele zeitlich disjunkte Vorhersagen nahtlos aneinander, dass man damit den gesamten im EPS verfügbaren Zeitraum lückenlos überdeckt, hat man eine Stichprobe unabhängiger Ereignisse generiert. Dies kann sehr häufig mit zufällig gewählten Vorhersagen wiederholt werden, und über die Berechnung des 2.5. und 97.5. Perzentils kann damit das 95% Konfidenzintervall

bestimmt werden. Die Schnittstellen zweier Vorhersagen können dabei nicht von Stürmen überstrichen werden. Um auch zu diesen Zeitpunkten Sturmereignisse in der Statistik zu repräsentieren, wird der Anfang der Generierung der Stichprobe variiert, so dass diese „Sturmlücken“ in verschiedenen Stichproben zu verschiedenen Zeitpunkten liegen, und die in einzelnen generierten Stichproben nicht vorhandenen Ereignisse in anderen dafür vorhanden sind.

Wie in Abschnitt 4.1.3 diskutiert wurde, können keine ganzen 10 Tagesvorhersagen benutzt werden, da es dann zum Anfang und Ende der Vorhersage zu Randeffekten aufgrund der Begrenzung der Vorhersagedauer kommt. Das in den Voruntersuchungen benutzte 6-Tagezeitfenster wird daher hierfür ebenfalls herangezogen. So ist das Verfahren dahingehend abgeändert, dass jeweils disjunkte sechs Tagefenster aus den EPS Vorhersagen aneinander gefügt werden.

## **5.2. Bildung von unabhängigen Stichproben durch Sturmzuordnungsverfahren**

Mit der zuvor genannten Stichprobengenerierung verfügen die einzelnen für die Statistik generierten Stichproben über Größenordnungen, welche derjenigen entspricht, wie sie die ERA-Interim Reanalyse für den Vergleichszeitraum 2000 bis 2010 hätte. Die Konfidenzintervalle sind daher in etwa in der Größenordnung, wie sie sich auch aus den Reanalysen ergeben. Da sich mit ERA40 und ERA-Interim Reanalysen eine Stichprobe von 65 Jahren (1958-2013) konstruieren lässt, hat man hinsichtlich der Unsicherheitsintervalle nicht viel gewonnen, obwohl im EPS mehr Information steckt, als in den 10 Vergleichsjahren ERA-Interim. Es wird deshalb versucht eine möglichst große Stichprobe unabhängiger Ereignisse zu generieren. Dies wird über ein Sturmzuordnungsverfahren gemacht. Ein Sturm wird zufällig aus allen EPS Stürmen gewählt, und es werden alle Stürme gesucht, welche diesem Sturm zuordenbar sind. Das Verfahren wird dann iterativ fortgesetzt, indem ein Sturm aus der verbleibenden Menge der EPS Stürme gewählt wird, und die zu diesem zuordenbaren gesucht werden. Diese zuordenbaren Stürme, also diejenigen, die zu einem jeweils zufällig gewählten Ereignis abhängig sind, sind zunächst nicht weiter von Interesse, sondern die Menge der in jeder Iteration zufällig gezogenen EPS Stürme. Das Verfahren wird solange durchgeführt, bis alle Stürme in eine Stichprobe aus unabhängigen Stürmen und in eine Menge zu einem dazu abhängiger Stürme unterteilt sind.

Die Abbildung 5.1 skizziert wie das Verfahren funktioniert.

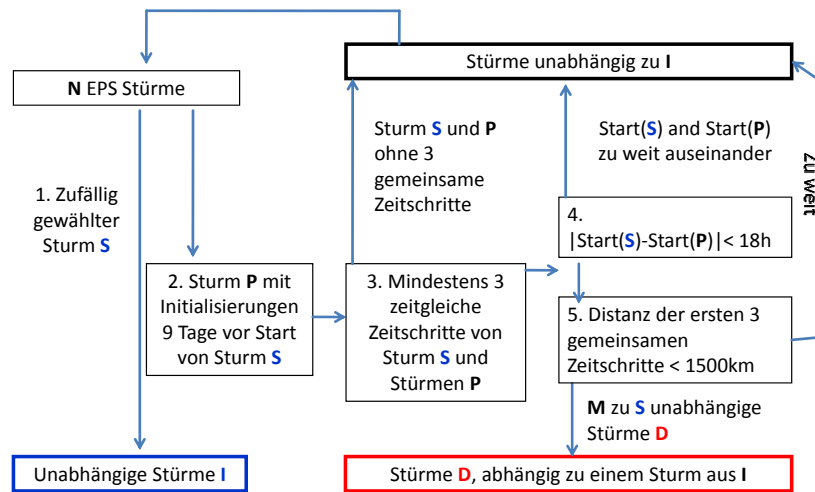


Abbildung 5.1.: Skizze des Verfahrens zur Generierung von Stichproben unabhängiger Sturmereignisse aus dem EPS

1. Das Verfahren beginnt mit der Menge aller für das Verfahren relevanter EPS Ereignisse, also aller in sechs stündlicher Auflösung vorliegender Ereignisse aus Initialisierungen um 12UTC, um keine Überrepräsentation bestimmter Zeiträume vorzufinden, s.h. Tabelle 2.1. Im ersten Schritt wird ein beliebiger Sturm S (selected) ausgewählt. Dieser Sturm S ist das erste Ereignis, welches in die später zu verwendene Stichprobe I (independent) unabhängiger Ereignisse kommt.
2. Um alle aus dem EPS zu diesem Sturm zuordenbaren Ereignisse zu finden, werden alle Stürme aus Initialisierungen aus dem EPS gesucht, welche bis maximal neun Tage vor Start von Sturm S starten, bzw., dessen Initialisierung maximal 18 Stunden nach Start des gewählten Sturmes S liegen, womit durch die Benutzung des sechs Tagezeitfensters ab dem zweiten Initialisierungszeitschritt eine maximale Zeitdifferenz von 24 Stunden machbar ist. Diese so ausfindig gemachten Stürme, sind potentiell zuordenbare Stürme P zu dem gewählten Ereignis S.
3. Diejenigen potentiellen Zuordnungen P, welche weniger als 3 gemeinsame Zeitschritte zu Sturm S haben, werden nicht als Zuordnung gewertet, und sind somit erst einmal unabhängig zu dem gewählten Sturm S. Stürme P mit mindestens drei gemeinsamen Zeitschritten zu Sturm S sind potentielle Zuordnungen.
4. Im nächsten Schritt wird geschaut, wie weit die Sturmstarts zwischen einem Sturm P und dem gewählten Sturm S auseinanderliegen. Sind die Sturmstarts mehr als

18 Stunden zeitlich versetzt, so wird dieser Sturm nicht als Zuordnung gewertet, und ist somit unabhängig zum gewählten Sturm S. Liegt der zeitliche Versatz bei maximal 18 Stunden, so ist derjenige Sturm aus den aus dem vorherigen Kriterium übriggebliebenen Stürmen P weiterhin eine potentielle Zuordnung.

5. Als letztes Kriterium wird geschaut, ob der Abstand zwischen den ersten drei gemeinsamen Zeitschritten zwischen dem gewählten Sturm S und den übriggebliebenen Stürmen P kleiner als 1500km ist. Stürme mit einem größeren Abstand werden nicht als Zuordnung gewertet, und Stürme, welche dieses Kriterium erfüllen, sind zum Sturm S abhängige Ereignisse D (dependent).
6. Damit ist aus der Gesamtmenge N aller EPS Stürme ein Ereignis für die unabhängige Stichprobe gefunden, und eine gewisse Anzahl zu diesem Sturm S abhängige Ereignisse D. Das Verfahren wird mit allen N Stürmen ohne diese nun aussortierten Ereignisse S und D solange iteriert, bis alle Stürme in die Menge der unabhängigen Stürme oder der zu einem dieser Ereignisse abhängigen Stürme sortiert sind.

In der Abbildung 5.2 ist ein Iterationsschritt des Verfahrens anhand eines zufällig gezogenen Ereignisses gezeigt.

Alle potentiell zunächst in Frage kommenden Stürme aus Initialisierungen, welche den Sturm beinhalten könnten, überdecken fast das gesamte untersuchte Gebiet, und nur eine kleine Anzahl dieser kommt als Zuordnung in Frage. Durch das Kriterium, dass mindestens drei gemeinsame Zeitschritte vorliegen müssen, wird die Anzahl der potentiellen Zuordnungen bereits erheblich verringert. Mit dem Kriterium des eingeschränkten zeitlichen Versatzes der Sturmstarts zweier potentieller Zuordnungen, wird sichergestellt, dass nicht das Ende eines, mit dem Anfang des anderen Sturmes verglichen wird. Das Abstandskriterium stellt sicher, dass Stürme die alle vorherigen Kriterien erfüllen, aber zu weit vom zufällig gewählten Ereignis entfernt sind, nicht als abhängig zu diesem gewertet werden. Der graue Sturm wird Teil der unabhängig zu generierenden Stichprobe, und die schwarzen Stürme aus der unteren rechten Grafik in Abbildung 5.2 kommen in die Menge, in der sich Stürme befinden die abhängig zu einem Sturm aus der unabhängigen Stichprobe sind. Die Stürme, welche nicht als Zuordnung charakterisiert werden, werden in der nächsten Iteration wieder mitbetrachtet. In der Abbildung 5.6 sind drei Beispiele für Zuordnungen gezeigt, welche Charakteristika der Zuordnungen aufzeigen, und damit die folgenden Sensitivitätsstudien motivieren.

In der linken Grafik ist ein Beispiel aufgezeigt, welches aus einer sehr ähnlichen Anfangssituation eine große Variation der Zugbahn im Laufe der Lebenszeit der Stürme aufweist. Solche Ereignisse sind in dieser Studie von großem Interesse, da sie



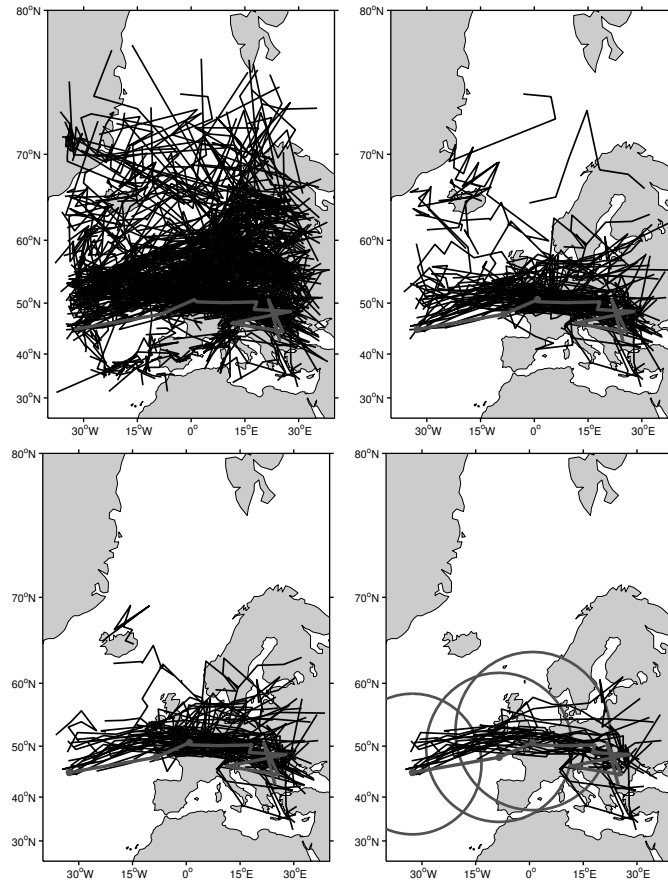


Abbildung 5.2.: Illustration eines Iterationsschrittes zum Sturmzuordnungsverfahren; (oben links) Zufällig gewählter Sturm S in grau sowie alle potentiell zu diesem zuordenbaren Ereignisse P; (oben rechts) Ereignisse P mit weniger als drei gemeinsamen Zeitschritten zu Sturm S entfernt; (unten links) Stürme mit zeitlichem Versatz des Sturmstarts zwischen P und S von mehr als 18h entfernt; (unten rechts) Stürme P deren erste zu Sturm S gemeinsamen Zeitschritte weniger als 1500km Abstand aufweisen, werden als Zuordnung gewertet

alternative Entwicklungen repräsentieren, welche hinsichtlich möglicher Schäden andere Charakteristika aufweisen, als das in Realität aufgetretene Ereignis. Die mittlere Grafik zeigt einen Fall, wo die Zugbahn eine starke Nord-Süd Variation aufweist. Solche Ereignisse können ursächlich für eine Sensitivität des Verfahrens sein, je nachdem welcher der Stürme als erster gezogen wurde. Beim Ziehen des nördlichsten könnte z.B. die Entfernung zum südlichsten knapp über dem Kriterium von 1500km liegen, und der südlichste somit unabhängig zum nördlichsten gelten. In vereinzelt Fällen kann es

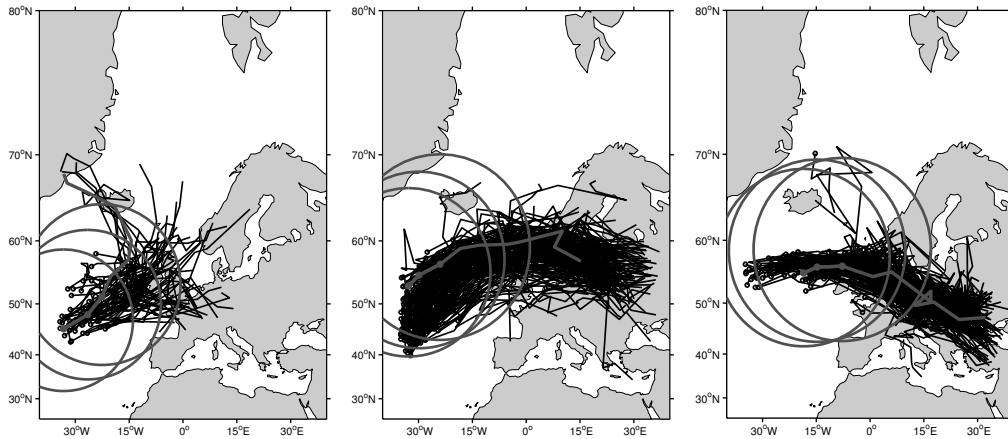


Abbildung 5.3.: Drei Beispielzuordnungen durch das Sturmzuordnungsverfahren

zu Fehlzusordnungen kommen, wie dies in der rechten Abbildung aufgezeigt ist. Eine solche Fehlzusordnung verkleinert die generierte Stichprobe, und wird somit eher zu einer Unterschätzung der Güte aus dem EPS führen.

### 5.2.1. Sensitivität des Zuordnungsverfahrens bzgl. Parameter und mehrfacher Anwendung

Die im vorherigen Abschnitt erwähnte Sensitivität des Verfahrens bzgl. der zufälligen Wahl des in jeder Iteration gewählten Sturmes  $S$  wird im folgenden aufgezeigt. Mit dem Verfahren wurden dazu 450 Stichproben unter Benutzung der Parameter wie sie in der Abbildung 5.1 aufgezeigt sind, also einem Distanzmaß von 1500km, mindestens drei gemeinsamen Zeitschritten, sowie einem zeitlichen Versatz der Startzeitpunkte von maximal 18 Stunden, generiert.

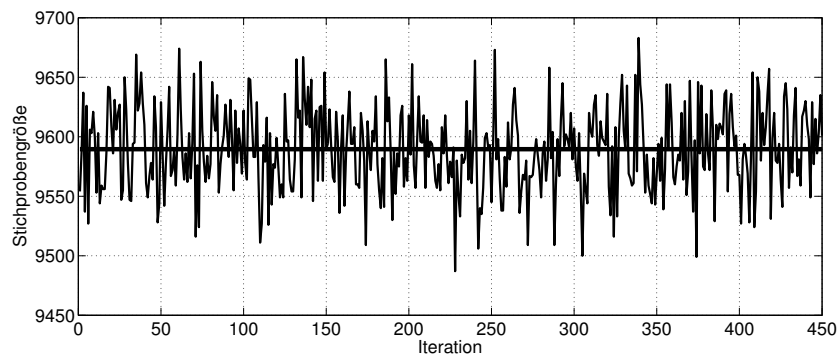


Abbildung 5.4.: Sensitivität des Verfahrens hinsichtlich der Größe der als unabhängig generierten Stichprobe in 450 Läufen

Die Abbildung 5.4 zeigt das Ergebnis, und es ist eine leichte Sensitivität, welche allerdings nur im Prozent Bereich liegt, sichtbar. Die mittlere Anzahl an Ereignissen liegt bei 9590, womit die Vergrößerung der Stichprobe gegenüber einer ERA-Interim Stichprobe gleicher zeitlicher Abdeckung bei etwa 16.7 liegt, oder anders ausgedrückt, einer Stichprobe entspricht, welche den klimatischen Bedingungen der Dekade 2000-2010 entspricht und 167 Jahre andauert. Anhand des aufgezeigten Verfahrens lassen sich also mittels des EPS erheblich genauere Aussagen generieren. Die Stichprobenvergrößerung zeigt in den Regionsboxen, so wie sie in der Abbildung 3.7 gezeigt sind, eine vergleichbare schwache Sensitivität. Diesbzgl. gibt es also für die Bestimmung von Konfidenzintervallen keine Einschränkungen.

Da das EPS im Mittel eine zu ERA-Interim vergleichbare Sturmfrequenz hat, wird der Nutzen des Verfahrens daran gemessen, um wieviel sich eine ERA-Interim Stichprobe des Zeitraumes 2000 bis 2010 vergrößern lässt, wenn man dieses Verfahren entsprechend auf das EPS anwendet. Da ein sechs Tageszeitfenster benutzt wird, und nur eine Initialisierung pro Tag, sowie 50 gestörte Mitglieder, liegt die maximal mögliche Stichprobenvergrößerung bei 300. Wenn das Abstandskriterium sehr klein gewählt wird, die Stürme also sehr dicht beieinander liegen müssen, um als Zuordnung gewertet zu werden, so wird kein Sturm dem zufällig gewählten zuordenbar sein. Mit zunehmendem Abstandskriterium muss die Stichprobenvergrößerung sich verringern. Die Abbildung 5.5 zeigt die Sensitivität des Verfahrens hinsichtlich des Abstandskriteriums.

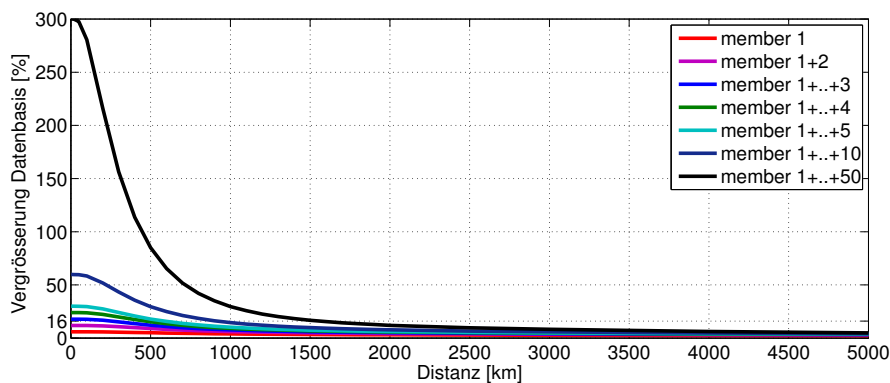


Abbildung 5.5.: Stichprobenvergrößerung hinsichtlich Abstandsmaß für Ensemblegrößen aus dem EPS mit 1 bis 5, 10 sowie 50 Mitgliedern

Man sieht eine sehr starke Sensitivität für ein Kriterium unter 1000km. Das Abstandsmaß von 1500km als typische synoptische Größenordnung liegt in einem Bereich, wo die Sensitivität nicht mehr sehr groß ist. Wird das Kriterium zu groß gewählt, so werden Stürme als abhängig bewertet, welche zeitgleich auftreten, aber eigentlich nicht abhängig sind. Der Sturm über Island in der Abbildung 5.2 würde bsplw. dem gewählten Sturm in grau zugeordnet werden. Der EPS Datensatz ist für die Frage der Sensitivität in

seine einzelnen Mitglieder zerlegt worden, da es interessant ist zu sehen, inwiefern die Mitgliederanzahl des Ensembles bei der Vergrößerung der Stichprobe eine Rolle spielt. Bereits bei Verwendung nur eines Mitgliedes erhält man eine Vergrößerung der Stichprobe. Das liegt daran, das jeder ERA-Interim Tag durch die sechs Tage, welche aus jeder Vorhersage, aufgrund des in Abschnitt 4.1.3 motivierten sechs Tagezeitfensters, Verwendung finden, auch sechsmal repräsentiert wird. Fügt man Mitglieder entsprechend hinzu, so nimmt die Vergrößerung der Stichprobe entsprechend zu, allerdings skaliert das nicht linear mit der Anzahl der Ensemblemitglieder. Eine längere Vorhersagedauer hat ein stärkeres Anwachsen der Stichprobenvergrößerung zur Folge, als eine Vergrößerung der Mitgliederzahl. Dies ist in der Abbildung 5.6 dargestellt.

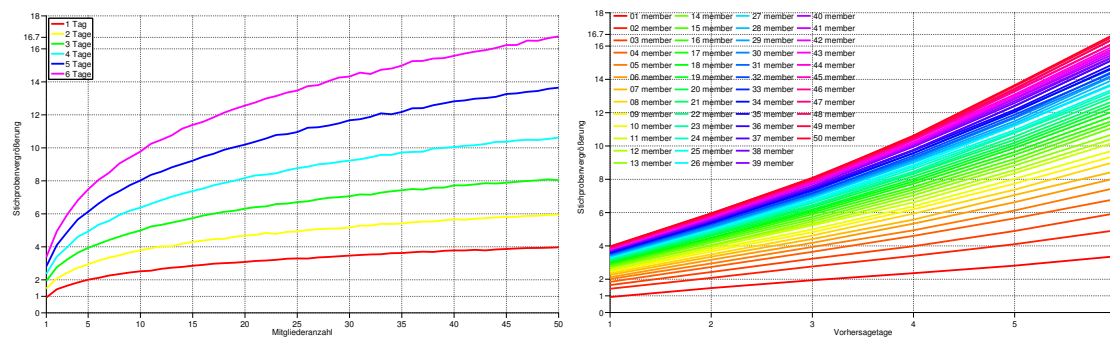


Abbildung 5.6.: Vergrößerung der Stichproben durch die Vergrößerung der Ensemblemitgliederanzahl basierend auf ein bis sechs Vorhersagetage gemäß Abschnitt 4.1.3 (links) bzw. der Anzahl der Vorhersagetage (rechts) basierend auf eins bis fünfzig Mitglieder

Zwischen Stichprobenvergrößerung und Mitgliederanzahl gibt es einen logarithmischen Zusammenhang. Der Zusammenhang zwischen Vorhersagedauer und Stichprobenvergrößerung ist nahezu linear. Eine längere Vorhersagedauer im EPS wäre bezogen auf diese Studie von Vorteil gegenüber einer großen Mitgliederanzahl, da damit eine größere Anzahl unabhängiger Stürme bei geringerem Rechenaufwand generiert werden würde. Die Nutzung von saisonalen Ensemblevorhersagen bietet diesbzgl. einen Vorteil, trotz der geringeren Mitgliederanzahl. Eine Studie unter Benutzung von EZMW saisonalen Ensemblevorhersagen findet sich in van den Brink u. a. (2005), wobei die Daten zu 1570 Jahren zusammengefasst sind. Der Vorteil an der Benutzung des EPS liegt darin, dass damit real aufgetretene Stürme in einer Vielzahl möglicher Variationen dargestellt sind, womit die möglichen Bandbreiten denkbarer Sturmentwicklungen im rezenten Klima besser abgebildet werden.

Die Sensitivität der anderen Parameter für das Sturmzuordnungsverfahren wurde ebenfalls untersucht. Die Abbildung 5.7 zeigt die Sensitivität des Verfahrens gegenüber

dem maximal zugelassenen zeitlichen Versatz der Startzeitpunkte zweier miteinander verglichener Stürme. Bei sehr kleinem Abstandskriterium zeigt dieser Parameter keine Sensitivität, da es kaum Realisierungen von Stürmen gibt, die so dicht beieinander liegen, dass das Abstandskriterium unterschritten wird. Ab einem Abstandsmaß von etwa 300km zeigt sich eine Sensitivität gegenüber des zeitlichen Startversatzes. Bei einem kleinen Kriterium werden Stürme, welche dieses Kriterium überschreiten, als unabhängig gewertet, auch wenn sie die übrigen Kriterien erfüllen. Es gibt daher eine größere Anzahl unabhängiger Stürme unter Benutzung eines kleineren Kriteriums für den zeitlichen Startversatz. Für ein Abstandsmaß von 1500km, wie es in dieser Studie Verwendung findet, gibt es praktisch keinen Unterschied zwischen einem 18 und 24 stündigen Versatz. Der 18 stündige wird deshalb gewählt. Für sehr große Abstandsmaße nähert sich das 12h Kriterium den Werten unter Benutzung von 18h ud 24h.

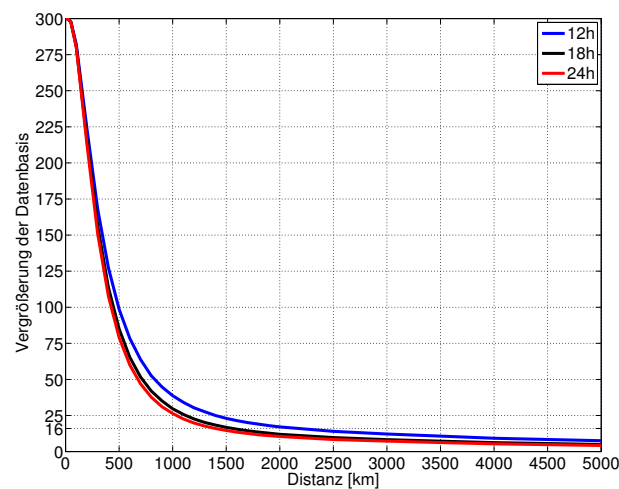


Abbildung 5.7.: Abhängigkeit der Stichprobenvergrößerung vom Kriterium des maximal zugelassenenen zeitlichen Versatzes der Sturmstarts

Das Kriterium für die Anzahl gemeinsamer Zeitschritte wurden zur Untersuchung der Sensitivität zwischen 3 und 5 variiert, Abbildung 5.8, was bei den 6-stündlichen Daten einer gemeinsamen Lebensdauer von 12h, 18h bzw. 24h entspricht. Zur Erfüllung des Kriteriums muss sowohl die Anzahl gemeinsamer Zeitschritte zwischen zwei Stürmen existent sein, als auch der Abstand der ersten 3 bis 5 gemeinsamen Zeitschritte unter dem gewählten Kriterium liegen. Eine größere geforderte Anzahl an gemeinsamen Zeitschritten mit dem vorgegebenen Abstand stellt ein härteres Kriterium dar, und ist somit schwieriger zu erfüllen. Mit größerem Kriterium ist deshalb auch die Größe der unabhängigen Stichprobe größer, da ein stärkeres Kriterium erfüllt sein muss, damit die Stürme als abhängig gewertet werden. Die Sensitivität zwischen 4 und 5 gemeinsamen notwendigen Zeitschritten ist dabei stärker als zwischen 3 und 4. Da

die Mindestdauer zur Identifikation der Stürme bei den 6-stündlichen Daten bei 5 Zeitschritten, also 24h liegt, fallen die kurzandauernden Stürme bei einem Versatz von nur einem Zeitschritt, also 6 Stunden, bereits durch das Kriterium. Die Stichprobe wird also durch kurzandauernde Stürme mit kleinem Versatz bei Verwendung von 5 notwendig vorliegenden Zeitschritten vergrößert. Ein zeitlicher Versatz von 6h ist nicht ungewöhnlich in den Realisierungen und die Stürme sind zumeist als abhängig einzuschätzen, so dass das kürzeste Kriterium für am sinnvollsten erachtet wird.

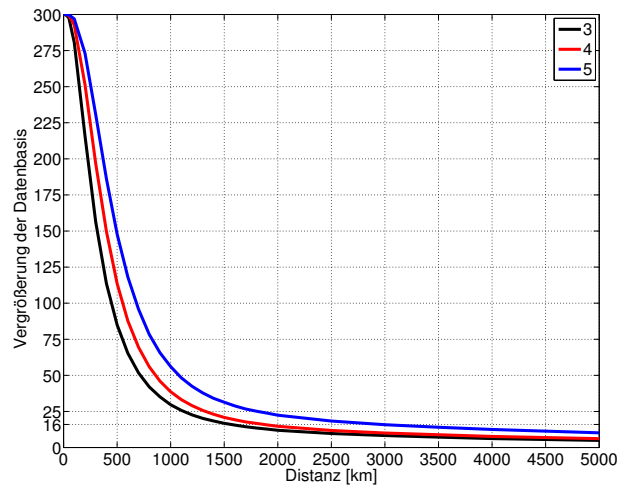


Abbildung 5.8.: Abhängigkeit der Stichprobenvergrößerung vom Kriterium gemeinsam vorliegender Zeitschritte

Je mehr Zeitschritte definiert sind, welche über eine längere Zeit von zwei potentiell zuordenbaren Stürmen vom Abstandskriterium unterschritten sein müssen, desto höher liegt die Wahrscheinlichkeit, dass die Stürme nicht als Zuordnung gewertet werden. Die Anzahl der aus der Stichprobe als unabhängig klassifizierten Stürme steigt daher mit größer werdendem Kriterium für die notwendige Anzahl gemeinsamer Zeitschritte, welche für die Unterschreitung des Abstandskriteriums definiert sind.

### 5.2.2. Eigenschaften der unabhängig generierten Stichprobe

Mittels des aufgezeigten Verfahrens gelingt es eine Stichprobe an unabhängigen Ereignissen zu generieren, welche deutlich größer ist, als eine Stichprobe aus ERA-Interim, die den gleichen Zeitraum überdeckt. An dieser Stelle ist nun wichtig, sicherzustellen, dass die derart generierte Stichprobe ähnliche Verteilungen der Sturmeigenschaften aufweisen, wie es das entsprechende EPS Mittel tut, denn ansonsten bekäme man Effekte in die Statistik, die durch die Generierung der Stichprobe hervorgerufen sind. Die Abbildung 5.9 zeigt die relative Verteilung der SSIs aus den 450 generierten Stichproben verglichen zu der Original EPS Verteilung.

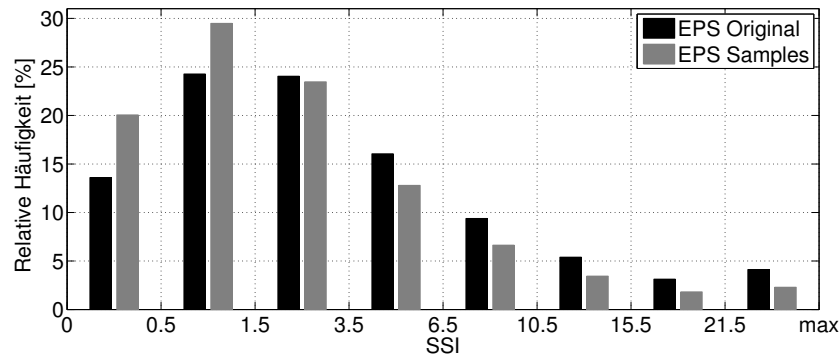


Abbildung 5.9.: Relative SSI Verteilung [%] im Original EPS Datensatz (linker Balken) sowie in den in Abbildung 5.4 gezeigten 450 generierten Stichproben (rechter Balken)

Es ist zu erkennen, dass die generierte Stichprobe einen Bias zu schwachen Sturmereignissen aufweist. In dieser Form lässt sich die Stichprobe nicht für statistische Zwecke nutzen. Den Grund für dieses Verhalten kann man sich an der Existenz von „puren“ EPS Stürmen zu Beginn der Vorhersagedauer erklären. Wie z.B. in der Abbildung 4.31 gezeigt ist, gibt es zum Anfang der Vorhersagezeit einen sehr kleinen Anteil an „puren“ EPS Stürmen. Der größte Teil der Ensemblemitglieder zeigt eine Repräsentation eines real aufgetretenen Ereignisses. Bei Anwendung des Verfahrens werden die wenigen „puren“ EPS Stürme zu Beginn der Vorhersagezeit als unabhängig zu den Modifikationen des realen Ereignisses angesehen. Schaut man sich diese Stürme genauer an, so stellt man fest, dass diese Stürme vorwiegend schwach sind. In der Abbildung 5.10 ist ein Zusammenhang zwischen der Anzahl der Läufe, die einen Sturm zeigen, und der Verteilung der SSIs der Stürme mit der jeweiligen Anzahl an Repräsentanten aufgezeigt.

Da die hier gezeigte Methodik auf 50 Mitgliedern und 6 Vorhersagetagen basiert, kann ein Sturm von maximal 300 Läufen dargestellt werden. Man erkennt, dass mit zunehmender Anzahl an Läufen die einen Sturm zeigen, sich die Verteilung hin zu höheren SSI Werten öffnet. Ein Sturm, welcher in nur wenigen Mitgliedern sichtbar ist, stammt aus einer atmosphärischen Situation welche mit nur einer geringen Wahrscheinlichkeit einen Sturm produzieren wird. Die Wahrscheinlichkeit, dass sich in den wenigen Mitgliedern ein starker Sturm entwickelt ist daher eher gering. Wenn ein Sturm bereits mit mehreren Tagen Vorlaufzeit in den Vorhersagen erkennbar ist, so wird die atmosphärische Situation mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit einen Sturm in Realität zeigen.

Wenn die in Realität auftretende Windgeschwindigkeit knapp unter dem 98. Perzentil liegt, sorgen die Störungen im EPS dafür, dass es in den Vorhersagen zu einer Variation um diesen Wert in den verschiedenen Mitgliedern zu diesem Zeitpunkt kommt. Wie

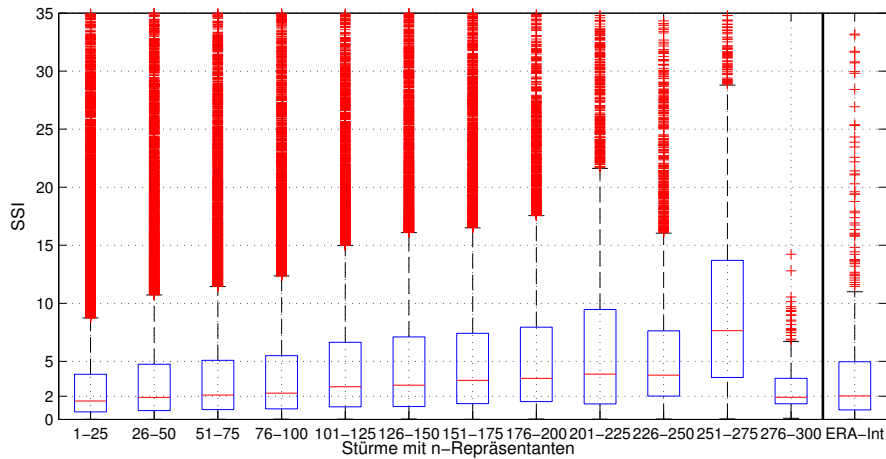


Abbildung 5.10.: Verteilung des SSI in Abhängigkeit von der Anzahl der Läufe, die einen Sturm zeigen

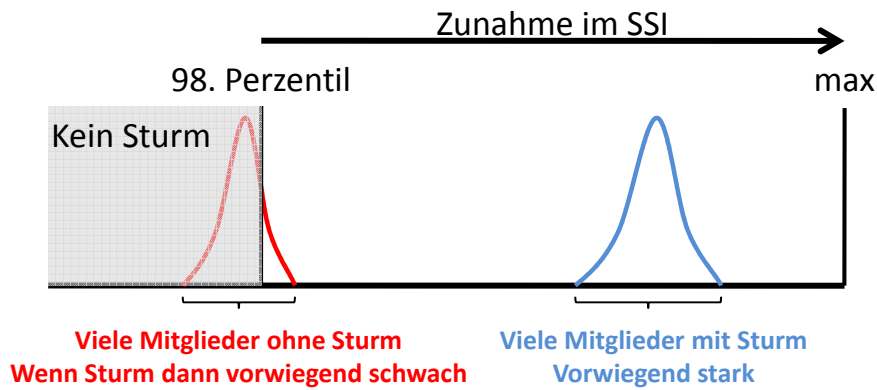


Abbildung 5.11.: Schematische Erklärung zum Verständnis des Zusammenhangs zwischen SSI-Verteilung und Anzahl der Vorhersagen die einen Sturm zeigen

in Abbildung 5.11 skizziert, werden dann viele Läufe keinen Sturm zeigen, da der Schwellwert des 98. Perzentils von vielen nicht überschritten wird, da für die Läufe die Modifikation zu Windgeschwindigkeiten unter diesem Schwellwert führen. Bei einer Windgeschwindigkeit in Realität vom bspw. 99. Perzentil, werden die Störungen im EPS eine Variation um diesen Wert liefern, weshalb in vielen Mitgliedern ein Sturm zu sehen ist, und der SSI dieser Ereignisse auch höher liegt, als in dem zuvor beschriebenen Fall. Um die Verfälschung der Statistik durch schwache „pure“ EPS Stürme zu vermindern, wird das Vorgehen zur Stichprobengenerierung mittels des aufgezeigten Verfahrens abgewandelt. In dem Verfahren wird die Gesamtmenge aller EPS Stürme in die



unabhängige Stichprobe und eine Menge aller übrigen Stürme aufgeteilt. Unerwünschte schwache „pure“ EPS Stürme befinden sich in der unabhängigen generierten Stichprobe. Von diesen Stürmen, von denen es bspw. lediglich einen einzelnen im Gesamt-EPS gibt, gibt es also keinen weiteren in der aus dem Verfahren übriggebliebenen Menge der EPS Stürme. Auf dieser Menge kann man das Verfahren nun erneut anwenden, und entsprechend iterativ jeweils auf der Restmenge aus jeder Iteration. In jeder weiteren Iteration entfernt man damit Sturmereignisse die nur zwei, drei, usw. mal im Gesamt-EPS existieren. Das so abgewandelte Vorgehen zur Stichprobengenerierung ist in der Abbildung 5.12 skizziert.

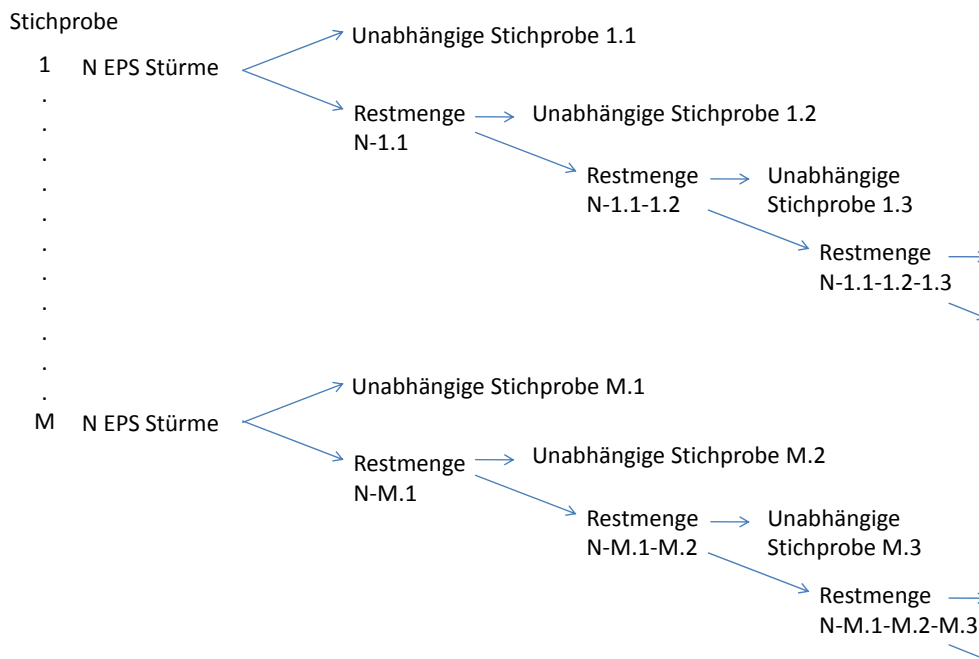


Abbildung 5.12.: Modifiziertes Verfahren zur Biasverringerng bei der Generierung von unabhängigen Stichproben

Durch das Entfernen der schwachen Ereignisse mit jeder Iteration, verkleinert sich auch die Größe der in jeder Iteration generierten unabhängigen Stichprobe entsprechend, da in der zweiten Iteration Ereignisse, welche unabhängig nur einfach im Gesamt-EPS vertreten sind, nicht mehr auftauchen können, und entsprechend diejenigen, die n-fach auftreten in der (n+1)-ten Iteration nicht mehr vorfindbar sind.

Nach etwa 270 Iterationen hat man das EPS komplett in etwa 270 unabhängige Stichproben zerlegt. Führt man allerdings zuviele Iterationen durch, dann hat man gegenüber ERA-Interim nicht viel gewonnen, da die Stichprobenvergrößerung zu gering wird, um noch einen Mehrwert aus dem Verfahren ziehen zu können. Man bekäme

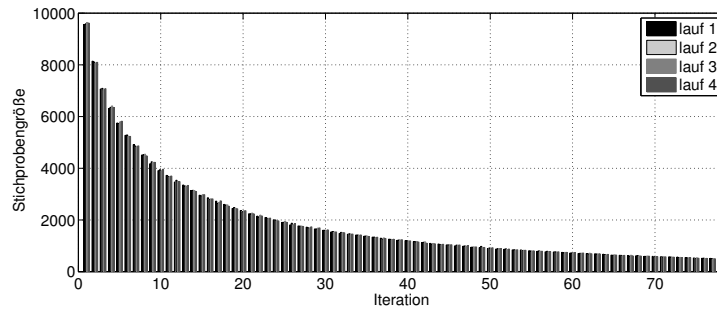


Abbildung 5.13.: Abnahme der unabhängigen Stichprobengröße bei mehrfacher Iteration gemäß Verfahren 5.12

Konfidenzintervalle, welche die im EPS vorliegende Genauigkeit unterschätzen. In der Abbildung 5.14 ist gezeigt, das man bereits mit einer geringen Anzahl an Iterationen, hier 20, eine Verteilung generieren kann, welche der ursprünglichen Verteilung vom EPS sehr nahe kommt.

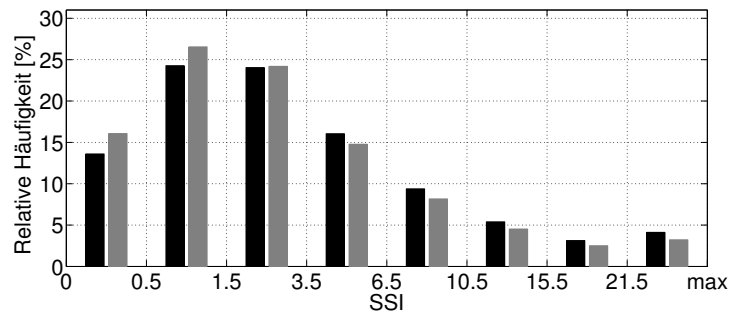


Abbildung 5.14.: Relative SSI Verteilung im Original EPS Datensatz (linker Balken) sowie gemäß dem modifizierten Verfahren 5.12 generierte Stichproben mit 20 iterativ generierten Stichproben 30 mal wiederholt unter nicht Verwendung der jeweils ersten Iteration (rechter Balken)

Die erste Iteration, welche eine sehr große Anzahl an zu schwachen Ereignissen enthält, wird nicht mehr benutzt. Stattdessen finden die Iterationen 2 bis 20 Anwendung, und diese Iterationen 2 bis 20 werden x-mal generiert, wobei zu überprüfen ist, wieviele Iterationen von Nöten sind, um stabile Konfidenzintervalle abzuschätzen. Für jede generierte Stichprobe werden Wiederkehrperioden berechnet. Über das 2.5. und 97.5. Perzentil kann anhand dieser das 95% Konfidenzintervall bestimmt werden. Durch die in jeder Iteration abnehmende Stichprobengröße, erhält man eine etwas zu schlechte Einschätzung der Güte des EPS.

## 6. Quantifizierte Auftrittshäufigkeiten Europäischer Winterstürme

In diesem Kapitel wird die Berechnung von Wiederkehrperioden aus ERA-Interim und dem EPS anhand des SSI für die Europa-Region als auch für die Regionsboxen, dargestellt in Abbildung 3.7, diskutiert. In der Literatur ist vielfach aufgezeigt, so bspw. in Coles (2001); Fawcett u. Walshaw (2012), dass auch unter Vorhandensein von Abhängigkeiten, sich sinnvoll Wiederkehrperioden ermitteln lassen. Für das EPS gehen daher, wie im vorherigen Kapitel erläutert, alle detektierten Stürme aus dem Zeitraum 13. Januar 2000 bis zum 25. Januar 2010 aus 12UTC Initialisierungen innerhalb des sechs Tagezeitfensters ein. Konfidenzintervalle lassen sich jedoch damit nicht sinnvoll abschätzen, da damit die Güte des Verfahrens überschätzt werden würde. Die beiden im vorherigen Abschnitt aufgezeigten Verfahren finden dafür ihre Anwendung.

### 6.1. Verfahren 1: Zusammengesetzte Zeitreihen aus disjunkten 10-Tages Vorhersagen

Das Verfahren zur Generierung der Stichproben zur Abschätzung der Konfidenzintervalle wird  $n$ -mal vorgenommen, wobei zunächst zu untersuchen ist, wieviele Stichproben generiert werden müssen, um eine stabile Statistik zu erhalten. Die 95% Konfidenzintervalle werden entsprechend zur Bootstrap-Perzentilmethode, s.h. Cottin u. Döhler (2013), durch Benutzung des 2.5% und 97.5% Perzentils aus den generierten Stichproben bestimmt. Für ERA-Interim werden die Konfidenzintervalle aus der  $BC_\alpha$ -Bootstrapmethode nach Efron (1987) bestimmt. In der Abbildung 6.1 ist dargestellt, wie sensitiv das Verfahren bei der Generierung von lediglich 1000 Stichproben ist.

Weitgehend gleiche Werte bei einem Stichprobenumfang von 1000 generierten Zeitreihen sind im unteren Konfidenzintervall zu sehen, wohingegen das oberere Konfidenzintervall aus einer Stichprobe mit 1000 Zeitreihen für Wiederkehrperioden ab etwa 7 Jahren sehr sensitiv reagiert. Ein Stichprobenumfang von 1000 Zeitreihen reicht also nicht aus, um die Konfidenzintervalle zuverlässig abzuschätzen. Daher wurde untersucht, wie groß die Stichprobe sein muss, damit die Konfidenzintervalle stabil abgeschätzt werden. In der Abbildung 6.2 ist die Abschätzung mit 5000 Zeitreihen aufgezeigt. Andere Stichprobengrößen zwischen 1000 und 5000 wurden ebenfalls ausprobiert.

Bei der Verwendung von 5000 generierten Zeitreihen ist kaum noch eine Sensitivität in den Konfidenzintervallen zu erkennen. Aus diesem Grund wird dieser Stichprobenumfang zur Bestimmung der Konfidenzintervalle gewählt. Die Abbildung 6.3 zeigt die

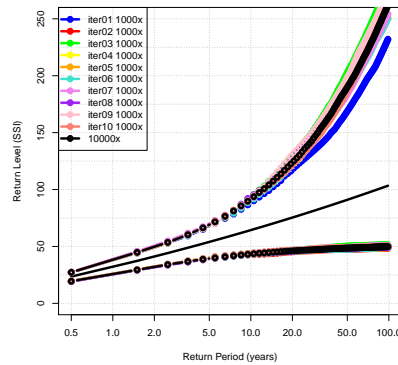


Abbildung 6.1.: Sensitivität der Konfidenzintervalle bei Stichprobenumfängen von 1000 generierten Zeitreihen sowie Konfidenzintervalle aus einer Stichprobe von 10000 generierten Zeitreihen

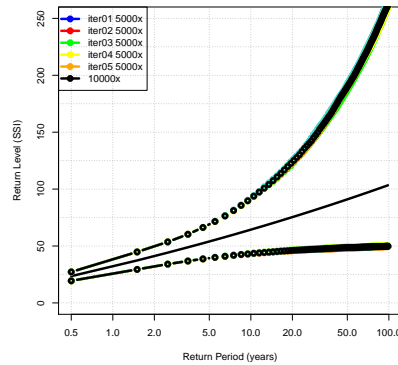


Abbildung 6.2.: Sensitivität der Konfidenzintervalle bei Stichprobenumfängen von 5000 generierten Zeitreihen

abgeschätzten Wiederkehrperioden anhand des EPS sowie ERA-Interim, berechnet mittels der Gesamt-SSIs der Stürme des betrachteten Atlantik-Europa Ausschnittes. Die Wiederkehrwerte sind auf Basis aller EPS Ereignisse bestimmt worden, und die Konfidenzintervalle für ERA-Interim anhand des  $BC_a$ -Bootstrap Verfahrens. Für das EPS sind die Konfidenzintervalle aus dem Verfahren 1 diesen gegenübergestellt. Man kann erkennen, dass das EPS zu ERA-Interim sehr ähnliche Wiederkehrperioden zeigt. Da es sich beim EPS um ein Wettervorhersageprodukt handelt, dessen Zweck es ist, das Wetter bestmöglich vorauszusagen, ist es nicht sonderlich verwunderlich, das damit zu ERA-Interim ähnliche Wiederkehrperioden bestimmt werden. Leichte Abweichungen sind für Wiederkehrperioden von etwa 5 Jahren aufwärts sichtbar, wobei das EPS leicht höhere Wiederkehrwerte als ERA-Interim für eine vergleichbare Wiederkehrperiode

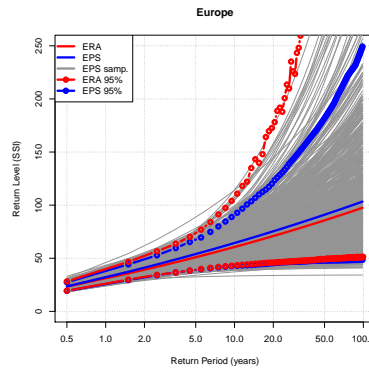


Abbildung 6.3.: Wiederkehrperioden des SSIs Europäischer Winterstürme gemäß Region aus Abbildung 2.1 aus ERA-Interim sowie dem EPS. Konfidenzintervalle für ERA-Interim mittels  $BC_a$ -Bootstrap Verfahren und für das EPS nach Verfahren 1.

zeigt. Angesichts der großen Konfidenzintervalle sollte dieser geringe Unterschied nicht überinterpretiert werden. Die für ERA-Interim per Bootstrap Verfahren ermittelten Konfidenzintervalle zeigen eine Asymmetrie. Die Verwendung der Delta-Methode an dieser Stelle wäre daher für diese Studie nicht zweckmäßig gewesen. Die Asymmetrie zeigt sich ab einem SSI-Wert von etwa 5, wo sich auch die Unterschiede der Wiederkehrperioden zwischen ERA-Interim und dem EPS stärker ausprägen. Die aus dem EPS mittels des an die Bootstrap-Perzentilmethode angelehnten Verfahrens zur Bestimmung der Konfidenzintervalle zeigt eine entsprechende Asymmetrie der Konfidenzintervalle. Das untere Konfidenzintervall stimmt gut mit dem aus dem mittels ERA-Interim ermittelten überein. Das obere Konfidenzintervall zeigt dabei eine deutlich bessere Abschätzung der Wiederkehrperioden mittels des EPS als es aus ERA-Interim hervorgeht. Zunächst einmal ist anzumerken, dass die Konfidenzintervalle aus ERA-Interim anhand eines reinen Bootstrapverfahrens ermittelt worden sind. Beim EPS hingegen stammen die einzelnen Stichproben aus einem physikalisch konsistentem Vorhersagemodell, das dafür entworfen wurde einen möglichst großen „Spread“ zu generieren. Im Idealfall spiegelt der „Spread“ des EPS alle denkbaren Entwicklungen wieder. In der Regel ist der „Spread“ jedoch zu gering, dass EPS somit unterdispersiv, um den wirklichen Vorhersagefehler vollständig zu repräsentieren (Veenhuis, 2012). Es ist daher anzunehmen, dass das EPS nicht alle in ihrer vollen Gänze möglichen Entwicklungen darstellen kann, was eine denkbare Ursache für die geringer ausfallenden Konfidenzintervalle sein könnte. Untersuchungen am EPS in  $T_L255$  haben gezeigt, dass insbesondere die Termine zu 12UTC unterdispersiv/gebiased sind, und ein Ensemble Dressing der Daten wird daher vorgeschlagen, s.h. dazu Anhang K, S. XX.

## 6.1. Verfahren 1: Zusammengesetzte Zeitreihen aus disjunkten 10-Tages Vorhersagen

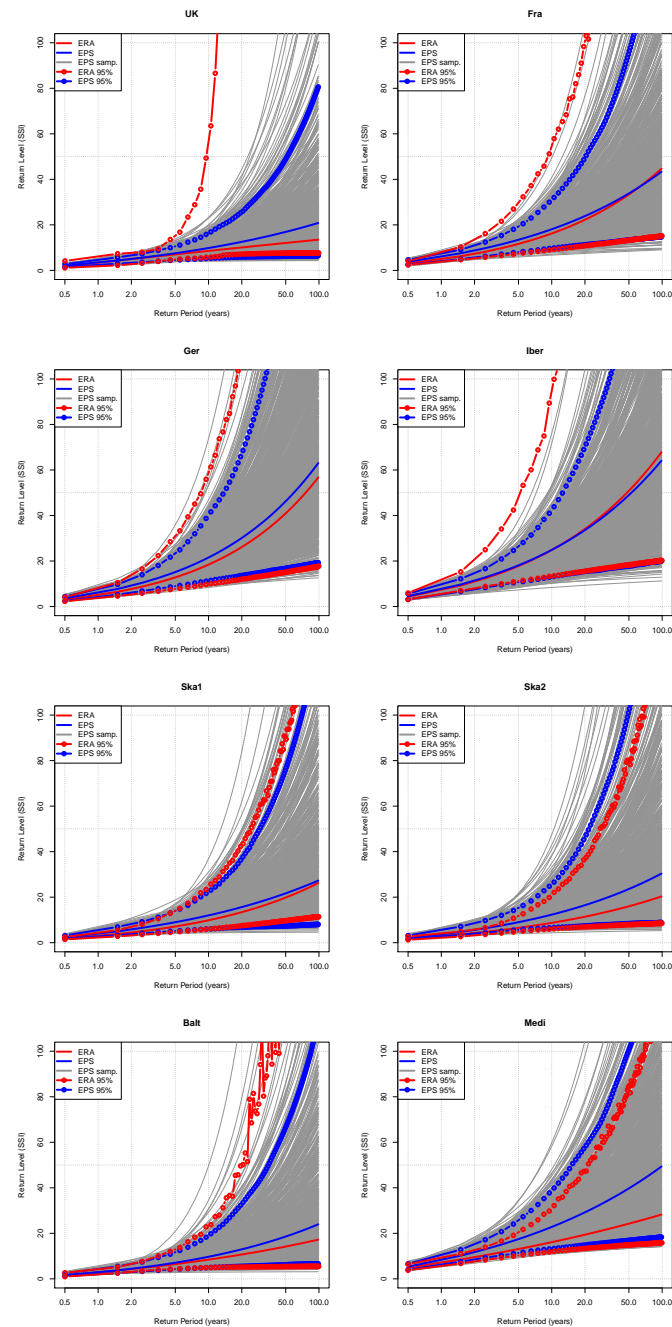


Abbildung 6.4.: Wiederkehrperioden der anteiligen SSIs Europäischer Winterstürme in den Regionen aus Abbildung 3.7 gemäß Beschriftung aus ERA-Interim sowie dem EPS. Konfidenzintervalle für ERA-Interim mittels  $BC_a$ -Bootstrap Verfahren und für das EPS nach Verfahren 1.

## 6.2. Verfahren 2: Stichproben unabhängiger Ereignisse durch Windzuordnungsverfahren

---

In den Regionsboxen gibt es größere Unterschiede zwischen dem EPS und ERA-Interim als auf dem gesamten Europaausschnitt. Anzumerken ist, dass die SSI Werte in den Regionsboxen nicht direkt miteinander vergleichbar sind, da die Boxen unterschiedlich große Regionen abdecken, und der SSI mit der Fläche skaliert. Man könnte die Werte zwar normieren, dies wurde aber bewusst nicht gemacht, da der SSI als ein schadensäquivalentes Maß benutzt wird, und somit Schäden verschiedener Europäischer Märkte widerspiegeln soll. In den Regionen, welche von vielen Stürmen betroffen sind, sind die errechneten Wiederkehrperioden recht ähnlich. Die UK Box fällt hierbei heraus, insbesondere was die Konfidenzintervalle betrifft. Wie die Untersuchungen zu der Sensitivität einer Verschiebung, Kapitel 4.5 auf S. 49, der Regionsboxen zeigte, so liefert das EPS eine stabilere Verteilung bei leichter Verschiebung der Box. Womöglich kommt dieser Effekt hier zum Tragen, insbesondere, da diese Box im Vergleich zu den anderen wenig Landfläche repräsentiert, so dass leichte Unterschiede in der Zugbahn größere Unterschiede in der Box hervorbringen können. In der Mittelmeerregionsbox sind die größten Unterschiede zu verzeichnen, wobei bereits in der Häufigkeit der Sturmbetroffenheit Unterschiede zwischen dem EPS und ERA-Interim zu sehen waren, s.h. Abb. 4.34 auf S. 54. Die Boxen Ska2 und Balt zeigen ebenfalls größere Abweichungen, wobei diese Regionen zu den weniger stark sturmbetroffenen zählen, weshalb hier womöglich die kleine in ERA-Interim vorliegende Stichprobe nicht repräsentativ genug ist. Bei sehr kleinen Stichprobengrößen kann die Schätzung über die Maximum-likelihood Methode von einem Bias betroffen sein. Hosking u. Wallis (1987) empfehlen bei Stichproben von weniger als 500 Ereignissen bspw. die Momentenmethode. Im Anhang G, S.XI finden sich Informationen zur Güte des Fits, und verschiedene Schätzverfahren wurden bzgl. des angesprochenen Aspektes getestet, wobei eine Sensitivität festgestellt werden konnte. Der Grund die Maximum-likelihood Methode in dieser Studie zu verwenden, liegt darin begründet, dass sie mit sehr großen Stichproben sehr gute Abschätzungen liefert, und daher für die Verwendung im EPS Fall besonders gut geeignet ist. Die EPS Stichproben aus Verfahren 1 haben alle in etwa den gleichen Stichprobenumfang wie ERA-Interim. Sollte ein Bias durch das Schätzverfahren relevant sein, sollte auch dieser im EPS sichtbar sein. Vergleicht man den Median aus den EPS Stichproben mit den Wiederkehrwerten aus dem Gesamt EPS ermittelten, so ist ein Bias sichtbar. Dieser kann jedoch den Unterschied zwischen dem EPS und ERA-Interim nur teilweise erklären.

### **6.2. Verfahren 2: Stichproben unabhängiger Ereignisse durch Windzuordnungsverfahren**

Das EPS beinhaltet mehr Informationsgehalt, als alleinig aus einem statistischen Verfahren anhand der Reanalysedaten verfügbar ist. Mit dem Verfahren 1 haben die Stichproben im Mittel einen Umfang, welcher demjenigen aus ERA-Interim entspricht.

## 6.2. Verfahren 2: Stichproben unabhängiger Ereignisse durch Windzuordnungsverfahren

Anhand des Sturmzuordnungsverfahrens lassen sich Stichproben erzeugen, welche im Schnitt 16.7 mal so groß sind, wie eine ERA-Interim Stichprobe die den gleichen Zeitraum abdeckt. Mittels dieser vergrößerten Stichprobe, welche aus unabhängigen Ereignissen besteht und somit die iid Bedingung erfüllt, lassen sich die Konfidenzintervalle genauer abschätzen. Um Häufigkeiten der auftretenden SSI Werte in eine Wiederkehrperiode umrechnen zu können, ist es erforderlich zu wissen, wie hoch die mittlere Sturmfrequenz ist. Bei dem Verfahren 1 ist dies einfach, da jede einzelne Stichprobe aus dem EPS erzeugt, eine zu ERA-Interim ähnliche Sturmfrequenz beinhaltet. Bei einer mit dem Verfahren 2 generierten Stichprobe befinden sich im Mittel 16.7 mal so viele Ereignisse wie in einer von Verfahren 1 generierten Stichprobe. Nimmt man nun eine Stichprobe aus Verfahren 1 und eine aus Verfahren 2 in denen in beiden Fällen dasselbe Ereignis aus dem EPS eingeht, so sollte diesem Ereignis in beiden Fällen dieselbe Auftrittshäufigkeit zugeordnet werden. Bei der Verwendung des gesamten Ensembles ist dies nicht schwierig, da die Anzahl der Ereignisse mit der Ensemblegröße skaliert, und man diesen Faktor entsprechend bei der Berechnung der Wiederkehrperioden eingehen lassen kann. Die generierte Stichprobe aus Verfahren 2 skaliert jedoch nicht mit diesem Faktor, jedoch mit dem mittleren Stichprobengrößenzuwachs, so dass die Auftrittswahrscheinlichkeit damit angepasst werden muss. Zunächst wird getestet, wieviele Stichproben eine stabile Abschätzung der Konfidenzintervalle liefert. Aufgrund der Abänderung des Verfahrens, indem auf die aus jeder Iteration verbliebene Menge der abhängigen Ereignisse 20 mal iteriert wird, und die erste Iteration aufgrund eines Bias zu schwachen Ereignissen nicht benutzt wird, werden vielfache von 19 für die Stichprobengröße benutzt.

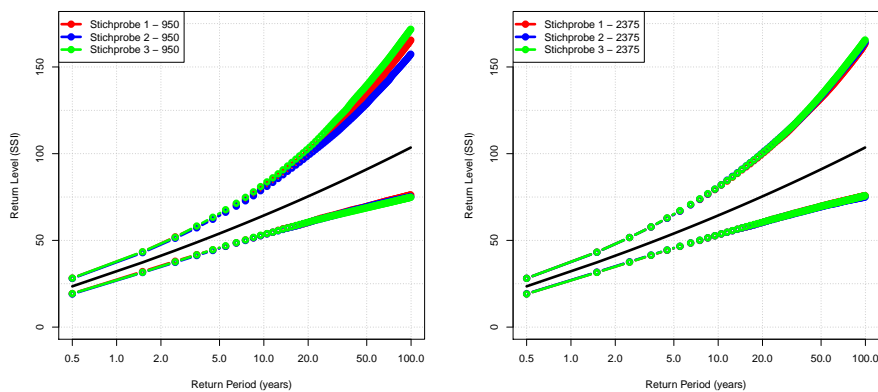


Abbildung 6.5.: Sensitivität der Konfidenzintervalle bzgl. ihres Stichprobenumfanges anhand des Windzuordnungsverfahrens mit jeweils 950 (links) und 2375 (rechts) generierten Stichproben



## 6.2. Verfahren 2: Stichproben unabhängiger Ereignisse durch Windzuordnungsverfahren

In der Abbildung 6.5 ist zu sehen, dass eine Stichprobengröße, um die 950 Ereignisse ( $M=50$  mal 19 Iterationen, s.h. Abb. 5.12) noch nicht ausreichend ist, um die Konfidenzintervalle stabil zu bestimmen. Eine Stichprobengröße von 2375 Ereignissen ( $M=125$  mal 19 Iterationen) zeigt keine große Sensitivität mehr in den Konfidenzintervallen, weshalb diese Stichprobengröße im folgenden Anwendung findet. In der Abbildung 6.6 sind die Wiederkehrperioden für die gesamte untersuchte Domain aus dem EPS berechnet dargestellt, sowie die dazu ermittelten 95% Konfidenzintervalle mittels des Verfahrens 1 und des Verfahrens 2. Die Wiederkehrperiode ist in diesem Fall wieder aus dem Gesamt-EPS berechnet. Für Wiederkehrperioden bis etwa 5 Jahre sind die Konfidenzintervalle nahezu gleich. Für größere Wiederkehrperioden werden mit dem Verfahren 2 geringere Unsicherheiten der bestimmten Wiederkehrperioden abgeschätzt. Der gegenüber den Reanalysen größere Informationsgehalt der Ensemblevorhersagen wird mit diesem Verfahren besser genutzt.

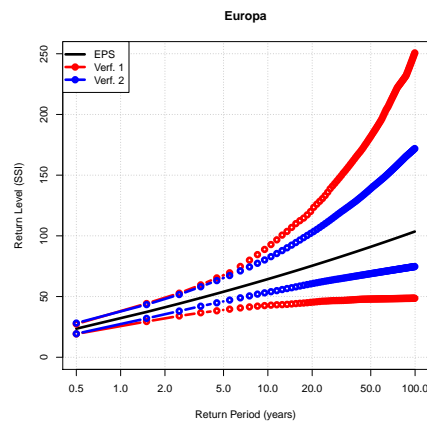


Abbildung 6.6.: Wiederkehrperioden des SSIs Europäischer Winterstürme gemäß Region aus Abbildung 2.1 für das EPS mit Vergleich der Konfidenzintervalle nach Verfahren 1 und 2.

Entsprechend ist das Verfahren 2 auch auf den SSI Werten aus den Regionen angewendet worden. Die Abbildung 6.7 zeigt entsprechend die mittels Verfahren 1 und 2 bestimmten Konfidenzintervalle. Bei Wiederkehrperioden bis etwa 5 Jahren stimmen die Konfidenzintervalle gut überein. Darüber sind die abgeschätzten Unsicherheiten aus dem Verfahren 2 geringer als aus dem Verfahren 1. Die Asymmetrie der Konfidenzbänder bleibt bei Verfahren 2 bestehen.

## 6.2. Verfahren 2: Stichproben unabhängiger Ereignisse durch Windzuordnungsverfahren

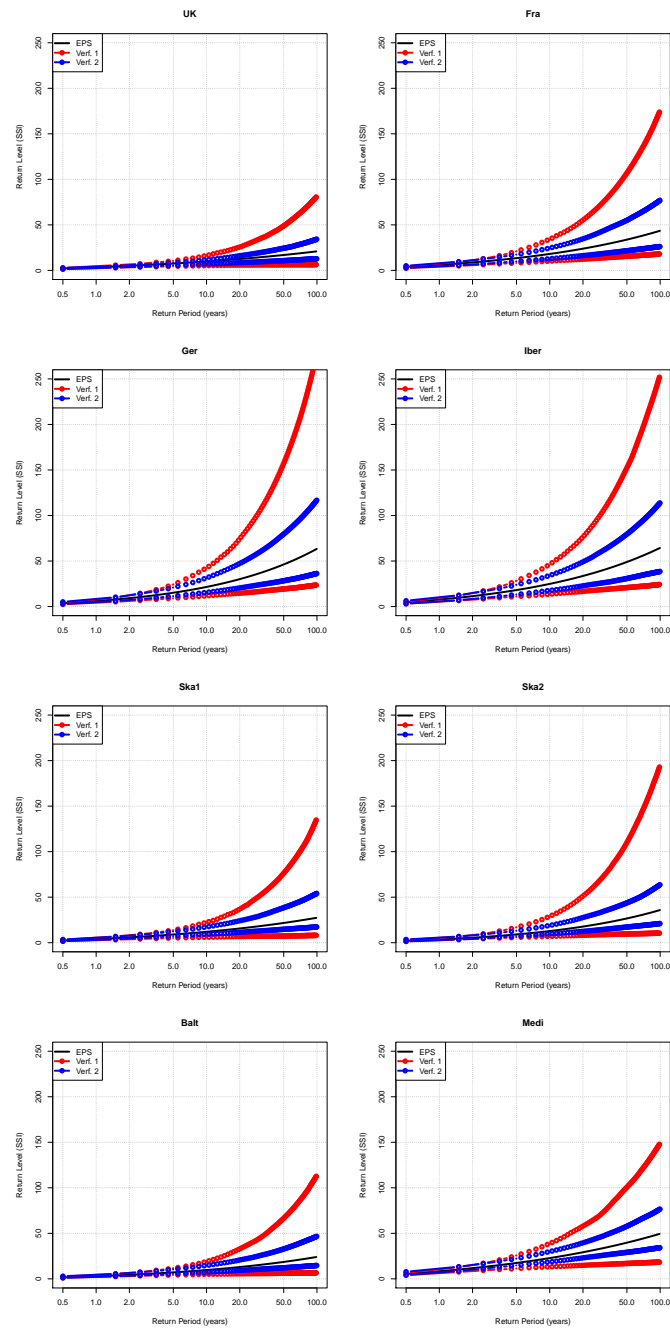


Abbildung 6.7.: Wiederkehrperioden der anteiligen SSIs Europäischer Winterstürme in den Regionen aus Abbildung 3.7 gemäß Beschriftung aus dem EPS. Konfidenzintervalle verglichen zwischen Verfahren 1 und 2

## 6.2. Verfahren 2: Stichproben unabhängiger Ereignisse durch Windzuordnungsverfahren

---

Mit diesem Verfahren sind die Voraussetzungen für die Extremwertstatistik erfüllt. Es stellt sich natürlich die Frage, ob diese Abschätzung realistisch ist, oder ob man damit überkonfident ist. Zunächst ist einmal anzumerken, dass damit nur eine Abschätzung erfolgte, welche für die zehn vom EPS abgedeckten Jahre repräsentativ ist. Verglichen zu Ansätzen von verschiedenen Schadensmodellierern, welche mittels rein statistischer Methoden eine große Stichprobe erzeugen, liegen in den hier generierten Stichproben physikalisch konsistente Ereignisse vor. Die Stichprobengröße entspricht in etwa dem 16.7-fachen von demjenigen, was durch ERA-Interim für den Vergleichszeitraum dargestellt ist. Würde es keine Klimavariabilität geben, und auch keine Trends im Klima, so wäre die vorgestellte Methode vergleichbar zu einer Abschätzung aus 167 Jahren Daten, in denen potentiell die in den Stichproben vorhandenen Ereignisse auffindbar wären, da jeder einzelne Sturm eine vollwertige mögliche Entwicklung darstellt. Dadurch dass ein Großteil alternativer Entwicklungen in der Stichprobe abgedeckt sind, können die Auftrittshäufigkeiten genauer abgeschätzt werden, man hat also gemäß Spiegelhalter u. Riesch (2011) die Unsicherheiten der Stufe 5 vermindert, indem man bisher unbekannte Entwicklungen mit in Betracht zieht, und die dadurch bestehenden Unsicherheiten vermindert. Man kann den Ansatz über das EPS als eine Art „Brute Force“ Methode betrachten. Man erhofft sich, dass durch die Störungen eine Spannbreite generiert wird, so dass sämtliche oder zumindest ein Großteil der denkbaren Zustände abgedeckt wird, was einem Durchprobieren sämtlicher Möglichkeiten ähnelt. Dieser hier vorgestellte Ansatz sortiert in diesem Sinne alle verschiedenartigen Ereignisse im Sinne von Unabhängigkeit aus, so dass die Statistik auf nahezu der Gesamtheit aller für den Zeitraum denkbaren Entwicklungen vorgenommen wird.

### 6.3. Zusammenhang zwischen Verfahren 1 und Verfahren 2

In diesem Abschnitt wird der Zusammenhang zwischen den beiden vorgestellten Verfahren aufgezeigt. Der Unterschied für die Statistik, bei Anwendung der mittels der beiden Verfahren generierten Stichproben, besteht in der Größe der generierten Stichproben. Das Verfahren 2 liefert bei Anwendung der gesamten 50 EPS Mitglieder und der im verwendeten sechs Tagezeitfenster startenden Stürme eine Stichprobe, welche im Mittel um den Faktor 16,7 mal so groß ist, wie es die Vergleichsstichprobe aus ERA-Interim gewonnen für den selben Zeitraum ist. Die Untersuchung zur Abhängigkeit der Stichprobenvergrößerung von der Ensemblegröße, s.h. Grafik 5.6 auf S. 71, in diesem Fall bzgl. der Anzahl der Ensemblemitglieder und der Anzahl der Vorhersagetage, zeigte, dass bei Verwendung von nur einem Mitglied und einem Vorhersagetag die Stichprobenvergrößerung gegen 1 geht. Die Stichprobengröße, welche das Verfahren 2 liefert, ist also stark davon abhängig wie groß das Ensemble als Eingangsdatensatz ist. Die Konfidenzintervalle sollten bei einer kleineren Ensemblegröße als Eingang in das Verfahren 2 somit breiter werden, da die Größe der generierten Stichproben abnimmt. Das Verfahren 1 liefert Stichprobengrößen, welche zu der ERA-Interim Stichprobengröße vergleichbar ist, also einer Stichprobenvergrößerung von 1 des Verfahrens 2 entspricht. Es sollten sich somit im Verfahren 2 bei Verwendung von nur einem Ensemblemitglied und einem Vorhersagetag zu Verfahren 1 vergleichbare Konfidenzintervalle ergeben. Sinnvoll lässt sich das Verfahren 2 jedoch nur auf große Ensembles anwenden, da bei nur einem Vorhersagetag aus nur einem Mitglied keine Variabilität in der Zeitreihe zu erwarten ist. Um dennoch anhand des Verfahrens 2 Konfidenzintervalle mit nur einem Vorhersagetag und einem Mitglied sinnvoll benutzen zu können, wird das Ensemble in seine Mitglieder, und diese in ihre Vorhersagetage zerlegt. Wie die Voruntersuchungen gezeigt haben, sind die verschiedenen Vorhersagetage als gleichwertig bzgl. der Sturmeigenschaften anzusehen. Daher können Stichproben mit Stürmen die jeweils innerhalb des ersten, zweiten bis sechsten Tages starten, generiert werden. Dabei wird sich an den sechs im Sechstagezeitfenster verwendeten Tagen orientiert, also eine Verschiebung von sechs Stunden wird benutzt, um Randeffekte zu Beginn und zum Ende der Vorhersagen ausschließen zu können.

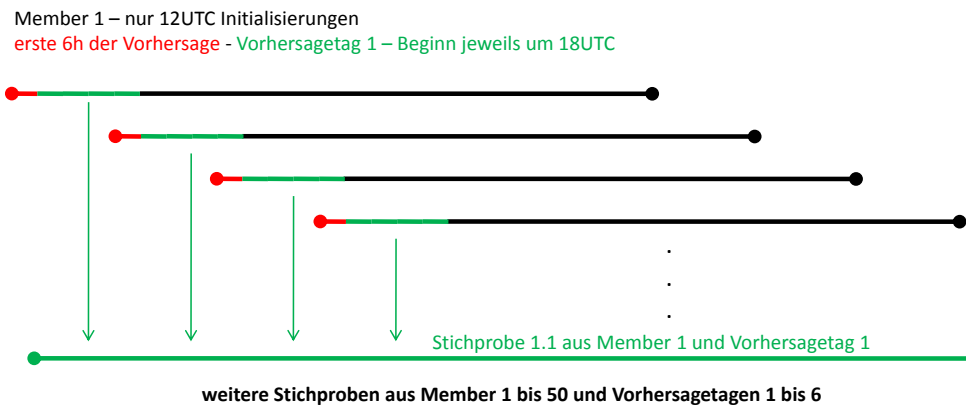


Abbildung 6.8.: Skizze zur Abwandlung des Verfahrens 2 zur Generierung von Stichproben aus einem Ensemble mit nur einem Mitglied und einem Vorhersagetag

Die Abbildung 6.8 skizziert das Vorgehen. Auf die somit generierte Stichprobe wird das Sturmzuordnungsverfahren mehrfach angewendet. Durch die ausschließliche Verwendung der 12UTC Vorhersagen und das Weglassen des ersten Zeitschrittes, beginnen sämtliche Vorhersagetage für die Stichprobengenerierung um 18UTC. Es wird nun Stürme geben die in einer Vorhersage um 12UTC beginnen. Eine Repräsentation desselben Sturmes lässt sich möglicherweise auch in der einen Tag später startenden Vorhersage zu 18UTC finden. Durch das Sturmzuordnungsverfahren geht nur einer dieser beiden als abhängig zu wertenden Stürme in die Stichprobe ein. Die durch 50 Mitglieder und 6 Vorhersagetage damit 300 Zeitreihen umfassende Stichprobe, wird damit sinnvoll so vergrößert, dass die in der Sensitivitätstudie, s.h. Abbildung 6.5, S. 83, als notwendig charakterisierte Stichprobengröße erreicht wird.

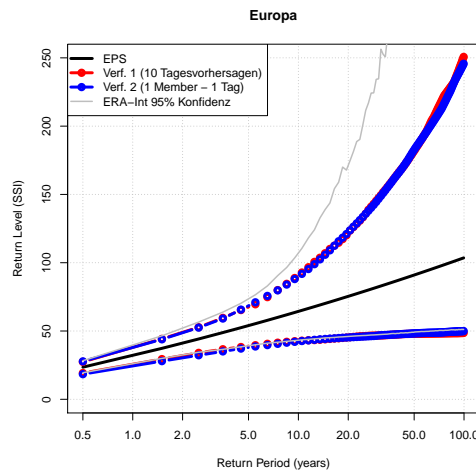


Abbildung 6.9.: Vergleich der Konfidenzintervalle zwischen Verfahren 1 und Verfahren 2 bei Benutzung von einem Ensemblemitglied und einem Vorhersagetag für das Verfahren 2

Das Verfahren 2 zeigt bei Verwendung der deutlich kleineren Ensemblegröße als Eingangsdatensatz Konfidenzintervalle, welche mit denen aus Verfahren 1 bestimmt, übereinstimmen. Somit ist gezeigt, dass beide Verfahren gegen die selben Konfidenzintervalle konvergieren, wenn vergleichbare Ensemblegrößen in Betracht gezogen werden.

#### 6.4. Wiederkehrwerte auf Gitterzellenbasis im 10m Wind und SSI

Bisher zielten die Untersuchungen auf Gesamteuropa oder größere Regionen anhand von definierten Regionsboxen ab. Im folgenden wird daher auf die räumlich kleinstmögliche Ebene gegangen, also auf Gitterzellenbasis. Die Ergebnisse können sich dabei unterscheiden, wenn etwa die raumzeitlichen Zusammenhänge zwischen den Gitterzellen nicht betrachtet werden.

In Della-Marta u. a. (2009) werden anhand von ERA40 Wiederkehrwerte des 10m Windes für unterschiedliche Wiederkehrperioden aufgezeigt. Die Abbildung 9c in Della-Marta u. a. (2009) zeigt Wiederkehrwerte für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren des 10m Windes aus ERA40 für den Zeitraum 1957 bis 2002. Die Originalauflösung von ERA40 liegt bei  $1.125^\circ$ , in Della-Marta u. a. (2009) wurde der Datensatz in  $0.5^\circ$  verwendet, wobei nicht näher spezifiziert ist, wie die Daten auf diese Auflösung gebracht wurden. Das EPS weist trotz des kurzen von ihm abgedeckten Zeitraumes eine gegenüber ERA40 deutlich größere Stichprobe auf, weshalb im folgenden Ergebnisse zur Abschätzung des 10m Windes anhand des EPS gezeigt werden. Derartige Auswertungen sind insbesondere

für die Windenergiebranche interessant, s.h. Anastasiades u. McSharry (2014). Ein Ergebnis aus Della-Marta u. a. (2009) wurde anhand von ERA40 reproduziert, wobei der in Originalauflösung vorliegende Datensatz benutzt wurde. Die Abbildung 6.10 zeigt die Wiederkehrwerte für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren, wie sie in dieser Arbeit für den ERA40 Datensatz für den zu Della-Marta u. a. (2009) vergleichbaren Zeitraum geschätzt wurden.

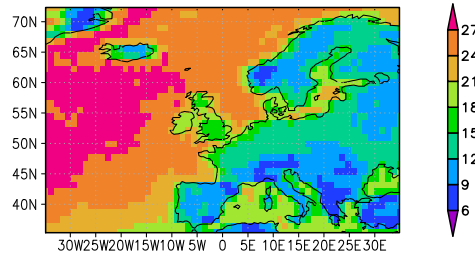


Abbildung 6.10.: Wiederkehrwerte des 10m Windes [m/s] auf Gitterzellenbasis in  $T_L159$  Auflösung für den Zeitraum 1957 bis 2002 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren

Das Gesamtbild ist vergleichbar, und es gibt nur sehr geringe Unterschiede, welche auf die unterschiedlichen verwendeten Auflösungen von  $0.5^\circ$  gegenüber  $1.125^\circ$  zurückzuführen sind. Da in dieser Arbeit ERA-Interim als Referenz herangezogen wird, werden im folgenden die Wiederkehrwerte zwischen ERA40 und ERA-Interim verglichen, um die Ergebnisse dieser Arbeit in Hinblick auf zu dieser Thematik veröffentlichte Ergebnisse hin beurteilen zu können. Für den Vergleich wurde der maximale Zeitraum gewählt, welcher sowohl von ERA40 als auch von ERA-Interim abgedeckt ist, also von 1979 bis 2002.

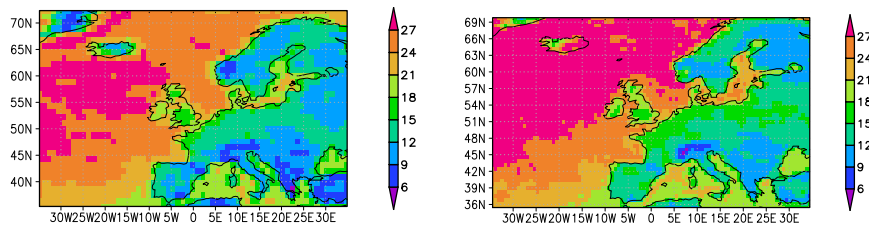


Abbildung 6.11.: Wiederkehrwert des 10m Windes [m/s] auf Gitterzellenbasis in  $T_L159$  Auflösung für ERA40 (links) und in  $T_L255$  Auflösung für ERA-Interim (rechts) für den Zeitraum 1979 bis 2002 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren

In der Abbildung 6.11 ist zu erkennen, dass die Größenordnung der Wiederkehrwerte im ERA40 Fall für den kürzeren Zeitraum vergleichbar zu denen des längeren Zeitraumes aus Abbildung 6.10 sind. Räumlich gibt es aufgrund des unterschiedlichen Zeitraumes Unterschiede. ERA-Interim zeigt über dem Atlantik sowie über dem Norden Mitteleuropas höhere Wiederkehrwerte des 10m Windes für die vergleichbare Wiederkehrperiode von 20 Jahren. Ein wesentlicher Grund wird die in ERA-Interim  $T_L255$  gegenüber ERA40  $T_L159$  höhere Auflösung spielen. Für den EPS Fall werden die Zeiträume, in denen das EPS in  $T_L255$  und  $T_L399$  vorliegt verwendet, wobei die in  $T_L399$  benutzten Vorhersagen auf  $T_L255$  per „conservative remapping“ mittels der Climate Data Operators interpoliert wurden. Die Berechnungen anhand des EPS werden also mit der selben Auflösung wie in ERA-Interim vorgenommen. Ein anderer wesentlicher Faktor für die Unterschiede besteht darin, dass für ERA40 das 3D-Var Assimilierungsverfahren (Lahoz u. a., 2010) und für ERA-Interim das 4D-Var Verfahren (Dee u. a., 2011) Anwendung fand. Der RMS Vorhersagefehler ist für ERA-Interim im Wind in 850hPa geringer als in ERA40, wie dies in Dee u. a. (2011) gezeigt ist. Entsprechendes wird auch für den 10m Wind gelten, und es kann daher davon ausgegangen werden, dass ERA-Interim eine realistischere Abschätzung der Wiederkehrwerte des 10m Windes liefert, als ERA40. Das bedeutet, dass in Della-Marta u. a. (2009) die Wiederkehrwerte im 10m Wind für den Atlantik und Mitteleuropa unterschätzt sind. Della-Marta u. a. (2010) liefern eine Einschätzung, dass mittels ERA40 die Schwere von Stürmen mit Wiederkehrperioden zwischen 10 und 300 Jahren unterschätzt werden.

In der Abbildung 6.12 sind die Wiederkehrwerte für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren für das EPS sowie für den EPS abgedeckten Zeitraum 2000 bis 2010 für ERA-Interim dargestellt.

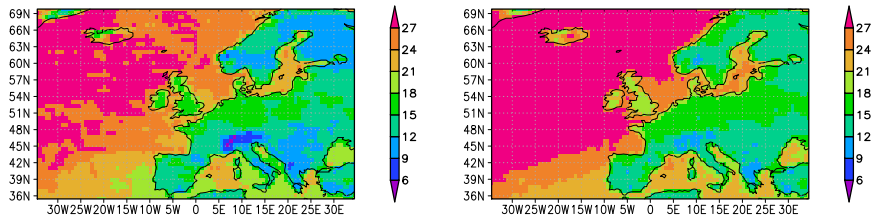


Abbildung 6.12.: Wiederkehrwert des 10m Windes [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren auf Gitterzellenbasis in  $T_L255$  Auflösung für ERA-Interim (links) und in  $T_L255$  Auflösung für das EPS (rechts) für den Zeitraum 2000 bis 2010

Es ist zu erkennen, dass das EPS leicht höhere Wiederkehrwerte aufzeigt als ERA-Interim. Das Ergebnis für das EPS sieht auch deutlich glatter aus, was seine Ursache in der erheblich größeren Stichprobe haben wird. Es ist daher davon auszugehen, dass



dieser relativ kurze Zeitraum vom EPS besser repräsentiert wird. Vergleicht man die Wiederkehrwerte, welche mittels des EPS ermittelt wurden, mit denjenigen aus 23 Jahren ERA-Interim, so erkennt man, dass man mit dem EPS etwas höhere Wiederkehrwerte abschätzt. Eine Abschätzung mittels ERA-Interim für einen klimatologischen Zeitraum von 30 Jahren würde somit vermutlich ebenfalls noch leichte Unterschätzungen beinhalten.

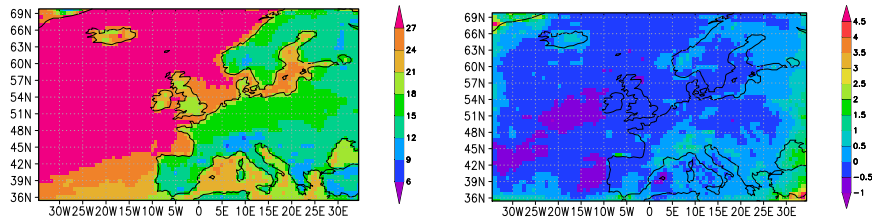


Abbildung 6.13.: Wiederkehrwert des 10m Windes [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren auf Gitterzellenbasis in  $T_L255$  Auflösung für das EPS auf Wind in zusammenhängenden Sturmsystemen basierend (links) sowie die Differenz der Wiederkehrwerte auf allen Daten basierend zu denen aus den Sturmsystemen (rechts)

Die Abbildung 6.13 zeigt wie die 20-jährigen Wiederkehrwerte aus dem EPS ausschauen, wenn man nur die Winddaten nimmt, welche innerhalb der im EPS detektierten Zusammenhängenden Sturmsysteme liegen. Das Ergebnis ähnelt dabei stark demjenigen, wie es bei Verwendung sämtlicher Daten hervorgeht, s.h. Abb. 6.12 rechts. Schaut man sich die Differenz der beiden Abschätzungen an, so findet man Werte, welche sich um die Null herum in der Größenordnung von 0.5m/s bewegen. Lediglich einige wenige Gitterzellen zeigen über dem Hauptinteressengebiet größere Werte. Da diese Unterschiede innerhalb der Größenordnung in Bereichen der 95% Konfidenzintervalle liegt, kann man also auch gut eine Abschätzung auf der Grundlage sämtlicher Daten vornehmen, ohne zuvor das Sturmidentifizierungsverfahren zu benutzen. Della-Marta u. a. (2009) kommen zu einem vergleichbaren Schluss, unter Verwendung eines sehr ähnlichen Verfahrens.

Im Kapitel 4.4 wurde gezeigt, dass es möglich ist, die SSI Footprints der Stürme aus dem EPS mit  $T_L399$  zu interpolieren und zu normieren, ohne dabei allzu große Änderungen am SSI zu bewirken, wodurch ein Datensatz mit einem zeitlichen Umfang von 10 Jahren an SSI Footprints auf einem einheitlichen Gitter von  $T_L255$  erzeugt werden kann. Mit diesen Footprints großskaliger Ereignisse können Wiederkehrwerte des SSI auf Gitterzellenbasis berechnet werden. In der Abbildung 6.14 sind die Wiederkehrwerte des SSI für Wiederkehrperioden von 10 und 100 Jahren dargestellt.

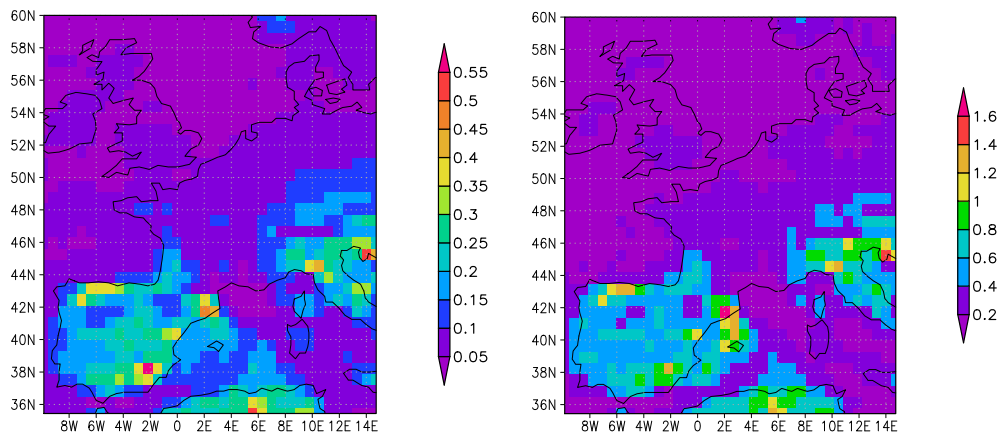


Abbildung 6.14.: Wiederkehrwerte des SSI auf Gitterzellenbasis in  $T_L255$  Auflösung für den Zeitraum Nov. 2000 bis Januar 2010 für eine Wiederkehrperiode von 10 Jahren (links) und für 100 Jahren (rechts)

Zu erkennen ist ein deutlicher Nord Süd Gradient. Dieser hat darin seinen Ursprung, dass im Süden niedrigere Windgeschwindigkeiten vorherrschen, wie dies am 98. Perzentil, s.h. Abbildung 3.3 erkennbar ist. Die Verwendung der relativen Überschreitung des 98. Perzentils für die SSI Berechnung, sorgt dafür, dass kleine absolute Überschreitungen, im Süden deutlich höhere SSI hervorbringen. Inwiefern dies einen Einfluss auf den Schadenszusammenhang des SSIs hat, und möglicherweise zu Überschätzungen der Sturmschwere im Süden führt, wird in dieser Studie nicht überprüft. Um Schadensabschätzungen über die Methodik zu berechnen, muss die Exponiertheit der jeweiligen Region mit in die Untersuchung einbezogen werden. Über eine räumlich differenzierte Funktion kann dabei ebenso der Nord Süd Gradient im SSI, so er ein unrealistisches Bild wiedergeben sollte, eliminiert werden. Die Wahl des 98. Perzentils als Schwellwert ist in einer Studie von Klawa u. Ulbrich (2003) begründet. Datengrundlage für die Untersuchung waren Daten für Mitteleuropa. Möglicherweise wäre ein regional differenzierter Perzentilwert zielführender, bsplw. mit einer geografischen Breitenabhängigkeit. Allerdings ist es aufgrund der im Süden geringer auftretenden Schadensfälle schwierig eine geeignete Datenbasis zu bekommen.

Betrachtet man etwa den Ausschnitt der Deutschlandbox der auf Gitterzellenbasis errechneten SSI Werte, so erhält man für eine Wiederkehrperiode von 10 Jahren einen Wiederkehrwert von 34.84. Betrachtet man die auf den Sturmsystemen basierenden SSI Werte in der Deutschlandbox, so ergibt sich ein Wiederkehrwert von 22.97 für ein 10 jähriges Ereignis. Die Werte sind zunächst nicht direkt vergleichbar, da für den gitterzellenbasierten Ansatz 10 Monate weniger eingehen, und zwar diejenigen mit sechsständiger Auflösung in  $T_L159$ , da bei Nutzung dieser größere Fehler in den SSI

Footprint auftreten. Allerdings kann das Fehlen der 10 Monate keineswegs den deutlich größeren Wert erklären. Die Erklärung besteht darin, dass bei dem gitterzellenbasierten Ansatz die raumzeitlichen Zusammenhänge zwischen den Gitterzellen aufgebrochen sind, sodass bei der Berechnung von Wiederkehrwerten mit einer bestimmten Jährlichkeit verschiedene Ereignisse eingehen. Sind die Regionsboxen sehr groß, so gibt es kaum Ereignisse, welche diese vollständig betreffen. Allein aus diesem Grund ist zu erwarten, dass die Werte auf Gitterzellenbasis größer sind. Selbst wenn ein Ereignis eine Regionsbox vollständig ausfüllt, werden die einzelnen Gitterzellen unterschiedliche Jährlichkeiten aufweisen, wenn man diese auf Gitterzellenbasis berechnet, da der Sturm nicht überall eine konstante Schwere hat. Im folgenden ist in der Abbildung 6.15 ein Beispiel anhand des Sturmes Jeanette aufgeführt, indem die Jährlichkeiten der von ihm hervorgerufenen SSI Werte auf Gitterzellenbasis auf ERA-Interim basierend zu sehen sind.

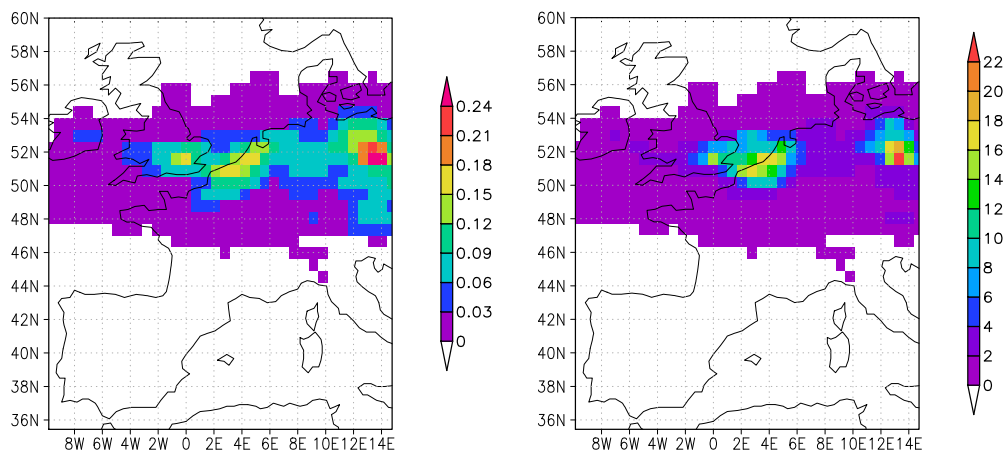


Abbildung 6.15.: SSI Werte des Sturmes Jeanette in ERA-Interim auf Gitterzellenbasis in  $T_{L255}$  (links) sowie die dafür ermittelten Jährlichkeiten (rechts)

Es ist zu erkennen, dass die Jährlichkeiten des SSI Footprints für den Sturm Jeanette für den betrachteten Ausschnitt sich über einen breiten Bereich zwischen 0.45 und 23.39 Jahren erstreckt. In der Abbildung 6.16 sind Jährlichkeiten für die schwächste, für die stärkste und einer EPS Realisierung mit ähnlichem Gesamt-SSI-wert aus 50 EPS Jeanetterealisierungen mit kürzest möglicher Vorlaufzeit dargestellt.

Man sieht, dass sich die Jährlichkeiten in den verschiedenen Realisierungen über einen großen Bereich zwischen einigen Jahren bis hin zu über 200 Jahren erstrecken.

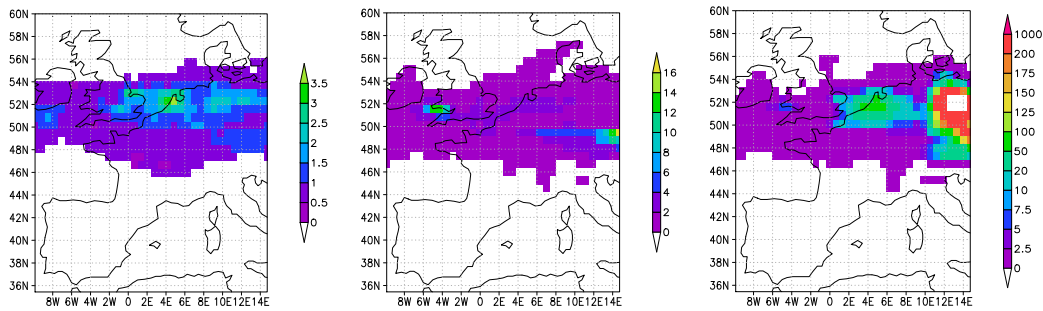


Abbildung 6.16.: Jährlichkeiten der SSI Werte des EPS Laufes mit niedrigstem Gesamt SSI (links), mit einem zu ERA-Interim vergleichbaren (mitte) sowie mit dem höchsten Gesamt SSI (rechts)

## 6.5. Inter- und Intraannuale Variabilität

An Untersuchungen der Intrasaisonalen Variabilität besteht ein wissenschaftliches Interesse, s.h. Lau u. Waliser (2012). Das EPS liefert dabei eine enorm große Stichprobe bereits innerhalb einer Saison, weshalb es für Studien der Inter- bzw. der Intraannualen Variabilität gut geeignet ist. Der Nachteil in dem Datensatz besteht darin, dass er nur einige wenige „reale Jahre“ abdeckt. Da sich der in dieser Arbeit für die Extremwertstatistik verwendete Teil des EPS Datensatzes sich lediglich über den Zeitraum 2000 bis 2010 erstreckt, stellt sich die Frage, wie sich das damit repräsentierte Sturmklima in das rezente Klima einordnen lässt. Ein wichtiger zu dieser Arbeit zu diskutierender Punkt ist also, inwieweit die Abdeckung von 10 Jahren Realität im EPS, welche für die Statistik in dieser Studie Anwendung findet, repräsentativ für das rezente Klima sein kann. Um diese Frage anzugehen, wird der ERA-Interim Datensatz benutzt. Wie zuvor gezeigt, so stellt das Ensemblemittel ein gutes Abbild des in Realität aufgetretenen Sturmklimas da. Sturmereignisse wurden deshalb in ERA-Interim im Zeitraum 1989 bis 2009 detektiert, und Box-Whisker Graphen wurden erstellt, über alle Gitterzellen an denen ein Sturmsystem in der in dieser Arbeit verwendeten Region für die einzelnen Saisons vorzufinden waren.

In der Abbildung 6.17 ist die Variation in der Windgeschwindigkeit in den in ERA-Interim detektierten Sturmsystemen zu sehen. Schwere Sturmschäden traten besonders in der 90er Dekade auf. Im Median und im oberen Quartil ist ein leicht höheres Niveau in den 90er Jahren zu sehen, und es scheint mehr Ausreißer über 40 m/s in der 90er Dekade zu geben. Trotzdem sticht die 90er Dekade nicht sonderlich hervor. Die selbe Art der Darstellung in Abb. 6.18, allerdings für Land- und Seegitterboxen getrennt dargestellt, zeigt ebenfalls kein deutliches hervortreten der 90er Dekade.

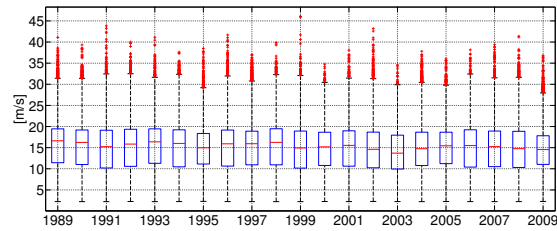


Abbildung 6.17.: Box-Whisker Graphen für die in detektierten Sturmsystemen vorherrschende 10m Windgeschwindigkeit für die Saisons 1989 bis 2009

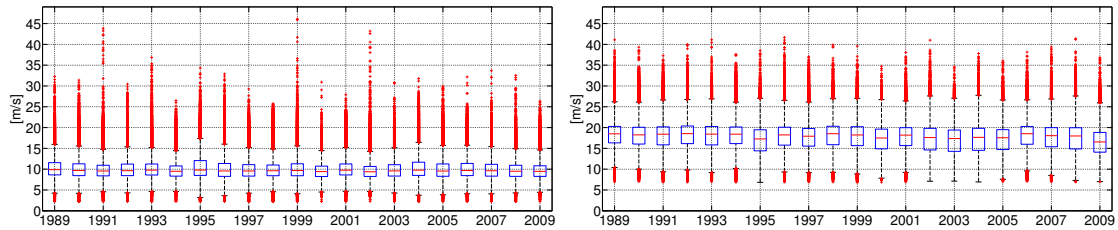


Abbildung 6.18.: Box-Whisker Graphen für die in detektierten Sturmsystemen vorherrschende 10m Windgeschwindigkeit über Land (links) sowie See (rechts) für die Saisons 1989 bis 2009

Variationen sind natürlich auch in den Sturmeigenschaften wie Footprintgröße und Sturmdauer zu erwarten. Diese Variationen sind in der Abb. 6.19 zu erkennen. Auch hier fällt die 90er Dekade gegenüber der ersten Dekade des 21. Jahrhunderts nicht besonders auf.

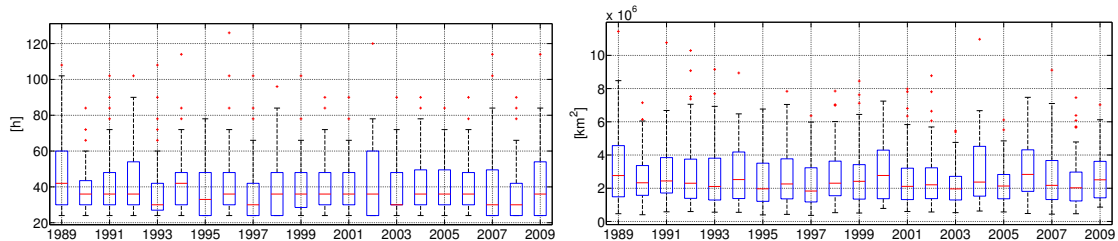


Abbildung 6.19.: Box-Whisker Graphen für die in detektierten Sturmsystemen vorherrschende Sturmdauer (links) sowie Footprintgröße (rechts) für die Saisons 1989 bis 2009

Wenn man vom EPS die Daten für lediglich ein Jahr nimmt, und dabei die vollen 10 Tagesvorhersagen der 50 Member, so ist jeder Tag der Realität von 500 Vorhersagetagen abgedeckt. Aneinandergereiht entspricht diese Stichprobe allein einem Zeitraum von 500 Jahren. Man könnte an dieser Stelle argumentieren, dass durch die Störungen der Anfangsbedingungen sowie der Modellphysik eine Spannbreite geschaffen wird, welche ausreichend repräsentativ ist, da dadurch eine Reihe von Zuständen erzeugt werden, welche in der entsprechenden Realität so nicht auftraten. Nichtsdestotrotz haben die Untersuchungen gezeigt, dass mit dem EPS das jeweilige Sturmklima abgebildet wird. Dies hat man in den Verteilungen der Sturmeigenschaften als auch in der räumlichen Verteilung der Systeme gesehen. Wenn der Zeitraum von 10 Jahren ausreichend wäre, um einen klimatologischen Zeitraum von 30 Jahren zu repräsentieren, müsste eigentlich auch ein Zeitraum von einem Jahr EPS schon reichen, da damit ja immerhin ein äquivalent von 500 Jahren abgedeckt wird. In Abb. 6.20 werden die Ergebnisse der Berechnung von Wiederkehrwerten für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren, berechnet aus Stichproben, welche jeweils ein Jahr Realität abdecken, dargestellt. Diese Stichproben haben gegenüber einem Jahr Realität allerdings die 500-fache Stichprobengröße. An diesen Ergebnissen kann man die interannuale Variabilität im EPS ablesen. Da die Berechnungen viel Rechenzeit aufgrund der großen Datenmenge benötigen, wurden hier nur die Monate Oktober bis März in Betracht gezogen. Die Ergebnisse zeigen Variabilität zwischen den einzelnen Jahren, welche sowohl über dem Ozean als auch über Land zu sehen sind. Würde die Äquivalenz von 500 Jahren alle Zustände repräsentieren, welche das rezente Klima ausmachen, so dürfte keine große Variabilität in den verschiedenen Jahren sichtbar sein. Die große Stichprobe liefert dabei ein Abbild des in dem jeweiligen Jahr vorherrschenden Klimas. Man kann das EPS also sehr gut dafür verwenden, um interannuale Variabilitäten zu untersuchen. Das heißt jedoch auch, dass die Ergebnisse dieser Studie nur die verwendeten 10 Jahre repräsentieren können. Im folgenden werden Box Whisker Graphen über das Gesamtfeld, Abb. 6.21 der Wiederkehrwerte für 20 Jahre dargestellt, sowie für die Land- und Seeflächen, Abb. 6.22 getrennt.

Im Median sind die interannualen Schwankungen dabei recht gering, wenn man das Gesamtfeld betrachtet. Die relativ gesehen größten Schwankungen sind über den Landgitterboxen vorhanden. Die geringen Unterschiede machen im SSI durch den kubischen Ansatz Unterschiede, so dass die 90er Dekade mit etwas höheren SSI Werten auffällt. Aufgrund der groben zeitlichen Auflösung der 90er Dekade im EPS können diese Ereignisse nicht in Betracht gezogen werden. Ein Ansatzpunkt um einzelne Realisierungen aus der 90er Dekade mit einem neueren EPS Modell trotzdem miteinbeziehen zu können, wäre die Verwendung der „Ensemble Hindcast Forecasts“, bei welchen jeweils einmal pro Woche markante Läufe von 5 EPS Mitgliedern vom jeweiligen Tag über 10 Tage mit konstanter horizontaler Auflösung für alle Jahre ab 1992 mit dem aktuellen Modell gerechnet werden. Das was man mit dem EPS eventuell an Schadensträchtigkeit unterschätzt, da die 90er Dekade fehlt, ist angesichts der

## 6.5. Inter- und Intraannuale Variabilität

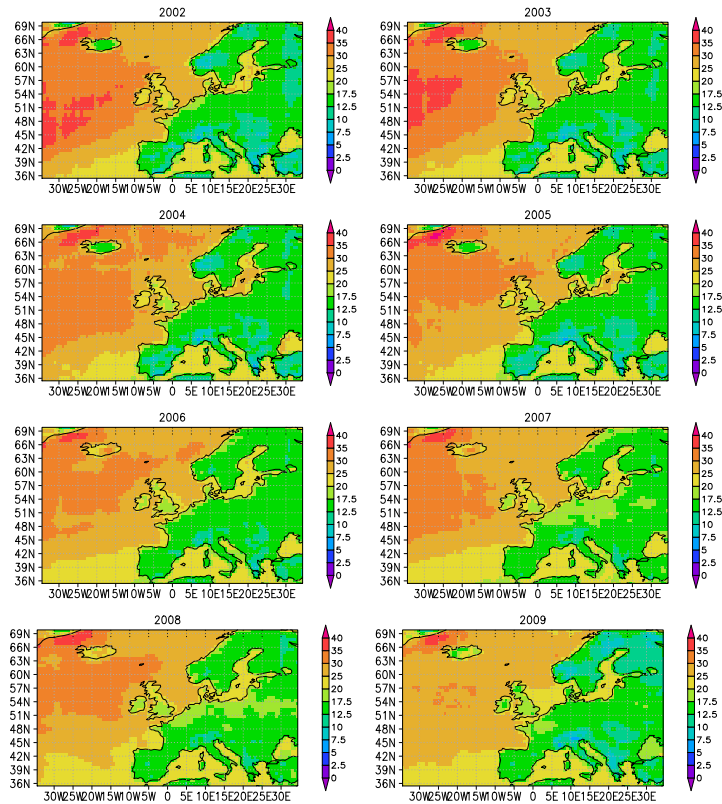


Abbildung 6.20.: Wiederkehrwerte [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Jahre 2002 bis 2009

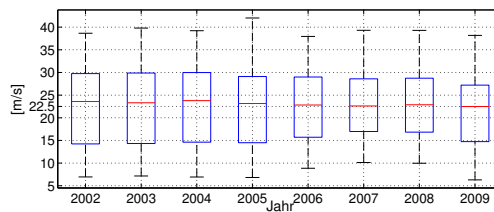


Abbildung 6.21.: Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld gemäß Abb. 6.20 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Jahre 2002 bis 2009

Unsicherheiten, welche man mit traditionellen Verfahren erhält, eher gering einzustufen.

Im folgenden wird auf die intraannuale Variation geschaut. Dafür wurde der Datensatz in die einzelnen Monate, also Oktober bis März, unterteilt. Für jeden der Monate wurde eine eigene Statistik erstellt.

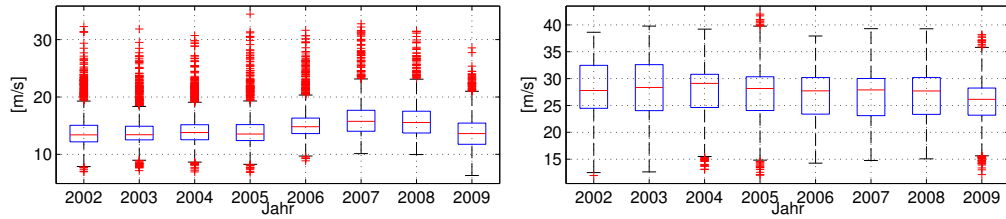


Abbildung 6.22.: Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld für Landgitterboxen (links) sowie Seegitterboxen (rechts) gemäß Abb. 6.20 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Jahre 2002 bis 2009

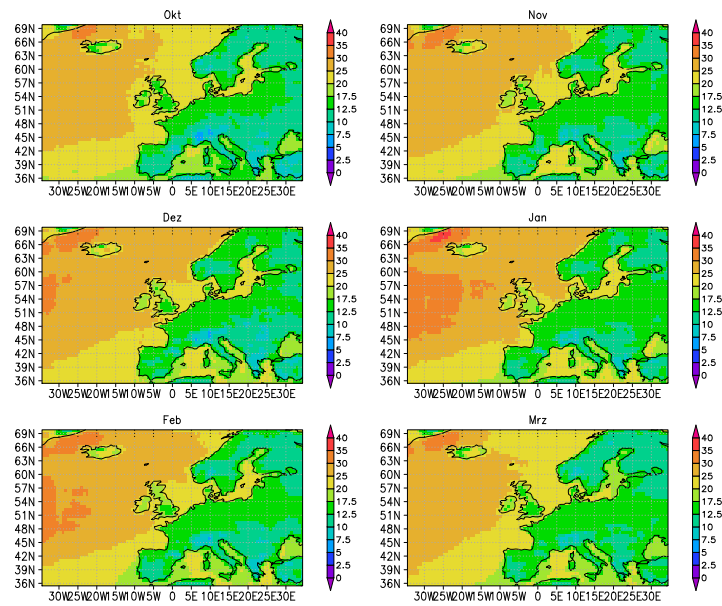


Abbildung 6.23.: Wiederkehrwerte [m/s] für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Monate Oktober bis März

Im Abschnitt 4.2 ist ein entsprechender Jahresgang im SSI in Abb. 4.12 (S. 35) sowie in der Anzahl der Ereignisse in Abb. 4.13 (S. 36) sichtbar, welcher im EPS aufgrund der enormen Anzahl an Daten deutlicher hervortritt als in ERA-Interim. Die größten Werte sind dabei im Januar feststellbar, s.h. hierzu Cehak (1971). Das Verfahren für beide Fälle, also für den SSI Fall als auch für den Fall über den 10m Wind könnte man auch sehr gut verfeinern, indem man einen instationären GPD Ansatz benutzt, um den Jahresgang zu beschreiben, anstatt die Daten in die einzelnen Monate aufzuspalten. Die Abhängigkeit der Fitparameter vom jeweiligen Monat könnte man dabei über trigonometrische Funktionen beschreiben, s.h. bsplw. Kropp u. Schellnhuber (2011). Ähnliche Arbeiten bzgl. Niederschläge über Deutschland zeigten dabei einen Mehrertrag gegenüber einer



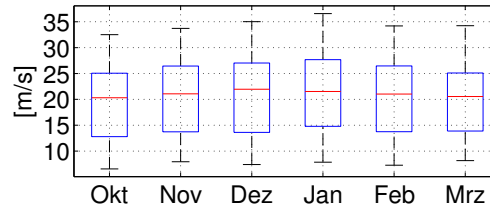


Abbildung 6.24.: Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld gemäß 6.23 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Monate Oktober bis März

Aufspaltung in einzelne Monate. Allerdings sind die Stichproben durch das EPS derart groß, dass auch dieses hier angewendete Vorgehen zu sehr nützlichen Ergebnissen führt, so dass man auch robuste Abschätzungen über den jahreszeitlichen Verlauf der Sturmgefährdung bestimmen kann. Ein Rückversicherer hätte somit ein Mittel an der Hand, mit dem er die Wahrscheinlichkeit für eintretende Schäden im Jahresverlauf abschätzen kann. Damit könnte er bsplw. Katastrophenanleihen, s.h. Nguyen (2007); Cizek u. a. (2011), für die weniger stark gefährdeten Monate zu niedrigeren Preisen ausgeben, was ihm entsprechend einen Wettbewerbsvorteil gegenüber der Konkurrenz bringen könnte. Dies wäre dahingehend möglich, da eine Abschätzung auf Basis aller Monate ein Schadenspotential liefern würde, welches sich irgendwo im Mittel der Monate wiederfinden würde. Dadurch würden die Monate zu Beginn und Ende der Saison ein niedrigeres Schadenspotential aufweisen, und die Monate Dezember und Januar ein etwas höheres. Eine andere Anwendung besteht in der Potentialberechnung für die Windenergiebranche (Emeis, 2013). Der dominierende Anteil im Jahresgang liegt allerdings dabei über See, wohingegen der Jahresgang über den Landgitterboxen nicht so deutlich sichtbar ist, wie dies in der Abbildung 6.25 zu sehen ist. Dieser Aspekt sollte gerade für die Offshorewindenergiegewinnung von Interesse sein. Das Maximum zwischen Dezember und Januar findet sich jedoch auch über den Landgitterboxen. Für Anbieter und Nutzer von Wetterderivaten, s.h. Alexandridis u. Zapranis (2013); Zeng (2000), ist die enorme Datenmenge des EPS ebenfalls gut einsetzbar, s.h. bsplw. Jewson u. Caballero (2003).

Die hier dargestellte jahreszeitliche Variation im Wind steht in guter Übereinstimmung zu Auswertungen von Coelingh u. a. (1996) anhand von Messdaten.

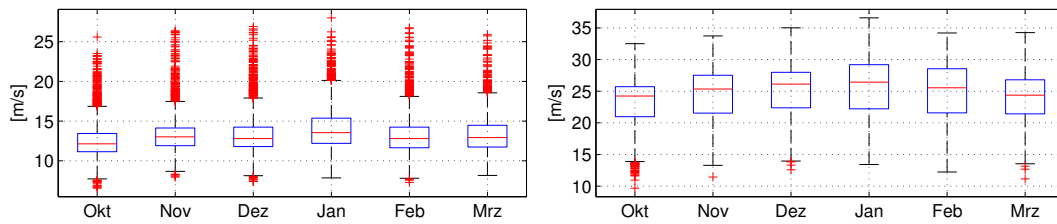


Abbildung 6.25.: Mittel der Wiederkehrwerte aus dem Gesamfeld für Landgitterboxen (links) sowie Seegitterboxen (rechts) gemäß Abb. 6.23 für eine Wiederkehrperiode von 20y einzeln für die Monate Oktober bis März

## 6.6. Einordnung der Repräsentativität des EPS Zeitraumes

In der Abbildung 4.34 auf Seite 54 sind die Summen der Footprints auf ein Jahr normiert für die in  $T_L255$  und in  $T_L399$  aufgelösten EPS Zeiträume dargestellt. Zwischen diesen beiden Zeiträumen gibt es einen Unterschied zwischen der Lage der Hauptsturmzugbahn. Der dabei sichtbare Nord-Süd Versatz lässt sich in Zusammenhang mit unterschiedlichen NAO-Phasen bringen, s.h. Hurrell u. a. (2003), Pinto u. a. (2009) oder Oliver (2005). Die NAO ist das großskalige Hauptmuster, welches die Variation der Zyklonenaktivität beschreibt (Renggli u. a., 2011). Unterschiede bzgl. Lage und Schwere von Stürmen während verschiedener NAO Phasen werden daher im folgenden anhand des EPS Datensatzes und der in dieser Arbeit verwendeten Methoden aufgezeigt. Der Sinn hinter diesem kurzen Diskurs besteht darin, abschätzen zu können, ob eine eventuell vorliegende unterschiedliche Verteilung der NAO Phasen im kurzen EPS verfügbaren Zeitraum die Repräsentativität der Ergebnisse einschränkt, hinsichtlich einer zu der im vorliegenden Datensatz unterschiedlichen NAO Phasen Verteilung in einem klimatologischen Datensatz. Über eine Abhängigkeit von Sturmschäden von der NAO wird bsplw. in Werner u. a. (2012); Werner u. Balthasar (2010) berichtet, wobei während der positiven NAO Phasen höhere Schäden vorausgesagt werden, was jedoch nicht ausschließt, dass auch während negativer NAO Phasen enorme Schäden auftreten können, wie das Ereignis Xynthia gezeigt hat (Liberato u. a., 2013). Weitergehende Untersuchungen zu den Auswirkungen der NAO am Beispiel des Mittelmeerraumes finden sich in Vicente-Serrano u. Trigo (2011). Die Abbildung 6.26 zeigt den NAO Index auf Monatsbasis wie er von der NOAA verfügbar ist.

Dieser von der NOAA übernommene NAO Index wird in fünf verschiedene NAO Phasen eingeteilt, wie dies in der Tabelle 6.1 dargestellt ist. Diese Einteilung orientiert sich an Pinto u. a. (2009).

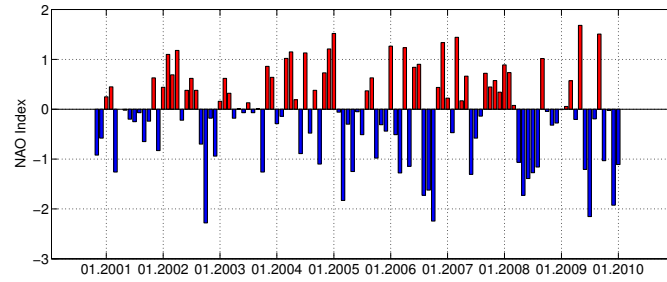


Abbildung 6.26.: NAO Index für den Zeitraum 2001 bis 2010, Quelle: NOAA

Phase	Index Werte
NAO--	Index < -1.5
NAO-	$-1.5 \leq \text{Index} < -0.5$
NAO 0	$-0.5 \leq \text{Index} < 0.5$
NAO+	$0.5 \leq \text{Index} < 1.5$
NAO++	Index $\geq 1.5$

Tabelle 6.1.: Definition der NAO Phasen

Die extremen NAO Phasen kommen seltener vor. Aufgrund der enormen Datenmenge aus dem Ensemble erhält man jedoch auch für seltenere NAO Phasen wie NAO-- und NAO++ eine große Anzahl an Sturmereignissen. Die Abbildung 6.27 zeigt die Anzahl der Ereignisse.

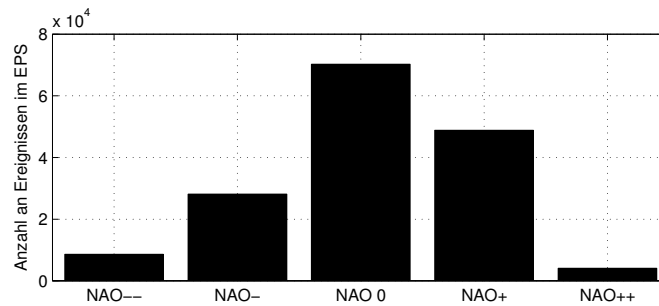


Abbildung 6.27.: Anzahl der Ereignisse aus dem EPS in den gemäß Tabelle 6.1 definierten NAO Phasen

Die NAO Phase mit der geringsten Anzahl an Ereignissen beinhaltet dabei bereits mehr als 4000 Ereignisse. Aufgrund dieser großen Datenmenge kann man gut typische Sturmigenschaften in Abhängigkeit der NAO Phase charakterisieren. In der Abbildung

6.28 ist die Anzahl der Ereignisse pro Gitterzelle in den verschiedenen NAO Phasen auf ein Jahr normiert zu sehen.

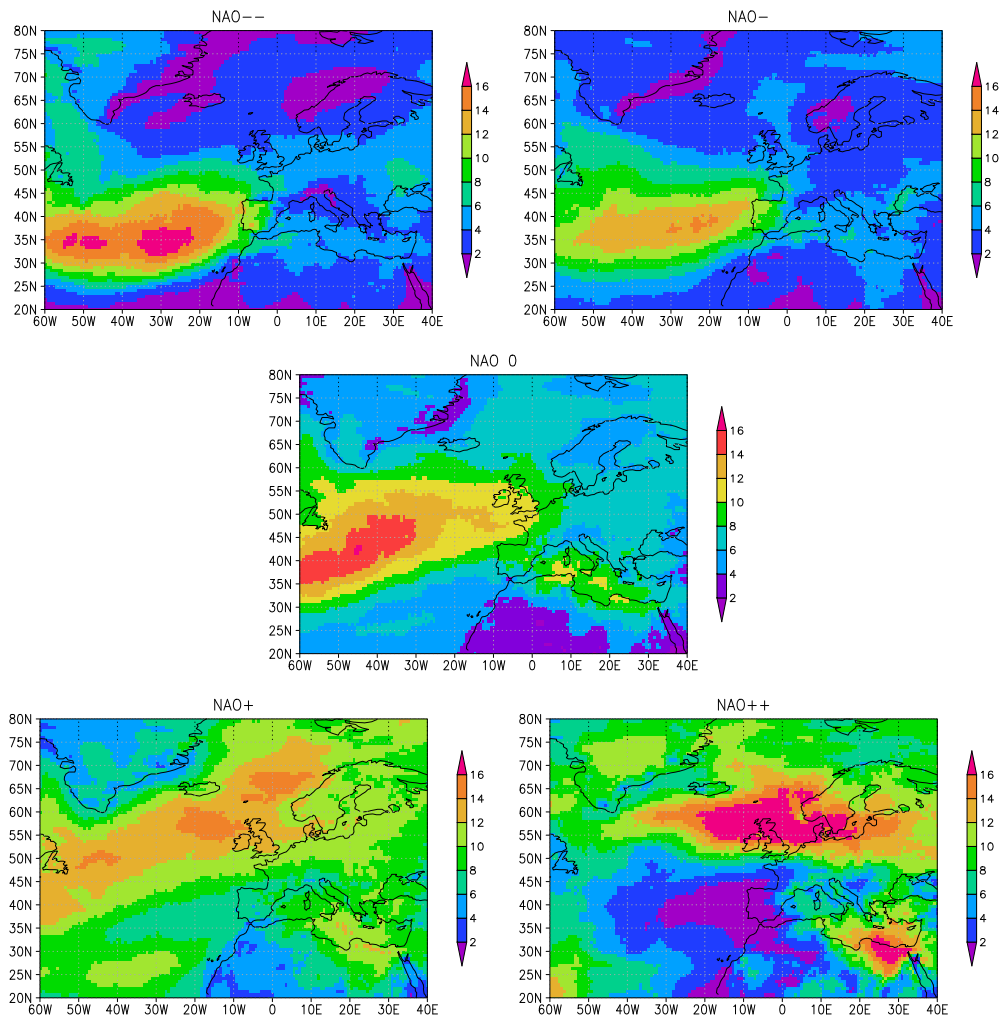


Abbildung 6.28.: Footprintsommen nach NAO Phasen gemäß Tabelle 6.1

Man kann erkennen, dass die Hauptzugbahn von NAO-- nach NAO++ sich von Süden nach Norden hin verlagert. Der Unterschied in der Abbildung 4.34 auf Seite 54 bzgl. der Footprintsommen lässt sich also durch unterschiedliche Verteilungen der NAO Phasen in den beiden Zeiträumen erklären. Das EPS zeigt dabei zu ERA-Interim vergleichbare Eigenschaften. Da die Charakterisierung der Sturmeigenschaften anhand des 98. Perzentilwertes erfolgt, kann ein Zusammenhang zwischen den Sturmeigenschaften und der NAO Phase vermutet werden. Da das zugrundegelegte Perzentil räumlich variabel ist, können sich die Sturmeigenschaften bereits bei einer Nord-Süd Verschiebung der Lage

ändern. Zudem unterscheiden sich die Häufigkeiten mit denen eine bestimmte Region betroffen wird. Aus diesem Grund wird nun auf die Verteilung der Sturmereigenschaften in Abhängigkeit der NAO geschaut.

An den SSI-Verteilungen erkennt man, dass von NAO- nach NAO++ eine Verschiebung zu höheren Werten hin sichtbar wird. Bei vorherrschender NAO++ Phase gibt es gemäß der Abbildung 6.27 am wenigsten Sturmereignisse, von denen jedoch ein großer Teil hohe SSI-Werte liefert.

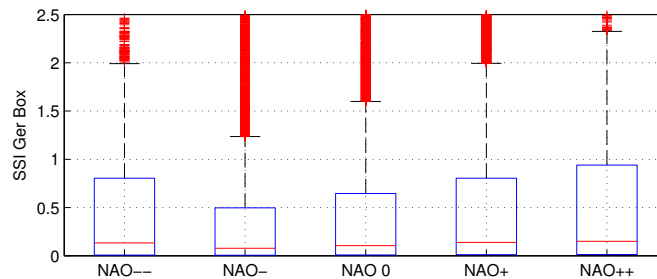


Abbildung 6.29.: Abhängigkeit der SSI-Verteilung von der NAO Phase

Die räumliche Ausdehnung der Ereignisse unter NAO++ ist dabei auch etwas größer als während der anderen NAO Phasen.

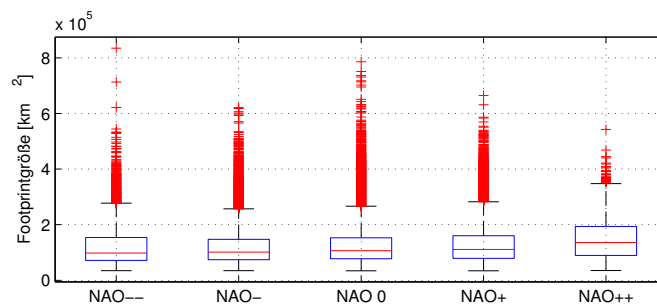


Abbildung 6.30.: Abhängigkeit der Sturmfeldgröße pro Zeitschritt von der NAO Phase

Für die Sturmdauer scheint ebenfalls zu gelten, dass die Verteilung bei NAO++ zu längerandauernden Ereignissen verschoben ist.

Die Unterschiede im SSI in den 5 verschiedenen NAO Phasen sind in der Abbildung 6.32 räumlich dargestellt, wobei anzumerken ist, dass die Sturmfrequenz sich während der verschiedenen NAO Phasen unterscheidet. Die SSI Footprints sind zu diesem Zweck für jede der einzelnen NAO Phasen getrennt aufsummiert worden.

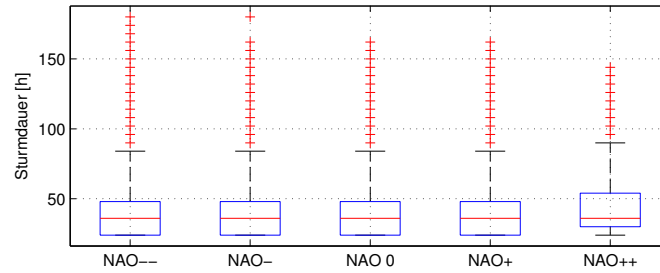


Abbildung 6.31.: Abhängigkeit der Sturmdauer von der NAO Phase

In Mitteleuropa ist die aufs Jahr normierte SSI-Summe bei negativen NAO Phasen geringer als bei den übrigen drei. Da ein Zusammenhang zwischen Sturmschäden und dem SSI besteht, kann von geringeren kumulativen Sturmschäden während dieser Phasen für Mitteleuropa ausgegangen werden. Bei NAO 0 und NAO+ wird die SSI Summe über Mitteleuropa größer, was in guter Übereinstimmung zu anderen Studien steht, wie bspw. von Werner u. a. (2012); Werner u. Balthasar (2010). Bei NAO++ treten hohe SSI Werte vorwiegend über Osteuropa auf. Wenn bestimmte NAO Phasen in dem kurzen Zeitraum des EPS über- oder unterrepräsentiert sind, so kommen diese Effekte bei der Berechnung von Wiederkehrperioden zum tragen. Um dies zu überprüfen, wurden die Monate mit bestimmter NAO Phase für den kurzen Zeitraum, sowie für den Zeitraum 1979 bis 2010 ausgezählt. Die Abbildung 6.33 zeigt die relativen Häufigkeiten der NAO Phasen in den beiden Zeiträumen.

Man erkennt, dass im kurzen EPS Zeitraum die NAO++ Phase etwa nur halb so oft wie im klimatologischen Zeitraum auftritt. Dies könnte eine Unterschätzung der Auftrittshäufigkeiten von Winterstürmen über Osteuropa bzgl. ihrer Schwere und ihrer Häufigkeit zur Folge haben. Mittels eines instationären Ansatzes mit Parameterabhängigkeit von der NAO könnte man diese Problematik vermindern. Eine andere denkbare Herangehensweise bestünde darin, Stichproben zusammenzustellen, deren Verteilung der NAO Phasen derjenigen eines repräsentativen Zeitraumes entspricht. Interessant wäre zudem zu untersuchen, ob es eine Abhängigkeit des Spreads zu verschiedenen NAO Phasen gibt, was dann gegebenenfalls Auswirkungen auf die Abschätzungen der Konfidenzintervalle haben könnte.

## 6.6. Einordnung der Repräsentativität des EPS Zeitraumes

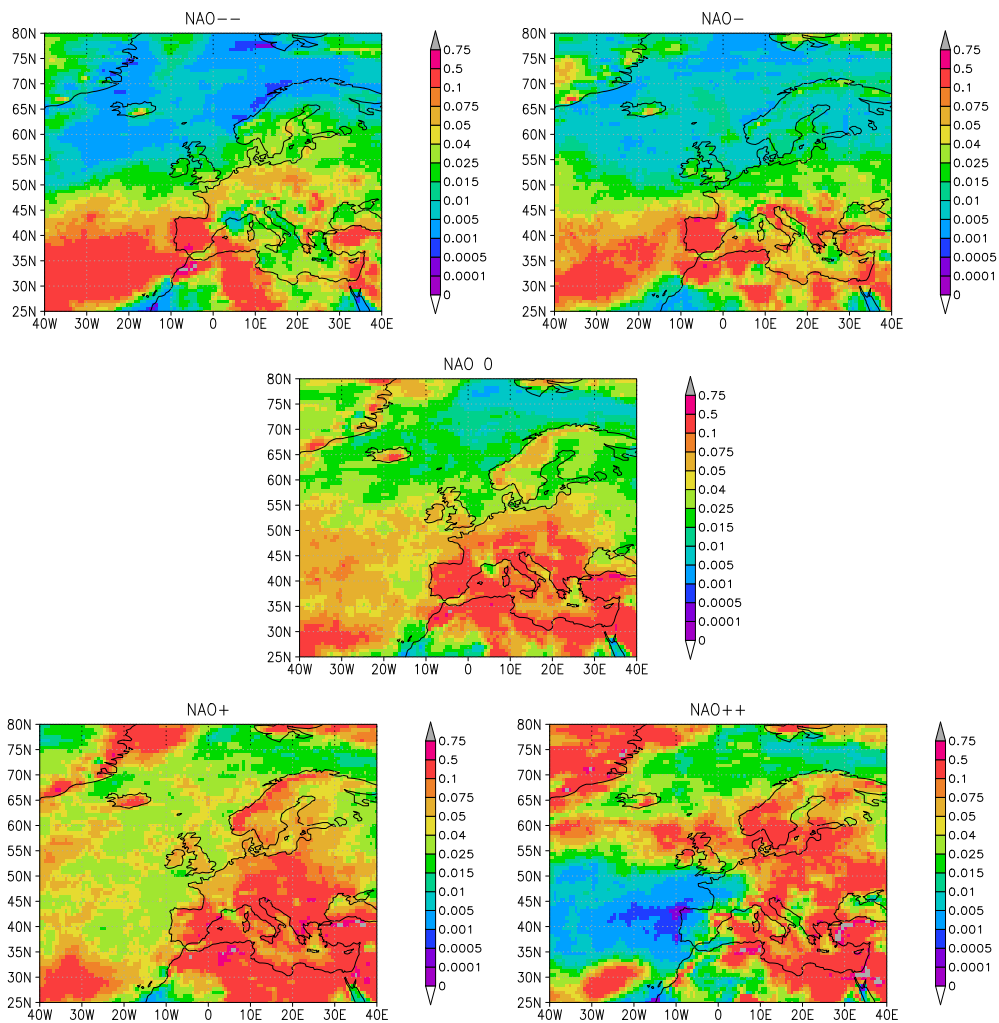


Abbildung 6.32.: SSI Footprintsommen nach NAO Phasen gemäß Tabelle 6.1 normiert auf 1 Jahr

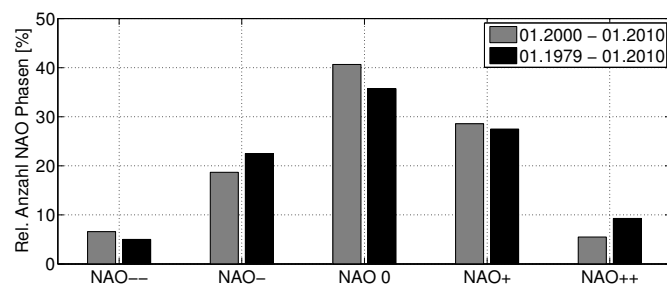


Abbildung 6.33.: Relative Häufigkeiten [%] der NAO Phasen im Zeitraum Jan. 1979 bis Jan. 2010 sowie Jan. 2000 bis Jan. 2010

## **7. Diskussion und Zusammenfassung der Ergebnisse**

### **7.1. Nutzbarkeit des EZMW EPS zur Abschätzung von Auftretshäufigkeiten von Winterstürmen**

Anhand des operationellen EZMW Wettervorhersageproduktes EPS konnte durch die Einführung zweier Homogenisierungsverfahren und die Anwendung eines Sturmidentifizierungsverfahrens ein in sich homogener Datensatz an detektierten und charakterisierten Winterstürmen generiert werden. Der Reanalysedatensatz ERA-Interim wurde als Repräsentanz der Realität verwendet, Homogenisierungen wurden mit ihm vorgenommen und die EPS Sturmeigenschaften wurden anschließend anhand dieses Datensatzes charakterisiert. Es zeigte sich dabei, dass durch die Verwendung der Homogenisierungsverfahren die Sturmfrequenz sowie die Verteilung der SSI Werte im Ensemblemittel gut mit derjenigen aus den Reanalysen ermittelten übereinstimmt. Ein einzelner „realer“ in den Reanalysen detektierter Sturm, kann in einer Vielzahl von EPS Vorhersagen identifiziert werden, wobei die verschiedenen Ensemblemitglieder als auch Vorhersagen mit verschiedenen Vorlaufzeiten zum Reanalysesturmbeginn zum Tragen kommen. Die Schwere der detektierten Stürme, charakterisiert anhand eines Sturmschwereindizes (SSI), zeigt dabei eine große Spannbreite, wobei auch Ereignisse vorzufinden sind, welche ein höheres Schadenspotential aufweisen, als in Realität aufgetretene Stürme, welchen diesen EPS Modifikationen zuordenbar sind. Im Mittel zeigen EPS Stürme mit vergleichbarem SSI ähnliche Eigenschaften bzgl. ihrer Lebensdauer und ihrer räumlichen Abdeckung wie Stürme in ERA-Interim. Die Spannbreite der EPS Stürme in Bezug zu einem realen Sturmereignis spiegelt sich sowohl in der Intensität, der räumlichen Abdeckung, der Lebensdauer als auch in einer Variation der Zugbahn wieder. Diese Spannbreite ist von essentieller Bedeutung für diese Arbeit, da ohne eine ausreichende Variation zwischen verschiedenen Ensemblemitgliedern kein Mehrgewinn durch das EPS hätte erreicht werden können. Über die in der Studie verwendete Vorhersagedauer von zehn Tagen konnten keine Trends in den Sturmeigenschaften identifiziert werden. Auch die räumliche Verteilung der Sturmsysteme zeigt im EPS Mittel ein zur Realität sehr ähnliches Bild. Der Datensatz lässt sich daher sehr gut für den angedachten Zweck der Abschätzung von Auftretshäufigkeiten Europäischer Winterstürme einsetzen. Beschränkungen in der Anwendbarkeit aufgrund dieser Untersuchungen konnten nicht festgestellt werden. Zur Erfüllung der Voraussetzungen für die Anwendbarkeit der Extremwertstatistik musste der Datensatz jedoch eingeschränkt werden. Dies wird im folgenden diskutiert.



## 7.2. Quantifizierte Auftrittshäufigkeiten Europäischer Winterstürme

Dadurch das im EPS ein einzelnes in Realität aufgetretenes Ereignis durch eine Vielzahl von Vorhersagen dargestellt wird, gibt es im EPS Abhängigkeiten zwischen solchen Ereignissen. Zur Erfüllung der von der Extremwertstatistik benötigten iid Bedingung wurden deshalb zwei Verfahren erarbeitet, mit denen es möglich ist, die Bedingungen zur Anwendung der Extremwertstatistik zu erfüllen. Durch die beschränkte Vorhersagedauer von 10 Tagen gibt es im Gegensatz zu einem kontinuierlichen Datensatz wie bsplw. den ERA-Interim Reanalysen zu Beginn und Ende der Vorhersagedauer Ereignisse die nicht vollständig dargestellt werden können. Zudem kommt es zu einem Bias zu kurzandauernden Ereignissen, je näher der Beginn eines detektierten Sturmes zum Ende der Vorhersage ist. Gelöst wurde diese Problematik durch die Einführung eines Zeitfensters über sechs Tage, welches ab dem zweiten Archivierungszeitschritt beginnt. Eine Bias freie Menge an Sturmereignissen konnte somit generiert werden, und der Fehler hinsichtlich möglicher Abschneideeffekte durch die begrenzte Vorhersagedauer liegt im Promillebereich. Für die Statistik wurden nur die EPS Stürme aus Initialisierungen ab Januar 2000 verwendet, da ab diesem Zeitpunkt die Vorhersagen in sechsständlicher zeitlicher Auflösung vorliegen. Da nicht über den gesamten Zeitraum zwei Initialisierungen pro Tag vorliegen, wurde lediglich die 12UTC Initialisierung verwendet. Der in 12-stündlicher Auflösung vorliegende Zeitraum konnte für die Statistik nicht genutzt werden, da die Versuche diesen Teil des Datensatzes auf 6-stündliche Auflösung zu bringen zu systematischen Unterschätzungen der interpolierten Zeitschritte führten. Eine Verwendung des Gesamtdatensatzes in 12-stündlicher Auflösung ist ebenso nicht zielführend, da sich zeigte, dass es systematische Unterschiede in der räumlichen Verteilung der Systeme gibt, und dies zusätzlich problematisch hinsichtlich schnellziehender Systeme wäre. Berechnungen von Wiederkehrwerten des SSIs wurden anhand dieser in 6-stündlicher Auflösung vorliegenden Stichprobe vorgenommen. Eines der Verfahren zur Abschätzung der Konfidenzintervalle beruht darauf, dass Stichproben durch zufälliges Aneinanderreihen disjunkter Vorhersagen generiert werden. Das zweite Verfahren generiert größere Stichproben, indem alle EPS Stürme untereinander über ein Sturmzuordnungsverfahren miteinander abgeglichen werden. Beide Verfahren zeigen engere Konfidenzintervalle als wie dies anhand von ERA-Interim für den Vergleichszeitraum möglich ist, wobei das Verfahren mittels Sturmzuordnung einen deutlichen Mehrgewinn gegenüber ERA-Interim zeigt. Wird für das auf die Sturmzuordnung basierende Verfahren ein kleineres Ensemble benutzt, so erhält man im Grenzfall von einem Ensemblemitglied und einem Vorhersagetag Konfidenzintervalle, welche denen aus dem Verfahren 1 entsprechen. Die ermittelten Wiederkehrwerte für das EPS liegen sowohl über dem Gesamteuropaauschnitt betrachtet, als auch in den Regionsboxen etwas über denen von ERA-Interim. Der Mehrwert, der durch die Verwendung des EPS gegenüber ERA-Interim entsteht,

konnte mittels des Sturmzuordnungsverfahrens quantifiziert werden. Dabei wurde festgestellt, dass zwischen Stichprobenvergrößerung und Anzahl der Vorhersagedauer ein linearer Zusammenhang besteht, und zwischen Stichprobengröße und Mitgliederanzahl ein logarithmischer. Anhand des EPS können auch Wiederkehrwerte des SSIs auf Gitterzellenbasis bestimmt werden. Es zeigt sich ein starker Land See Kontrast und ein Nord Süd Gradient mit höher werdenden Werten über Land in Richtung Süden. Die raumzeitliche Struktur der Ereignisse ist durch eine gitterzellenweise Betrachtung nicht mehr gegeben, weshalb Wiederkehrwerte für eine vergleichbare Wiederkehrperiode bei Verwendung von SSI Werten in vordefinierten Regionsboxen nicht mit denjenigen übereinstimmen, wie sie für dieselbe Regionsbox über den gitterzellenbasierten Ansatz ermittelt werden. Für einen gitterzellenbasierten Ansatz beinhaltet ERA-Interim zu wenige Ereignisse um eine gute Anpassung für den lediglich zehn Jahre umfassenden Zeitraum hinzubekommen. Auch die Verwendung des kompletten ERA-Interim Zeitraumes weist sehr wenige Ereignisse für diesen Zweck auf. Wiederkehrwerte des 10m Windes aus dem EPS zeigen in guter Übereinstimmung zu den Untersuchungen anhand des SSIs etwas höhere Werte als in ERA-Interim, wobei insbesondere über dem Atlantik höhere Werte vorzufinden sind. Verglichen zu einer Studie von Della-Marta u. a. (2009), welche ERA40 zur Abschätzung von Wiederkehrwerten des 10m Windes benutzt, zeigte sich, dass die Werte anhand von ERA40 unterschätzt sind. Della-Marta u. a. (2010) kommt anhand von saisonalen Vorhersagen ebenso zur Einschätzung das die Sturmschwere durch ERA-40 unterschätzt wird. Zwischen einer Verwendung sämtlicher Winddaten gegenüber denjenigen, welche sich innerhalb der vom Windidentifizierungsverfahren detektierten Sturmsysteme befinden, besteht bzgl. der Extremwertstatistik ein nur sehr geringer Unterschied. Das Ergebnis mit ERA40 konnte reproduziert werden, und sowohl ERA-Interim als auch das EPS zeigen höhere Werte, wobei das EPS noch leicht höher liegt als ERA-Interim. Diesen Ergebnissen folgend wird das Schadenspotential Europäischer Winterstürme anhand von ERA40 und ERA-Interim leicht unterschätzt. Eine Einordnung des für die Statistik verwendeten Zeitraumes in das rezente Klima zeigt, dass durch Wegfall der 90er Dekade vermutlich auch mit dem EPS das Schadenspotential leicht unterschätzt wird. Die Wirkung verschiedener NAO Phasen auf die Sturmfrequenz und Sturmschwere wurde untersucht. Die Ergebnisse stehen dabei in gutem Zusammenhang zur Literatur (Werner u. a., 2012; Werner u. Balthasar, 2010). Die geringere Anzahl an positiven NAO Phasen in dem für die Studie verwendeten Zeitraum gegenüber einem Zeitraum von 1979 bis 2010 deutet ebenfalls daraufhin, dass mit den Ergebnissen die Auftrittshäufigkeit in bestimmten Regionen, wie bsplw. in Osteuropa, unterschätzt sind. Angesichts der großen Unsicherheiten, welche durch die mit Reanalysen repräsentierten Stichproben hervorgebracht werden, zeigt sich durch das EPS trotzdem ein deutlicher Mehrertrag. Gerade für Untersuchungen, für welche die Stichprobengrößen von bisher für derartige Zwecke verwendete Datensätze gering ist, erhält man einen erheblichen Informationsgewinn durch das EPS. So lässt es sich bsplw.

gut für Studien der inter- bzw. intraannualen Variabilität verwenden, so zeigt es einen ausgeprägten Jahresgang im SSI und im 10m Wind, welcher in ERA-Interim aufgrund der geringen Ereigniszahl in dieser Form nicht so deutlich sichtbar ist.

### 7.3. Stichpunktartige Zusammenfassung der Arbeit

- Ein Sturmidentifizierungsverfahren wurde auf das EZMW EPS angewendet, 2 Homogenisierungsverfahren implementiert, Resultat: Homogener Datensatz an detektierten Stürmen mit dazugehörigem Sturmschwermaß (SSI), Abschnitt 3.1, S. 12
- Zur Vermeidung von Randeffekten: Zeitfenster über sechs Tage ab zweitem Archivierungszeitschritt, also 6 Stunden nach Initialisierung, nur Stürme mit erstem detektierten Zeitschritt in Zeitfenster werden betrachtet, Anzahl nicht vollständig detektierbarer Ereignisse damit deutlich kleiner als 0.8%. 170k Ereignisse aus dem EPS für Studie, Abschnitt 4.1.3, S. 30
- Ensemblemitglieder zeigen Variationen in Sturmintensität, Sturmfeldgröße, sowie der Sturmdauer. Essentiell für Studie, da ansonsten kein Mehrwert durch das Ensemble, Abschnitt 4.2, S. 31
- Ensemblemittel über längeren Zeitraum zeigt gute Übereinstimmung der Sturmfrequenz sowie der Sturmeigenschaften verglichen zu ERA-Interim. Stürme vergleichbarer Schwere zeigen im Mittel vergleichbare Sturmeigenschaften, Abschnitt 4.3, S. 36
- Räumliche Variierung bei der Betrachtung kleiner Regionen zeigt sich im EPS deutlich weniger sensitiv als in ERA-Interim, Abschnitt 4.4, S. 41
- Räumliche Verteilung der Systeme sehr ähnlich zu ERA-Interim. Keine zeitlichen Trends erkennbar. Tagesgang im EPS schwächer ausgeprägt als in ERA-Interim, in beiden Fällen unterschätzt. Fehlerhafter Tagesgang im EPS mit  $T_L255$ , Abschnitt 4.6, S. 50
- EPS Zeitraum mit zeitlicher Auflösung von 12 Stunden nicht für Studie verwendet, da zeitliche Auflösung zu grob, Konsequenz Abweichungen in Sturmeigenschaften. Versuche dies zu kompensieren führten stets zu Über- bzw Unterschätzungen, Abschnitt 4.7, S. 50
- 2 Verfahren zum Umgang mit Abhängigkeiten erarbeitet. Verfahren 1 basierend auf Zusammensetzung von Stichproben zufällig gezogener, zeitlich disjunkter Vorhersagen, Verfahren 2 benutzt Sturmzuordnungsverfahren, generiert größere Stichproben und somit schmalere Konfidenzintervalle. Gewinn durch das Ensemble

konnte anhand des Sturmzuordnungsverfahrens quantifiziert werden, linearer Zusammenhang hinsichtlich der Vorhersagedauer, logarithmisch hinsichtlich der Mitgliederanzahl, Abschnitt 5, S. 64

- Wiederkehrperioden des SSIs auf den Gesamtsturmfeldern basierend zwischen EPS und ERA-Interim recht ähnlich. Geringere Wiederkehrperiode im EPS Fall für Ereignisse mit geringer Eintrittswahrscheinlichkeit. Stärkere Unterschiede in kleinen Regionsboxen, Abschnitt 6, S. 78

Gründe für Unterschiede:

- Geringere Sensitivität des SSIs hinsichtlich Variation der Regionsbox, Abschnitt 4.4, S. 41
- Möglicher Bias im ML Schätzer bei sehr kleinen ERA-Interim Stichproben, Abschnitt G, S. XI
- Regional begrenzte Abweichungen in der Sturmhäufigkeit bsplw. in der mediterranen Region, Abbildung 4.34, S. 54

Konfidenzintervalle:

- ERA-Interim Konfidenzintervalle bestimmt anhand des  $BC_a$  Bootstrapverfahrens erscheinen zuverlässig, da andere Methode, Profile-log-likelihood, zu vergleichbaren Ergebnissen gelangt, Abschnitt H, S. XIV
  - Unterdispersivität des EPS könnte ein Grund für die schmalere Konfidenzintervalle durch Verfahren 1 bei vergleichbarer Stichprobengröße sein, Abschnitt J, S. XVII
  - Um Einfluss der Unterdispersivität zu testen, wäre ein Ensemble Dressing denkbar, mit dem die Unterdispersivität verringert werden kann, Abschnitt K, S. XX
  - Unterdispersivität ist vorrangig zu den 12UTC Terminen im EPS  $T_L255$  Zeitraum stark ausgeprägt. Ensemble Dressing verringert die Unterdispersivität, der zeitliche Fehler wird jedoch nicht korrigiert. EPS  $T_L399$  wurde hinsichtlich einer möglichen Unterdispersivität nicht getestet. Zeitraum von mindestens 5 Jahren, also die halbe verwendete Stichprobe ist daher nachgewiesener Weise unterdispersiv, Abschnitt K, S. XX
  - Verfahren 2 zeigt im Grenzfall eines Ensembles mit einem Mitglied und einem Vorhersagetag zu Verfahren 1 vergleichbare Konfidenzintervalle, Abschnitt 6.3, S. 87
- Wiederkehrperioden auf Gitterbasis im SSI nicht vergleichbar zu ereignisbasiertem Ansatz, da raumzeitliche Zusammenhänge zwischen den Gitterzellen damit nicht beachtet sind, Abschnitt 6.4, S. 89

- Jahresgang im Wind und den Sturmeigenschaften im EPS aufgrund der großen Datenmenge deutlicher dargestellt als in ERA-Interim, Abschnitt 6.5, S. 95
- Repräsentativität der Studie hinsichtlich des rezenten Klimas: Verteilung der NAO Phasen im verwendeten Zeitraum unterschiedlich gegenüber dem Zeitraum 1979 bis 2010. Einfluss der NAO auf räumliche SSI Summen sichtbar. Häufigkeit der NAO++ Phasen nur halb so groß wie im Zeitraum 1979 bis 2010. Konsequenz: Regionale Über- bzw. Unterschätzung der Auftrittshäufigkeiten von Stürmen. Denkbare Ansatz um mehr Nutzen aus dem EPS zu ziehen, wäre eine stationäre Statistik mit NAO Parameterabhängigkeit, Abschnitt 6.6, S. 101

### 7.4. Offen gebliebene Fragen

#### 7.4.1. Zeitlich zunehmender Vorhersageskill

Die stete Verbesserung des Vorhersagemodelles IFS auf welchem das EPS beruht, führt auch zu einem besseren Vorhersageskill, s.h. Palmer u. a. (2007). Ein Indiz für die Tatsache lieferte der Abgleich „Pure“ gegenüber „modifizierten“ EPS Stürmen. In den Abbildungen 4.30 und 4.31 (S. 50) ist zu sehen, dass der Schnittpunkt der Kurven für die Anzahl an „Puren“ gegenüber „modifizierten“ EPS Stürmen in dem neueren Modell zu einem späteren Zeitpunkt während der Vorhersagezeit zu finden ist. Da bei dieser Methode ein Abgleich zu „real“ aufgetretenen Stürmen vorgenommen wurde, bedeutet das, dass die Zugbahnen der Stürme im neueren Modell auch bei längerer Vorlaufzeit dichter an der Realität bleiben. Eine Aussage über die Vorhersagequalität und somit der anderen Sturmeigenschaften ist damit nicht gegeben, aber es heißt zumindest, dass mehr Ereignisse sich einem „real“ aufgetretenem Ereignis bzgl. ihrer Zugbahn zuordnen lassen. Das heißt allerdings auch, dass nicht der gesamte Zeitraum die gleiche Anzahl an unabhängigen Ereignissen enthalten kann. Der Zeitraum ist also nicht gleichmäßig von Ereignissen abgedeckt. Dies könnte bedeuten, dass aus den früheren Perioden eine größere Anzahl an Ereignissen in die Stichprobe eingeht.

Man erkennt diesen Sachverhalt bei Anwendung des Sturmzuordnungsverfahrens auf die einzelnen Saisons, dargestellt in Abbildung 7.1. Die Anzahl unabhängiger Ereignisse ab der Saison 06/07, in welcher der  $T_L399$  Zeitraum beginnt, liegt niedriger als für den davor liegenden Zeitraum in  $T_L255$ . Ein auflösungsbezogener Effekt des Verfahrens ist nicht auszuschließen, da die Zugbahn über die Schwerpunkte der detektierten Sturmcluster berechnet wird, wobei eine Wichtung mit dem sich darin errechneten Gitterzellen SSIs vorgenommen wird. Eine Ursache wird aber sicherlich auch der vom System zunehmende Vorhersageskill sein. Außerdem wird es Ereignisse geben, welche prinzipiell besser vorhersagbar sind. Darin könnte der Grund bestehen, dass die Anzahl unabhängiger Ereignisse in der Saison 08/09 wieder ansteigt, es sich also um Ereignisse handelt, welche schwerer vorhersagbar waren.

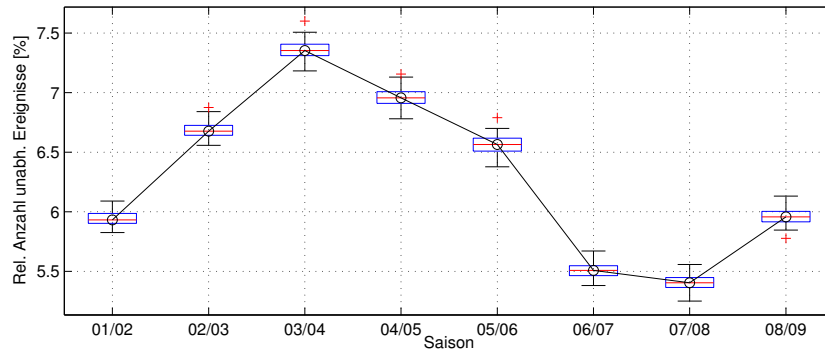


Abbildung 7.1.: Relative Anzahl [%] unabhängiger Ereignisse in den EPS Saisons aus 12UTC Initialisierungen im 6-Tagezeitfenster, Box-Whisker aus jeweils 100 Läufen des Verfahrens pro Saison angewendet

#### 7.4.2. Ensemblespread

Mit dem EPS versucht man die gesamte Spannbreite möglicher Wettersituationen zu generieren. Manche Ereignisse können dabei besser vorhergesagt werden als andere. Der Spread des Ensembles ist ein Maß dafür. Eine geringe Anzahl an Ensemblemitgliedern kann dabei auch nur eine begrenzte Anzahl an Zuständen darstellen. Mit Zunahme der Mitgliederanzahl von 32 auf 50 und dann von einer auf zwei Initialisierungen pro Tag wurde die Möglichkeit besser, mehr Zustände mit in den Vorhersagen abbilden zu können. Zudem wurde an der Art der Störung gearbeitet, z.b. durch eine Auflösungserhöhung der Singulären Vektoren, oder etwa der Einführung der stochastischen Störungen. Das bedeutet, dass in den verschiedenen Perioden möglicherweise eine unterschiedlich starke Variabilität in die Statistik eingeht. Eine Unterdispersivität des Ensembles könnte dafür ursächlich sein, dass die Konfidenzintervalle beim Verfahren der zusammengesetzten disjunkten Zeitreihen enger sind als im Vergleich zu ERA-Interim. Im Vergleich zu ERA-Interim konnte anhand von Talagranddiagrammen gezeigt werden, dass das EPS unterdispersiv ist, s.h. dazu im Anhang den Abschnitt J, S. XVII. Um dies weitergehend zu untersuchen, wird vorgeschlagen, das Ensemble mittels von Postprocessing Verfahren nachzubearbeiten, wie bsplw. „Model Output Statistics“. Eine vorgeschlagene und kurz getestete Methode hierzu stellt das Ensemble Dressing dar, s.h. Anhang Abschnitt K, S. XX. Eine andere denkbare Herangehensweise bestünde in der Generierung von künstlichen Ensemble-Vorhersage Paaren mittels eines Synthetischen Vorhersagegenerators, so dass der Grad der Dispersivität bekannt ist, und variiert werden kann. Eine Möglichkeit, einen solchen Datensatz zu erzeugen, wird von Weigel u. a. (2008) beschrieben. Interessant wäre zudem zu untersuchen, ob die Variabilität in der unterschiedlich starken Ausprägung von EPS Modifikationen eines Ereignisses vornehmlich durch eine Variabilität der Intensität, der

Sturmdauer oder der Sturmfeldgröße hervorgerufen wird. Diese Fragestellung wäre für eine Versicherung bzgl. möglicher Spannbreiten von Kumulschäden interessant.

Das Vorhandensein einer unterschiedlichen Varianz der Residuen in den Stichproben nennt man Heteroskedastizität (Kronthaler, 2014). Eine Möglichkeit die Stichproben daraufhin zu untersuchen, wäre der Bartlett-Test (Bartlett, 1937). Inwieweit dies einen Einfluss auf die Ergebnisse haben könnte, wurde nicht untersucht.

#### 7.4.3. Möglicher Bias in den GPD Parametern für ERA-Interim

Für kleine Stichproben mit weniger als 500 Ereignissen ist bekannt, dass es zu einem Bias bei der Bestimmung der Parameter der GPD mittels der Maximum-Likelihood Methode kommen kann (Hosking u. Wallis, 1987). In der Abbildung 6.4 auf S. 81 sind die abgeschätzten Wiederkehrperioden für die anteiligen SSI Werte der Regionsboxen aus der Abbildung 3.7 auf S. 20 dargestellt. In den seltener von Stürmen betroffenen Regionsboxen könnte der angesprochene Bias mitursächlich für die Abweichungen der abgeschätzten Wiederkehrperioden zwischen ERA-Interim und dem EPS sein. Das EPS ist durch die enorm größere Stichprobe von dieser Bias Problematik nicht betroffen, und anhand der über die Gesamtereigniss SSIs abgeschätzten Wiederkehrperioden, erkennt man eine deutlich bessere Übereinstimmung zwischen den Ergebnissen aus ERA-Interim und dem EPS. Hosking u. Wallis (1987) haben Simulationsstudien zur Parameterschätzung der GPD durchgeführt, und stellten dabei fest, dass die „Probability Weighted Moments Methode“ für Stichproben unter 500 Ereignissen verlässlichere Ergebnisse als die ML Methode liefert. Diese Methode wurde daher anhand der Balt-Regionsbox ausprobiert, und der Unterschied in den Parametern liegt bei etwa 2.8%. Dies liefert bei einer Wiederkehrperiode von 100 Jahren, mittels der ML Methode 2.5% niedrigere Wiederkehrwerte als mit der PWM Methode. Die Anzahl der Ereignisse für diese Box liegt bei 155, und ist somit sehr niedrig. Mit größerer Ereignisanzahl sollten die Unterschiede abnehmen. Für den Europa Gesamt-SSI liegen die Differenzen dann in den Parametern bei etwa 2.5%, und damit erhält man mit der ML Methode 2.4% niedrigere Wiederkehrwerte für ein hundertjähriges Ereignis. In der Balt-Regionsbox liegt der Unterschied zwischen dem Wiederkehrwert eines 100-jährigen Ereignisses im EPS um etwa 40% höher als in ERA-Interim. Die geringen durch die verschiedenen Methoden in der Parameterschätzung auftretenden Differenzen erklären den Unterschied somit nicht. Anstatt die PWM Methode für die kleinen Stichproben auszuprobieren, wäre eine Bias Korrektur der ML Fit Parameter, bsplw. mittels der in Giles u. a. (2011) beschriebenen Methode denkbar. Cai u. a. (2013) schlagen eine Bias Korrektur ebenso für die PWM Methode vor, wenn der Formparameter dicht bei Null liegt, was in dieser Studie der Fall ist. Getestet wurde einen Bias sowohl für die GPD Parameter sowie für die Wiederkehrwerte mittels der Jackknife-Methode (Efron, 1982) zu ermitteln. Dies lieferte nur geringe Unterschiede und der Ansatz wurde daher nicht weiter verfolgt.

## Literaturverzeichnis

- [AghaKouchak u. a. 2013] AGHAKOUCHAK, Amir ; EASTERLING, David ; HSU, Kuo-lin ; SCHUBERT, Siegfried ; SOROOSHIAN, Soroosh ; NETHERLANDS, Springer (Hrsg.): *Extremes in a Changing Climate*. Springer Netherlands, 2013. doi: 10.1007/978-94-007-4479-0. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-94-007-4479-0>. – ISBN 978-94-007-4479-0
- [Albeverio u. a. 2006] ALBEVERIO, Prof. Dr. S. ; JENTSCH, Dr. V. ; KANTZ, Prof. Dr. H. ; SPRINGER (Hrsg.): *Extreme Events in Nature and Society*. Springer Berlin Heidelberg, 2006. doi: 10.1007/3-540-28611-X. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/3-540-28611-X>. – ISBN 978-3-540-28611-0
- [Alexandridis u. Zapranis 2013] ALEXANDRIDIS, Antonis K. ; ZAPRANIS, Achilleas D.: *Weather Derivatives – Modeling and Pricing Weather-Related Risk*. Springer New York, 2013. doi: 10.1007/978-1-4614-6071-8. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4614-6071-8>. – ISBN 978-1-4614-6071-8
- [Anastasiades u. McSharry 2014] ANASTASIADES, G. ; MCSHARRY, P. E.: Extreme value analysis for estimating 50 year return wind speeds from reanalysis data. In: *Wind Energ.* 17 (2014), Nr. 8, 1231–1245. URL <http://dx.doi.org/10.1002/we.1630>. – ISSN 1099-1824
- [Anderson 1996] ANDERSON, Jeffrey L.: A Method for Producing and Evaluating Probabilistic Forecasts from Ensemble Model Integrations. In: *J. Climate* 9 (1996), Juli, Nr. 7, 1518–1530. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0442\(1996\)009<1518:AMFPAE>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0442(1996)009<1518:AMFPAE>2.0.CO;2). – ISSN 0894-8755
- [Ashcroft 1994] ASHCROFT, J.: The relationship between the gust ratio, terrain roughness, gust duration and the hourly mean wind speed. In: *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics* 53 (1994), Dezember, Nr. 3, 331–355. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0167610594900906>. – ISSN 0167-6105
- [Barkmeijer u. a. 2001] BARKMEIJER, J. ; BUIZZA, R. ; PALMER, T. N. ; PURI, K. ; MAHFOUF, J.-F.: Tropical singular vectors computed with linearized diabatic physics. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 127 (2001), Nr. 572, 685–708. URL <http://dx.doi.org/10.1002/qj.49712757221>. – DOI 10.1002/qj.49712757221. – ISSN 1477-870X



- [Bartlett 1937] BARTLETT, M. S.: Properties of Sufficiency and Statistical Tests. In: *Proceedings of the Royal Society of London. Series A, Mathematical and Physical Sciences* 160 (1937), Nr. 901, pp. 268-282. URL <http://www.jstor.org/stable/96803>. – ISSN 00804630
- [Beljaars 1987] BELJAARS, A.C.M.: The influence of sampling and filtering on measured wind gusts. In: *J. Atmos. Ocean. Techn.* 4 (1987), S. 613–626
- [Bivand u. a. 2008] BIVAND, Roger S. ; PEBESMA, Edzer J. ; GÓMEZ-RUBIO, Virgilio: *Applied Spatial Data Analysis with R*. Springer New York, 2008. doi: 10.1007/978-0-387-78171-6. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-0-387-78171-6>. – ISBN 978-0-387-78171-6
- [Bonamente 2013] BONAMENTE, Massimiliano: *Statistics and Analysis of Scientific Data*. Springer New York, 2013 (Graduate Texts in Physics). doi: 10.1007/978-1-4614-7984-0. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4614-7984-0>. – ISBN 978-1-4614-7984-0
- [bootstrap ] URL <http://cran.r-project.org/web/packages/bootstrap/index.html>
- [Boé u. a. 2007] BOÉ, J. ; TERRAY, L. ; HABETS, F. ; MARTIN, E.: Statistical and dynamical downscaling of the Seine basin climate for hydro-meteorological studies. In: *International Journal of Climatology* 27 (2007), Nr. 12, 1643–1655. URL <http://dx.doi.org/10.1002/joc.1602>. – DOI 10.1002/joc.1602. – ISSN 1097-0088
- [Brasseur 2001] BRASSEUR, O.: Development and application of a physical approach to estimating wind gusts. In: *MONTHLY WEATHER REVIEW* 129 (2001), Nr. 1, 5-25. URL <http://journals.ametsoc.org/doi/abs/10.1175/1520-0493%282001%29129%3C0005%3ADAAOAP%3E2.0.CO%3B2>. – DOI 10.1175/1520-0493(2001)129;0005:DAAOAP;2.0.CO;2. – ISSN 0027-0644
- [van den Brink u. Können 2011] BRINK, H. W. d. ; KÖNNEN, G. P.: Estimating 10000-year return values from short time series. In: *International Journal of Climatology* 31 (2011), Nr. 1, 115–126. URL <http://dx.doi.org/10.1002/joc.2047>. – DOI 10.1002/joc.2047. – ISSN 1097-0088
- [van den Brink u. a. 2005] BRINK, H. W. d. ; KÖNNEN, G. P. ; OPSTEEGH, J. D. ; OLDENBORGH, G. J. ; BURGERS, G.: Estimating return periods of extreme events from ECMWF seasonal forecast ensembles. In: *International Journal of Climatology* 25 (2005), Nr. 10, 1345–1354. URL <http://dx.doi.org/10.1002/joc.1155>. – DOI 10.1002/joc.1155. – ISSN 1097-0088

- [Brown u. a. 2006] BROWN, A. R. ; BELJAARS, A. C. M. ; HERBACH, H.: Errors in parametrizations of convective boundary-layer turbulent momentum mixing. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 132 (2006), Nr. 619, 1859–1876. URL <http://dx.doi.org/10.1256/qj.05.182>. – DOI 10.1256/qj.05.182. – ISSN 1477–870X
- [Bröcker u. Smith 2008] BRÖCKER, Jochen ; SMITH, Leonard: From ensemble forecasts to predictive distribution functions. In: *Tellus A* 60 (2008), Nr. 4. URL <http://www.tellusa.net/index.php/tellusa/article/view/15387>. – ISSN 1600–0870
- [Buizza u. Hollingsworth 2002] BUIZZA, R. ; HOLLINGSWORTH, A.: Storm prediction over Europe using ECMWF Ensemble Prediction System. In: *Meteorol. Appl.* 9 (2002), 289–305. URL <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1017/S1350482702003031/abstract>. – DOI 10.1017/S1350482702003031
- [Buizza u. a. 1999] BUIZZA, R. ; MILLEER, M. ; PALMER, T. N.: Stochastic representation of model uncertainties in the ECMWF ensemble prediction system. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 125 (1999), Nr. 560, 2887–2908. URL <http://dx.doi.org/10.1002/qj.49712556006>. – DOI 10.1002/qj.49712556006. – ISSN 1477–870X
- [Buizza 1998] BUIZZA, Roberto: Impact of Horizontal Diffusion on T21, T42, and T63 Singular Vectors. In: *J. Atmos. Sci.* 55 (1998), März, Nr. 6, 1069–1083. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0469\(1998\)055<1069:IOHDOT>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0469(1998)055<1069:IOHDOT>2.0.CO;2). – ISSN 0022–4928
- [Cai u. a. 2013] CAI, Juan-Juan ; HAAN, Laurens de ; ZHOU, Chen: Bias correction in extreme value statistics with index around zero. In: *Extremes* 16 (2013), Nr. 2, 173–201. URL <http://dx.doi.org/10.1007/s10687-012-0158-x>. – DOI 10.1007/s10687-012-0158-x. – ISSN 1386–1999
- [Candille u. Talagrand 2005] CANDILLE, G. ; TALAGRAND, O.: Evaluation of probabilistic prediction systems for a scalar variable. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 131 (2005), Nr. 609, 2131–2150. URL <http://dx.doi.org/10.1256/qj.04.71>. – DOI 10.1256/qj.04.71. – ISSN 1477–870X
- [Cehak 1971] CEHAK, K.: Der Jahresgang der monatlichen höchsten Windgeschwindigkeiten in der Darstellung durch Fisher-Tippett III-Verteilungen. 19 (1971), Nr. 2, 165–182–. URL <http://dx.doi.org/10.1007/BF02332263>. – ISSN 0066–6424

- [Cermak u. a. 1995] CERMAK, Jack E. ; DAVENPORT, Alan G. ; PLATEA, Erich J. ; VIEGAS, Domingos X. ; NETHERLANDS, Springer (Hrsg.): *Wind Climate in Cities*. Springer Netherlands, 1995. doi: 10.1007/978-94-017-3686-2. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-94-017-3686-2>. – ISBN 978-94-017-3686-2
- [Choulakian u. Stephens 2001] CHOULAKIAN, V. ; STEPHENS, M. A.: Goodness-of-Fit Tests for the Generalized Pareto Distribution. In: *Technometrics* 43 (2001), November, Nr. 4, 478–484. URL <http://www.jstor.org/stable/1270819>. – ISSN 00401706
- [Cizek u. a. 2011] CIZEK, Pavel ; HÄRDLE, Wolfgang K. ; WERON, Rafal: *Statistical Tools for Finance and Insurance*. 2011. doi: 10.1007/978-3-642-18062-0. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-18062-0>. – ISBN 978-3-642-18062-0
- [Climate Data Operators ] URL <https://code.zmaw.de/projects/cdo>
- [Coelingh u. a. 1996] COELINGH, J.P. ; WIJK, A.J.M. van ; HOLTSLAG, A.A.M.: Analysis of wind speed observations over the North Sea. In: *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics* 61 (1996), Nr. 1, 51 - 69. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0167610596000438>. – DOI [http://dx.doi.org/10.1016/0167-6105\(96\)00043-8](http://dx.doi.org/10.1016/0167-6105(96)00043-8). – ISSN 0167-6105
- [Coles 2001] COLES, Stuart ; SPRINGER (Hrsg.): *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer London, 2001 (Springer Series in Statistics). doi: 10.1007/978-1-4471-3675-0. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4471-3675-0>. – ISBN 978-1-4471-3675-0
- [Cook 1990] COOK, N. J.: *The Designer's Guide to Wind Loading of Building Structures*. Butterworth-Heinemann Ltd, 1990. – ISBN 9780408008716
- [Cortez 2014] CORTEZ, Paulo: *Modern Optimization with R*. Springer International Publishing, 2014. doi: 10.1007/978-3-319-08263-9. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-319-08263-9>. – ISBN 978-3-319-08263-9
- [Cottin u. Döhler 2013] COTTIN, Claudia ; DÖHLER, Sebastian ; SPEKTRUM, Springer (Hrsg.): *Risikoanalyse*. Springer Fachmedien Wiesbaden, 2013. doi: 10.1007/978-3-658-00830-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-658-00830-7>. – ISBN 978-3-658-00830-7
- [Davison u. Smith 1990] DAVISON, A. C. ; SMITH, R. L.: Models for Exceedances over High Thresholds. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 52 (1990), Januar, Nr. 3, 393–442. URL <http://www.jstor.org/stable/2345667>. – ISSN 00359246

- [Dee u. a. 2011] DEE, D. P. ; UPPALA, S. M. ; SIMMONS, A. J. ; BERRISFORD, P. ; POLI, P. ; KOBAYASHI, S. ; ANDRAE, U. ; BALMASEDA, M. A. ; BALSAMO, G. ; BAUER, P. ; BECHTOLD, P. ; BELJAARS, A. C. M. ; BERG, L. van d. ; BIDLOT, J. ; BORMANN, N. ; DELSOL, C. ; DRAGANI, R. ; FUENTES, M. ; GEER, A. J. ; HAIMBERGER, L. ; HEALY, S. B. ; HERSBACH, H. ; HOLM, E. V. ; ISAKSEN, L. ; KALLBERG, P. ; KÖHLER, M. ; MATRICARDI, M. ; McNALLY, A. P. ; MONGE-SANZ, B. M. ; MORCRETTE, J.-J. ; PARK, B.-K. ; PEUBEY, C. ; ROSNAY, P. de ; TAVOLATO, C. ; THEPAUT, J.-N. ; VITART, F.: The ERA-Interim reanalysis: configuration and performance of the data assimilation system. In: *Q.J.R. Meteorol. Soc.* 137 (2011), April, 553-597. URL <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/qj.828/abstract>. – DOI 10.1002/qj.828
- [Della-Marta u. a. 2010] DELLA-MARTA, Paul M. ; LINIGER, Mark A. ; APPENZELLER, Christof ; BRESCH, David N. ; KÖLLNER-HECK, Pamela ; MUCCIONE, Veruska: Improved Estimates of the European Winter Windstorm Climate and the Risk of Reinsurance Loss Using Climate Model Data. In: *J. Appl. Meteor. Climatol.* 49 (2010), Mai, Nr. 10, 2092–2120. URL <http://dx.doi.org/10.1175/2010JAMC2133.1>. – ISSN 1558-8424
- [Della-Marta u. a. 2009] DELLA-MARTA, Paul M. ; MATHIS, Hubert ; FREI, Christoph ; LINIGER, Mark A. ; KLEINN, Jan ; APPENZELLER, Christof: The return period of wind storms over Europe. In: *International Journal of Climatology* 29 (2009), Nr. 3, 437–459. URL <http://dx.doi.org/10.1002/joc.1794>. – DOI 10.1002/joc.1794. – ISSN 1097-0088
- [Deville u. IRSN 2013] DEVILLE, Yves ; IRSN: *Renext: Renewal method for extreme values extrapolation*, 2013. URL <http://CRAN.R-project.org/package=Renext>. – R package version 2.1-0
- [Diciccio u. Romano 1988] DICICCIO, Thomas J. ; ROMANO, Joseph P.: A Review of Bootstrap Confidence Intervals. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 50 (1988), Januar, Nr. 3, 338–354. URL <http://www.jstor.org/stable/2345699>. – ISSN 00359246
- [Donat u. a. 2011] DONAT, M. G. ; PARDOWITZ, T. ; LECKEBUSCH, G. C. ; ULBRICH, U. ; BURGHOFF, O.: High-resolution refinement of a storm loss model and estimation of return periods of loss-intensive storms over Germany. In: *Natural Hazards and Earth System Science* 11 (2011), Nr. 10, 2821–2833. URL <http://www.nat-hazards-earth-syst-sci.net/11/2821/2011/>. – DOI 10.5194/nhess-11-2821-2011
- [Dormann 2013] DORMANN, Carsten F.: *Parametrische Statistik*. Springer Berlin Heidelberg, 2013. doi: 10.1007/978-3-642-34786-3. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-34786-3>. – ISBN 978-3-642-34786-3

- [Dukes u. Palutikof 1995] DUKES, M. D. G. ; PALUTIKOF, J. P.: Estimation of Extreme Wind Speeds with Very Long Return Periods. In: *J. Appl. Meteor.* 34 (1995), September, Nr. 9, 1950–1961. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0450\(1995\)034<1950:EOEWSW>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0450(1995)034<1950:EOEWSW>2.0.CO;2). – ISSN 0894–8763
- [ECMWF 1997] ECMWF: ECMWF Newsletter Number 78 - Winter 1997/98 / European Centre for Medium-Range Weather Forecasts, Shinfield Park, Reading, RG2 9AX, UK. 1997. – Forschungsbericht
- [ECMWF Cycle CY28r1 ] URL <http://www.ecmwf.int/research/ifsdocs/CY28r1/Physics/Physics-04-09.html>
- [ECMWF IFS Cycles ] URL [http://www.ecmwf.int/products/data/technical/model\\_id/index.html](http://www.ecmwf.int/products/data/technical/model_id/index.html)
- [ECMWF known issues 2008] URL <http://www.ecmwf.int/products/forecasts/seasonal/documentation/system3/knownissues.html>
- [ECMWF User Guide 2011] ECMWF USER GUIDE: *User guide to ECMWF forecast products*. URL [http://www.ecmwf.int/products/forecasts/guide/user\\_guide.pdf](http://www.ecmwf.int/products/forecasts/guide/user_guide.pdf). Version: October 2011
- [Efron 1982] EFRON, Bradley: *The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans*. Society for Industrial and Applied Mathematics, 1982. doi: 10.1137/1.9781611970319. URL <http://dx.doi.org/10.1137/1.9781611970319>. – ISBN 978–1–61197–031–9
- [Efron 1987] EFRON, Bradley: Better Bootstrap Confidence Intervals. In: *Journal of the American Statistical Association* 82 (1987), Nr. 397, pp. 171-185. URL <http://www.jstor.org/stable/2289144>. – ISSN 01621459
- [Embrechts u. a. 1997] EMBRECHTS, Paul ; KLÜPPELBERG, Claudia ; MIKOSCH, Thomas ; SPRINGER (Hrsg.): *Applications of Mathematics*. Bd. 33: *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*. Springer Berlin Heidelberg, 1997. doi: 10.1007/978-3-642-33483-2. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-33483-2>. – ISBN 978–3–642–33483–2
- [Emeis 2013] EMEIS, Stefan: *Wind Energy Meteorology – Atmospheric Physics for Wind Power Generation*. Springer Berlin Heidelberg, 2013. doi: 10.1007/978-3-642-30523-8. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-30523-8>. – ISBN 978–3–642–30523–8
- [European Environment Agency 2010] EUROPEAN ENVIRONMENT AGENCY: Mapping the impacts of natural hazards and technological accidents in Europe – An overview of the last decade / European Environment Agency. 2010. – Forschungsbericht

- [European Severe Weather Database (ESWD) ] URL [www.essl.org/ESWD](http://www.essl.org/ESWD)
- [Fawcett u. Walshaw 2012] FAWCETT, Lee ; WALSHAW, David: Estimating return levels from serially dependent extremes. In: *Environmetrics* 23 (2012), Nr. 3, 272–283. URL <http://dx.doi.org/10.1002/env.2133>. – DOI 10.1002/env.2133. – ISSN 1099–095X
- [Finkl 2013] FINKL, Charles W. ; NETHERLANDS, Springer (Hrsg.): *Coastal Hazards*. Springer Netherlands, 2013. doi: 10.1007/978-94-007-5234-4. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-94-007-5234-4>. – ISBN 978–94–007–5234–4
- [Froude 2009] FROUDE, L. S. R.: Regional Differences in the Prediction of Extratropical Cyclones by the ECMWF Ensemble Prediction System. In: *Mon. Wea. Rev.* 137 (2009), S. 893–911
- [Froude u. a. 2007a] FROUDE, L. S. R. ; BENGTTSSON, L. ; HODGES, K. I.: The Prediction of Extratropical Storm Tracks by the ECMWF and NCEP Ensemble Prediction Systems. In: *Mon. Wea. Rev.* 135 (2007), 2545–2567. URL <http://journals.ametsoc.org/doi/abs/10.1175/MWR3422.1>. – DOI 10.1175/MWR3422.1
- [Froude u. a. 2007b] FROUDE, Lizzie S. R. ; BENGTTSSON, Lennart ; HODGES, Kevin I.: The Predictability of Extratropical Storm Tracks and the Sensitivity of Their Prediction to the Observing System. In: *Mon. Wea. Rev.* 135 (2007), Februar, Nr. 2, 315–333. URL <http://dx.doi.org/10.1175/MWR3274.1>. – ISSN 0027–0644
- [Froude u. a. 2007c] FROUDE, Lizzie S. ; BENGTTSSON, Lennart ; HODGES, Kevin I.: Storm Tracking and Ensemble Prediction. Version: 2007. URL [http://dx.doi.org/10.1007/978-0-387-34918-3\\_7](http://dx.doi.org/10.1007/978-0-387-34918-3_7). In: *Nonlinear Dynamics in Geosciences*. Springer New York, 2007. – DOI 10.1007/978-0-387-34918-3\_7. – ISSN 978–0–387–34917–6, 101–119–
- [Froude u. Gurney 2010] FROUDE, Lizzie S. ; GURNEY, Robert J.: Storm Prediction Research and its Application to the Oil/Gas Industry. Version: 2010. URL [http://dx.doi.org/10.1007/978-90-481-3692-6\\_16](http://dx.doi.org/10.1007/978-90-481-3692-6_16). In: TROCCOLI, Alberto (Hrsg.): *NATO Science for Peace and Security Series C: Environmental Security*. Springer Netherlands, 2010. – ISSN 978–90–481–3691–9, 241–252–
- [Führer u. a. 2006] FUHRER, J. ; BENISTON, M. ; FISCHLIN, A. ; FREI, Ch. ; GOYETTE, S. ; JASPER, K. ; PFISTER, Ch.: Climate risks and their impact on agriculture and forests in Switzerland. Version: 2006. URL [http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4020-5714-4\\_5](http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4020-5714-4_5). In: WANNER, Heinz (Hrsg.) ; GROSJEAN, Martin (Hrsg.) ; RÖTHLISBERGER, Regine (Hrsg.) ; XOPLAKI, Elena (Hrsg.): *Climate Variability, Predictability and Climate Risks*. Springer Netherlands, 2006. – ISSN 978–1–4020–5713–7, 79–102–

- [Giles u. a. 2011] GILES, David E. A. ; FENG, Hui ; GODWIN, Ryan T.: Bias - Corrected Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of the Generalized Pareto Distribution / Department of Economics, University of Victoria. Version: 2011. URL <http://EconPapers.repec.org/RePEc:vic:vicewp:1105>. 2011 (1105). – Econometrics Working Papers. – ISSN 1485–6441
- [Gilleland u. Katz 2011] GILLELAND, Eric ; KATZ, Richard W.: New software to analyze how extremes change over time. In: *Eos* 92 (2011), Nr. 2, S. 13–14
- [Gneiting u. a. 2005] GNEITING, Tilmann ; RAFTERY, Adrian E. ; WESTVELD, Anton H. ; GOLDMAN, Tom: Calibrated Probabilistic Forecasting Using Ensemble Model Output Statistics and Minimum CRPS Estimation. In: *Mon. Wea. Rev.* 133 (2005), Mai, Nr. 5, 1098–1118. URL <http://dx.doi.org/10.1175/MWR2904.1>. – ISSN 0027–0644
- [Good 2006] GOOD, Phillip I. ; BOSTON, Birkhäuser (Hrsg.): *Resampling Methods - A Practical Guide to Data Analysis*. Birkhäuser Boston, 2006. doi: 10.1007/0-8176-4444-X. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/0-8176-4444-X>. – ISBN 978–0–8176–4444–4
- [Grib API ] URL <https://software.ecmwf.int/wiki/display/GRIB/Home>
- [Grib Tabelle 128 ] URL <http://old.ecmwf.int/publications/manuals/d/gribapi/param/filter=grib1/p=1/table=128/>
- [Grimshaw 1993] GRIMSHAW, Scott D.: Computing Maximum Likelihood Estimates for the Generalized Pareto Distribution. In: *Technometrics* 35 (1993), Nr. 2, 185–191. URL <http://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00401706.1993.10485040>. – DOI 10.1080/00401706.1993.10485040
- [Gudmundsson u. a. 2012] GUDMUNDSSON, L. ; BREMNES, J. B. ; HAUGEN, J. E. ; ENGEN-SKAUGEN, T.: Technical Note: Downscaling RCM precipitation to the station scale using statistical transformations &ndash; a comparison of methods. In: *Hydrology and Earth System Sciences* 16 (2012), Nr. 9, 3383–3390. URL <http://www.hydrology-earth-syst-sci.net/16/3383/2012/>. – DOI 10.5194/hess-16-3383-2012
- [Gudmundsson 2014] GUDMUNDSSON, Lukas: *qmap: Statistical transformations for post-processing climate model output*, 2014. – R package version 1.0-3
- [Hamill 2001] HAMILL, Thomas M.: Interpretation of Rank Histograms for Verifying Ensemble Forecasts. In: *Mon. Wea. Rev.* 129 (2001), März, Nr. 3, 550–560. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0493\(2001\)129<0550:IORHFV>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0493(2001)129<0550:IORHFV>2.0.CO;2). – ISSN 0027–0644

- [Hansjürgens u. Antes 2008] HANSJÜRGENS, Bernd ; ANTES, Ralf: *Economics and Management of Climate Change - Risks, Mitigation and Adaptation*. Springer New York, 2008. doi: 10.1007/978-0-387-77353-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-0-387-77353-7>. – ISBN 978-0-387-77353-7
- [Haylock 2011] HAYLOCK, M. R.: European extra-tropical storm damage risk from a multi-model ensemble of dynamically-downscaled global climate models. In: *Natural Hazards and Earth System Science* 11 (2011), Nr. 10, 2847–2857. URL <http://www.nat-hazards-earth-syst-sci.net/11/2847/2011/>. – DOI 10.5194/nhess-11-2847-2011
- [Hersbach 2000] HERSBACH, Hans: Decomposition of the Continuous Ranked Probability Score for Ensemble Prediction Systems. In: *Wea. Forecasting* 15 (2000), Oktober, Nr. 5, 559–570. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0434\(2000\)015<0559:DOTCRP>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0434(2000)015<0559:DOTCRP>2.0.CO;2). – ISSN 0882-8156
- [Hodges 1994] HODGES, K. I.: A General Method for Tracking Analysis and Its Application to Meteorological Data. In: *Mon. Wea. Rev.* 122 (1994), November, Nr. 11, 2573–2586. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0493\(1994\)122<2573:AGMFTA>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0493(1994)122<2573:AGMFTA>2.0.CO;2). – ISSN 0027-0644
- [Hofherr u. Kunz 2010] HOFHERR, T. ; KUNZ, M.: Extreme wind climatology of winter storms in Germany. In: *Clim Res* 41 (2010), 105-123. URL [http://www.int-res.com/articles/cr\\_oa/c041p105.pdf](http://www.int-res.com/articles/cr_oa/c041p105.pdf)
- [Hosking u. Wallis 1987] HOSKING, J. R. M. ; WALLIS, J. R.: Parameter and Quantile Estimation for the Generalized Pareto Distribution. In: *Technometrics* 29 (1987), August, Nr. 3, 339–349. URL <http://www.jstor.org/stable/1269343>. – DOI 10.2307/1269343. – ISSN 00401706
- [Hucho 2012] HUCHO, Wolf-Heinrich: *Aerodynamik der stumpfen Körper*. Vieweg+Teubner Verlag, 2012. doi: 10.1007/978-3-8348-8243-1. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-8348-8243-1>
- [Hurrell u. a. 2003] HURRELL, James W. (Hrsg.) ; KUSHNIR, Yochanan (Hrsg.) ; OTTERSEN, Geir (Hrsg.) ; VISBECK, Martin (Hrsg.): *The North Atlantic Oscillation: Climatic Significance and Environmental Impact*. Bd. 134. American Geophysical Union, 2003. doi: 10.1029/GM134. URL <http://www.agu.org/books/gm/v134/>
- [ismev ] URL <http://cran.r-project.org/web/packages/ismev/index.html>



- [Janczyk u. Pfister 2013] JANCZYK, Markus ; PFISTER, Roland: *Inferenzstatistik verstehen – Von A wie Signifikanztest bis Z wie Konfidenzintervall*. Springer Berlin Heidelberg, 2013 (Springer-Lehrbuch Masterclass). doi: 10.1007/978-3-642-34825-9. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-34825-9>. – ISBN 978-3-642-34825-9
- [Jewson u. Caballero 2003] JEWSON, Stephen ; CABALLERO, Rodrigo: The use of weather forecasts in the pricing of weather derivatives. In: *Meteorological Applications* 10 (2003), Nr. 4, 377–389. URL <http://dx.doi.org/10.1017/S1350482703001099>. – DOI 10.1017/S1350482703001099. – ISSN 1469-8080
- [Jolliffe u. Stephenson 2003] JOLLIFFE, Ian T. (Hrsg.) ; STEPHENSON, David B. (Hrsg.): *Forecast Verification: A Practitioner's Guide in Atmospheric Science*. John Wiley & Sons, Inc., 2003. URL <http://eu.wiley.com/WileyCDA/WileyTitle/productCd-0470864419.html>. – ISBN 978-0-470-86441-8
- [Khandekar 1989] KHANDEKAR, M. L.: *Coastal and Estuarine Studies*. Bd. 33: *Operational Analysis and Prediction of Ocean Wind Waves*. Springer New York, 1989. doi: 10.1007/978-1-4613-8952-1. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4613-8952-1>. – ISBN 978-1-4613-8952-1
- [Klawka u. Ulbrich 2003] KLAWKA, M. ; ULBRICH, U.: A model for the estimation of storm losses and the identification of severe winter storms in Germany. In: *Natural Hazards and Earth System Sciences* 3 (2003), 725-732. URL <http://www.nat-hazards-earth-syst-sci.net/3/725/2003/nhess-3-725-2003.html>
- [Klinker u. a. 2000] KLINKER, E. ; RABIER, F. ; KELLY, G. ; MAHFOUF, J.-F.: The ecmwf operational implementation of four-dimensional variational assimilation. III: Experimental results and diagnostics with operational configuration. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 126 (2000), Nr. 564, 1191–1215. URL <http://dx.doi.org/10.1002/qj.49712656417>. – DOI 10.1002/qj.49712656417. – ISSN 1477-870X
- [Koziar u. Renner 2005] KOZIAR, Christian ; RENNER, Volker: MUSE Modellgestützte Untersuchungen zu Sturmfluten mit sehr geringen Eintrittswahrscheinlichkeiten – Teilprojekt: Numerische Berechnung physikalisch konsistenter Wetterlagen mit Atmosphärenmodellen / DWD. Version: 2005. URL [www.bsh.de/de/Meeresdaten/Projekte/MUSE/MUSE\\_Abschlussbericht.pdf](http://www.bsh.de/de/Meeresdaten/Projekte/MUSE/MUSE_Abschlussbericht.pdf). 2005. – Forschungsbericht
- [Kraus u. Ebel 2003] KRAUS, Helmut ; EBEL, Ulrich: *Risiko Wetter – Die Entstehung von Stürmen und anderen atmosphärischen Gefahren*. Springer Berlin Heidelberg, 2003. doi: 10.1007/978-3-642-55547-3. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-55547-3>. – ISBN 978-3-642-55547-3

- [Krishnamurti u. a. 2006] KRISHNAMURTI, T.N. ; BEDI, H.S. ; HARDIKER, V.M. ; RAMASWAMY, L. ; SPRINGER (Hrsg.): *Atmospheric and Oceanographic Sciences Library*. Bd. 35: *An Introduction to Global Spectral Modeling*. 2006. doi: 10.1007/0-387-32962-5. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/0-387-32962-5>. – ISBN 978-0-387-32962-8
- [Kronthaler 2014] KRONTHALER, Franz: *Statistik angewandt – Datenanalyse ist (k)eine Kunst*. 2014 (Springer-Lehrbuch). doi: 10.1007/978-3-642-53740-0. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-53740-0>. – ISBN 978-3-642-53740-0
- [Kropp u. Schellnhuber 2011] KROPP, Jürgen (Hrsg.) ; SCHELLNHUBER, Hans-Joachim (Hrsg.): *In Extremis – Disruptive Events and Trends in Climate and Hydrology*. Springer Berlin Heidelberg, 2011. doi: 10.1007/978-3-642-14863-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-14863-7>. – ISBN 978-3-642-14863-7
- [Lahiri 2003] LAHIRI, S. N. ; YORK, Springer N. (Hrsg.): *Resampling Methods for Dependent Data*. Springer New York, 2003 (Springer Series in Statistics). doi: 10.1007/978-1-4757-3803-2. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4757-3803-2>. – ISBN 978-1-4757-3803-2
- [Lahoz u. a. 2010] LAHOZ, William ; KHATTATOV, Boris ; MENARD, Richard ; SPRINGER (Hrsg.): *Data Assimilation*. Springer Berlin Heidelberg, 2010. doi: 10.1007/978-3-540-74703-1. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-540-74703-1>
- [Lamquin u. a. 2009] LAMQUIN, N. ; GIERENS, K. ; STUBENRAUCH, C.J. ; CHATTERJEE, R.: Evaluation of upper tropospheric humidity forecasts from ECMWF using AIRS and CALIPSO data. In: *Atmos. Chem. Phys.* 9 (2009), 1779-1793. URL <http://www.atmos-chem-phys.net/9/1779/2009/acp-9-1779-2009.html>
- [Lapworth 2008] LAPWORTH, A.: The evening wind. In: *Weather* 63 (2008), Nr. 1, 12–14. URL <http://dx.doi.org/10.1002/wea.167>. – DOI 10.1002/wea.167. – ISSN 1477-8696
- [Lapworth 2012] LAPWORTH, Alan: Forecasting the wind at sunset. In: *Weather* 67 (2012), Nr. 3, 65–67. URL <http://dx.doi.org/10.1002/wea.880>. – DOI 10.1002/wea.880. – ISSN 1477-8696
- [Lau u. Waliser 2012] LAU, William K.-M. ; WALISER, Duane E.: *Intraseasonal Variability in the Atmosphere-Ocean Climate System*. Springer Berlin Heidelberg, 2012. doi: 10.1007/978-3-642-13914-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-13914-7>. – ISBN 978-3-642-13914-7

- [Lauritzen u. a. 2011] LAURITZEN, Peter ; JABLONOWSKI, Christiane ; TAYLOR, Mark ; NAIR, Ramachandran: *Lecture Notes in Computational Science and Engineering*. Bd. 80: *Numerical Techniques for Global Atmospheric Models*. Springer Berlin Heidelberg, 2011. doi: 10.1007/978-3-642-11640-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-11640-7>. – ISBN 978-3-642-11640-7
- [Leckebusch u. a. 2008] LECKEBUSCH, G. C. ; RENGGLI, D. ; ULBRICH, U.: Development and application of an objective storm severity measure for Northeast Atlantic region. In: *Meteorologische Zeitschrift* 17 (2008), Nr. 5, 575-587. URL [http://www.schweizerbart.de/papers/metz/detail/17/56773/Development\\_and\\_application\\_of\\_an\\_objective\\_storm\\_severity\\_measure\\_for\\_the\\_Northeast\\_Atlantic\\_region](http://www.schweizerbart.de/papers/metz/detail/17/56773/Development_and_application_of_an_objective_storm_severity_measure_for_the_Northeast_Atlantic_region)
- [Leutbecher u. Palmer 2008] LEUTBECHER, M. ; PALMER, T.N.: Ensemble forecasting. In: *Journal of Computational Physics* 227 (2008), Nr. 7, 3515 - 3539. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0021999107000812>. – DOI <http://dx.doi.org/10.1016/j.jcp.2007.02.014>. – ISSN 0021-9991. – Predicting weather, climate and extreme events
- [Liberato u. a. 2013] LIBERATO, M. L. R. ; PINTO, J. G. ; TRIGO, R. M. ; LUDWIG, P. ; ORDÓÑEZ, P. ; YUEN, D. ; TRIGO, I. F.: Explosive development of winter storm Xynthia over the subtropical North Atlantic Ocean. In: *Natural Hazards and Earth System Science* 13 (2013), Nr. 9, 2239–2251. URL <http://www.nat-hazards-earth-syst-sci.net/13/2239/2013/>. – DOI 10.5194/nhess-13-2239-2013
- [Liu u. a. 2011] LIU, Yuqiong ; BROWN, James ; DEMARGNE, Julie ; SEO, Dong-Jun: A wavelet-based approach to assessing timing errors in hydrologic predictions. In: *Journal of Hydrology* 397 (2011), Nr. 3–4, 210 - 224. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022169410007365>. – DOI <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.11.040>. – ISSN 0022-1694
- [Mahfouf u. Rabier 2000] MAHFOUF, J.-F. ; RABIER, F.: The ECMWF operational implementation of four-dimensional variational assimilation. II: Experimental results with improved physics. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 126 (2000), Nr. 564, 1171–1190. URL <http://dx.doi.org/10.1002/qj.49712656416>. – DOI 10.1002/qj.49712656416. – ISSN 1477-870X
- [Maraun 2013] MARAUN, Douglas: Bias Correction, Quantile Mapping, and Downscaling: Revisiting the Inflation Issue. In: *J. Climate* 26 (2013), Januar, Nr. 6, 2137–2143. URL <http://dx.doi.org/10.1175/JCLI-D-12-00821.1>. – ISSN 0894-8755

- [Marzban u. a. 2010] MARZBAN, Caren ; WANG, Ranran ; KONG, Fanyou ; LEYTON, Stephen: On the Effect of Correlations on Rank Histograms: Reliability of Temperature and Wind Speed Forecasts from Finescale Ensemble Reforecasts. In: *Mon. Wea. Rev.* 139 (2010), Februar, Nr. 1, 295–310. URL <http://dx.doi.org/10.1175/2010MWR3129.1>. – DOI 10.1175/2010MWR3129.1. – ISSN 0027–0644
- [matlab\_cdi ] URL <http://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/21579-netcdfgrib-reader>
- [SYSTEM AGRO 2009] SYSTEM AGRO: *SYSTEM AGRO – Nachhaltige Ernteversicherung als Antwort auf den Klimawandel MUNICH RE Special and Financial Risks SFR*. URL [http://www.munichre.com/app\\_pages/www/@res/pdf/reinsurance/business/non-life/systemagro/sustainable\\_crop\\_insurance\\_de.pdf](http://www.munichre.com/app_pages/www/@res/pdf/reinsurance/business/non-life/systemagro/sustainable_crop_insurance_de.pdf).  
Version: 09 2009
- [World Meteorological Organization 2012] WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION: Guidelines on Ensemble Prediction Systems and Forecasting / WMO. Version: 2012. URL [http://www.wmo.int/pages/prog/www/DPFS/Manual/documents/1091\\_Guidelines\\_on\\_EPS\\_en.pdf](http://www.wmo.int/pages/prog/www/DPFS/Manual/documents/1091_Guidelines_on_EPS_en.pdf). 2012 (1091). – Forschungsbericht
- [Menke u. Menke 2011] MENKE, William ; MENKE, Joshua ; ELSEVIER (Hrsg.): *Environmental Data Analysis with MatLab*. Elsevier, 2011. URL [http://www.sciencedirect.com/?\\_ob=RefWorkIndexURL&\\_cid=281465&\\_idxType=TC&md5=8b736bb0eed31c9bbb1f0fef21b12ba](http://www.sciencedirect.com/?_ob=RefWorkIndexURL&_cid=281465&_idxType=TC&md5=8b736bb0eed31c9bbb1f0fef21b12ba). – ISBN 978–0–12–391886–4
- [Menoni u. Margottini 2011] MENONI, Scira ; MARGOTTINI, Claudio ; MILAN, Springer (Hrsg.): *Inside Risk: A Strategy for Sustainable Risk Mitigation*. Springer Milan, 2011. doi: 10.1007/978-88-470-1842-6. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-88-470-1842-6>. – ISBN 978–88–470–1842–6
- [Miquel 1984] MIQUEL, Jacques ; EYROLLES (Hrsg.): *Guide pratique d'estimation des probabilités de crues*. 1984. URL <http://www.editions-eyrolles.com/Livre/000000075497/guide-pratique-d-estimation-des-probabilites-de-crues>. – ISBN 2–212–01596–8
- [m\_map ] URL <http://www.eos.ubc.ca/~rich/private/>
- [Mudelsee 2010] MUDELSEE, Manfred ; SPRINGER (Hrsg.): *Atmospheric and Oceanographic Sciences Library*. Bd. 42: *Climate Time Series Analysis - Classical Statistical and Bootstrap Methods*. 2010. doi: 10.1007/978-90-481-9482-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-90-481-9482-7>. – ISBN 978–90–481–9482–7

- [Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft 2011] MÜNCHENER RÜCKVERSICHERUNGSGESELLSCHAFT, NatCatSERVICE Geo Risks R. Geo Risks Research: *Significant natural catastrophes 1980-2011; 10 costliest winter storms in Europe ordered by overall losses*. URL [http://www.munichre.com/app\\_pages/www/@res/pdf/NatCatService/significant\\_natural\\_catastrophes/2011/NatCatSERVICE\\_significant\\_winter\\_storms\\_eco\\_june2011\\_en.pdf](http://www.munichre.com/app_pages/www/@res/pdf/NatCatService/significant_natural_catastrophes/2011/NatCatSERVICE_significant_winter_storms_eco_june2011_en.pdf). Version: July 2011
- [Müller 2013] MÜLLER, Thomas: *Finanzrisiken in der Assekuranz - Moderne Finanz- und Risikokonzepte in der Versicherungswirtschaft*. Springer Fachmedien Wiesbaden, 2013 (Studienbücher Wirtschaftsmathematik). doi: 10.1007/978-3-8348-2307-6. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-8348-2307-6>. – ISBN 978-3-8348-2307-6
- [Nelder u. Mead 1965] NELDER, J. A. ; MEAD, R.: A Simplex Method for Function Minimization. In: *The Computer Journal* 7 (1965), Nr. 4, 308-313. URL <http://comjnl.oxfordjournals.org/content/7/4/308.abstract>. – DOI 10.1093/comjnl/7.4.308
- [Nguyen 2007] NGUYEN, Tristan: *Grenzen der Versicherbarkeit von Katastrophenrisiken - Erweiterungsmöglichkeiten durch Rückversicherung, Katastrophenanleihen und Versicherungsderivate*. DUV, 2007. doi: 10.1007/978-3-8350-9612-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-8350-9612-7>. – ISBN 978-3-8350-9612-7
- [NOAA ] NOAA: *Monatliche NAO Indizes*. URL <http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/precip/CWlink/pna/norm.nao.monthly.b5001.current.ascii.table>
- [Oliver 2005] OLIVER, John E.: *Encyclopedia of World Climatology*. Springer Netherlands, 2005 (Encyclopedia of Earth Sciences Series). doi: 10.1007/1-4020-3266-8. URL <http://link.springer.com/referencework/10.1007/1-4020-3266-8>. – ISBN 978-1-4020-3266-0
- [Palmer 2002] PALMER, T. N.: The economic value of ensemble forecasts as a tool for risk assessment: From days to decades. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 128 (2002), Nr. 581, 747-774. URL <http://dx.doi.org/10.1256/0035900021643593>. – DOI 10.1256/0035900021643593. – ISSN 1477-870X
- [Palmer u. a. 2007] PALMER, T. N. ; BUIZZA, R. ; LEUTBECHER, M. ; HAGEDORN, R. ; JUNG, T. ; RODWELL, M. ; VITART, F. ; BERNER, J. ; HAGEL, E. ; LAWRENCE, A. ; PAPPENBERGER, F. ; PARK, Y-Y. ; BREMEN, L von ; GILMOUR, I.: The Ensemble Prediction System - Recent and Ongoing Developments / European Centre for Medium Range Weather Forecasts. Version: October 2007. URL <http://www.aosc.umd.edu/~ekalnay/syllabi/AOSC614/PalmerENStm540.pdf>. 2007 (540). – Technical Memorandum. – Paper presented to the 36th Session of the SAC, 8-10 Oct 2007

- [Palmer u. a. 1998] PALMER, T. N. ; GELARO, R. ; BARKMEIJER, J. ; BUIZZA, R.: Singular Vectors, Metrics, and Adaptive Observations. In: *J. Atmos. Sci.* 55 (1998), Februar, Nr. 4, 633–653. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0469\(1998\)055<0633:SVMAAO>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0469(1998)055<0633:SVMAAO>2.0.CO;2). – ISSN 0022–4928
- [Palmer u. Hagedorn 2006] PALMER, Tim (Hrsg.) ; HAGEDORN, Renate (Hrsg.): *Predictability of Weather and Climate*. Cambridge University Press, 2006. URL <http://www.cambridge.org/de/academic/subjects/earth-and-environmental-science/atmospheric-science-and-meteorology/predictability-weather-and-climate?format=AR>. – ISBN 9780511223006
- [Palmer u. a. 2009] PALMER, T.N. ; BUIZZA, R. ; DOBLAS-REYES, F. ; JUNG, T. ; LEUTBECHER, M. ; SHUTTS, G.J. ; STEINHEIMER, M. ; WEISHEIMER, A.: Stochastic Parametrization and Model Uncertainty / European Centre for Medium Range Weather Forecasts. Version: October 2009. URL [http://old.ecmwf.int/publications/library/ecpublications/\\_pdf/tm/501-600/tm598.pdf](http://old.ecmwf.int/publications/library/ecpublications/_pdf/tm/501-600/tm598.pdf). 2009 (598). – Technical Memorandum
- [Palmer u. a. 1992] PALMER, T.N. ; MOLteni, F. ; MUREAU, R. ; BUIZZA, R. ; CHAPELET, P. ; TRIBBIA, J.: Ensemble prediction / European Centre for Medium Range Weather Forecasts. Version: July 1992. URL [http://old.ecmwf.int/publications/library/ecpublications/\\_pdf/tm/001-300/tm188.pdf](http://old.ecmwf.int/publications/library/ecpublications/_pdf/tm/001-300/tm188.pdf). 1992 (188). – Technical Memorandum
- [Palutikof u. a. 1999] PALUTIKOF, J P. ; BRABSON, B B. ; LISTER, D H. ; ADCOCK, S T.: A review of methods to calculate extreme wind speeds. In: *Met. Apps* 6 (1999), Nr. 2, 119–132. URL <http://dx.doi.org/10.1017/S1350482799001103>. – ISSN 1469–8080
- [Panofsky u. a. 1977] PANOFSKY, H. A. ; TENNEKES ; H., Lenschow ; H., D. ; WYNGAARD, J. C.: The characteristics of turbulent velocity components in the surface layer under convective conditions. In: *Boundary-Layer Meteorol.* 11 (1977), 355–361. URL <http://link.springer.com/article/10.1007/BF02186086>. – DOI 10.1007/BF02186086
- [Perna u. Sibillo 2008] PERNA, Cira ; SIBILLO, Marilena: *Mathematical and Statistical Methods in Insurance and Finance*. Springer Milan, 2008. doi: 10.1007/978-88-470-0704-8. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-88-470-0704-8>. – ISBN 978–88–470–0704–8

- [Pinson u. Hagedorn 2012] PINSON, Pierre ; HAGEDORN, Renate: Verification of the ECMWF ensemble forecasts of wind speed against analyses and observations. In: *Meteorological Applications* 19 (2012), Nr. 4, 484–500. URL <http://dx.doi.org/10.1002/met.283>. – DOI 10.1002/met.283. – ISSN 1469–8080
- [Pinto u. a. 2009] PINTO, JoaquimG. ; ZACHARIAS, Stefan ; FINK, AndreasH. ; LECKEBUSCH, GregorC. ; ULBRICH, Uwe: Factors contributing to the development of extreme North Atlantic cyclones and their relationship with the NAO. In: *Climate Dynamics* 32 (2009), Nr. 5, 711–737. URL <http://dx.doi.org/10.1007/s00382-008-0396-4>. – DOI 10.1007/s00382-008-0396-4. – ISSN 0930–7575
- [Pisarenko u. Rodkin 2014] PISARENKO, V.F. ; RODKIN, M.V. ; SPRINGER (Hrsg.): *Statistical Analysis of Natural Disasters and Related Losses*. Springer International Publishing, 2014 (SpringerBriefs in Earth Sciences). doi: 10.1007/978-3-319-01454-8. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-319-01454-8>. – ISBN 978–3–319–01454–8
- [Prates u. Buizza 2011] PRATES, Fernando ; BUIZZA, Roberto: PRET, the Probability of RETurn: a new probabilistic product based on generalized extreme-value theory. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 137 (2011), Nr. 655, 521–537. URL <http://dx.doi.org/10.1002/qj.759>. – DOI 10.1002/qj.759. – ISSN 1477–870X
- [Quarteroni u. Saleri 2006] QUARTERONI, Alfio ; SALERI, Fausto ; SPRINGER (Hrsg.): *Wissenschaftliches Rechnen mit MATLAB*. Springer Berlin Heidelberg, 2006. doi: 10.1007/3-540-29307-8. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/3-540-29307-8>. – ISBN 978–3–540–29307–1
- [R Development Core Team 2012] R DEVELOPMENT CORE TEAM: *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2012. URL <http://www.R-project.org/>. – ISBN 3-900051-07-0
- [Rabier u. a. 2000] RABIER, F. ; JÄRVINEN, H. ; KLINKER, E. ; MAHFOUF, J.-F. ; SIMMONS, A.: The ECMWF operational implementation of four-dimensional variational assimilation. I: Experimental results with simplified physics. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 126 (2000), Nr. 564, 1143–1170. URL <http://dx.doi.org/10.1002/qj.49712656415>. – DOI 10.1002/qj.49712656415. – ISSN 1477–870X

- [Reiss u. Thomas 2007] REISS, Rolf-Dieter ; THOMAS, Michael ; BASEL, Birkhäuser (Hrsg.): *Statistical Analysis of Extreme Values with Applications to Insurance, Finance, Hydrology and Other Fields*. Birkhäuser Basel, 2007. doi: 10.1007/978-3-7643-7399-3. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-7643-7399-3>. – ISBN 978-3-7643-7399-3
- [Renggli u. a. 2011] RENGGLI, Dominik ; LECKEBUSCH, Gregor C. ; ULBRICH, Uwe ; GLEIXNER, Stephanie N. ; FAUST, Eberhard: The Skill of Seasonal Ensemble Prediction Systems to Forecast Wintertime Windstorm Frequency over the North Atlantic and Europe. In: *Mon. Wea. Rev.* 139 (2011), April, Nr. 9, 3052–3068. URL <http://dx.doi.org/10.1175/2011MWR3518.1>. – ISSN 0027-0644
- [Ribatet 2012] RIBATET, Mathieu: *POT: Generalized Pareto Distribution and Peaks Over Threshold*, 2012. URL <http://CRAN.R-project.org/package=POT>. – R package version 1.1-3
- [Roeser u. a. 2012] ROESER, Sabine ; HILLERBRAND, Rafaela ; SANDIN, Per ; PETERSON, Martin: *Handbook of Risk Theory - Epistemology, Decision Theory, Ethics, and Social Implications of Risk*. Springer Netherlands, 2012. doi: 10.1007/978-94-007-1433-5. URL <http://link.springer.com/referencework/10.1007/978-94-007-1433-5>. – ISBN 978-94-007-1433-5
- [Satoh 2014] SATOH, Masaki: *Atmospheric Circulation Dynamics and General Circulation Models*. Springer Berlin Heidelberg, 2014 (Springer Praxis Books). doi: 10.1007/978-3-642-13574-3. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-13574-3>. – ISBN 978-3-642-13574-3
- [Schlieper 1997] SCHLIEPER, Peter: *Ertragsausfallversicherung und Intensität pflanzlicher Produktion*. Deutscher Universitätsverlag, 1997. doi: 10.1007/978-3-663-08479-2. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-663-08479-2>. – ISBN 978-3-663-08479-2
- [Schwierz u. a. 2010] SCHWIERZ, Cornelia ; KÖLLNER-HECK, Pamela ; ZENKLUSEN MUTTER, Evelyn ; BRESCH, DavidN. ; VIDALE, Pier-Luigi ; WILD, Martin ; SCHÄR, Christoph: Modelling European winter wind storm losses in current and future climate. In: *Climatic Change* 101 (2010), Nr. 3-4, 485-514. URL <http://dx.doi.org/10.1007/s10584-009-9712-1>. – DOI 10.1007/s10584-009-9712-1. – ISSN 0165-0009
- [Shao 2008] SHAO, Yaping ; NETHERLANDS, Springer (Hrsg.): *Atmospheric and Oceanographic Sciences Library*. Bd. 37: *Physics and Modelling of Wind Erosion*. Springer Netherlands, 2008. doi: 10.1007/978-1-4020-8895-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4020-8895-7>. – ISBN 978-1-4020-8895-7



- [Sivakumar u. a. 2005] SIVAKUMAR, Dr. Mannava V. ; MOTHA, Dr. Raymond P. ; DAS, Dr. Haripada P. ; HEIDELBERG, Springer B. (Hrsg.): *Natural Disasters and Extreme Events in Agriculture - Impacts and Mitigation*. Springer Berlin Heidelberg, 2005. doi: 10.1007/3-540-28307-2. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/3-540-28307-2>. – ISBN 978-3-540-28307-2
- [SNAP ] SNAP: *Scenarios Network for Alaska and Arctic Planning*. URL <http://ckan.snap.uaf.edu/no/dataset/historical-daily-quantile-mapped-near-surface-wind-velocity-2-5-degrees-cmip5-ar5>
- [Spiegelhalter u. Riesch 2011] SPIEGELHALTER, David J. ; RIESCH, Hauke: Don't know, can't know: embracing deeper uncertainties when analysing risks. In: *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences* 369 (2011), Nr. 1956, 4730-4750. URL <http://rsta.royalsocietypublishing.org/content/369/1956/4730.abstract>. – DOI 10.1098/rsta.2011.0163
- [Stathopoulos u. Baniotopoulos 2007] STATHOPOULOS, Ted ; BANIOTOPOULOS, Charalambos C. ; VIENNA, Springer (Hrsg.): *CISM International Centre for Mechanical Sciences*. Bd. 493: *Wind Effects on Buildings and Design of Wind-Sensitive Structures*. Springer Vienna, 2007. doi: 10.1007/978-3-211-73076-8. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-211-73076-8>. – ISBN 978-3-211-73076-8
- [Steininger u. a. 2005] STEININGER, Prof. Dr. Karl W. ; STEINREIBER, Christian ; RITZ, Dr. C.: *Extreme Wetterereignisse und ihre wirtschaftlichen Folgen - Anpassung, Auswege und politische Forderungen betroffener Wirtschaftsbranchen*. Springer Berlin Heidelberg, 2005. doi: 10.1007/b138216. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/b138216>. – ISBN 978-3-540-26864-2
- [Stephenson u. Gilleland 2005] STEPHENSON, Alec ; GILLELAND, Eric: Software for the analysis of extreme events: The current state and future directions. In: *Extremes* 8 (2005), Nr. 3, 87-109. URL <http://dx.doi.org/10.1007/s10687-006-7962-0>. – DOI 10.1007/s10687-006-7962-0. – ISSN 1386-1999
- [von Storch u. Zwiers 1999] STORCH, Hans von ; ZWIERS, Francis W.: *Statistical analysis in climate research*. Cambridge University Press, 1999. URL <http://www.cambridge.org/de/academic/subjects/earth-and-environmental-science/climatology-and-climate-change/statistical-analysis-climate-research>. – ISBN 0 521 45071 3
- [Tajvidi 2003] TAJVIDI, Nader: Confidence Intervals and Accuracy Estimation for Heavy-Tailed Generalized Pareto Distributions. In: *Extremes* 6 (2003), Nr. 2, 111-123. URL <http://dx.doi.org/10.1023/B%3AEXTR.0000025662.09067.3b>. – DOI 10.1023/B:EXTR.0000025662.09067.3b. – ISSN 1386-1999

- [Trauth 2010] TRAUTH, Martin H. ; SPRINGER (Hrsg.): *MATLAB Recipes for Earth Sciences*. Springer Berlin Heidelberg, 2010. doi: 10.1007/978-3-642-12762-5. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-12762-5>. – ISBN 978-3-642-12762-5
- [Tukey 1977] TUKEY, John W.: *Exploratory data analysis*. Addison-Wesley Publishing Company Reading, Mass. — Menlo Park, Cal., London, Amsterdam, Don Mills, Ontario, Sydney, 1977
- [Uppala u. a. 2005] UPPALA, S. M. ; KÅLLBERG, P. W. ; SIMMONS, A. J. ; ANDRAE, U. ; BECHTOLD, V. Da C. ; FIORINO, M. ; GIBSON, J. K. ; HASELER, J. ; HERNANDEZ, A. ; KELLY, G. A. ; LI, X. ; ONOGI, K. ; SAARINEN, S. ; SOKKA, N. ; ALLAN, R. P. ; ANDERSSON, E. ; ARPE, K. ; BALMASEDA, M. A. ; BELJAARS, A. C. M. ; BERG, L. Van D. ; BIDLOT, J. ; BORMANN, N. ; CAIRES, S. ; CHEVALLIER, F. ; DETHOF, A. ; DRAGOSAVAC, M. ; FISHER, M. ; FUENTES, M. ; HAGEMANN, S. ; HÓLM, E. ; HOSKINS, B. J. ; ISAKSEN, L. ; JANSSEN, P. A. E. M. ; JENNE, R. ; MCNALLY, A. P. ; MAHFOUF, J.-F. ; MORCRETTE, J.-J. ; RAYNER, N. A. ; SAUNDERS, R. W. ; SIMON, P. ; STERL, A. ; TRENBERTH, K. E. ; UNTCH, A. ; VASILJEVIC, D. ; VITERBO, P. ; WOOLLEN, J.: The ERA-40 re-analysis. In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 131 (2005), Nr. 612, 2961–3012. URL <http://dx.doi.org/10.1256/qj.04.176>. – DOI 10.1256/qj.04.176. – ISSN 1477-870X
- [Veenhuis 2012] VEENHUIS, Bruce A.: Spread Calibration of Ensemble MOS Forecasts. In: *Mon. Wea. Rev.* 141 (2012), November, Nr. 7, 2467–2482. URL <http://dx.doi.org/10.1175/MWR-D-12-00191.1>. – ISSN 0027-0644
- [Vicente-Serrano u. Trigo 2011] VICENTE-SERRANO, Sergio M. ; TRIGO, Ricardo M.: *Advances in Global Change Research*. Bd. 46: *Hydrological, Socioeconomic and Ecological Impacts of the North Atlantic Oscillation in the Mediterranean Region*. Springer Netherlands, 2011. doi: 10.1007/978-94-007-1372-7. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-94-007-1372-7>. – ISBN 978-94-007-1372-7
- [Villaseñor-Alva u. González-Estrada 2009] VILLASEÑOR-ALVA, José A. ; GONZÁLEZ-ESTRADA, Elizabeth: A bootstrap goodness of fit test for the generalized Pareto distribution. In: *Computational Statistics & Data Analysis* 53 (2009), Nr. 11, 3835 - 3841. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167947309001406>. – DOI <http://dx.doi.org/10.1016/j.csda.2009.04.001>. – ISSN 0167-9473

- [Vinnem 2007] VINNEM, Professor Jan E. ; LONDON, Springer (Hrsg.): *Offshore Risk Assessment - Principles, Modelling and Applications of QRA Studies*. Springer London, 2007 (Springer Series in Reliability Engineering). doi: 10.1007/978-1-84628-717-6. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-1-84628-717-6>. – ISBN 978-1-84628-717-6
- [Warren 2003] WARREN, Andrew: Wind erosion on agricultural land in Europe / European Commission. Version: 2003. URL <http://bookshop.europa.eu/en/wind-erosion-on-agricultural-land-in-europe-pbKINA20370/>. 2003. – Forschungsbericht
- [Weigel u. a. 2008] WEIGEL, A. P. ; LINIGER, M. A. ; APPENZELLER, C.: Can multi-model combination really enhance the prediction skill of probabilistic ensemble forecasts? In: *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 134 (2008), Nr. 630, 241–260. URL <http://dx.doi.org/10.1002/qj.210>. – DOI 10.1002/qj.210. – ISSN 1477-870X
- [Werner u. Balthasar 2010] WERNER, Dr. A. ; BALTHASAR, Brigitte: *Modellierung des Europäischen Windsturmrisikos – Umgang mit Modellunsicherheiten und Modelländerungen*. URL [http://www.willisresearchnetwork.com/assets/templates/wrn/files/BadenBaden\\_EUWS\\_model\\_uncertainty.pdf](http://www.willisresearchnetwork.com/assets/templates/wrn/files/BadenBaden_EUWS_model_uncertainty.pdf). Version: 2010
- [Werner u. a. 2012] WERNER, Dr. A. ; HERMANSON, Dr. L. ; STEPHENSON, Prof. David B.: *Impact of North Atlantic Oscillation on European Windstorms - Willis GLOBAL ANALYTICS NEWSLETTER*. URL [http://www.willisresearchnetwork.com/assets/templates/wrn/files/WRNnoteNAO\\_EUWS.pdf](http://www.willisresearchnetwork.com/assets/templates/wrn/files/WRNnoteNAO_EUWS.pdf). Version: October 2012
- [Wilks 2011] WILKS, Daniel S. ; ELSEVIER (Hrsg.): *Statistical methods in the atmospheric sciences*. 2011. URL <http://www.sciencedirect.com/science/bookseries/00746142/100>. – ISBN 978-0-12-385022-5
- [WMO Grib ] URL <http://www.wmo.int/pages/prog/www/WMOCodes/Guides/GRIB/GRIB1-Contents.html>
- [Wollschläger 2013] WOLLSCHLÄGER, Daniel: *R kompakt - Der schnelle Einstieg in die Datenanalyse*. Springer Berlin Heidelberg, 2013 (Springer-Lehrbuch). doi: 10.1007/978-3-642-40311-8. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-40311-8>. – ISBN 978-3-642-40311-8
- [Woods 2006] WOODS, Austin ; SPRINGER (Hrsg.): *Medium-Range Weather Prediction - The European Approach*. Springer, 2006. doi: 10.1007/b138324. URL <http://link.springer.com/book/10.1007/b138324>. – ISBN 978-0-387-26929-0

- [Zeng 2000] ZENG, Lixin: Weather Derivatives and Weather Insurance: Concept, Application, and Analysis. In: *Bull. Amer. Meteor. Soc.* 81 (2000), September, Nr. 9, 2075–2082. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0477\(2000\)081<2075:WDAWIC>2.3.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0477(2000)081<2075:WDAWIC>2.3.CO;2). – ISSN 0003–0007
- [Zhu u. a. 2002] ZHU, Yuejian ; TOTH, Zoltan ; WOBUS, Richard ; RICHARDSON, David ; MYLNE, Kenneth: The Economic Value Of Ensemble-Based Weather Forecasts. In: *Bull. Amer. Meteor. Soc.* 83 (2002), Januar, Nr. 1, 73–83. URL [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0477\(2002\)083<0073:TEVOEB>2.3.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0477(2002)083<0073:TEVOEB>2.3.CO;2). – ISSN 0003–0007

## Danksagung

Für die Möglichkeit diese Arbeit zu verfassen, möchte ich mich bei der Munich Re für die finanzielle Unterstützung in Form eines Stipendiums bedanken, sowie bei meinen beiden Betreuern, Herrn Professor Uwe Ulbrich sowie Herrn Dr. Gregor C. Leckebusch. Dem Deutschen Wetterdienst danke ich für den Zugang zum Großrechnersystem des EZMW und der damit verbundenen Möglichkeit an die für diese Arbeit notwendigen Daten zu kommen, und Erfahrungen mit Wettervorhersagemodellen machen zu können. Dem Konrad-Zuse Zentrum und dem Deutschen Klimarechenzentrum bin ich für die zur Verfügung gestellten Rechen- und Speicherressourcen dankbar. Den Kollegen des Institutes für Meteorologie der Freien Universität danke ich für die zahlreichen Diskussionen, und unter Ihnen insbesondere den Mitarbeitern aus dem „Munich Re Event Set Storm Europe“ Projekt, Herrn Dr. Philip Lorenz und Herrn Tim Kruschke.

*Robert Daniel Osinski*

*Berlin, 28. Oktober 2014*

## Anhang

### A. Wiederkehrperioden der EPS Böen

*EPS Vorhersagen ab 27. Juni 2000 enthalten eine Böenparametrisierung, welche als „10 metre wind gust since previous post-processing“ bezeichnet wird. In Anlehnung an Della-Marta u. a. (2009) werden im folgenden die Wiederkehrwerte der aus dem EPS stammenden Böen dargestellt. Im gesamten in  $T_L255$  gerechneten EPS gibt es in orographisch komplexen Terrain unrealistisch hohe Böenwerte mit bis zu 647 m/s. Dieser Zeitraum weist, wie in 4.1.1 diskutiert wurde, ein unregelmäßigen Tagesgang auf, welcher auf die stochastischen Störungen zurückzuführen sind, und daher im Kontrolllauf korrekt vorzufinden ist. Die Böen im Kontrolllauf zeigen allerdings für den  $T_L255$  ebenfalls unrealistisch hohe Werte, weshalb es damit keinen Zusammenhang zu geben scheint. In dem EPS in  $T_L399$  sind für die hier verwendete Region keine unrealistisch hohen Böenwerte mehr vorzufinden.*

*Die Böen im EPS werden anhand der Standardabweichung des horizontalen Windes nach Panofsky u. a. (1977) bestimmt. Der Unterschied zwischen der Böe und dem 10m Wind ist proportional zu der Standardabweichung, wobei der Proportionalitätsfaktor aus dem Turbulenzspektrum nach Beljaars (1987) bestimmt wird. Für extreme Böen über orographisch markantem Gebiet wird eine Korrektur durchgeführt, welche jedoch nicht angemessen für Böen in baroklinen Situationen und starken konvektiven Ereignissen ist, s.h. ECMWF Cycle CY28r1. Die Böe wird für jeden Zeitschritt berechnet, und das Maximum seit dem letzten Postprocessing wird archiviert.*

*Um Wiederkehrwerte für die EPS Böen zu berechnen wurde der Zeitraum in  $T_L399$  auf  $T_L255$  interpoliert, sodass die Wiederkehrwerte für den Zeitraum November 2000 bis Januar 2010 berechnet werden konnten. Über orographisch markantem Gebiet gibt es entsprechend der dort vorliegenden Probleme in dem mit  $T_L255$  gerechneten Modell unrealistisch hohe Wiederkehrwerte, wie dies in der Abbildung A.1 zu sehen ist.*

*Die Größenordnungen der Wiederkehrwerte der EPS Böen zeigen zu anderen Studien wie etwa für Deutschland in Hofherr u. Kunz (2010) vergleichbare Werte um die 30-35 m/s für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren. In den Regionen mit markanter Orographie an denen unrealistische Werte in den Vorhersagen vorliegen, haben die Wiederkehrwerte entsprechend auch unrealistische Werte.*

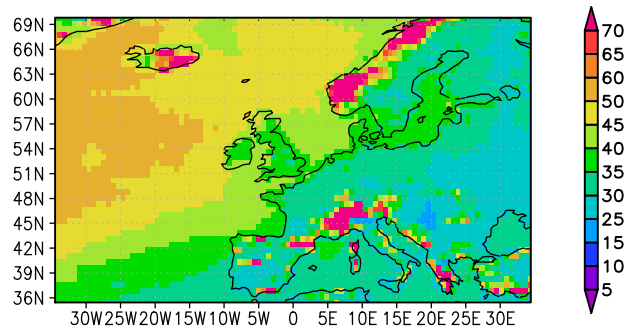


Abbildung A.1.: Wiederkehrwert [m/s] der EPS Böen auf Gitterzellenbasis in  $T_L255$  für den Zeitraum November 2000 bis Januar 2010 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren

*Schaut man sich die Verhältnisse der Wiederkehrwerte der EPS Böen zum EPS 10m Wind in Abb. A.2 an, so sieht man einen Faktor um die 1.5 über See und Faktoren von um die 2 über Land. Diese Werte entsprechen den in der Literatur Ashcroft (1994) angegebenen.*

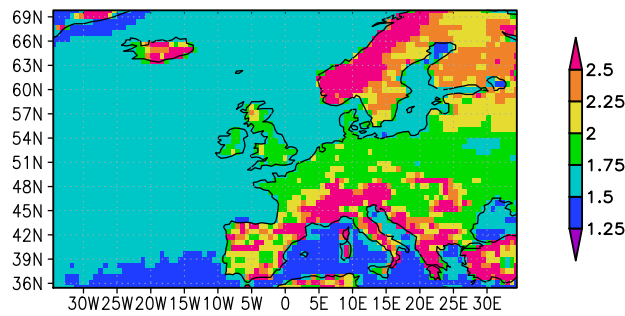


Abbildung A.2.: Verhältnis der Wiederkehrwerte [m/s] in Anlehnung an den Böenfaktor der EPS Böen auf Gitterzellenbasis in  $T_L255$  zu den Wiederkehrwerten des 10m Windes für den Zeitraum November 2000 bis Januar 2010 für eine Wiederkehrperiode von 20 Jahren

## B. Wiederkehrperioden im Wind und in den Brasseurböen anhand dynamisch regionalisierter historischer Stürme mittels des Cosmo-EUs

In dem Projekt, in dessen Rahmen diese Arbeit entstand, rechneten wir mittels des Wettervorhersagemodells des DWDs, im speziellen dem COSMO-EU genestet in das GME, Hindcasts von 130 schweren, historischen Sturmereignissen. Das Modell wurde mittels der ERA40 bzw. ERA-Interim Reanalysen initialisiert. Aus den 130 dynamisch regionalisierten Ereignissen wurden Wiederkehrwerte des 10m Windes auf stündlicher Basis und 7km Auflösung für eine Wiederkehrperiode von 50 Jahren berechnet. Das Ergebnis ist in der Abbildung B.1 für einen Ausschnitt, welcher hauptsächlich Deutschland umfasst, dargestellt.

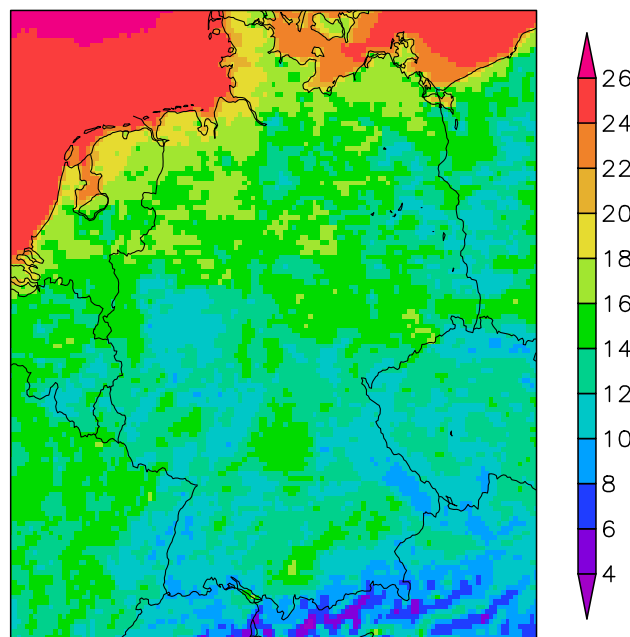


Abbildung B.1.: Wiederkehrwerte [m/s] des 10m Windes auf Gitterzellenbasis in 7km Auflösung anhand 130 historischer Stürme aus dem Zeitraum 1958 bis 2010 modelliert mit dem Cosmo-EU und initialisiert mittels ERA40 bzw. ERA-Interim für eine Wiederkehrperiode von 50 Jahren

Grund dafür, nicht die gesamte COSMO-EU Domain zu nehmen, besteht darin, dass es im Rahmen des Projektes notwendig war, das COSMO-EU möglichst nah an der Entwicklung aus den Reanalysen zu halten, weshalb die Läufe der Stürme vorwiegend bei Eintreffen auf dem Europäischen Festland initialisiert wurden. Entsprechend wurde für die im DWD-Modell verwendete Brasseurböe, s.h. Brasseur (2001) vorgegangen.



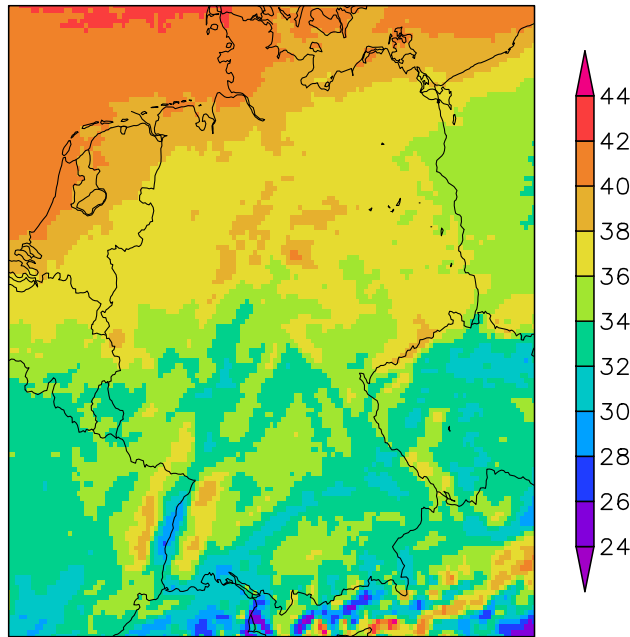


Abbildung B.2.: Wiederkehrwerte [m/s] der Brasseur Böenparametrisierung auf Gitterzellenbasis in 7km Auflösung anhand 130 historischer Stürme aus dem Zeitraum 1958 bis 2010 modelliert mit dem Cosmo-EU und initialisiert mittels ERA40 bzw. ERA-Interim für eine Wiederkehrperiode von 50 Jahren

*Sämtliche im EPS identifizierte Sturmereignisse wurden im Rahmen einer anderen Doktorarbeit im Rahmen des MESSE Projektes anhand dieser dynamischen Regionalisierungen statistisch herunterskaliert. Dieser Datensatz könnte entsprechend für die Bestimmung von Wiederkehrwerten auf hoher Auflösung von 7km benutzt werden.*

### C. Jahresgang in den Footprintsommen bzgl. Anzahl und SSI der Ereignisse

*Im folgenden sind die in Abbildung 4.34, S. 54, dargestellten Footprintsommen aufgeteilt nach den Monaten Oktober bis März dargestellt. Es wurde hierfür der Zeitraum gewählt, in welchem das EPS in  $T_L255$  sowie in  $T_L399$  gerechnet wurde. Der Grund dafür liegt darin, dass zur Sichtbarmachung des Jahresganges im SSI, die Werte auf die  $T_L255$  Auflösung interpoliert und anschließend mit den Gitterzellenflächen normiert wurden. Bei der  $T_L159$  Auflösung kommt es dabei zu größeren Abweichungen, wie in Abschnitt 4.5 auf S. 49 diskutiert, weshalb der Zeitraum mit dieser Auflösung hier nicht Verwendung*

findet. Dargestellt ist die Summe aus  $T_{L255}$  und  $T_{L399}$  interpoliert auf  $T_{L255}$  für die 12UTC Initialisierungen und aller darin identifizierten Ereignisse innerhalb des sechs Tagezeitfensters.

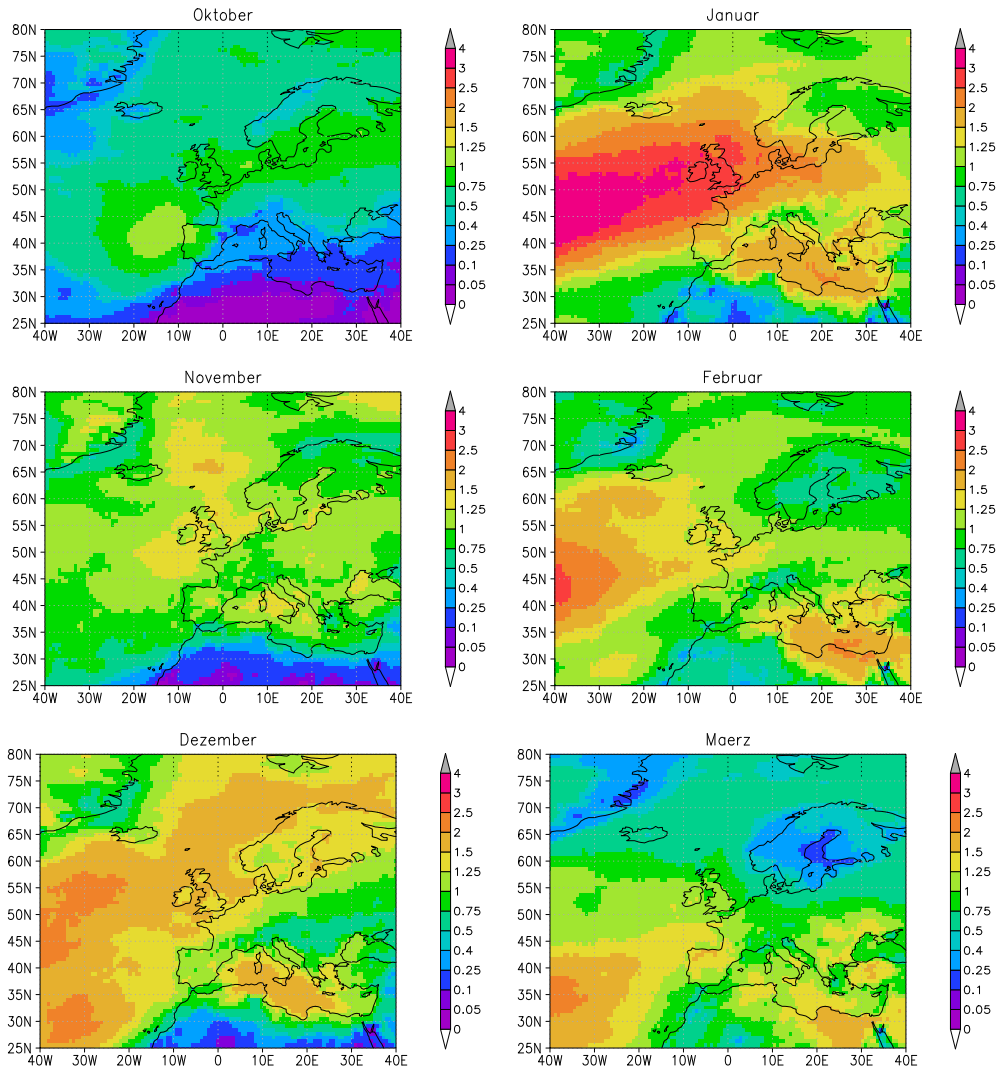


Abbildung C.1.: Footprintsommen für die Monate Oktober bis März auf ein Jahr normiert summiert für den EPS Zeitraum mit  $T_{L255}$  und  $T_{L399}$

Wie in der Abbildung 4.12 auf Seite 35 erkennbar ist, so gibt es einen Jahresgang in der SSI-Verteilung, welcher ebenso in der Footprintgröße und Andauer der Ereignisse sichtbar ist. Um das ebenso räumlich sichtbar zu machen, sind in der Abbildung C.2 die SSI-Footprintsommen für die Monate Oktober bis März dargestellt.

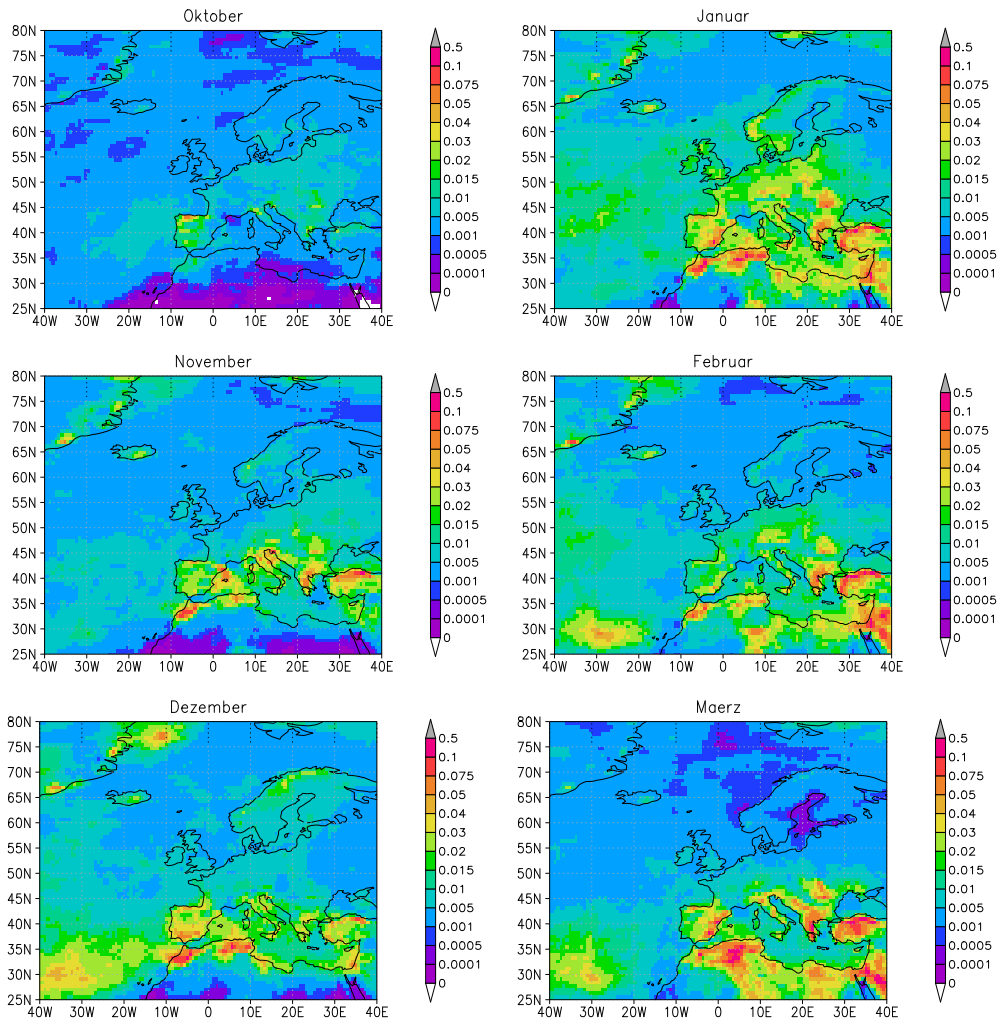


Abbildung C.2.: SSI-Footprintsommen für die Monate Oktober bis März auf ein Jahr normiert summiert für den EPS Zeitraum  $T_L255$  und  $T_L399$

Über Zentraleuropa kann man einen zu Abbildung 4.12 vergleichbaren Jahresgang erkennen. Über Südeuropa und Nordafrika ist dieser Jahresgang jedoch zeitlich verschoben.

## D. Räumlich differenzierter Anteil an „Puren“ EPS Stürmen

In Abschnitt 3.3 wurde eine Unterscheidung zwischen modifizierten und „puren“ EPS Stürmen eingeführt. Die Unterscheidung diente dazu, deutlich zu machen, dass es neben der Vielzahl an Repräsentationen eines in Realität aufgetretenen Sturmes auch noch

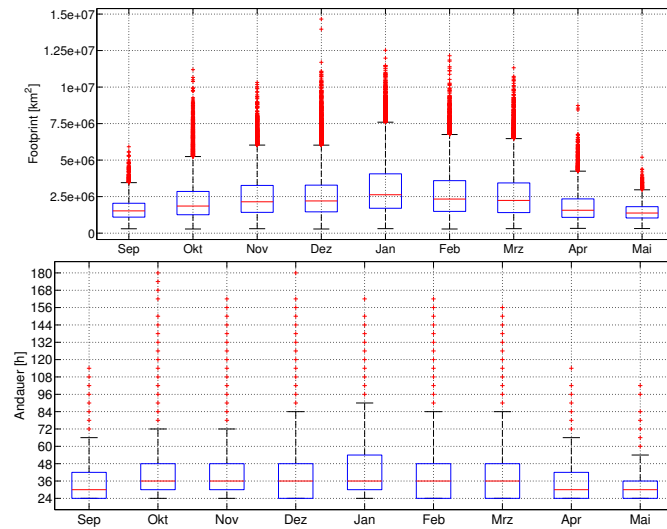


Abbildung C.3.: Box-Whisker Graphen des Jahresganges in der Footprintgröße (oben) und der Sturmdauer (unten)

*Sturmereignisse gibt, welche sich nicht einem historischen Ereignis zuordnen lassen. Daran wurde ein erster Nutzen des EPS sichtbar. Wie in der Abbildung D.1 sichtbar ist, so ist Anteil an „puren“ EPS Stürmen räumlich nicht konstant.*

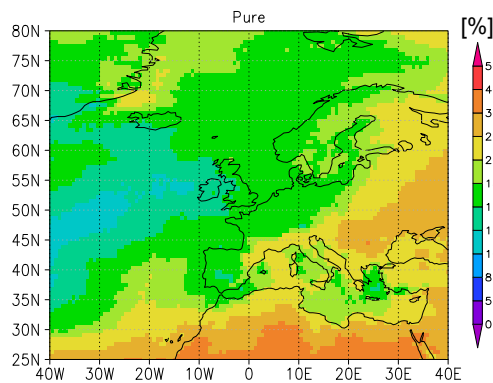


Abbildung D.1.: Prozentualer Anteil an „puren“ EPS Stürmen

*Die Unterscheidung in die beiden Typen an Sturmereignissen, also welche die sich historischen Stürmen zuordnen lassen, und welche, zu denen eine solche Zuordnung nicht gegeben ist, war hinsichtlich der Generierung von unabhängigen Stichproben nicht zielführend.*

## E. Ergänzende Abbildungen zu Untersuchungen hinsichtlich möglicher Trends über die Vorhersagezeit

In Anlehnung zur Abbildung 4.33, S. 53, werden die Verteilungen der Sturmdauer und der Sturmfeldgröße zu den 6-stündlich archivierten Zeitschritten in den Vorhersagen betrachtet. In der Abbildung E.1 ist für den gesamten in die Extremwertstatistik eingehenden Datensatz die Verteilung der Sturmdauer in Abhängigkeit zum Zeitpunkt in der Vorhersage dargestellt. 216 Stunden nach Initialisierung können die Stürme nur noch 24 Stunden wegen der Beschränkung auf 10 Vorhersage tage andauern. Danach kann das Kriterium der Mindestdauer nicht mehr erfüllt werden. Ab etwa 72 Stunden nach Initialisierung fallen die extremsten Ausreißer weg. Die Verteilungen bleiben ansonsten über die Vorhersagedauer sehr konstant. Ein charakteristisches Muster ähnlicher Verteilungen bildet sich mit zwei-zwei-drei Zyklus aus. Dieses könnte auf den unregelmäßigen Tagesgang im EPS mit  $T_L255$  zurückzuführen zu sein. Betrachtet man die Sturmfeldgröße als instantante Werte, so zeichnet sich der Tagesgang im 98. Perzentil darin ab. Die Verteilungen der Sturmfeldgröße bleibt über die Vorhersagedauer ebenfalls konstant.

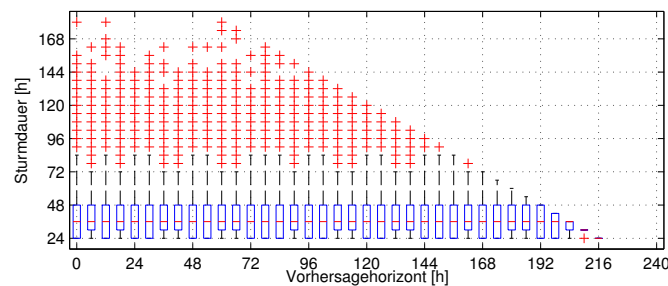


Abbildung E.1.: Boxplots der Sturmdauerverteilung [h] in Abhängigkeit des Zeitpunktes in der Vorhersage

## F. Diskussion zu einem denkbaren alternativen Vorgehen zur Sturmidentifizierung im EPS

Eine denkbare Alternative zum vorgestellten Vorgehen zum Umgang mit den EPS Daten bei der Sturmidentifizierung bestünde in der Anwendung eines Quantile Mappings der EPS Windverteilung auf die ERA-Interim Windverteilung, welches gitterzellenweise auf den gesamten EPS Datensatz angewendet wird. Dies führte dazu, dass die Verteilungen zwischen beiden Datensätzen in jeder Gitterzelle miteinander vergleichbar wären. Aufgrund dieser gleichen Verteilungen ergibt sich, dass auch die Perzentile in

## F. Diskussion zu einem denkbaren alternativen Vorgehen zur Sturmidentifizierung im EPS

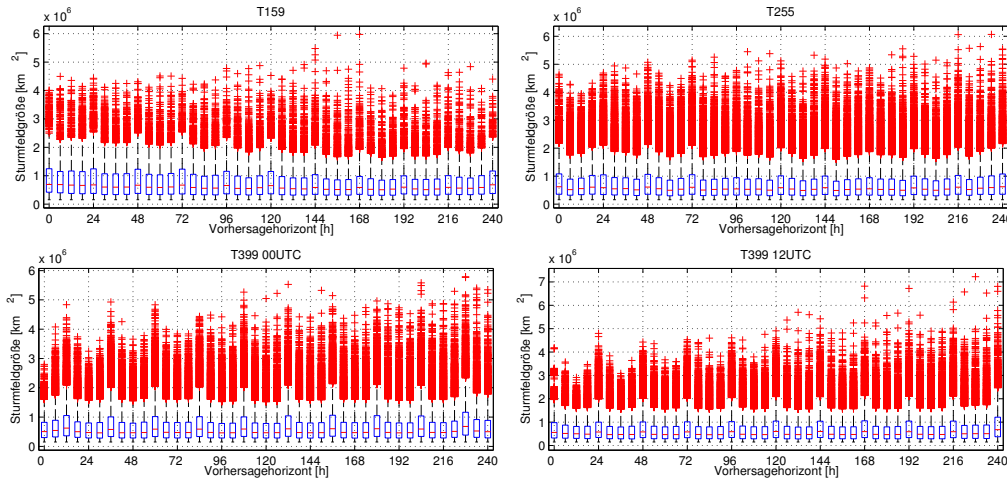


Abbildung E.2.: Boxplots der instantanen Sturmfeldgröße [ $km^2$ ] in Abhängigkeit des Zeitpunktes in der Vorhersage im EPS in  $T_L159$  (oben links),  $T_L255$  (oben rechts) für 12UTC Initialisierungen sowie für  $T_L399$  für 00UTC (unten links), 12UTC (unten rechts)

jeder Gitterzelle die gleichen wären. Somit könnte das 98. klimatologische Perzentil aus ERA-Interim direkt als Schwellwert zur Sturmidentifizierung benutzt werden, womit die Klimatologische Skalierung bei diesem Vorgehen nicht mehr notwendig wäre. Um das Quantile Mapping durchzuführen, müssen für das EPS und ERA-Interim vergleichbare Zeiträume gewählt werden, welche sich an den EPS Zeiträumen gleicher horizontaler Auflösung orientieren. Quantile Mapping Methoden werden sehr häufig auf Niederschlagsmodellierungen aus RCMs angewendet. Gudmundsson u. a. (2012) vergleicht verschiedene Quantile Mapping Methoden. Die darin dargestellten Methoden wurden im R Packet *qmap* implementiert, s.h. Gudmundsson (2014). Die lokale lineare least square Regressionsmethode wurde in Untersuchungen von SNAP als beste Methode eingestuft, um GCM Modelloutput naher Oberflächenwinde auf ERA-40 Daten zu mappen. Diese Methode wird aus diesem Grund hier testweise auf das EPS angewendet. Der EPS Zeitraum in  $T_L255$  wurde dazu gewählt, da keine Interpolationen notwendig sind, die das Ergebnis beeinflussen könnten. Die Variabilität zwischen verschiedenen Ensemblemitgliedern im EPS sollte erhalten bleiben, da die räumlichen Größenordnungen und die Grenzwertüberschreitungen eines Sturmes sich in verschiedenen Realisierungen verschiedener Ensemblemitglieder unterscheiden sollten. In Abbildung F.2 kann man erkennen, dass die Korrekturen der EPS Vorhersagen im Median bei etwa 2 m/s über Land liegen, im Flächenmittel betragen sie 0.5m/s.

## F. Diskussion zu einem denkbaren alternativen Vorgehen zur Sturmidentifizierung im EPS

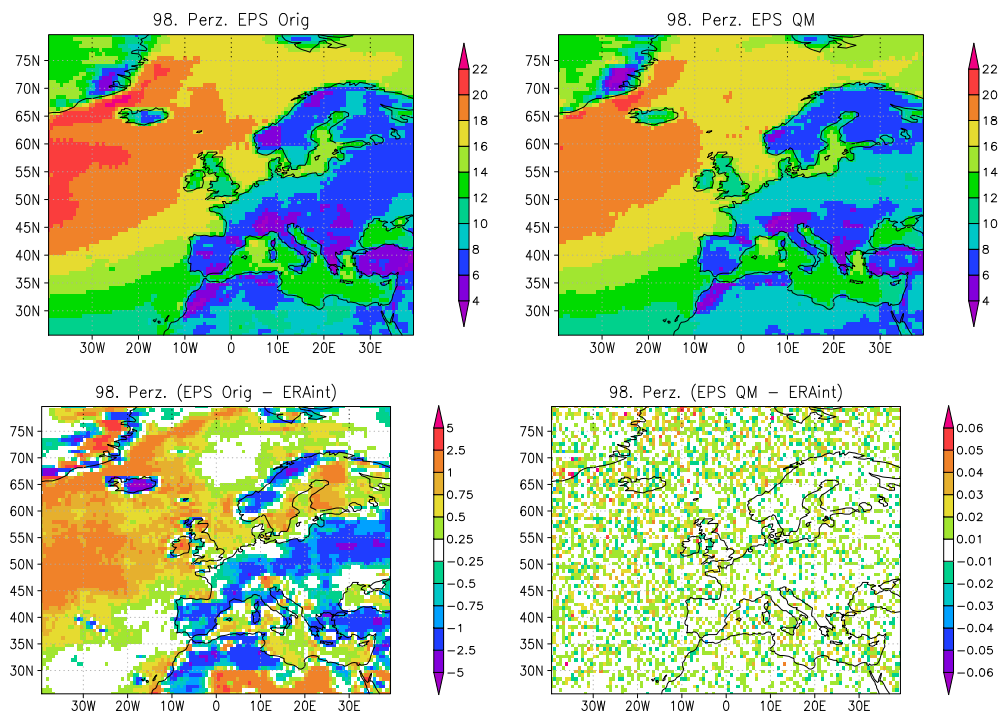


Abbildung F.1.: 98. Perzentil [m/s] für das EPS in  $T_L255$ , Zeitraum 21.11.2000 - 31.01.2006, EPS Originale Vorhersagen (oben links), Quantile Mapping der EPS Vorhersagen auf ERA-Interim (oben rechts), Differenz des 98. Perzentils aus den Originalvorhersagen zu ERA-Interim (unten links), Differenz des 98. Perzentils der mit Quantile Mapping bearbeiteten EPS Vorhersagen zu ERA-Interim (unten rechts)

*Über See wird im Median weniger als 0.5m/s korrigiert. Die maximalen Korrekturen liegen jedoch über See bei bis zu 25m/s und über Land um die 5m/s.*

*Da für das Windidentifizierungsverfahren die Perzentile basierend auf dem gesamten Jahr verwendet werden, sind die Verteilungen auch daran angepasst worden. Wenn der Jahresgang sich bsplw. zwischen beiden Datensätzen unterscheiden sollte, so würde es durch das Quantile Mapping zu zu starken oder zu schwachen Skalierungen kommen. In der Abbildung F.3 ist dies zu sehen. An den Ausreißern kann man erkennen, dass im Juni und Juli die Werte von etwa 25m/s auf etwa 23m/s korrigiert werden. In den für diese Studie besonders interessanten Monaten Dezember und Januar hingegen von 40m/s auf unter 30m/s. Prinzipiell lässt sich das Quantile Mapping für den hiesigen Zweck benutzen. Es muss jedoch sehr genau darauf geachtet werden, dass die zeitliche Variabilität zwischen den Datensätzen unterschiedlich ausgeprägt sein kann. Als Beispiel*

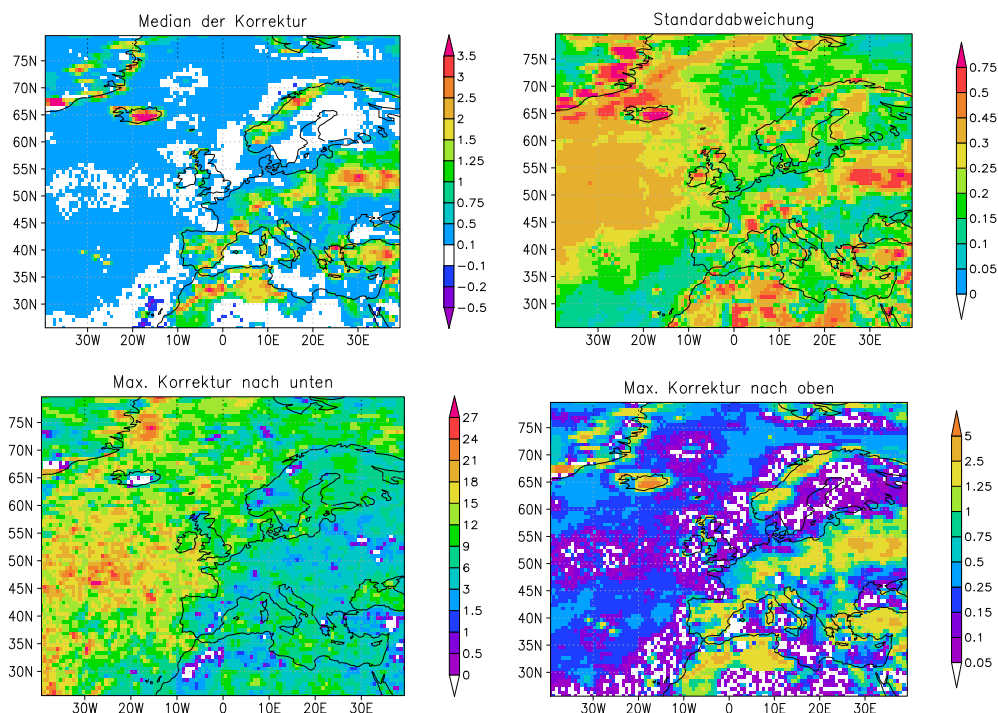


Abbildung F.2.: Wirkung [m/s] des Quantile Mapping auf das EPS in  $T_L255$ , Zeitraum 21.11.2000 - 31.01.2006, Median der korrigierten 10m Windgeschwindigkeit (oben links), Standardabweichung der Koorektur (oben rechts), maximale Korrektur nach unten (unten links), maximale Korrektur nach oben (unten rechts)

*ist der Tagesgang im EPS zu nennen, welcher schwächer als in ERA-Interim ausfällt. Mit der in der Arbeit verwendeten Methode wird das EPS eigene Perzentil verwendet, und dazu die Rohdaten des EPS. Das hat den Vorteil, dass mögliche Verzerrungen der Verteilungen zu bestimmten Zeitpunkten, die durch ein Quantile Mapping auftreten können, die Ergebnisse hinsichtlich der Sturmidentifizierung hier nicht beeinflussen.*

## G. Anpassungsgüte – Goodness of Fit

*Im folgenden werden diagnostische Graphen für ERA-Interim und das EPS gezeigt, an denen die Güte der GPD Anpassung erkennbar ist. Der Probability Plot zeigt eine gute Übereinstimmung zwischen dem Model und den SSI Werten aus ERA-Interim. Für das EPS ist die Übereinstimmung visuell beurteilt besser als für ERA-Interim. Aufgrund der erheblich größeren Datenbasis war es zu erwarten, dass die Anpassungen für das EPS*



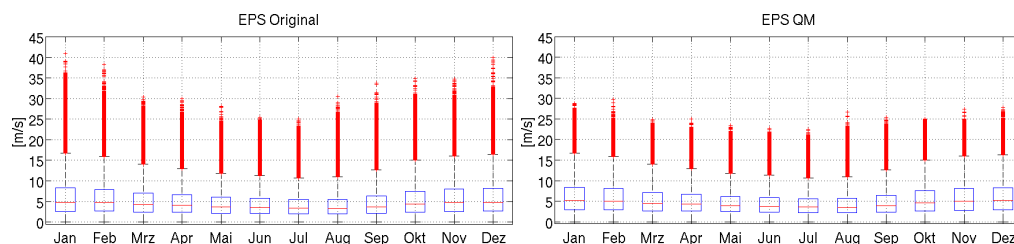


Abbildung F.3.: Boxwhiskergraphen der Windverteilungen der EPS Rohdaten (links) und der mittels Quantile Mapping bearbeiteten Daten (rechts) für den  $T_L255$  Zeitraum für Ensemblemember 1 für die Region  $10^\circ\text{W}$ ,  $20^\circ\text{O}$ ,  $35^\circ\text{N}$ ,  $60^\circ\text{N}$

besser sind. Der Quantil-Quantil Plot und der Dichteplot zeigen dies ebenfalls. Eine andere Möglichkeit die Güte der Fitparameter der GPD zu charakterisieren bestünde in der Anwendung der Cramer-von Mises  $W^2$  bzw. der Anderson-Darling  $A^2$  Statistik, s.h. Choulakian u. Stephens (2001). Verschiedene Verfahren zur Parameterschätzung aus dem R Packet POT, Ribatet (2012) wurden ausprobiert, darunter ein Verfahren, welches den Anderson-Darling Test verwendet, um über das Maximum-Likelihood Verfahren die Parameter zu schätzen. Die Tabelle G.1 listet die dabei verwendeten Verfahren auf.

Abkürzung	Verfahren
mle (ismev)	Maximum Likelihood (wie für Studie verwendet)
mle (POT)	Maximum Likelihood (aus dem POT R Packet)
pwmu	Unbiased Probability Weighted Moments
pwmb	Biased Probability Weighted Moments
mdpd	Minimum Density Power Divergence
lme	Likelihood Moment
mple	Maximum Penalized Likelihood
ad2r	Maximum goodness-of-fit Estimators mit Right Tail Anderson Darling (second degree)

Tabelle G.1.: Getestete Verfahren zur Parameterschätzung der GPD aus dem R Packet POT, Ribatet (2012)

In der Tabelle G.2 sind die Parameter der GPD dargestellt. Die Verfahren mle, pwmb, mdpd und lme liefern recht ähnliche Schätzungen des Wiederkehrwertes für ein Hundertjähriges Ereignis. Die größte Abweichung weist die Methode ad2r auf.

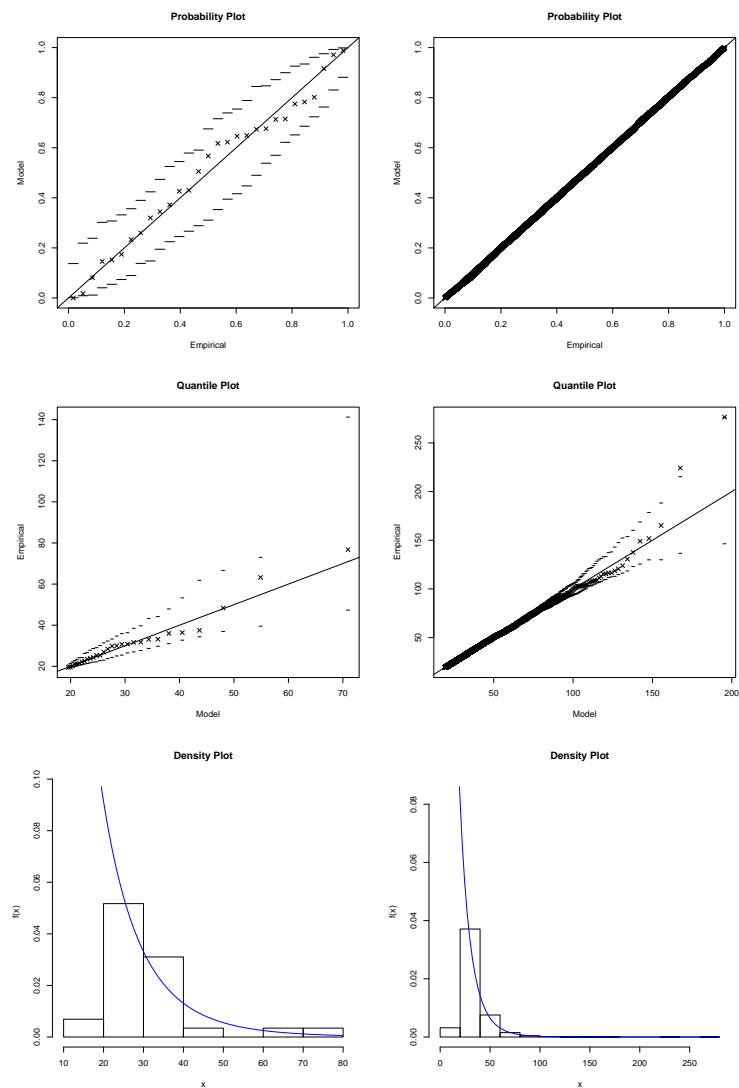


Abbildung G.1.: Diagnostische Grafiken zur Einschätzung der Güte der GPD Anpassung an die ERA-Interim (links) und die EPS (rechts) SSI Verteilung

*Unter Verwendung dieses Verfahrens liegt der Wiederkehrwert für ERA-Interim mit 23,4 sehr dicht bei demjenigen aus dem EPS bestimmten, von 24,1. Um entscheiden zu können, welches dieser Verfahren für die vorliegende Studie die beste Güte liefert, müssten diese weitergehend untersucht werden. Aus diesem Grund wurde für die Schätzung der Parameter in dieser Arbeit ein Ansatz gewählt, welcher auch in vergleichbaren Studien zum Einsatz kommt. Für den eigentlichen Zweck der Arbeit, der Bestimmung von Auftrittshäufigkeiten von Winterstürmen anhand des EPS, spielt dies*

ohnehin keine Rolle, da aufgrund der enormen Datenbasis die damit zugrundeliegt, die Schätzungen sehr gut sind, wie dies in der Abbildung G.1 ersichtlich ist.

Verfahren	Skalenparameter	Formparameter	RL für RP 100 Jahre
mle (ismev)	1.495943	0.1985044	17.29492
mle (POT)	1.496159	0.1983171	17.28651
pwmu	1.424285	0.2355387	18.7069
pwmb	1.469095	0.2114877	17.75444
mdpd	1.491645	0.2021547	17.45912
lme	1.492474	0.2007851	17.38852
mple	1.564259	0.1480812	15.30986
ad2r	1.378093	0.3080848	23.43956

Tabelle G.2.: Form- und Skalenparameter einer GPD Anpassung für die SSI-Werte aller Ereignisse in der Balt-Regionsbox, s.h. Abbildung 3.7, S. 20, mit Wiederkehrwert für eine Wiederkehrperiode von 100 Jahren

Um zu testen, ob eine vorliegende Stichprobe adäquat durch eine GPD dargestellt werden kann, bietet sich der Test von Villaseñor-Alva u. González-Estrada (2009) an. Auf ERA-Interim angewendet, zeigt der Test, dass die SSI Verteilung gut durch eine GPD beschrieben werden kann. Mit sehr großen Stichproben, wie die für das EPS, liefert der Test keine sinnvollen Ergebnisse, jedoch zeigten die Untersuchungen, dass die Verteilungen der SSI-Werte zwischen ERA-Interim und dem EPS sehr ähnlich sind, s.h. dazu Abbildung 4.18 auf S. 40. Benutzt wurde das R Packet *gPdtest* für den Test. Hätte der Test gezeigt, dass die Anwendung einer GPD nicht zielführend gewesen wäre, so wäre eine andere Möglichkeit gewesen, die „méthode de renouvellement“ Miquel (1984) anzuwenden. Dabei handelt es sich um eine Verallgemeinerung der POT Theorie. Eine Implementierung dieser Methode findet sich im R Packet *Renext*, Deville u. IRSN (2013).

## H. Konfidenzintervalle – Profile-log-likelihood

Für die Bestimmung der Konfidenzintervalle aus ERA-Interim wurde die  $BC_a$  Bootstrapmethode gewählt. Eine andere Methode, welche sehr häufig Anwendung findet, ist die Profile-log-likelihood Methode zur Bestimmung von Konfidenzintervallen. Bei der Extremwertstatistik mit dem EPS zeigte sich, dass die Konfidenzintervalle für das EPS kleinere Unsicherheiten als diejenigen aus ERA-Interim darstellen. Um einen Hinweis zu

bekommen, ob das  $BC_a$  Bootstrapverfahren möglicherweise zu große Konfidenzintervalle liefert, wurde an dieser Stelle die Profile-log-likelihood Methode getestet. Die Abbildung H.1 zeigt das Ergebnis. Sowohl das untere als auch das obere Konfidenzintervall liegen

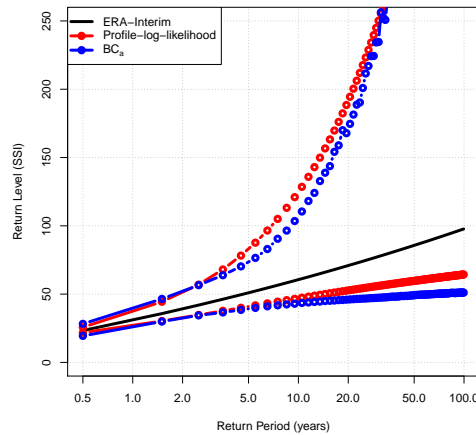


Abbildung H.1.: Wiederkehrperioden für den SSI auf ERA-Interim Ereignissbasis mit Konfidenzintervallen aus der Profile-Log-Likelihood sowie der  $BC_a$  Bootstrapmethode

beide etwas höher als diejenigen aus der  $BC_a$  Methode. Die Differenz ist jedoch nicht markant und liefert keine Evidenz dafür, dass die Konfidenzintervalle aus der  $BC_a$  Methode zu groß sind. Die Ergebnisse anhand des EPS, dargestellt in der Abbildung 6.3 auf S. 80, weisen eine gute Übereinstimmung des unteren Konfidenzintervalles auf. Das Ergebnis aus der  $BC_a$  Methode erscheint daher sehr verlässlich. Die Differenz zur Profile-Log-Likelihood Methode hat möglicherweise ihren Ursprung in einem kleinen Bias, s.h. Abschnitt 7.4.3 auf S. 114. Tajvidi (2003) stellten fest, dass die Profile-log-likelihood Methode bei kleinen Stichproben von 20 bis 50 Ereignissen verlässlichere Konfidenzintervalle liefert als ein Bootstrapverfahren, wobei sie Korrekturfaktoren einführen. Selbst die kleinsten Stichproben in dieser Studie sind um den Faktor drei bis vier größer als die genannte Stichprobengröße. Die Verwendung der  $BC_a$  Methode ist in dieser Studie damit gerechtfertigt.

## I. Weibullfit der 10m Winde im EPS $T_L255$

Um räumliche Unterschiede in den Windverteilungen in ERA-Interim und dem EPS zu veranschaulichen, und damit nochmals die Notwendigkeit für die Implementierung der Homogenisierungsmaßnahmen zu verdeutlichen, wurden Weibullverteilungen für jede Gitterzelle angepasst. Verwendet wurde dafür der Zeitraum in dem das EPS in  $T_L255$  Auflösung vorliegt, gemäß der Tabelle 2.1 auf S. 11. Nur 12UTC Initialisierung und die kompletten zehn Tage der Vorhersagen gehen im EPS Falle in die Berechnung ein. Die Bestimmung der Weibullparameter findet in der Windenergiebranche häufig Anwendung, s.h. bsplw. Coelingh u. a. (1996).

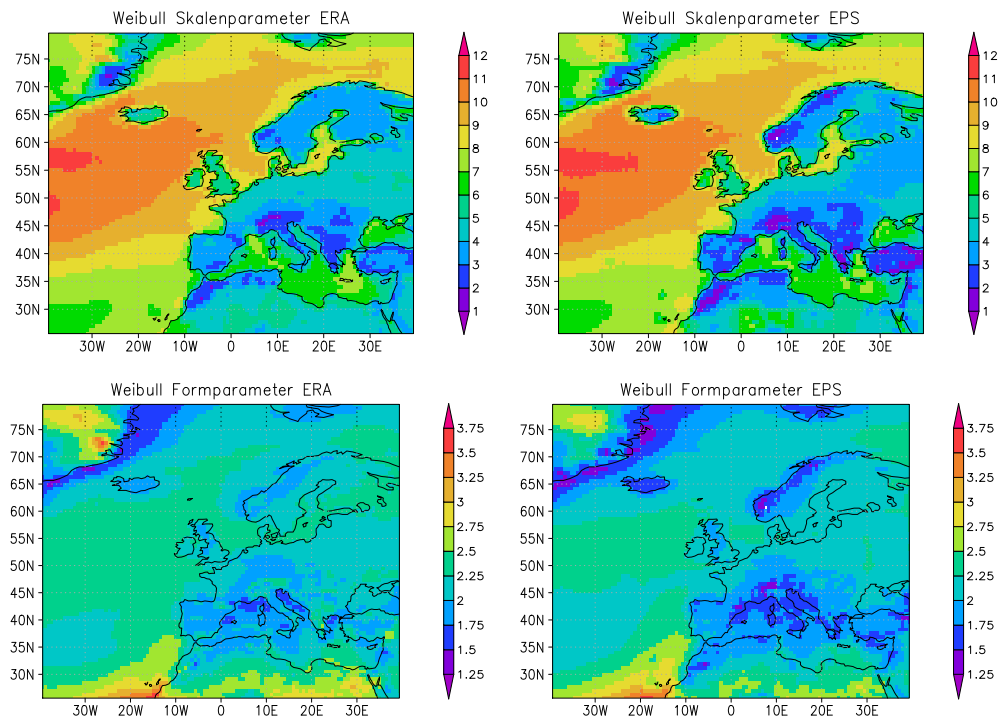


Abbildung I.1.: Weibullverteilung für des 10m Windes für ERA-Interim (links) und das EPS (rechts), beides in  $T_L255$  für den Zeitraum 21.11.2000 bis 31.01.2006, 12UTC Initialisierungen und 10 Tage der Vorhersagen für das EPS, Skalenparameter [ $m/s$ ] (oben) und Formparameter (unten)

*Die räumliche Struktur ist zwischen beiden Datensätzen sehr ähnlich, und die Größenordnungen der Parameter sind sehr ähnlich. Unterschiede gibt es teilweise an den Küstenlinien sowie über orographisch komplexem Terrain. Diesen Verteilungsunterschieden wird mit der Überschreitungs-skalierung Rechnung getragen.*

## **J. Talagranddiagramme – Ensemblespread**

*Eine Methode den Spread des Ensembles zu beurteilen, besteht in der Verwendung von Talagranddiagrammen, s.h. Jolliffe u. Stephenson (2003). Die Daten der Ensemblemitglieder werden dazu in aufsteigender Reihenfolge sortiert, und es wird geschaut, wo die beobachteten Werte in diesem dadurch aufgespannten Bereich fallen. Dafür wird ein Histogramm verwendet. In einem perfekten Ensemble ist die Eintrittswahrscheinlichkeit jedes Ensemblemitglieds gleich. Ein Talagranddiagramm, indem alle Balken dieselbe Höhe haben, stellte somit ein perfektes Ensemble dar. Bei einer Asymmetrie enthält das Ensemble einen Bias. Da die Daten aus dem Ensemble aufsteigend sortiert sind, bedeutet dies eine Überschätzung bei linkslastigem Histogramm bzw. eine Unterschätzung bei rechtslastigem. Die Form eines umgedrehten V zeigt einen zu großen Spread an. Der Spread ist zu klein, wenn die Balken eine U-Form aufweisen, also die Beobachtungen in großer Häufigkeit über und unter den Maximal- und Minimalwerten aller Ensemblemitglieder liegen. Weitergehende Informationen zur Auswertung von Talagranddiagrammen finden sich in Hamill (2001).*

*Interessant für die vorliegende Studie ist es, einzuschätzen, ob das EPS einen zu geringen Spread aufweist, was hinsichtlich der Interpretation der aus dem EPS abgeschätzten Konfidenzintervalle nützlich ist. Es zeigte sich, dass diese im Vergleich zu denen aus ERA-Interim mittels eines Bootstrapverfahrens ermittelten, kleinere Unsicherheiten darstellen, in wenigen Regionsboxen liegen sie jedoch auch höher. Die Konfidenzintervalle testweise mittels der Profile-log-likelihood Methode bestimmt, ergaben vergleichbare Konfidenzintervalle zu denen aus dem Bootstrapverfahren. Das spricht für die Verlässlichkeit der Abschätzung der Konfidenzintervalle im ERA-Interim Fall. Daher stellt sich die Frage, ob eine Unterdispersivität des Ensembles für die schmalere Konfidenzintervalle im EPS Falle ursächlich sind. Um dies zu verdeutlichen, werden Talagranddiagramme für den 10m Wind für die Periode, in welcher das EPS in  $T_L255$  Auflösung vorliegt, erstellt. Ein kleinerer Ausschnitt der betrachteten Region wurde hierzu verwendet.*

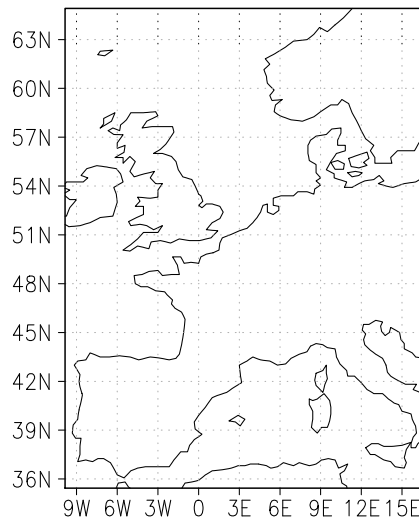


Abbildung J.1.: Verwendete Region für die Erstellung der Talagranddiagramme

Wie in der Abbildung F.1 ersichtlich ist, unterscheiden sich die Verteilungen zwischen dem EPS und ERA-Interim. Für die Sturmidentifizierung hatte das keinerlei Auswirkungen, da gezeigt wurde, dass die raumzeitlichen Eigenschaften zwischen den EPS und ERA-Interim Sturmereignissen gut übereinstimmen. Die Verteilungsunterschiede wurden jedoch über ein Quantilmapping zwecks Berechnung der SSI Werte korrigiert. Der Verteilungsunterschied spiegelt sich im EPS in Form eines Bias wieder. Dieser Bias ist zur SSI Berechnung durch das Quantilmapping eliminiert worden. Aus diesem Grund werden für die Untersuchungen die EPS Windgeschwindigkeiten benutzt, welche durch ein Quantilemapping bearbeitet wurden, s.h. F. Wie in Abbildung J.2 erkennbar ist, ist der Bias damit nicht mehr sichtbar, das Talagranddiagramm wird symmetrischer (Gneiting u. a., 2005). Die Unterschätzung über Land ist in den EPS Rohdaten gut in der Abbildung F.2 erkennbar. Der Median der Korrektur durch das Quantilemapping ist dort positiv.

Die beiden großen Balken am Anfang und Ende des Histogramms zeigen eine Unterdispersivität des Ensembles an. Das stützt die These, dass ein zu geringer Ensemblespread im EPS einen Anteil an den zu schmalen Konfidenzintervallen hat. Das ganze wird im folgenden für die Regionsboxen aus Abbildung 3.7 von S. 20 entsprechend gemacht.

Alle Talagranddiagramme zeigen eine Unterdispersivität in den Regionen an. Dies ist in guter Übereinstimmung zu den schmalen Konfidenzintervallen. In der UK Box scheint es tendenziell eher zu einer Unterschätzung der Windgeschwindigkeiten zu kommen.

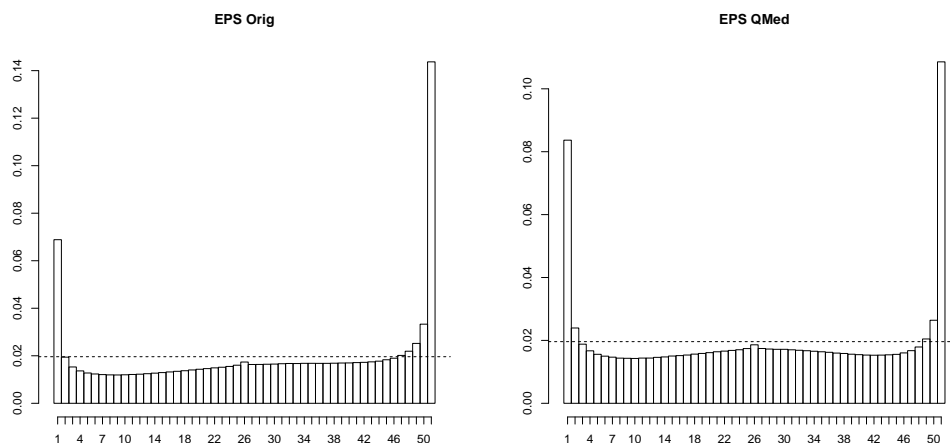


Abbildung J.2.: Talagranddiagramme für den 10m Wind basierend auf der in Abbildung J.1 gezeigten Region anhand der EPS und ERA-Interim Daten für den EPS  $T_L255$  Zeitraum, erster Vorhersagetag, EPS Rohdaten (links), Quantile Mapping des EPS auf ERA-Interim Verteilung (rechts)

Eine Unterdispersivität zeigt sich auch in den Boxen Ska2 und Medi, wo die Konfidenzintervalle im EPS breiter sind. Am Talagranddiagramm für die Ska2 Box erkennt man eine hohe Häufigkeit recht mittig im Histogramm mit einem ganz leichten Drang zu Überschätzungen. Das heißt es kommt in mehr Fällen zu Über- als zu Unterschätzungen, was die breiteren EPS Intervalle teilweise erklären kann. Der Ensemblespread ist jedoch nicht das alleinige Merkmal, welches zur Interpretation herangezogen werden kann. Speziell in der Medi Box zeigte sich, dass es dort in ERA-Interim zu höheren Anzahlen an Systemen als im EPS kommt, s.h. Abbildung 4.34 auf S. 54. Zudem konnte gezeigt werden, dass das EPS deutlich weniger sensitiv auf Verschiebungen der Boxen reagiert, als ERA-Interim, s.h. Abschnitt 4.4. Somit ist eine generelle Aussage anhand dieses kurzen Exkurses nicht machbar. Für das untere Konfidenzintervall gibt es eine natürlich Grenze, da für das Sturmidentifizierungsverfahren eine Mindestlebensdauer und eine Mindestgröße der Sturmfelder definiert ist, was die gute Übereinstimmung des unteren Konfidenzintervalles zwischen ERA-Interim und dem EPS erklärt. Die Unterdispersivität im EPS mindert sich mit fortlaufender Vorhersagedauer zudem auf ein sehr gutes Niveau ab, wie im folgenden gezeigt wird. Nichtsdestotrotz kann von einem Einfluss der Unterdispersivität auf die Konfidenzintervalle ausgegangen werden. Eine Methode, diese zu vermindern, stellt das Ensemble Dressing dar. Der folgende Abschnitt befasst sich damit, da dies ein denkbarer Weg wäre, den Sachverhalt tiefergehend zu untersuchen.



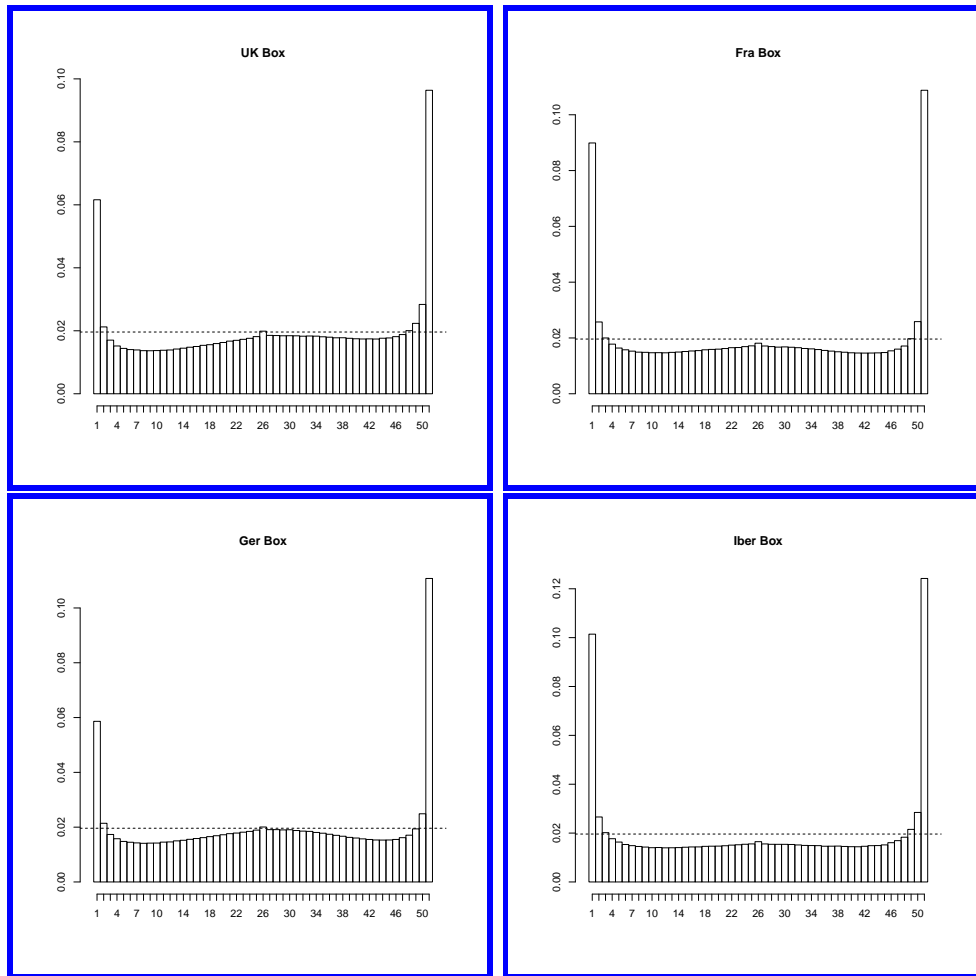


Abbildung J.3.: Talagranddiagramme EPS – ERA-Interim des 10m Windes (QMed) im Zeitraum der  $T_L255$  EPS Auflösung, erster Vorhersagetag, für die Regionsboxen UK, Fra, Ger, Iber, [schmalere Konfidenzintervalle im EPS](#)

## K. Ensemblesachbearbeitungstechnik Ensemble Dressing

*Eine Möglichkeit die Unterdispersivität des Ensembles zu korrigieren, ist das Ensemble Dressing. An dieser Stelle wird kurz, anhand des Affinen Kernel Dressings Bröcker u. Smith (2008), aufgezeigt, dass diese Methode einsetzbar ist, um die Unterdispersivität zu verringern. Um jedes Ensemblemitglied wird zu diesem Zweck eine Fehlerverteilung gelegt. An dieser Stelle wird die Annahme getroffen, dass es sich dabei um eine Gaußverteilung handelt. Sollte dies nicht gegeben sein, so müssten die Daten zuvor geeignet transformiert werden, bspw. durch eine Box-Cox Transformation. Die Wahrscheinlichkeitsdichteverteilung wird dann anhand der*

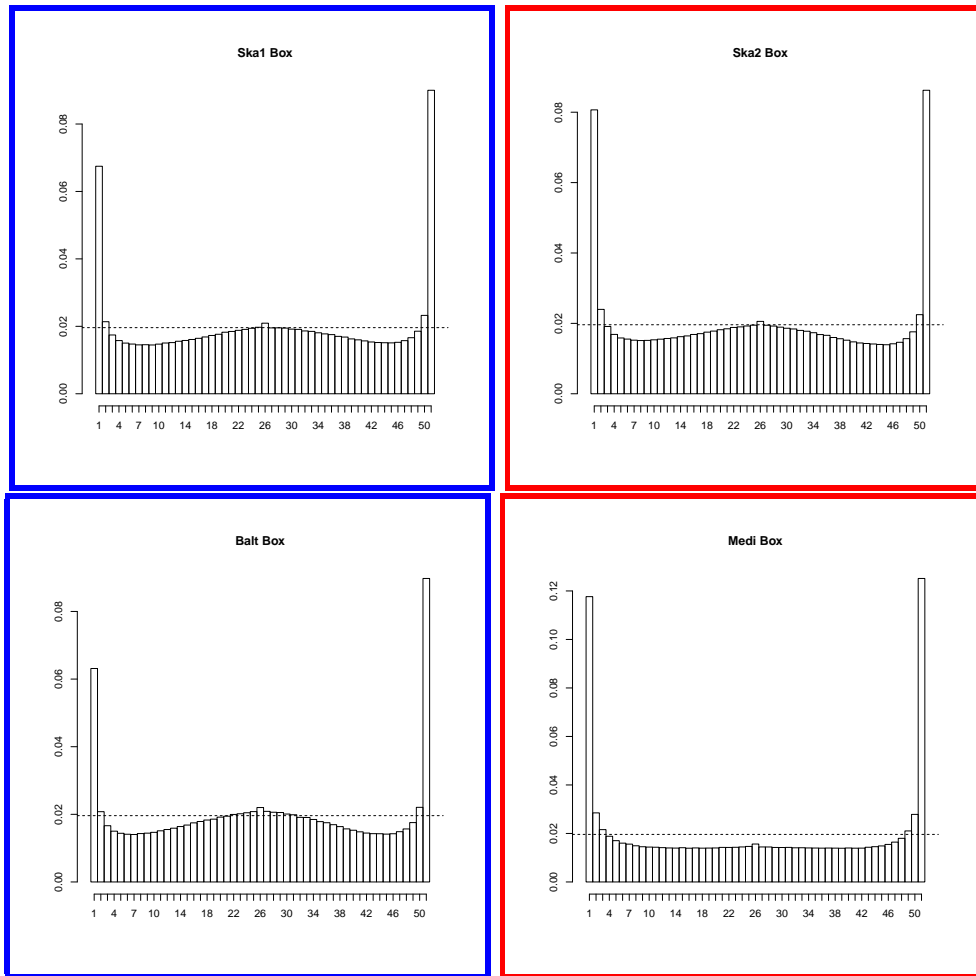


Abbildung J.4.: Talagranddiagramme EPS – ERA-Interim des 10m Windes (QMed) im Zeitraum der  $T_L255$  EPS Auflösung, erster Vorhersagetag, für die Regionsboxen Ska1, Ska2, Balt, Medi, **schmalere Konfidenzintervalle im EPS**, **breitere Konfidenzintervalle im EPS**

„Dressed“ Ensemblemitglieder geschätzt. Eine Möglichkeit die Parameter für die Gaußverteilungen zu schätzen, besteht darin, den „Continuous Ranked Probability Score (CRPS)“, Hersbach (2000) unter Verwendung geeigneter Beobachtungen zu minimieren. Dieses Maß vergleicht die CDF des Ensembles mit der CDF der Beobachtungen. Als Beobachtung wird an dieser Stelle, wie in der gesamten Studie, der Reanalysedatensatz ERA-Interim benutzt.

Man kann an der Abbildung K.1 erkennen, dass das Ensemble Dressing anhand der CRPS Minimierung nicht den gewünschten Effekt liefert.

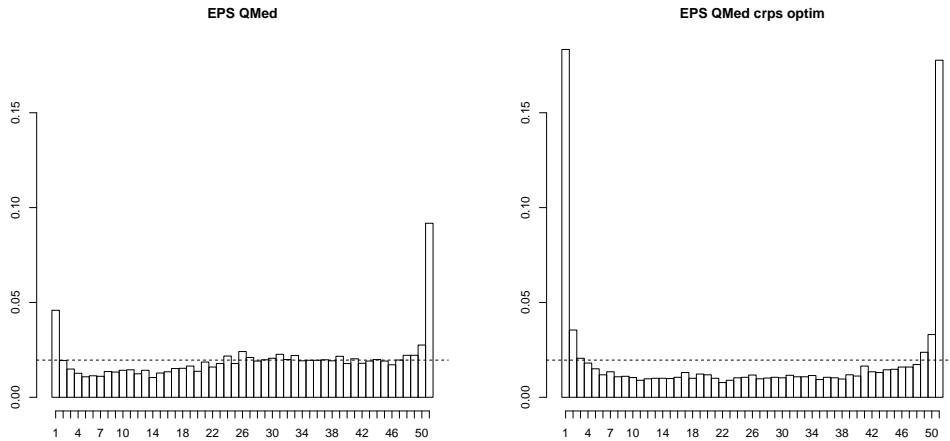


Abbildung K.1.: Talagranddiagramme für eine zufällig gewählte Gitterbox für das EPS, erster Vorhersagetag, und ERA-Interim, basierend auf den mit Quantile Mapping bearbeiteten Daten (links), sowie diese Daten mittels Ensemble Dressing durch CRPS Minimierung prozessiert (rechts)

Eine Möglichkeit die Flachheit des Talagranddiagrammes zu beschreiben, stellt der  $\delta$ -Score dar, s.h. Gleichung K.1 bzw. Candille u. Talagrand (2005).

$$\delta = \sum_{k=1}^{m+1} (s_k - \frac{n}{m+1})^2 / (\frac{nm}{m+1}) \quad (\text{K.1})$$

In der Gleichung K.1 ist  $m$  die Anzahl der Ensemblemitglieder,  $s_k$  die Anzahl der Auftrittshäufigkeiten im  $k$ -ten Intervall des Histogramms und  $n$  die Anzahl der Vorhersagen. Ein vollständig flaches Talagranddiagramm hätte den  $\delta$ -Score 1. Da an dieser Stelle ein möglichst perfekter Ensemblespread gewünscht ist, könnte man anstatt den CRPS zu minimieren, das Verfahren dahingehend umändern, dass der  $\delta$ -Score oder besser sowohl der  $\delta$ -Score als auch der CRPS minimiert wird. Letzteres könnte bsplw. über einen Weighed Formula Ansatz geschehen, s.h. Cortez (2014). Getestet wurde es, den  $\delta$ -Score zu optimieren, wofür die Nelder-Mead Methode zur Optimierung verwendet wurde, Nelder u. Mead (1965).

Es ergeben sich dabei für das ohne Ensemble Dressing bearbeitete Ensemble ein  $\delta$ -Score von 47,3. Mit CRPS Minimierung verschlechtert sich dieser Wert gravierend auf 220,6. Mit der Minimierung des  $\delta$ -Scores erhält man einen Wert von 11,1. Die Unterdispersivität des Ensembles kann man mit diesem Ansatz also verringern. Dies stellt somit einen vorgeschlagenen Ansatz dar, mit welchem man untersuchen könnte,

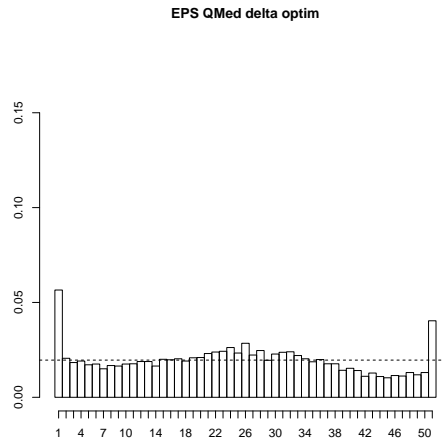


Abbildung K.2.: Talagranddiagramm für die in Abbildung K.1 zufällig gewählte Gitterbox für das EPS, erster Vorhersagetag, und ERA-Interim, bearbeitet mit Ensemble Dressing durch Minimierung des  $\delta$ -Scores

*wie stark ein bestehender Zusammenhang zwischen der EPS Unterdispersivität und den in dieser Studie schmalere EPS Konfidenzintervallen verglichen zu ERA-Interim ist.*

*Die Abbildung K.3 zeigt den  $\delta$ -Score für alle Gitterzellen der in diese Studie eingehenden Region für die ersten vier Vorhersagetage. Man erkennt, dass es am ersten Vorhersagetag hohe  $\delta$ -Scores gibt, einen Land-See Kontrast, sowie ein Nord-Süd Gefälle. Der Spread des Ensembles variiert also räumlich, und es gibt mehr und weniger stark unterdispersive Regionen. Schreitet man weiter in der Vorhersagezeit voran, so wird der Spread des Ensembles immer besser. Bereits am Vorhersagetag vier erreicht man über dem Europäischen Festland hervorragende Werte. Das sich der Spread mit der Vorhersagedauer verbessert, war insofern zu vermuten, da die Störungen eine gewisse Zeit benötigen, um eine Wirkung zu zeigen. Zu Beginn der Vorhersagezeit liegen die Läufe also recht dicht beieinander. Ein Einfluss für die Statistik ist somit vorrangig durch die der Initialisierung nächsten Zeitschritte zur erwarten, sowie zu den 12UTC Terminen über Land. Hinzu kommt, dass es räumliche Unterschiede gibt. Es wäre zu testen, ob eine Homogenisierung durch ein Ensemble Dressing möglich ist.*

*Im Rahmen der Untersuchungen zur Nutzbarkeit des EPS wurde deutlich, dass der Zeitraum, welcher im EPS in  $T_L255$  gerechnet wurde, einen falschen Tagesgang beinhaltet. Es kann daher vermutet werden, dass es eine Variation des Spreads im EPS gibt, welche ebenfalls vom Tagesgang beeinflusst ist. Aus diesem Grund wurde der  $\delta$ -Score räumlich für die vier Termine berechnet, was in der Abbildung K.4 dargestellt ist.*

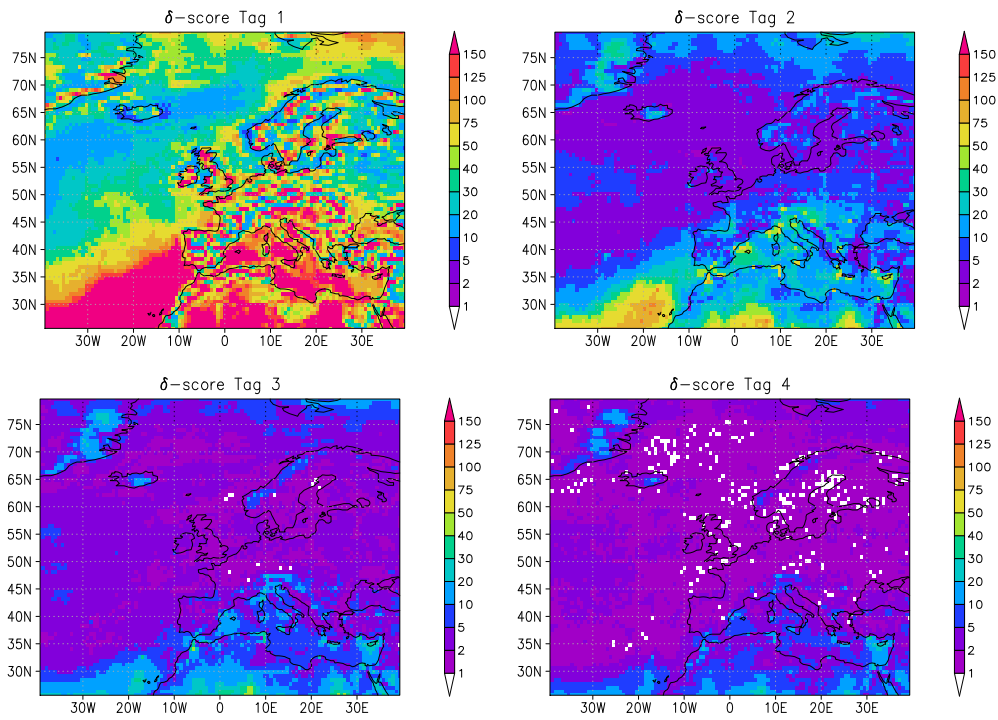


Abbildung K.3.:  $\delta$ -Scores für die in der Studie verwendete Region im EPS mit  $T_L255$  Auflösung, erster bis vierter Vorhersagetag, aller 12UTC Initialisierungen, Zeitraum gemäß Tabelle 2.1

*Es ist anzumerken, dass der gezeigte 12UTC Termin den Initialisierungen der Vorhersagen entspricht.*

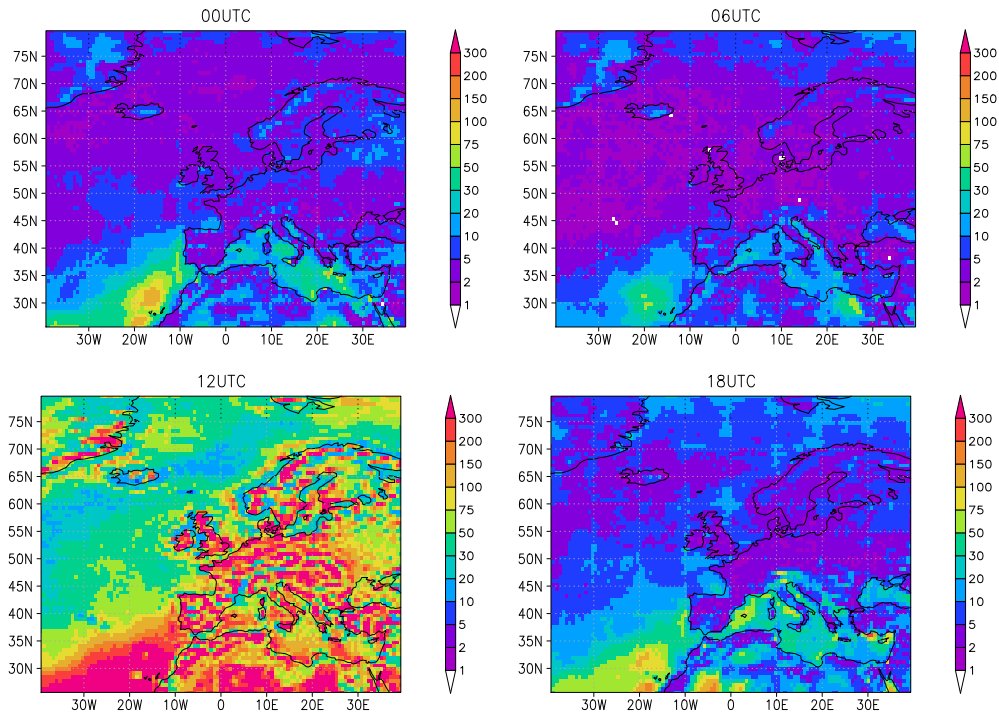


Abbildung K.4.: Tagesgang im  $\delta$ -Score für die in der Studie verwendete Region im EPS mit  $T_L255$  Auflösung, erster Vorhersagetag, aller 12UTC Initialisierungen, Zeitraum gemäß Tabelle 2.1

*Es ist erkennbar, dass die  $\delta$ -Scores für die Termine um 00UTC, 06UTC und 18UTC über die für diese Studie relevante Hauptinteressenregion sehr niedrig sind. Das heisst, dass das Talagrandidiagramm recht flach ist, und der Ensemblespread damit recht gut ist. Für den 12UTC Termin sind die Werte jedoch sehr hoch. Aufgrund des verwendeten Zeitfensters zur Eliminierung von Randeffekten, findet dieser 12UTC Zeitschritt keine Verwendung in der Statistik. Durch das Ensemble Dressing wird das zeitliche Verhalten, also der fehlerhafte Tagesgang nicht korrigiert. Der Spread kann durch ein Ensemble Dressing verbessert werden, s.h. Abbildung K.2, der zeitliche Fehler hingegen nicht. Liu u. a. (2011) schlagen zur Korrektur von Zeitfehlern einen Wavelet Ansatz vor, welcher zur Korrektur des fehlerhaften Tagesganges getestet werden könnte. Im folgenden sind Talagrandidiagramme zu den Terminen 00UTC, 06UTC, 12UTC und 18UTC über die gesamte Domain dargestellt. Man erkennt gut, dass die hohen  $\delta$ -Scores aus*

einer Unterdispersivität des EPSs zu 12UTC herrühren. Aufgrund der vorhergehenden Untersuchungen hätte man auch einen Bias zu den 12UTC Terminen erwarten können.

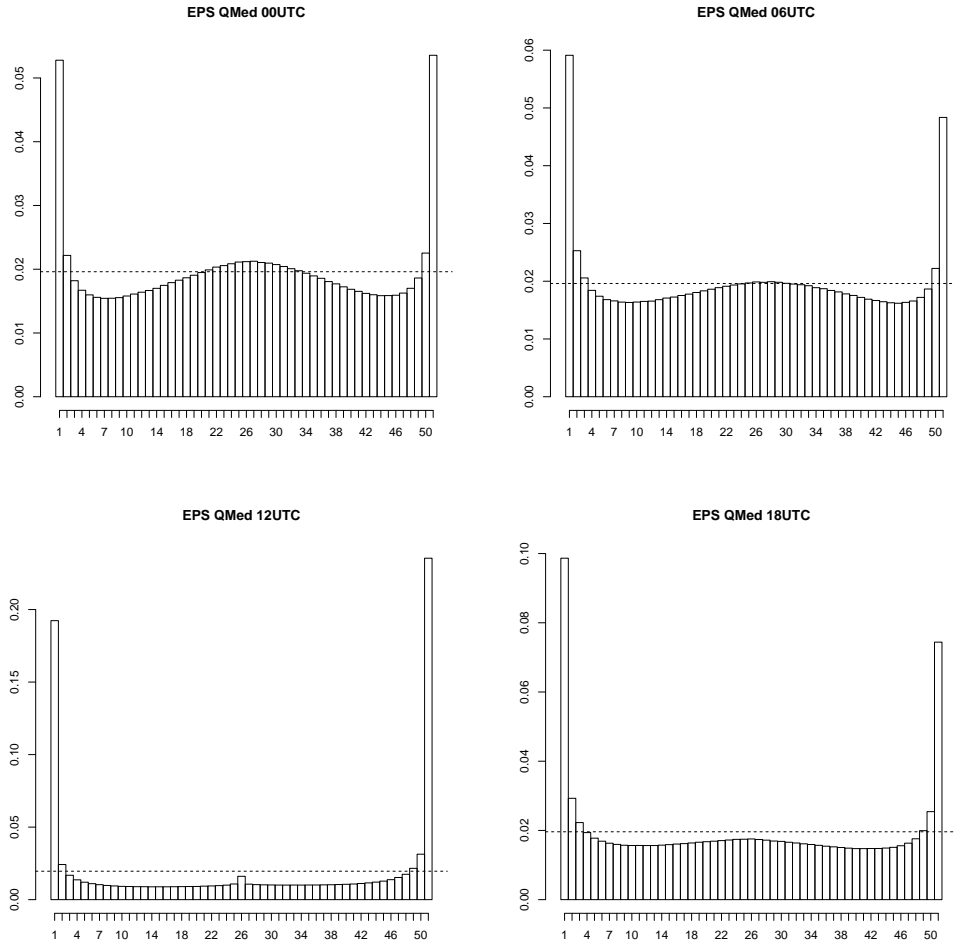


Abbildung K.5.: Talagranddiagramme für die in der Studie verwendete Region im EPS mit  $T_L$ 255 Auflösung, erster Vorhersagetag, aller 12UTC Initialisierungen, Zeitraum gemäß Tabelle 2.1, für 00UTC, 06UTC, 12UTC und 18UTC, Ordinatoreinteilung unterschiedlich

Um zu zeigen, wie sich der  $\delta$ -Score über die Vorhersagezeit verändert, sind Flächenmittel über die Land- sowie Seegitterboxen berechnet worden. Die bereits dargestellte Abnahme der Werte mit voranschreitender Vorhersagedauer ist in der Abbildung gut sichtbar. Ab etwa 30 Stunden nach Initialisierung sind die  $\delta$ -Scores hervorragend.

Es kann daher vermutet werden, dass eine Unterdispersivität einen Einfluss auf die Breite der Konfidenzintervalle hat, jedoch dies nicht der einzige und bestimmende Faktor sein kann.

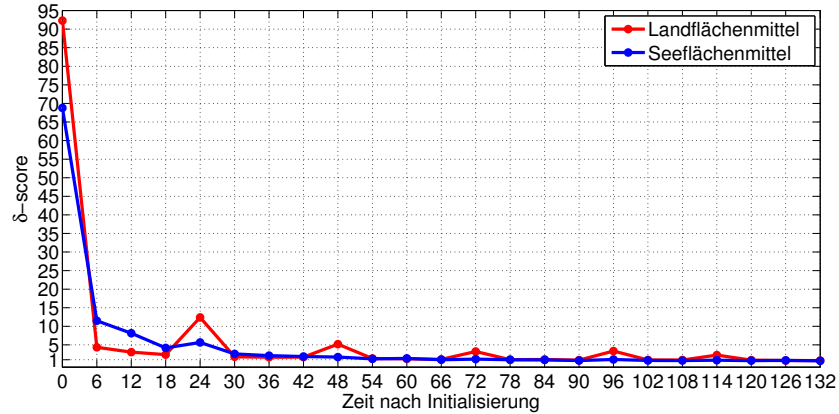


Abbildung K.6.:  $\delta$ -Score über die sechsstündig archivierte Vorhersagezeitschritte [h] als Land- und Seeflächenmittel für das EPS in  $T_L255$ , 12UTC Initialisierungen, Region gemäß Abbildung 2.1, S. 9

Die Abbildung K.7 zeigt das Talagranddiagramm für den Zeitpunkt 108h nach Initialisierung für dieselbe Region, wie in Abbildung K.6 dargestellt. Man erkennt die Flachheit des Talagranddiagramms, welche durch die niedrigen  $\delta$ -Scores beschrieben wird. Abschließend ist noch festzuhalten, dass ein flaches Talagranddiagramm kein hinreichendes Kriterium für ein gutes Ensemble darstellt. Zahlreiche Veröffentlichungen weisen auf diese Tatsache hin, s.h. bsplw. Marzban u. a. (2010).

In der Abbildung K.8 ist das Ergebnis des Ensembledressings für das 12UTC Initialisierungsfeld dargestellt. Wenn man die Werte mit denjenigen der Abbildung K.4 zu 12UTC vergleicht, erkennt man die erheblich besseren  $\delta$ -Scores, insbesondere über dem Mitteleuropäischen Festland, also der Hauptinteressenregion. Insgesamt wird das Feld zudem deutlich homogener. Die starken räumlichen Unterschiede im  $\delta$ -Score im ungedressten EPS sind im gedressten Fall erheblich geringer. Ob die Verbesserungen zu deutlichen Verschlechterungen anderer EPS Merkmale führen, ist jedoch noch zu überprüfen.

Schaut man sich den CRPS an, so wird dieser vielfach schlechter. Eine Modifikation des Verfahrens bestünde bsplw. darin sowohl den  $\delta$ -Score als auch den CRPS zu optimieren. Dies wurde mittels des Weighted Formula Ansatzes getestet. Dafür wurde  $|\delta - 1| + CRPS$  entsprechend zu dem vorhergehenden Ansatz optimiert. Damit konnte sowohl der  $\delta$ -Score als auch der CRPS verbessert werden. Allerdings gibt es dabei lokale Ausreißer.



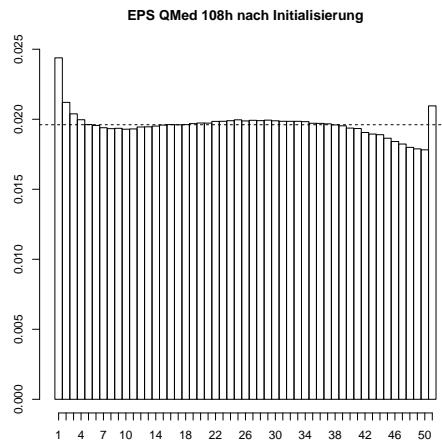


Abbildung K.7.: Talagranddiagramm für das EPS in  $T_L255$ , 108h nach Initialisierung, 12UTC Initialisierungen, Region gemäß Abbildung 2.1, S. 9

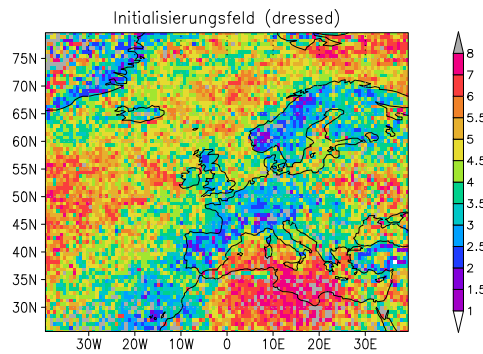


Abbildung K.8.:  $\delta$ -Score des gedressten Initialisierungsfeldes der EPS  $T_L255$  12UTC Vorhersagen, vergleiche dazu Abbildung K.4 zu 12UTC (skala verschieden)

*Ansätze, welche die räumlichen Zusammenhänge beachten, wie etwa das Geostatistical Model Averaging oder das Spatial Bayesian Model Averaging, könnten dies entsprechend verbessern.*