

Institution

Freie Universität Berlin

**Projekttitel**

Anthropogene Änderungen des Sturmklimas über Zentraleuropa und mögliche Folgen für die Region Hessen (Sturmklima Hessen)

– Abschlussbericht –

Laufzeit

01.11.2019 – 31.08.2025

Projektleitung

Prof. Dr. Uwe Ulbrich

Institut für Meteorologie

Freie Universität Berlin

Projektbearbeitung

Mareike Schuster, Dr. Torben Kunz

Institut für Meteorologie

Freie Universität Berlin

Auftraggeber

Fachzentrum Klimawandel und Anpassung

im Hessischen Landesamt für Naturschutz, Umwelt und Geologie

Projektbetreuung

Fachzentrum Klimawandel und Anpassung

Berlin, Februar 2026



Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	3
Abstract	4
1 Einleitung	5
2 Daten und Methoden	5
3 Ergebnisse	15
4 Diskussion und Schlussfolgerungen	38
5 Handlungsempfehlungen	39
6 Fazit	39
Anhang A: Sturmwahrscheinlichkeit	41
Anhang B: Sturmstärkeindex	46
Anhang C: Theoretisches vs. geschätztes Perzentil	51
Literatur	53

Zusammenfassung

Im Projekt wurden aktuelle Klimamodellsimulationen hinsichtlich der anthropogen bedingten Änderung des Sturmrisikos für Hessen ausgewertet. Dieses wird über die Zahl von Tagen mit schadenrelevanter Windgeschwindigkeit bestimmt. Die neuesten Globalmodelle (CMIP6, SSP5-8.5-Szenario, 12 Modelle) zeigen dabei für eine ca. 330 km × 330 km große Modellgitterzelle, die Hessen beinhaltet, eine erhebliche längerfristige Variabilität. Diese ist deutlich größer als die mittlere Veränderung durch die globale Erwärmung. Im Ensemble-Mittel ergibt sich zum Ende des laufenden Jahrhunderts (2070-2100) gegenüber der Referenzperiode der nahen Vergangenheit (1970-2000) eine Zunahme der Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Stürmen um knapp 10%. Zusätzlich erhöht sich die schadenwirksame Intensität (gemessen am Sturmstärkeindex, SSI) für Sturmtage in gleicher Größenordnung. Dieses Ergebnis ist konsistent mit Ergebnissen auf Grundlage anderer sturmrelevanter Größen (Häufigkeit starker Zyklogen, Storm track), die ebenfalls im Mittel eine leichte Tendenz zur Zunahme der Sturmaktivität in der Region Mitteleuropa insgesamt anzeigen. Das Ensembledittel-Signal für die Hessen umfassende Gitterzelle wird aber erheblich von der Auswahl der Modellsimulationen beeinflusst. Im Wesentlichen sind zwei der zwölf CMIP6-Modelle für das Ergebnis einer Risiko-Zunahme im Ensemble-Mittel verantwortlich. Auffällig ist auch, dass das Klimasignal erst für die späte Periode des laufenden Jahrhunderts (2070-2100) unter starkem Anstieg des Treibhausgas-Forcings deutlich wird, während für die nahe Zukunft (2020-2050) nur eines der Modelle ein nennenswertes Klimasignal zeigt, und zwar eine Verringerung der Sturmwahrscheinlichkeit.

Für die genannten Einschätzungen wurde der Einfluss externer Faktoren, welche die simulierten Tendenzen im Sturmrisiko stark beeinflussen können, weitgehend ausgeschlossen. So hatte sich insbesondere ein erheblicher Einfluss einer veränderten Bodenrauigkeit in einem Teil der Modelle gezeigt. Diese verringert die bodennahen Windgeschwindigkeiten und damit auch deren Extrema. In den entsprechenden Simulationen geht aufgrund externer Vorgaben für die Simulationen oder auf Basis von Landoberflächen-Modellen dort ein, dass Mitteleuropas Waldflächen mit ihrer höheren Rauigkeit in Zukunft einen größeren Flächenanteil einnehmen könnten. Da nicht klar ist, ob sich hierdurch wirklich das Schadenpotential verringern würde, wurde statt der bodennahen Windgeschwindigkeit die Windgeschwindigkeit in 850 hPa für die anfangs genannten Ergebnisse genutzt. Bei den Auswertungen zeigte sich auch eine starke Zunahme der bodennahen Sturmtätigkeit über den hohen polaren Breiten, die einer zunehmenden Labilisierung der unteren Luftschichten zugeordnet werden konnte. Hinsichtlich der Rolle der räumlichen Auflösung konnte anhand der CMIP5-Globalmodellsimulationen und der von ihnen angetriebenen Euro-Cordex-Regionalmodelle kein systematisch abweichender Effekt identifiziert werden.

Abstract

In this project, current climate model simulations were evaluated with regard to the anthropogenically induced change in storm risk for Hesse. This risk was determined by the number of days with extreme wind speeds exceeding a threshold relevant for damage production. The latest global models (CMIP6, SSP5-8.5 scenario, 12 models) show, for an approximately 330 km × 330 km model grid cell that includes Hesse, considerable long-term variability which is greater than the mean change due to the imposed rising greenhouse gas concentrations. Compared with the reference period of the recent past (1970–2000), the ensemble mean signal towards the end of the current century (2070–2100) is an increase of storm day probability of just under 10% . In addition, the damage-effective intensity (measured by the Storm Severity Index, SSI) for storm days increases by a similar magnitude. This result is consistent with findings based on other storm-relevant variables (frequency of intense cyclones, storm track), which likewise indicate a mean tendency towards increasing storm activity for Central Europe. It should be noted, however, that the ensemble-mean signal for the grid cell encompassing Hesse is significantly influenced by the selection of model simulations entering the ensemble. Essentially, two of the twelve CMIP6 models included in the evaluation are responsible for the ensemble-mean result of an increased risk. It is also striking that the climate signal becomes clearly apparent only for the late period of the current century (2070–2100), under conditions of strong increases in greenhouse gas forcing. For the near future (2020–2050) only one of the model experiments shows a notable climate signal—namely, a decrease in storm day probability.

A dependence of the chosen type of wind data for determining the climate signal has been identified. As surface (10 m height) wind is strongly influenced by changes in surface roughness as an external factor, changing surface characteristics can also affect simulated changes in storm risk. Some of the used simulations incorporate an increased coverage of Central Europe's land surface with forest, leading to higher roughness and thus reduced winds. Since it is unclear whether such a change would actually reduce the damage potential, the wind speed at 850 hPa had been chosen as the basis for the climate signals listed above, as it is largely unaffected by surface roughness changes. The analyses also showed a strong increase in near-surface storm activity over the high polar latitudes, which could be attributed to increasing destabilization of the lower atmospheric layers. With regard to the role of spatial resolution, we found no systematically different storminess signal in the Euro-Cordex regional models which are driven by CMIP5 global models.

1 Einleitung

Sturm ist eine der Naturgefahren von hoher Relevanz für Mitteleuropa. Vergangene Sturmereignisse haben zu erheblichen monetären Schäden und sogar zu Personenschäden geführt. Änderungen im Sturmklima, die als Teil der globalen anthropogenen Klimaveränderung auftreten, können für längerfristige Planungen von Stakeholdern wichtig sein, die von Feuerwehr- und Rettungskräften über Eisenbahn-Betreiberunternehmen und Logistikunternehmen bis hin zu Forstbetrieben und Stromnetzbetreibern reichen. Eine Einschätzung der Risiken und ihrer Änderung verlangt zunächst nach einer Reihe von Daten. Systematisch aufbereitete Schaden-
daten liegen zumeist nicht oder nur in ereignisbezogener räumlicher Summe vor. Hier ist vor allem mit PERILS (<https://www.perils.org/>) eine Organisation zu nennen, die weltweit solche Einschätzungen vornimmt. Wesentliche Grundlage der hier genutzten Relation von Sturmstärke und Schaden ist ein detaillierter Datensatz des Gesamtverbandes der Versicherer. Dieser gibt Schadenereignisse and Wohngebäuden nominell auf Tagesbasis wieder, beinhaltet aber auch Schäden durch Hagel. Da diese eher im Sommer auftreten, während schadenträchtige Stürme sich im Wesentlichen auf das Winterhalbjahr beschränken, wurden die Auswertungen nur für Winter vorgenommen.

2 Daten und Methoden

2.1 Daten

2.1.1 Globalmodelle

Für die Frage der spezifischen Änderung des Sturmklimas infolge der globalen anthropogenen Klimaänderungen werden numerische Klimamodelle herangezogen, die zu in global organisierten Ensembles von Modellexperimenten beitragen (Coupled Model Intercomparison Project, CMIP). Hier standen zuletzt als neueste Ergebnisse globale Modellexperimente der Phase CMIP6 zur Verfügung. Für einen Teil der numerischen Modelle standen verschiedene Simulationen zur Verfügung, die sich durch unterschiedliche Startbedingungen in ihrer individuellen simulierten Klimaentwicklung unterscheiden. Die ausgewerteten Modelle und Modellsimulationen sind in der nachfolgenden Tabelle 1 gelistet. Sie beinhalten jeweils Daten für eine Referenzperiode (1970-2000), die den globalen Treibhausgasantrieb des Klimas der nahen Vergangenheit repräsentiert, und ein Szenario, das nach den Vorgaben des CMIP6-Protokolls einen starken (SSP5-8.5) oder nur minimalen (SSP1-2.6) Anstieg der Treibhausgaskonzentrationen bis zum Jahr 2100 vorgibt.

Tab. 1: Zum Zeitpunkt der Auswertung verfügbare CMIP5 (oben) und CMIP6 (unten) – Simulationen. Die angegebenen Jahreszahlen beziehen sich bereits auf verfügbare vollständige Wintersaisons, z.B. 1960-2004 beschreibt die Wintersaisons (Oktober - März) 1960/61 bis 2004/05.

model	historical	RCP2.6	RCP8.5
access1-0	1960-2004	-	2026-2045;2081-2099
bcc-csm1-1	1960-2012	2026-2045;2081-2099	2026-2045;2081-2099
bcc-csm1-1-m	1960-2007	2026-2045;2081-2099	2026-2045;2081-2099
bnu-esm	1960-2004	2026-2045;2081-2099	2026-2045;2081-2099
cnrm-cm5	1960-2004	-	2026-2045;2081-2099
hadgem2-es	1980-2004	-	2026-2045;2081-2099
mioc-esm-chem	1960-2004	-	2026-2045;2081-2099

model	historical	SSP1-2.6	SSP5-8.5
awi-cm1-1-mr	1850-2014	2015-2099	2015-2099
bcc-csm2-mr	1950-2014	2015-2099	2015-2099
cnrm-cm6-1-hr	1950-2014	2015-2099	2015-2099
ec-earth3	1850-2014	2015-2099	2015-2099
ipsl-cm6a-lr	1850-2014	2015-2099	2015-2099
miroc-es2l	1850-2014	2015-2099	2015-2099
miroc6	1850-2014	2015-2099	2015-2099
mpi-esm1-2-hr	1850-2014	2015-2099	2015-2099
mpi-esm1-2-lr	1850-2014	2015-2099	2015-2099
mri-esm2-0	1960-2014	2015-2299	2015-2299

Im Projektverlauf wurden auch die globalen Modellexperimente der vorhergehenden CMIP-Phase CMIP5 betrachtet. Neben den verwendeten Modellen und Modellversionen unterscheiden sie sich von CMIP6 durch die vorgegebenen Treibhausgasszenarien, die aber im weitesten Sinn kompatibel zu den neueren Szenarien sind. Die CMIP5-Szenarien sind RCP8.5 und RCP2.6. Die Ergebnisse der Globalmodellsimulationen dienen als Antrieb für regionale Modelle, von denen ebenfalls verschiedene Simulationen (EURO-CORDEX) ausgewertet wurden. Zum Zeitpunkt der Projektdurchführung lagen noch keine Regionalmodellsimulationen mit Antrieb aus CMIP6-Globalmodellen vor. Daher werden in diesem Projekt nur Regionalmodellsimulationen mit Antrieb aus CMIP5-Globalmodellen ausgewertet (Tabelle 1).

Für die auf der Sturmfeldverfolgung beruhende Analyse (Abschnitt 3.2.2) werden die sechsstündlichen instantanen Windgeschwindigkeiten an den einzelnen Modellgitterpunkten (ent-

sprechend der ursprünglichen Gitterauflösung des jeweiligen Modells) verwendet. Für die lokale Analyse bezüglich der Sturmwahrscheinlichkeit und des Sturmstärkeindex (Abschnitt 3.1) werden dagegen zunächst die Tagesmittel der zonalen sowie der meridionalen Windgeschwindigkeit aller Modelle (und ebenfalls der ERA5-Reanalyse) auf ein gemeinsames $5^\circ \times 3^\circ$ -Gitter interpoliert. Diese Gitterauflösung ist geringfügig gröber als die des größten ursprünglichen Gitters aller verwendeten CMIP6-Modelle. Das Zielgitter hat insbesondere eine ca. $330 \text{ km} \times 330 \text{ km}$ große Gitterzelle über dem mittleren Teil Deutschlands, zentriert auf 10°E und 51°N , schließt also Hessen mit ein. Anschließend werden für jeden Modelltag beide Windkomponenten quadriert und aus der Summe der Quadrate die Wurzel berechnet. Diese Größe ist somit nicht identisch mit dem Tagesmittel der Windgeschwindigkeit, ermöglicht aber eine einheitliche Betrachtung aller Modelle, so dass die Analyse nicht durch deren unterschiedliche Gitterauflösungen beeinträchtigt wird.

2.1.2 Regionalmodelle

Die Auswertungen von Regionalmodellen haben das Ziel, mit ihrer höheren räumlichen Auflösung die für kleinräumige Auswertungen wichtigen räumlich unterschiedlichen Eigenschaften der Landoberfläche besser als die Globalmodelle zu repräsentieren. Außerdem sollen sie durch die Berücksichtigung von physikalischen Prozessen auf der kleineren Raumskala auch die realen Verhältnisse besser wiedergeben. Im Abschnitt 4.2.4 werden Auswertungen von Regionalmodellsimulationen wiedergegeben, die von 6 verschiedenen CMIP5 Globalmodellen (teilweise mit jeweils unterschiedlichen Simulationen) angetrieben wurden. Die Liste der Simulationen ist in Abbildung 17 in Abschnitt 4.2.4 zu finden.

2.1.3 Reanalyse

Meteorologische Daten für die jüngere Vergangenheit liegen mit den 3-dimensional aufgelösten Reanalysen vor, die eine Auswertung des Sturmklimas erlauben. Im Projekt wurden die ERA5-Reanalysen benutzt, deren zeitliche Abdeckung auf die Periode ab 1940 erweitert wurde (Soci et al., 2024). Das Gitter, auf dem die Daten ausgegeben werden, hat eine räumliche Auflösung von etwa 31 km. Der Parameter Wind liegt für die Standardhöhe 10 m über Grund vor. Diese entspricht der Messhöhe meteorologischer Stationen. Hierbei wird zwischen der für jede volle Stunde verfügbaren Momentangeschwindigkeit, einer täglichen Maximalgeschwindigkeit und einer aus einer Parametrisierung abgeleiteten Böengeschwindigkeit unterschieden. Für die Auswertungen wurde alternativ zur stark von der Bodenrauigkeit beeinflussten bodennahen Geschwindigkeit auch der Wind in 850 hPa (entsprechend etwa 1.5 km Höhe über Grund) verwendet, der im Mittel etwa der Obergrenze der Reibungsschicht zugeordnet werden kann,

und der daher weniger von lokalen Eigenschaften der Landoberfläche und ihren Veränderungen beeinflusst ist. Er weist eine ähnlich enge Beziehung zu den Gebäudeschäden auf wie die bodennahen Winde (Fröhlich, 2005).

2.1.4 GDV-Schadendaten

Für Deutschland wurden vom Gesamtverband der Versicherer GDV Daten für eine wissenschaftliche Auswertung zur Verfügung gestellt, die auf nominell täglicher Basis Aussagen über versicherte Schäden erlauben. Mit dem Schadensatz (Schadenaufwand in einem Landkreis relativ zur Versicherungssumme für die dort versicherten Gebäude) steht auch ein Maß zur Verfügung, mit dem eine relative Schadenwirkung trotz unterschiedlicher Ausgesetzttheit (Exposure: Anzahl und Wert der versicherten Gebäude) verfügbar wird. Im Projekt wurden diese Daten daraufhin untersucht, inwiefern sich mit Bereitstellung einer neuen Version des Schadensatzes durch den GDV auch die Beziehung zwischen Windgeschwindigkeiten und Schäden leicht verändert hat. Auf die Auswertungen der Modellexperimente hat diese Veränderung keinen relevanten Einfluss und wird in diesem Bericht daher nicht weiter behandelt.

2.2 Methoden

2.2.1 Sturmwahrscheinlichkeit

Das in dieser Studie primär verwendete lokale Sturmklimamaß ist die im Folgenden definierte Sturmwahrscheinlichkeit. Diese beschreibt, kurz gesagt (für eine präzise Definition siehe Abschnitt A.1), an wievielen Tagen eines Winters in einer Gitterzelle ein bestimmtes lokales Perzentil der Windgeschwindigkeit überschritten wird, relativ zur Gesamtzahl der Tage eines Winters. Tage, an denen das Perzentil überschritten wird, werden als Sturmtage bezeichnet. Die so definierte Sturmwahrscheinlichkeit einzelner Winter wird dann für die durchgeführten Analysen zusätzlich über 30 aufeinander folgende Winter gemittelt. Damit ergibt sich das Periodenmittel der Sturmwahrscheinlichkeit, welches wiederum für verschiedene 30-Jahres-Perioden berechnet werden kann, wobei jedoch stets das Perzentil der Referenzperiode verwendet wird.

Die Wahl des Perzentils, im Folgenden bezeichnet als v_Q , unterscheidet sich in der Literatur von Studie zu Studie. Häufig verwendet wird zum Beispiel das 98. Perzentil ($Q = 0.98$) aller Tage des Jahres. In der vorliegenden Studie verwenden wir zusätzlich das 96. Perzentil ($Q = 0.96$) aller Wintertage (Oktober bis März). Da in Mitteleuropa fast alle Tage des Jahres, an denen das 98. Ganzjahresperzentil überschritten wird, im Winterhalbjahr liegen, ist dieses Perzentil dem 96. Winterperzentil dort sehr ähnlich. In dieser Studie werden zwar beide Varianten verwendet, für den Hauptteil der Analyse, welcher sich auf das CMIP6-Modell-Ensemble bezieht (Ab-

schnitt 3.1) jedoch nur das 96. Winterperzentil, d.h. das Perzentil bezieht sich auf dieselben Monate des Jahres, aus denen auch die Sturmwahrscheinlichkeit selbst berechnet wird.

Diese Wahl ermöglicht einen konsistenten theoretischen Rahmen für die Sturmwahrscheinlichkeit, welcher eine differenziertere quantitative Betrachtung, insbesondere der *relativen* Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit von der Referenzperiode hin zu einer späteren Periode ermöglicht. Dieser Rahmen ist in Anhang A ausführlich dargestellt. Der an dieser Stelle relevante Aspekt soll hier nur kurz umrissen werden. Das Perzentil der Referenzperiode, v_Q , repräsentiert das theoretische Perzentil (d.h. den Erwartungswert der statistischen Grundgesamtheit), welches man erhielte, würde es aus allen Tageswerten unendlich vieler Realisierungen der Referenzperiode (desselben Klimamodells) gemeinsam geschätzt werden, welche sich ausschließlich durch statistisch unabhängige Realisierungen der internen (zufälligen) Variabilität unterscheiden. Für die meisten Modelle, und ebenso für die Reanalyse, ist jedoch nur eine einzige Referenzperiode, d.h. eine einzige Realisierung der internen Variabilität, vorhanden, aus welcher somit lediglich eine Schätzung des Perzentils, bezeichnet als $\hat{v}_Q$, berechnet werden kann. Könnte die Sturmwahrscheinlichkeit einer einzelnen Referenzperiode mithilfe des theoretischen Perzentils, v_Q , berechnet werden, so wäre diese zwar im Mittel über unendlich viele Referenzperioden gleich $P := 1 - Q = 0.04$, die Werte der Sturmwahrscheinlichkeit einzelner Referenzperioden streuten jedoch um diesen Mittelwert mit einer Standardabweichung $\sigma_o > 0$, da manche Realisierungen der Referenzperiode mehr, manche weniger Sturmtage aufweisen würden. Dagegen nimmt die mithilfe der Schätzung $\hat{v}_Q$ berechnete Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode, bezeichnet als $\mathcal{P}$, – als Artefakt – per Definition immer den Wert $\mathcal{P} = P = 0.04$ an, d.h. die Streuung von $\mathcal{P}$ ist aufgrund dieses Artefakts gleich Null (für eine anschauliche Darstellung, siehe Anhang C). Das hat zur Folge, dass die daraus abgeleiteten relativen Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit (siehe weiter unten in diesem Abschnitt) nicht korrekt geschätzt werden. Diese Abweichung kann jedoch mithilfe des theoretischen Rahmens bestimmt und somit korrigiert werden.

Das Ziel der vorliegenden Studie besteht darin, die mit den Klimamodellen simulierten zukünftigen Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit zu diagnostizieren und einzuschätzen, ob diese ein anthropogen angetriebenes Klimasignal darstellen oder ob es sich lediglich um zufällige Schwankungen aufgrund interner Klimavariabilität handelt. Zu diesem Zweck wird zunächst die absolute Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit definiert,

$$\Delta = \mathcal{P}' - \mathcal{P}, \quad (1)$$

wobei $\mathcal{P}$ und $\mathcal{P}'$ die Periodenmittel der Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode bzw. in einer zukünftigen (d.h. in der mittleren oder der späten) Periode bezeichnen, beide berechnet mithilfe des geschätzten Perzentils der Referenzperiode, $\hat{v}_Q$. Die simulierte absolute Änderung

besteht im Allgemeinen aus zwei Anteilen, nämlich (i) dem für ein bestimmtes Modell spezifischen Klimasignal Δ_s und (ii) einem zufälligen Anteil Δ_r , welcher das durch die interne Variabilität verursachte Hintergrundrauschen repräsentiert; d.h. $\Delta = \Delta_s + \Delta_r$.

Um die für eine bestimmte Modellsimulation diagnostizierte absolute Änderung auf das Vorhandensein eines Klimasignals zu testen, wird ein t -Test durchgeführt. Die Nullhypothese lautet, dass kein Klimasignal vorliegt, dass also $\Delta_s = 0$ und somit $\Delta = \Delta_r$. Außerdem wird die Annahme getroffen, dass die Realisierungen der internen Variabilität in der Referenzperiode statistisch unabhängig sind von jenen in einer späteren (mit der Referenzperiode nicht überlappenden) Periode. Unter der Nullhypothese ergibt sich damit, dass der zufällige Anteil der absoluten Änderung, Δ_r , über unendlich viele Realisierungen hinweg mit der Standardabweichung $\sigma_o\sqrt{2}$ streut. Die für den statistischen Test benötigte t -Statistik ergibt sich hiermit, als das Verhältnis der absoluten Änderung zur unter der Nullhypothese erwarteten Streuung des zufälligen Anteils, zu

$$t = \frac{\Delta}{s\sqrt{2}}, \quad (2)$$

wobei s ein aus den Wintermitteln der Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode berechneter Schätzwert für σ_o ist (siehe Abschnitt A.1 und A.3) und Δ die gesamte aus einer Modellsimulation diagnostizierte absolute Änderung, welche möglicherweise ein Klimasignal Δ_s enthält. Damit lässt sich einem gegebenen Δ eine Überschreitungswahrscheinlichkeit

$$p = 1 - F_\nu(t) \quad (3)$$

zuordnen, wobei $F_\nu(t)$ die t -Verteilungsfunktion mit ν Freiheitsgraden bezeichnet (siehe Abschnitt A.3). Die Überschreitungswahrscheinlichkeit p gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die gegebene absolute Änderung Δ unter der Nullhypothese überschritten werden kann.

Für praxisbezogene Anwendungen muss die absolute Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit in eine relative Änderung übersetzt werden, welche angibt, um welchen Anteil die simulierte Sturmwahrscheinlichkeit zukünftig zunimmt oder abnimmt. Die relative Änderung ist hier definiert als das Verhältnis der absoluten Änderung zur Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode. Wie weiter oben beschrieben, streut die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode, würde sie mithilfe des theoretischen Perzentils v_Q berechnet, mit der Standardabweichung σ_o um den Mittelwert P . Darüber hinaus sind der zufällige Anteil der absoluten Änderung und die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode negativ miteinander korreliert. Ist die zufällige absolute Änderung positiv, ist die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode meistens kleiner als P , ist die zufällige absolute Änderung dagegen negativ, ist die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode meistens größer als P . Wird die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode jedoch mithilfe des geschätzten Perzentils $\hat{v}_Q$ berechnet,

geht dieser statistische Zusammenhang verloren, da die Streuung von $\mathcal{P}$ aufgrund des weiter oben beschriebenen Artefakts gleich Null ist. Mithilfe des theoretischen Rahmens (siehe Abschnitt A.4) lässt sich dieser Zusammenhang jedoch exakt beschreiben: Für eine gegebene zufällige absolute Änderung Δ_r ist der wahrscheinlichste Wert für die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode gegeben durch $P - \Delta_r/2$. Des Weiteren streut die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode, bei gegebenem Δ_r , mit der Standardabweichung $\sigma_o/\sqrt{2}$.

Damit ergibt sich ein näherungsweiser Ausdruck für die erwartete relative Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit zu (siehe Abschnitt A.4)

$$R = \frac{\Delta_s + \Delta_r}{P - \Delta_r/2}, \quad (4)$$

und der dazugehörige Streubereich von R_- bis R_+ (± 2 Standardabweichungen; entsprechend der Streuung der Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode bei gegebenem Δ_r) ist gegeben durch

$$R_{\pm} = \frac{\Delta_s + \Delta_r}{P - \Delta_r/2 \mp 2(s/\sqrt{2})}. \quad (5)$$

Es sei angemerkt, dass der Term $-\Delta_r/2$ in Gl. (4) bzw. (5) zufälligen relativen Änderungen eine Asymmetrie verleiht, d.h. positive Änderungen sind im Mittel betragsmäßig größer als negative Änderungen (Abschnitt A.4, und Abb. B.1a).

Unter der Nullhypothese, d.h. falls die absolute Änderung rein zufällig ist ($\Delta_s = 0$, somit $\Delta = \Delta_r$), vereinfacht sich Gl. (4) zu $R = \Delta/(P - \Delta/2)$. Unter der gegenteiligen Annahme, dass die absolute Änderung ausschließlich ein Klimasignal darstellt ($\Delta_r = 0$, somit $\Delta = \Delta_s$), vereinfacht sich Gl. (4) zu $R = \Delta/P$. Schließlich kann noch der Fall betrachtet werden, dass sowohl das Klimasignal als auch die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode bekannt sind. Wird zum Beispiel angenommen, dass die letztere eine Standardabweichung über dem Mittelwert liegt (so dass der wahrscheinlichste Wert für den zufälligen Anteil der absoluten Änderung durch $\Delta_r = -\sigma$ gegeben ist), so ergibt sich für die relative Änderung (siehe Abschnitt A.4)

$$R = \frac{\Delta_s - s}{P + s}. \quad (6)$$

2.2.2 Sturmstärkeindex

Ein weiteres in dieser Studie verwendetes Sturmklimamaß ist der sogenannte Sturmstärkeindex. Dessen Verwendung ist motiviert durch seine Korrelation mit dem mit Winterstürmen assoziierten Schadenpotential (Klawa und Ulbrich 2003). Der Sturmstärkeindex wurde in der Vergangenheit in zwei Versionen verwendet. Leckebusch et al. (2008) führten einen ereignisbezogenen Sturmstärkeindex ein, der die Intensität eines Sturmereignisses über die Lebenszeit

eines Sturms für alle betroffenen Gitterzellen eines Datensatzes integriert. Als Intensität an einer Gitterzelle zu einem Zeitpunkt wird in Leckebusch et al. (2008) die relative kubische Überschreitung des 98. Ganzjahresperzentils der täglichen maximalen Windgeschwindigkeit verstanden. Die hier zugrundeliegende deterministische Wind-Schaden-Beziehung nach Klawa und Ulbrich (2003) ist jedoch nicht die einzig Mögliche. Einen Vergleich verschiedener solcher Beziehungen findet sich bei Prah et al. (2015). Für die Berechnung des ereignisbezogenen Sturmstärkeindex erfolgt eine Bestimmung der Zugbahnen des Sturmfeldes, das hierfür eine Mindestgröße (äquivalent zu $2.5^\circ \times 2.5^\circ$ am Äquator) aufweisen muss.

Für die in der vorliegenden Studie durchgeführten Analysen wird der Sturmstärkeindex dagegen nicht ereignisbezogen, sondern einfach separat für jede Gitterzelle berechnet. Der Sturmstärkeindex in einer bestimmten Gitterzelle wird zunächst für jeden Tag definiert als die relative kubische Überschreitung desselben Perzentils der Windgeschwindigkeit, welches auch für die Sturmwahrscheinlichkeit verwendet wird (d.h. des 96. Winterperzentils). Der auf diese Weise definierte tägliche Sturmstärkeindex wird anschließend entweder (i) über alle Tage eines Winters gemittelt oder (ii) über alle Sturmtage eines Winters, d.h. über die Tage, an denen das Perzentil der Windgeschwindigkeit überschritten wird. Beide Varianten werden dann über 30 aufeinander folgende Winter gemittelt. Damit ergibt sich das Periodenmittel des über alle Tage gemittelten Sturmstärkeindex, im Folgenden bezeichnet als $\mathcal{S}$, bzw. des nur über Sturmtage gemittelten Sturmstärkeindex, bezeichnet als $\mathcal{D}$. Beide Varianten werden jeweils für die Referenzperiode, für die mittlere und für die späte Periode betrachtet. Die beiden Varianten hängen über die Sturmwahrscheinlichkeit $\mathcal{P}$ miteinander zusammen (für eine präzise Definition beider Varianten und deren Zusammenhang siehe Anhang B),

$$\mathcal{D} = \mathcal{S}/\mathcal{P}. \quad (7)$$

Die zwei Varianten des Sturmstärkeindex können folgendermaßen interpretiert werden: Die Variante $\mathcal{S}$ repräsentiert eine Abschätzung für das Gesamtschadenpotential durch Winterstürme in einer bestimmten 30-Jahres-Periode, die Variante $\mathcal{D}$ dagegen repräsentiert eine Abschätzung für das durchschnittliche Schadenpotential eines einzelnen Sturmtages innerhalb derselben Periode.

Für beide Varianten kann jeweils, analog zur Sturmwahrscheinlichkeit, eine absolute Änderung des Sturmstärkeindex von der Referenzperiode hin zu einer späteren Periode definiert werden (als $\mathcal{S}' - \mathcal{S}$ bzw. $\mathcal{D}' - \mathcal{D}$), und darauf basierend jeweils eine relative Änderung. Das für die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode beschriebene Artefakt der verschwindenden Streuung, welches bei Verwendung des aus einer einzelnen Referenzperiode geschätzten Perzentils auftritt, spielt für den Sturmstärkeindex keine Rolle, da die kubischen Perzentilüberschreitungen auch im Periodenmittel stets stark streuen. Daher können die relativen Änderungen

für die zwei Varianten des Sturmstärkeindex einfach als $(S' - S)/S$ bzw. $(D' - D)/D$ berechnet werden.

Die für die relative Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit beschriebene Asymmetrie, welche durch den statistischen Zusammenhang zwischen der zufälligen absoluten Änderung und dem Wert in der Referenzperiode zustande kommt, ist für den Sturmstärkeindex jedoch von besonderer Bedeutung. Diese Asymmetrie ist für den Sturmstärkeindex wesentlich stärker ausgeprägt als für die Sturmwahrscheinlichkeit, was dazu führt, dass der statistische Schätzer der relativen Änderung des Sturmstärkeindex einen merklichen positiven Bias aufweist. Dieser Bias kann mithilfe eines großen Ensembles simulierter zufälliger relativer Änderungen abgeschätzt werden (siehe Anhang B). Für beide Varianten des Sturmstärkeindex, S und D , ergibt sich dabei ein Bias von ca. +12%. Das bedeutet, dass unter der Nullhypothese rein zufälliger Änderungen (d.h. ohne Klimasignal) der Schätzer für die relative Änderung im Mittel bei +12% liegt. Aus demselben Ensemble simulierter zufälliger Änderungen lässt sich zusätzlich die Streuung des Schätzers abschätzen (siehe Anhang B). Zum Vergleich: Für die Sturmwahrscheinlichkeit ergibt sich ein entsprechender Bias von lediglich ca. +1%, welcher somit vernachlässigbar ist.

2.2.3 Zugbahndichte

Zur objektiven Identifikation und Verfolgung/Tracking von Windstürmen (WTRACK) wird ein Verfahren nach Leckebusch et al. (2008) verwendet, mit Modifikationen von Renggli (2011) und Kruschke (2014). Es basiert auf der Überschreitung des lokalen 98. Perzentils der bodennahen Windgeschwindigkeit und verfolgt die so identifizierten Windsturm-Felder mit Hilfe eines Nearest-Neighbour-Verfahrens in der Zeit. Daraus resultieren einzelne Zugbahnen der Windstürme (Beispiele siehe Abb. 1, Linien), für die im Anschluss eine Statistik berechnet wird, nämlich die Zugbahndichte. Die Zugbahndichte, oder auch Windsturmdichte genannt, beschreibt die Summe aller Stürme, die im Umkreis von 1000 km an einer Gitterzelle vorbeigezogen sind (Abb. 1, Schattierung).

Eine Bestimmung der Zugbahnen erlaubt, das Sturmgeschehen auf einer größeren räumlichen Skala zu betrachten, ohne dass eine hervorgehobene Wirkung der Sturmintensität auf Basis einzelner Gitterzellen erfolgt. Für eine statistische Auswertung bietet diese Vorgehensweise den Vorteil, dass zufällige Variationen in der lokalen Ausprägung des Sturmgeschehens eine geringere Rolle spielen als bei Betrachtung einzelner Gitterzellen. Außerdem wird vermieden, dass die zu erwartende lokale Relevanz eines Sturms durch zufälliger Sturm-Intensitätsschwankungen falsch eingeschätzt wird. Nachteil des Ansatzes ist, dass die räumliche Zuordnung nur wenig genau ist, da nur die Bahn des Schwerpunkts des jeweiligen Sturmfelds ausgewertet wird. Bei der Betrachtung der Zugbahndichte wird für Zeiträume ganzer Winter oder

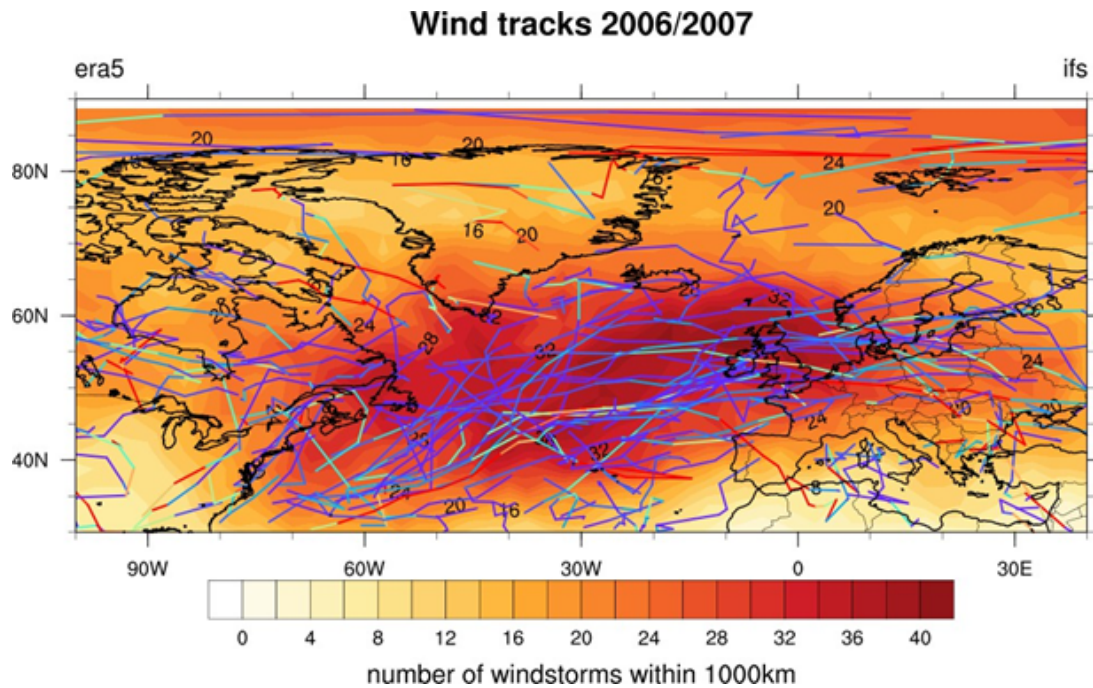


Abb. 1: Einzelne Windsturm-Zugbahnen (Linien) und die winterliche Zugbahndichte (Schattierung) in ERA5 für die Wintersaison 2006/2007. Die Farbgebung der einzelnen Zugbahnen gibt die Stärke des Sturms zum jeweiligen Zeitpunkt an, die aber nicht in diesem Zusammenhang ausgewertet wird.

sogar mehrerer Jahre die Betroffenheit einer größeren Region bestimmt. Hier steht also die Annahme im Hintergrund, dass die Stärke eines individuellen Sturms ein starkes zufälliges Moment hat, und die Anzahl der Sturmereignisse, die eine Region überstreichen, ein robusteres Maß sein könnte. Die entsprechenden Untersuchungen wurden in den initialen Projektphasen durchgeführt, und die Ergebnisse mit den hier im Vordergrund stehenden Ergebnissen verglichen.

2.2.4 Stormtrack

Mit dem Wort „Stormtrack“ wird meist die Variation des Geopotentialfeldes oder des Bodendrucks verstanden, die im Zeitfenster (Band pass) von 2-7 Tagen auftritt, und die Zyklonen- und Antizyklonen-Aktivität auf der synoptischen Skala repräsentiert. Da Stürme im Zuge von intensiven, durchziehenden Tiefdruckgebieten mit großen Druckgradienten auftreten, wird diese Aktivität als Maß auch in Bezug von Sturmrisiken betrachtet. Im Projekt wurde die Filterung mit dem Filter auf Basis täglicher Werte des 500 hPa-Geopotentials durchgeführt. Klimatologisch hat der Nordatlantische Stormtrack ein Maximum über Neufundland, und reicht über den gesamten Nordatlantik bis in den westlichen Teil Nordeuropas.

3 Ergebnisse

3.1 Änderung des Sturmklimas bis zum Ende des Jahrhunderts

Der Fokus der hier durchgeführten Analyse des CMIP6-Modell-Ensembles ist auf Änderungen des Sturmklimas über Deutschland, und insbesondere Hessen, gerichtet. Die für Winterstürme der mittleren Breiten verantwortlichen Prozesse spielen sich jedoch auf räumlichen Skalen ab, welche von der Ausdehnung einzelner Sturmsysteme (wenige tausend Kilometer) bis zur Länge der typischen Sturmzugbahnen (viele tausend Kilometer) reichen. Daher ist es sinnvoll, die Ergebnisse bezüglich der Änderungen des Sturmklimas über Deutschland auch in den größeren räumlichen Zusammenhang einzuordnen. Dementsprechend werden im Folgenden zunächst die räumlichen Muster der simulierten Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit dargestellt und kurz diskutiert. Anschließend wird die simulierte zeitliche Entwicklung der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland von der Referenzperiode (1970-2000) bis zur Vergleichsperiode am Ende des Jahrhunderts (2070-2100) untersucht. Dazu werden zuerst Zeitreihen betrachtet, um einen ersten, weitgehend qualitativen Eindruck davon zu vermitteln, in welcher Relation (i) interne (zufällige) Variabilität, (ii) Modell-zu-Modell-Variabilität und (iii) möglicherweise vorhandene Klimasignale zueinander stehen. Im nächsten Schritt wird dann versucht, diese Relationen zu quantifizieren. Dabei werden die in den verschiedenen Modellen auftretenden absoluten Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland auch in relative Änderungen übersetzt, um deren praktische Relevanz einschätzen zu können. Zum Abschluss dieses Abschnitts werden zusätzlich zwei Varianten des Sturmstärkeindex verwendet, mit dem Ziel, mögliche zukünftige Änderungen des mit Winterstürmen über Deutschland assoziierten Schadenpotentials quantitativ abzuschätzen.

3.1.1 Räumliche Struktur: Nordhemisphäre / Europa

Die absolute Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit, d.h. $\Delta = \mathcal{P}' - \mathcal{P}$ entsprechend Gl. (1), von der Referenzperiode (1970-2000) hin zur späten Periode (2070-2100) in 850 hPa über der Nordhemisphäre ist in Abb. 2 dargestellt, separat für jedes der zwölf betrachteten CMIP6-Modelle (jeweils eine Realisierung: Mem-01) sowie für das Mittel über alle Modelle. Dabei fällt als erstes eine große Modell-zu-Modell-Variabilität auf. Diese ist am geringsten in den niederen mittleren Breiten, wo in weiten Bereichen eine Verringerung der Sturmwahrscheinlichkeit simuliert wird. Nördlich von 40°N dagegen gibt es eine Tendenz zu einer Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit. Die Änderungsmuster in diesem Breitenbereich unterscheiden sich jedoch erheblich von Modell zu Modell. Dennoch lassen sich einige Regionen identifizieren, in denen etliche Modelle bezüglich der Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit grob übereinstimmen. So

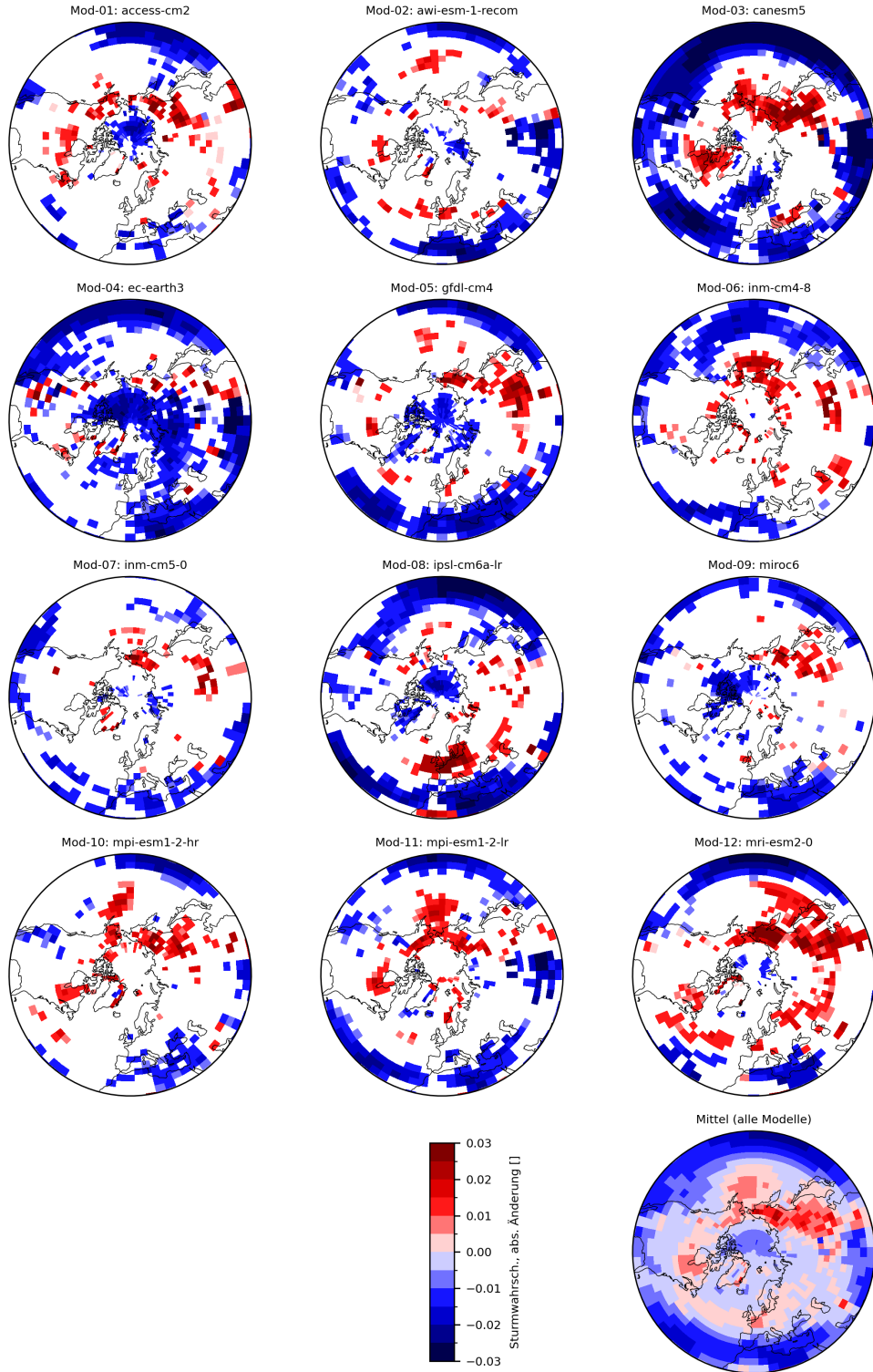


Abb. 2: Absolute Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit (Differenz: späte Periode minus Referenzperiode) in 850 hPa (nördlich von 25°N) für die zwölf Modelle (jeweils Mem-01) des CMIP6-Ensembles (weiße Flächen markieren Gitterzellen mit nicht signifikanten Differenzen: $2.5\% < p < 97.5\%$); sowie das Mittel über alle zwölf Simulationen (ohne Signifikanzangabe).

zeigt etwas mehr als die Hälfte der Modelle eine signifikante Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit über Südost- und/oder Ostasien und ein Teil dieser Modelle ebenfalls eine Erhöhung über Kanada, einige zudem über dem nördlichen Nordpazifik. Diese Strukturen sind auch in der über alle Modelle gemittelten Änderung deutlich zu erkennen. Die mittlere Änderung zeigt darüber hinaus eine leichte Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit in einem schmalen, aber räumlich kohärent erscheinenden Band, welches über den mittleren Nordatlantik und in etwa ostnordöstlicher Richtung bis über West-, Mittel- und Osteuropa hinweg verläuft. Betrachtet man die simulierten Muster der einzelnen Modelle, die sich aufgrund statistisch signifikanter Änderungen an einzelnen Gitterpunkten ergeben, so ist diese Struktur jedoch nur in wenigen Modellen deutlich ausgeprägt.

Der vergrößerte Kartenausschnitt in Abb. 3, mit Fokus auf den Nordostatlantik und Europa, zeigt, dass diese bandförmige Struktur im Wesentlichen in den verwendeten Realisierungen der vier Modelle Mod-02, Mod-05, Mod-08 und Mod-12 auftritt, also in einem Drittel der Modelle. Die räumliche Lage dieses Bandes erhöhter Sturmwahrscheinlichkeit unterscheidet sich jedoch von Modell zu Modell, und nur in den zwei Modellen Mod-02 und Mod-08 tritt eine signifikante Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit auch über dem mittleren Teil Deutschlands auf. Die stärkste und großräumigste Zunahme der Sturmwahrscheinlichkeit über Mitteleuropa ist in Modell Mod-08 zu erkennen. Die über alle Modelle gemittelte Änderung zeigt ein meridionales Tripolmuster mit einer Abnahme der Sturmwahrscheinlichkeit über dem Mittelmeer, Nordafrika und dem südlichen Nordatlantik, mit dem zuvor erwähnten, nördlich davon gelegenen Band erhöhter sowie mit wiederum verringerter Sturmwahrscheinlichkeit über dem nördlichen Nordatlantik.

Die in Abb. 2 und 3 dargestellten Ergebnisse zeigen darüber hinaus, dass die simulierten Änderungen an den Gitterpunkten der mittleren und hohen Breiten zu einem großen Teil nicht signifikant sind (geographische Bereiche mit nicht signifikanten Änderungen sind größer als jene mit signifikanten Änderungen), sofern einzelne Simulationen betrachtet werden. Das bedeutet, dass die interne (zufällige) Variabilität groß ist im Vergleich zu den sich zukünftig ergebenden Änderungen in der Sturmwahrscheinlichkeit, dass also das Verhältnis von Klimasignal zu interner Variabilität meist klein oder nahe Eins, und nur in einigen wenigen geographischen Regionen merklich größer als Eins ist.

Schließlich kann die Betrachtung der räumlichen Änderungsmuster auch genutzt werden, um die Relation zwischen der Modell-zu-Modell-Variabilität und der internen Variabilität zu veranschaulichen. Abb. 4 zeigt wieder die absolute Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit, jedoch für die drei Modelle Mod-04, Mod-08 und Mod-11, für welche je drei Realisierungen, Mem-01, Mem-02 und Mem-03, vorliegen, welche in der Abbildung separat gezeigt werden. Für diese Modellauswahl scheint die Modell-zu-Modell-Variabilität (erkennbar durch Vergleich

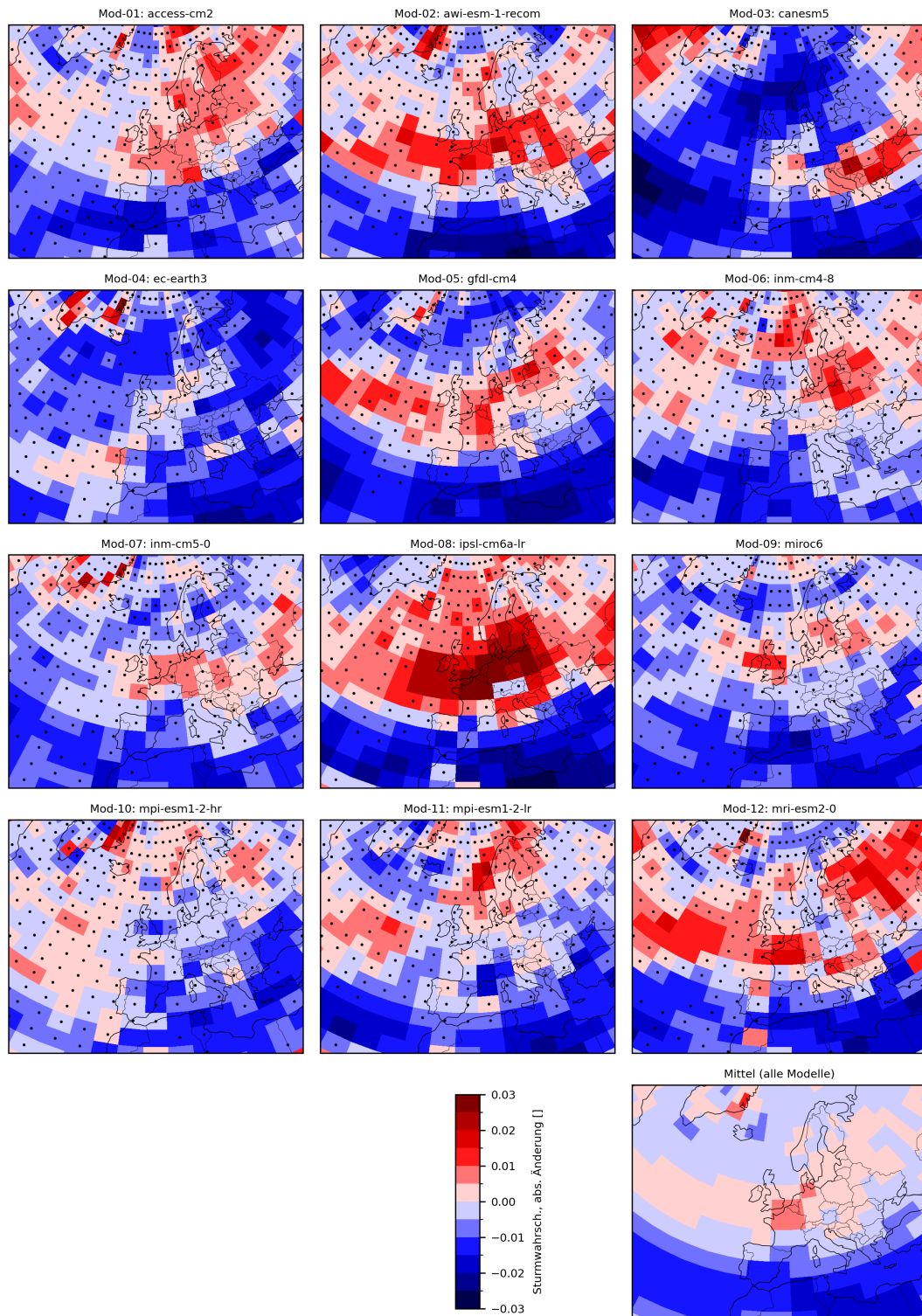


Abb. 3: Wie Abb. 2, aber für einen Kartenausschnitt mit Fokus auf den Nordatlantik und Europa. Gitterzellen mit nicht signifikanten Differenzen sind mit einem schwarzen Punkt markiert (das Mittel über alle zwölf Simulationen, unten rechts, enthält keine Signifikanzangabe).

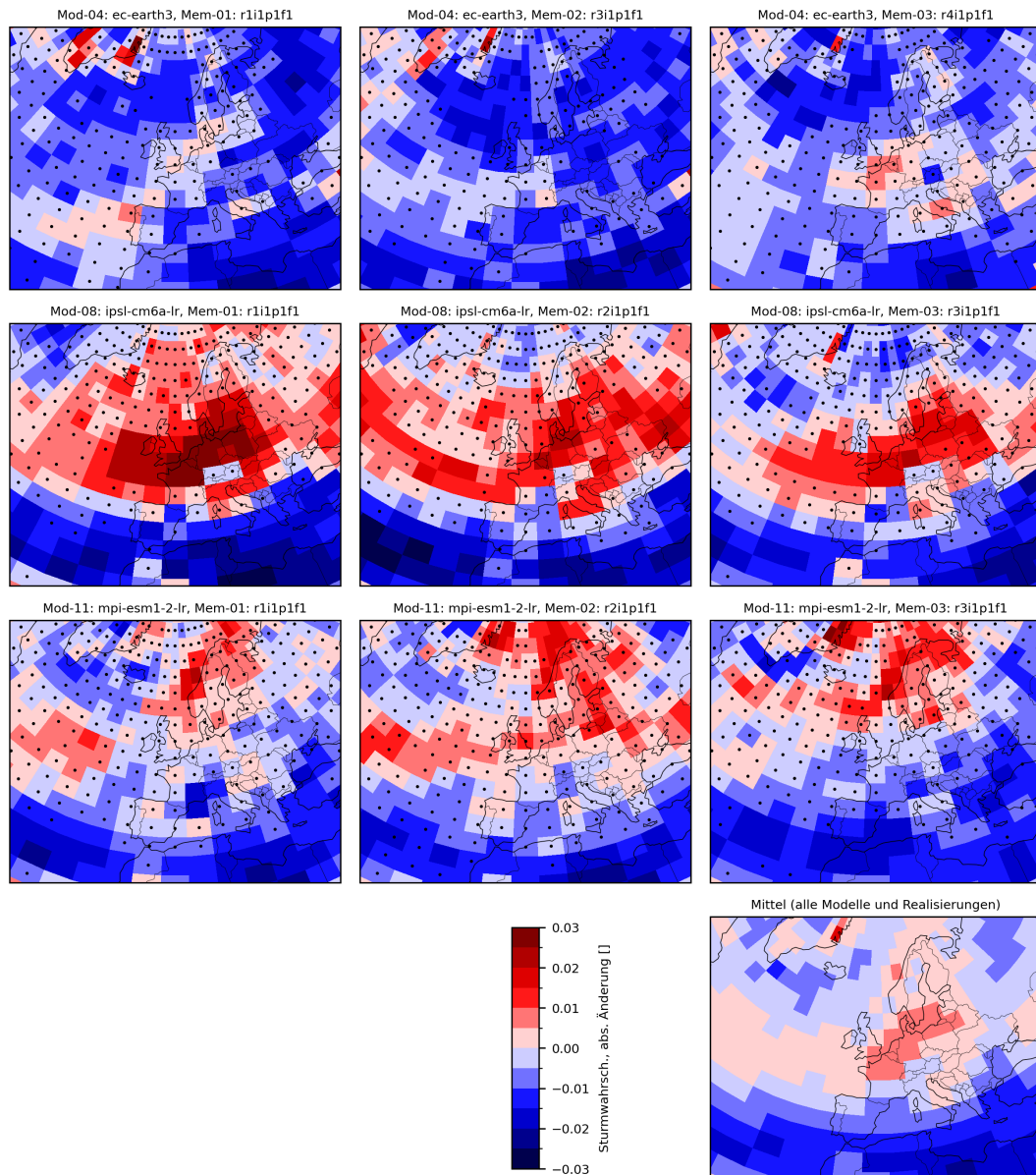


Abb. 4: Wie Abb. 3, aber nur für die drei Modelle Mod-04, Mod-08 und Mod-11 und ihre jeweils drei Realisierungen Mem-01, Mem-02 und Mem-03; sowie das Mittel über alle neun Simulationen.

der Zeilen in Abb. 4) deutlich größer zu sein als die interne Variabilität (Vergleich der Spalten in Abb. 4), insbesondere beim Vergleich von Modell Mod-04 und Mod-08. Modell Mod-04 simuliert im dargestellten geographischen Ausschnitt überwiegend und großräumig eine Abnahme der Sturmwaarscheinlichkeit, Modell Mod-08 dagegen eine markante Zunahme mit Schwerpunkt über Mitteleuropa und eine Abnahme weiter südlich einschließlich der Mittelmeerregion, während Modell Mod-11 ein ähnliches, aber nach Norden verschobenes Änderungsmuster aufweist, so dass erhöhte Sturmwaarscheinlichkeiten nicht über Mittel-, sondern über Nordeuropa auftreten. Das zuvor Gesagte gilt insbesondere bezüglich der großräumigen Muster der

Änderung. Wird dagegen die lokale Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit betrachtet, so fällt die interne Variabilität wieder mehr ins Gewicht und die Dominanz der Modell-zu-Modell-Variabilität ist weniger deutlich. Modell Mod-04 simuliert zum Beispiel für die Gitterzelle über dem mittleren Teil Deutschlands in zwei Realisierungen eine nicht signifikante Verringerung und für eine Realisierung eine nicht signifikante Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit. Dasselbe trifft auf Modell Mod-11 zu, obwohl sich die großräumigen Änderungsmuster dieser zwei Modelle sichtlich unterscheiden.

3.1.2 Zeitliche Entwicklung: Deutschland / Hessen

Um einen ersten Eindruck von der zeitlichen Entwicklung der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland von der Referenzperiode bis zur späten Periode am Ende des Jahrhunderts zu vermitteln, zeigt Abb. 5 die Zeitreihen der über 30 Jahre gleitend gemittelten Sturmwahrscheinlichkeit für jedes der zwölf Modelle des CMIP6-Ensembles sowie für das Mittel über alle Modelle. Einige Anmerkungen zur Interpretation der Ergebnisse sind zunächst angebracht.

Aufgrund des in Abschnitt 2.2.1 beschriebenen Artefakts der verschwindenden Streuung der aus dem geschätzten Perzentil $\hat{v}_Q$ berechneten Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode, haben alle Zeitreihen denselben Startwert von $P = 0.04$. Diese Verschiebung aller Startwerte auf den festen Wert P in der Referenzperiode hat zur Folge, dass die Zeitreihen zu späteren Zeitpunkten, zum Beispiel in der mittleren oder späten Periode, stärker um P herum streuen, da diese aufgrund des Artefakts nicht die Anomalien der Sturmwahrscheinlichkeit repräsentieren, sondern die absolute Änderung. Da der auf der internen Variabilität beruhende zufällige Anteil der absoluten Änderung mit dem $\sqrt{2}$ -fachen der zufälligen Streuung der Sturmwahrscheinlichkeit selbst streut¹, streuen die in den Zeitreihen enthaltenen zufälligen Anteile somit um einen Faktor $\sqrt{2}$ (d.h. um ca. 40%) zu stark (siehe hierzu auch Anhang C). Da verschiedene Modelle unterschiedliche Klimasignale aufweisen, vergrößert sich die Streuung der in Abb. 5 gezeigten Zeitreihen zusätzlich, und korrekterweise, um die Streuung dieser Klimasignale, welche die Modell-zu-Modell-Variabilität repräsentiert.

Die in Abb. 5 erkennbare starke Streuung der verschiedenen Modelle untereinander in der mittleren bzw. späten Periode ist also zum Teil ein Artefakt. Dennoch lässt sich aus den gezeigten Zeitreihen grob abschätzen, dass die interne (zufällige) Variabilität und die Modell-zu-Modell-Variabilität der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland ähnlich groß sind. Die in der Diskussion der räumlichen Muster im vorherigen Abschnitt erwähnten Modelle Mod-02 und Mod-08 treten mit ihrer ausgeprägten Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland

¹Die Varianz der Differenz zweier unabhängiger gleichverteilter Zufallsvariablen ist doppelt so groß wie die Varianz der einzelnen Zufallsvariablen selbst.

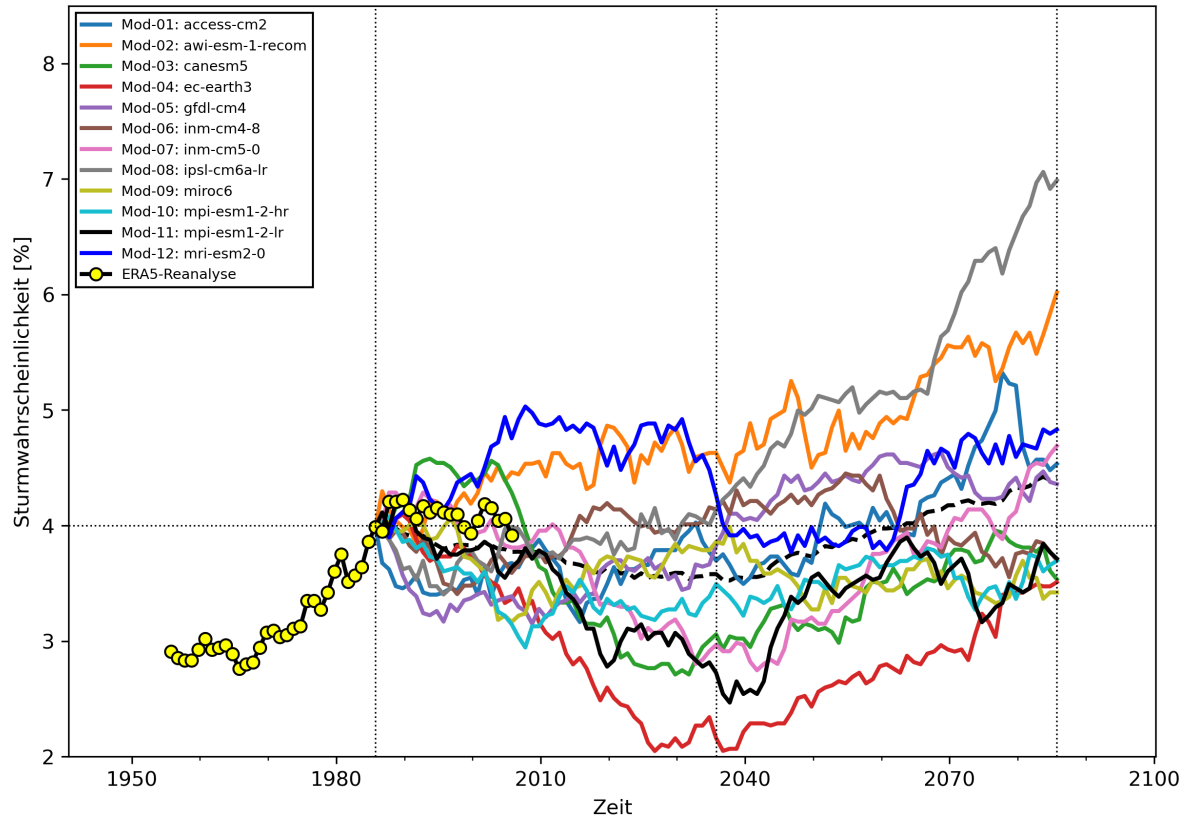


Abb. 5: Zeitreihen der Sturmwahrscheinlichkeit (gleitendes Mittel über 30 aufeinander folgende Wintermittel) in der Gitterzelle über dem mittleren Teil Deutschlands in 850 hPa für die zwölf Modelle (CMIP6, jeweils Mem-01) und für die Reanalyse (ERA5); sowie das Mittel über alle Modelle (schwarz gestrichelte Linie). Die drei vertikalen, schwarz gepunkteten Linien markieren die zentralen Zeitpunkte der drei 30-Jahres-Perioden, d.h. der Referenzperiode (links), der mittleren Periode (mittig) und der späten Periode (rechts). Die horizontale, schwarz gepunktete Linie markiert den Wert $P = 0.04$.

bis zum Ende des Jahrhunderts auch in den Zeitreihen deutlich hervor. Darüber hinaus ist die zeitliche Variation des Mittelwertes über alle Modelle gering gegenüber den Variationen von Modell zu Modell. Der Mittelwert der Sturmwahrscheinlichkeit über alle Modelle erreicht etwa in der mittleren Periode ein Minimum, in der späten Periode sein Maximum, wobei beide Anomalien betragsmäßig etwa ein Zehntel des Mittelwertes der Referenzperiode ($P = 0.04$) ausmachen. Da die Standardabweichung σ_o , welche die interne (zufällige) Variabilität in der Referenzperiode quantifiziert, sowohl für die einzelnen Modelle als auch für die Reanalyse einen Wert von etwa $P/10$ hat (siehe Abschnitt A.2), haben die zuvor erwähnten Anomalien des Mittelwertes also lediglich die Größenordnung einer Standardabweichung der simulierten internen Klimavariabilität. Die Anomalien des Mittelwertes über alle Modelle können somit nicht als statistisch signifikant eingestuft werden. Eine differenziertere Betrachtung der Änderungssignale ist daher erforderlich, um zu konkreteren Aussagen kommen zu können.

Zusätzlich zu den Zeitreihen der zwölf Modelle des CMIP6-Ensembles zeigt Abb. 5 auch die Zeitreihe der Sturmwahrscheinlichkeit für die Reanalyse. Diese weist einen markanten Anstieg in den Jahrzehnten vor der Referenzperiode auf, welcher in der Größenordnung von drei Standardabweichungen liegt. Dies suggeriert, dass die tatsächliche Sturmwahrscheinlichkeit während der Referenzperiode merklich über dem klimatologischen Mittelwert gelegen haben könnte. Dass die Zeitreihe für die Reanalyse in Abb. 5 in der Referenzperiode dennoch bei $P = 0.04$ liegt, ist lediglich auf das bereits oben angesprochene Artefakt zurückzuführen. Sollte es zutreffen, dass die Sturmwahrscheinlichkeit während der Referenzperiode eine positive Anomalie darstellt, so ist davon auszugehen, dass der zufällige Anteil der zukünftigen Änderung wahrscheinlich negativ sein wird.

Im Folgenden wird nun eine differenziertere, quantitative Betrachtung der simulierten Änderungssignale bezüglich der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland vorgenommen. Dazu wird der absolute Änderung $\Delta = \mathcal{P}' - \mathcal{P}$ eines jeden Modells einerseits mithilfe eines t -Tests eine Überschreitungswahrscheinlichkeit p (für $\Delta > 0$) bzw. $1 - p$ (für $\Delta < 0$) zugewiesen, entsprechend Gl. (2) und (3), andererseits wird dieselbe absolute Änderung in eine relative Änderung R übersetzt, entsprechend Gl. (4) bzw. (6). Werden die Wertepaare, bestehend aus Überschreitungswahrscheinlichkeit und relativer Änderung, für alle Modelle in einem Diagramm gegeneinander aufgetragen, ergibt sich eine übersichtliche Zusammenfassung des gesamten CMIP6-Modell-Ensembles bezüglich der simulierten Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland.

In Abb. 6 ist dies für die Änderung von der Referenzperiode hin zur späten Periode für alle zwölf Modelle dargestellt. Außerdem zeigt Abb. 6 den Zusammenhang zwischen relativer Änderung und Überschreitungswahrscheinlichkeit unter der Nullhypothese, dass kein Klimasignal vorliegt, d.h. für rein zufällige Änderungen (schwarz gestrichelte Linie, unter Verwendung der aus der Reanalyse geschätzten Streuung σ), entsprechend Gl. (4) mit $\Delta_s = 0$. Die in Abschnitt 2.2.1 erwähnte Asymmetrie zufälliger relativer Änderungen ist klar erkennbar. Eine positive absolute Änderung mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von beispielsweise 0.1% entspricht demnach einer relativen Änderung von rund +70%, eine ebenso große negative absolute Änderung dagegen einer relativen Änderung von nur rund -40%. Die Tatsache, dass die Ergebnisse für die Modelle (gefüllte farbige Punkte) nahe der Reanalyse liegen, zeigt lediglich, dass die aus den Wintermitteln der Referenzperiode geschätzte Streuung σ für alle Modelle und die Reanalyse ähnlich ist.

Von den zwölf CMIP6-Modellexperimenten streuen zehn um Null, im dem Sinne, dass die p -Werte der absoluten Änderungen größer als 10% sind, die Änderungen also mit großer Wahrscheinlichkeit aufgrund der internen Variabilität zufällig auftreten können; die entsprechenden relativen Änderungen liegen betragsmäßig sämtlich bei weniger als 25%. Die zwei

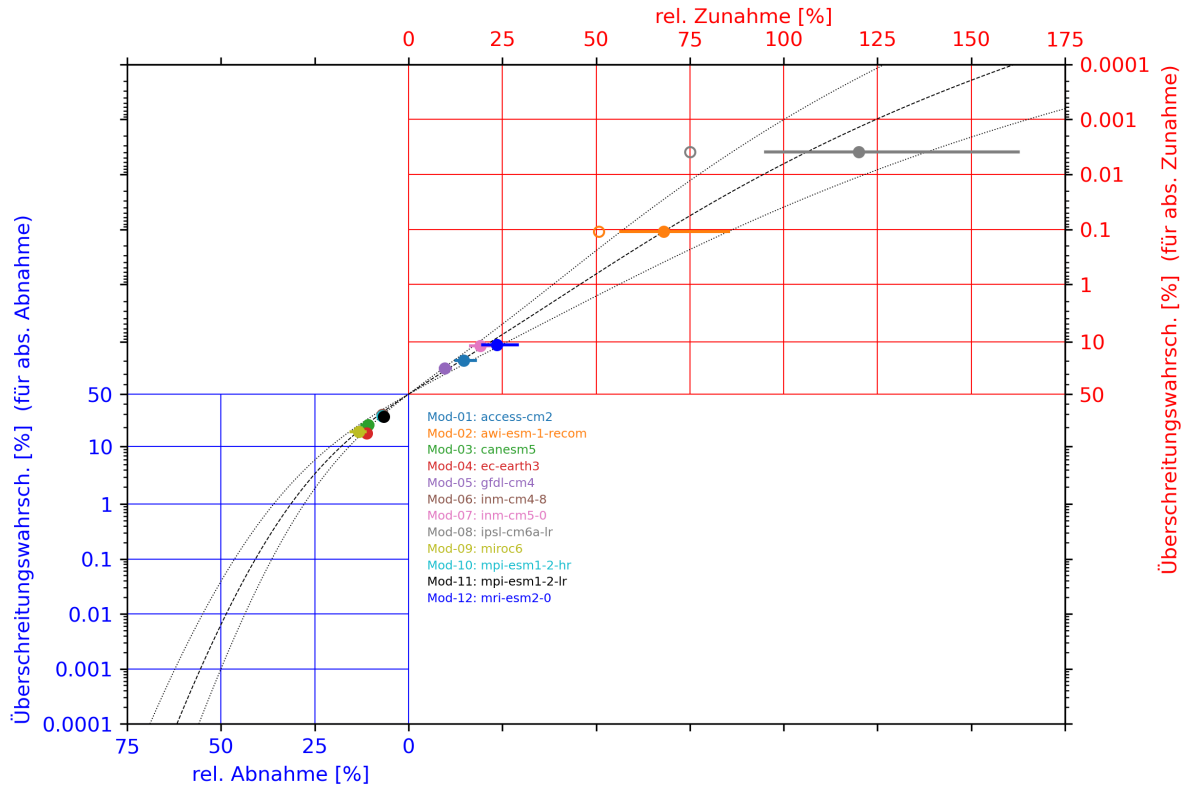


Abb. 6: Relative Änderung R vs. Überschreitungswahrscheinlichkeit p (für $\Delta > 0$) bzw. $1-p$ (für $\Delta < 0$), für eine gegebene absolute Änderung Δ der Sturmwahrscheinlichkeit (Differenz: späte Periode minus Referenzperiode) in der Gitterzelle über dem mittleren Teil Deutschlands in 850 hPa, für die zwölf Modelle (jeweils Mem-01) des CMIP6-Ensembles. Schwarz gestrichelt: Für einen großen Wertebereich von Δ , unter der Annahme, dass dieses rein zufällig ist, d.h. R entsprechend Gl. (4) mit $\Delta_s = 0$, und basierend auf der Streuung σ aus der Reanalyse in der Referenzperiode. Schwarz gepunktet: Dazugehöriger Streubereich $R_{\pm}$ entsprechend Gl. (5). Gefüllte farbige Punkte: Für das Δ einer Modellsimulation, unter der Annahme, dass dieses rein zufällig ist, und basierend auf der Streuung σ der jeweiligen Simulation in der Referenzperiode. Farbige Balken: Dazugehöriger Streubereich $R_{\pm}$. Offene farbige Punkte: Für die Modelle Mod-02 und Mod-08, aber unter der Annahme, dass das Δ ausschließlich ein Klimasignal darstellt, d.h. R entsprechend Gl. (4) mit $\Delta_r = 0$.

Modelle Mod-02 (AWI-ESM-1-recom) und Mod-08 (IPSL-CM6a-lr) hingegen weisen statistisch signifikante Änderungen auf, welche beide einer Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland entsprechen. Die absolute Änderung des Modells Mod-08 hat einen sehr kleinen p -Wert von nur 0.004% und entspräche einer zufälligen relativen Änderung von 120% [ca. 90% bis 160%], entsprechend Gl. (4) und (5) mit $\Delta_s = 0$ (gefüllter grauer Punkt mit Balken). Aufgrund des sehr kleinen p -Wertes kann davon ausgegangen werden, dass es sich bei der Änderung größtenteils um ein Klimasignal handelt. Unter der Annahme, dass die Änderung ausschließlich ein Klimasignal darstellt, ergibt sich eine relative Änderung von 75%, entsprechend Gl. (4) mit $\Delta_r = 0$ (offener grauer Punkt). Die absolute Änderung des Modells Mod-02

hat ebenfalls einen kleinen p -Wert von 0.1% und entspräche einer zufälligen relativen Änderung von knapp 70% [ca. 55% bis 85%] (gefüllter oranger Punkt mit Balken). Wenn aufgrund des kleinen p -Wertes die Änderung wiederum ausschließlich als Klimasignal interpretiert wird, ergibt sich eine relative Änderung von ca. 50%.

Für die Modelle Mod-04, Mod-08 und Mod-11 sind jeweils drei Realisierungen verfügbar (Mem-01, Mem-02 und Mem-03). Die Ergebnisse der resultierenden neun Simulationen sind in Abb. 7 dargestellt. Für die zwei Modelle Mod-04 und Mod-11 streuen auch die jeweils drei Realisierungen um Null herum, d.h. mit p -Werten von kaum unter 10%, die Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit können also mit großer Wahrscheinlichkeit zufällig auftreten. Für Mod-08 dagegen, in dessen erster Realisierung (Mem-01) bereits in Abb. 6 eine signifikante Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland zu erkennen war, weisen auch die weiteren Realisierungen (Mem-02 und Mem-03) eine signifikante, wenn auch etwas geringere Erhöhung mit p -Werten um 0.1% auf, welche zufälligen relativen Änderungen von ca. 55% bzw. ca. 70% entsprächen. Die absolute Änderung des Ensemble-Mittels dieses Modells hat einen p -Wert von 0.02% und entspräche einer zufälligen relativen Änderung von ca. 80% (graues x-Symbol). Wird diese Änderung als reines Klimasignal aufgefasst, entspricht sie einer relativen Änderung von ca. 55%. Da die zufälligen Änderungen durch die Ensemble-Mittelung über drei Realisierungen bereits merklich reduziert sind, kann das Ensemble-Mittel der absoluten Änderung in besonders guter Näherung als (nahezu) reines Klimasignal betrachtet werden. Unter der zusätzlichen hypothetischen Annahme, dass die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode um eine Standardabweichung über dem Mittelwert lag, d.h. bei $P + \sigma$ (motiviert durch die Zeitreihe der Reanalyse in Abb. 5), so ergibt sich eine relative Änderung von ca. 45%, entsprechend Gl. (6) (graues +-Symbol).

Für die simulierten Änderungen von der Referenzperiode hin zur späten Periode am Ende des Jahrhunderts lässt sich zusammenfassen, dass nur die zwei Modelle Mod-02 und Mod-08 am Hessen repräsentierenden Gitterpunkt ein signifikantes Klimasignal aufweisen, entsprechend einer relativen Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit um 50% bis 60%. Wird angenommen, dass die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode einer durchschnittlichen positiven Anomalie entsprach, so verringert sich die relative Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit um rund 10 Prozentpunkte.

Werden dagegen die Änderungen von der Referenzperiode hin zur *mittleren* Periode (2020-2050) betrachtet, dargestellt in Abb. 8, so zeigt sich, dass wiederum nur zwei Modelle statistisch signifikante Änderungen simulieren, und zwar die Modelle Mod-04 und Mod-11, wobei diese Änderungen beide einer Verringerung der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland entsprechen. Wird angenommen, dass diese Änderungen größtenteils ein Klimasignal darstellen, so entsprechen sie relativen Änderungen von rund -45% bzw. -30%. Da für diese zwei Modelle

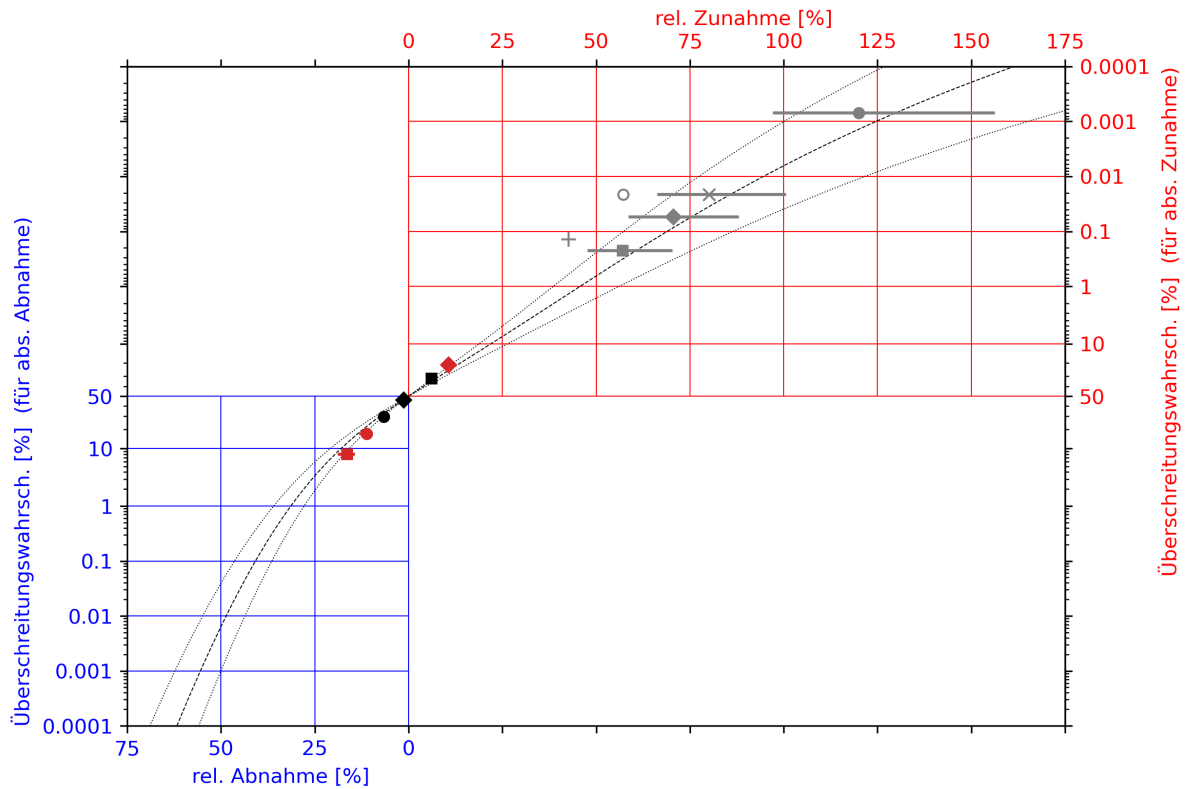


Abb. 7: Wie Abb. 6, aber nur für die drei Modelle Mod-04, Mod-08 und Mod-11, und mit drei Realisierungen pro Modell (Mem-01: gefüllter Kreis, Mem-02: gefülltes Quadrat, Mem-03: gefüllte Raute), und basierend auf der Streuung σ entsprechend dem Ensemble-Mittel der Varianzen σ^2 der einzelnen Realisierungen. x-Symbol: Für das Ensemble-Mittel von Δ , wiederum unter der Annahme, dass dieses rein zufällig ist. Offener Kreis: Wie x-Symbol, aber unter der Annahme, dass das Δ ausschließlich ein Klimasignal darstellt. +-Symbol: Unter der zusätzlichen Annahme, dass die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode eine Standardabweichung über dem Mittelwert (also bei $P + \sigma$) liegt, d.h. R entsprechend Gl. (6).

jeweils drei Realisierungen (Mem-01, Mem-02 und Mem-03) vorliegen, können die entsprechenden Änderungen differenzierter betrachtet werden, dargestellt in Abb. 9. Für das Modell Mod-11 zeigt sich, dass die Realisierungen Mem-02 und Mem-03 Änderungen nahe Null simulieren, dass also die erste Realisierung Mem-01 einen großen zufälligen Ausreißer darstellt. Werden alle für Mod-11 verfügbaren 50 Realisierungen betrachtet, so liegt das entsprechende Ensemble-Mittel in der mittleren Periode tatsächlich nahe Null (siehe hierzu auch Anhang C). Die zwei zusätzlichen Realisierungen (Mem-02 und Mem-03) für das Modell Mod-04 simulieren ebenfalls geringere negative Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit als die erste Realisierung (Mem-01), doch entspricht für dieses Modell auch das Ensemble-Mittel noch einer merklichen negativen Änderung. Wird diese Änderung als reines Klimasignal aufgefasst, so entspricht sie einer relativen Änderung von rund -25% . Wird nun zusätzlich angenommen,

dass die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode um eine Standardabweichung über dem Mittelwert lag, so ergibt sich eine relative Änderung von ca. -30% , da die zu erwartende zufällige Änderung negativ ist und somit die Verringerung der Sturmwahrscheinlichkeit noch verstärkt. Für die simulierten Änderungen von der Referenzperiode hin zur mittleren Periode lässt sich zusammenfassen, dass nur eines von zwölf Modellen, nämlich das Modell Mod-04 (ec-earth3), ein signifikantes Klimasignal aufweist, entsprechend einer relativen Verringerung der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland um rund -30% .

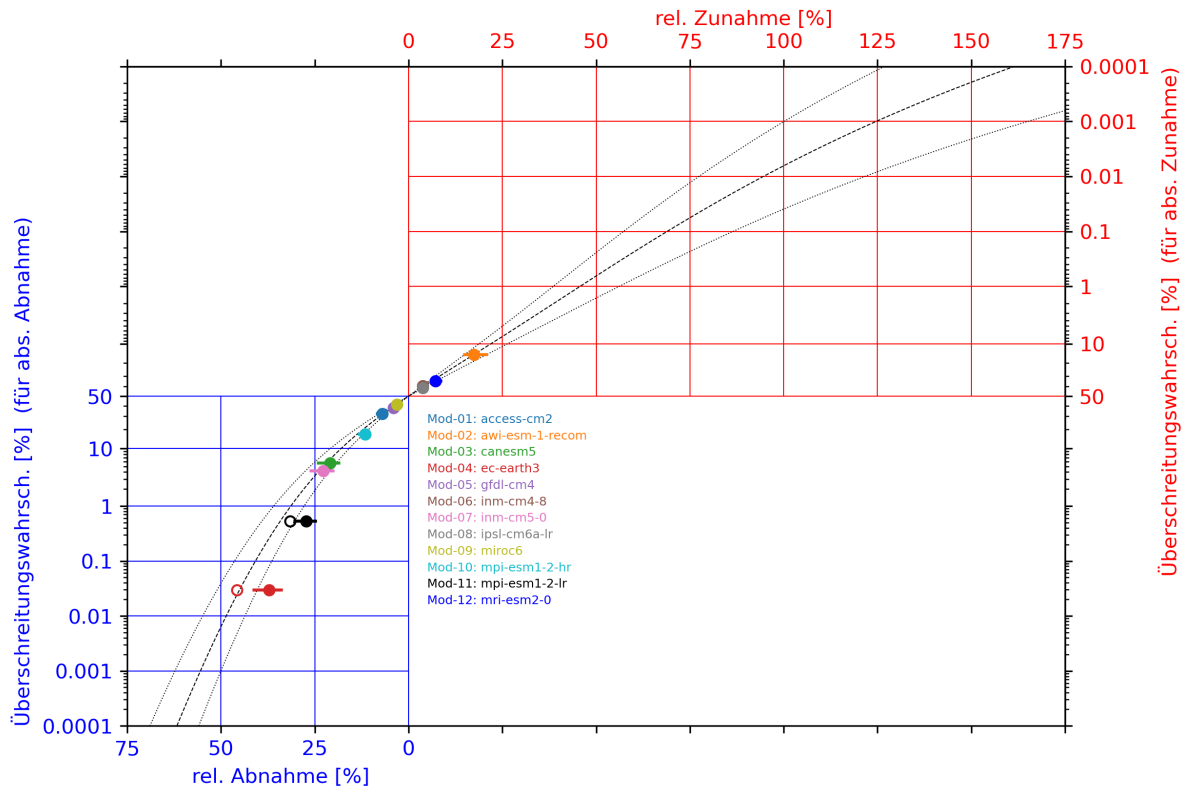


Abb. 8: Wie Abb. 6, aber für die Differenz: *mittlere* Periode minus Referenzperiode.

Abschließend werden nun noch die relativen Änderungen des Sturmstärkeindex betrachtet. Dieser streut aufgrund des in der Definition enthaltenen kubischen Terms sehr stark. Aus diesem Grund ist es nicht sinnvoll, den Sturmstärkeindex einzelner Simulationen zu analysieren. Werden die relativen Änderungen des Sturmstärkeindex jedoch über mehrere Simulationen gemittelt, so ergeben sich statistisch etwas stabilere Ergebnisse. Für die Änderungen von der Referenzperiode hin zur späten Periode wird die relative Änderung des Sturmstärkeindex im Folgenden einmal über die zwei Modelle Mod-02 und Mod-08, für welche eine signifikante Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit gefunden wurde, gemittelt und einmal über die zehn verbleibenden Modelle ohne signifikante Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit.

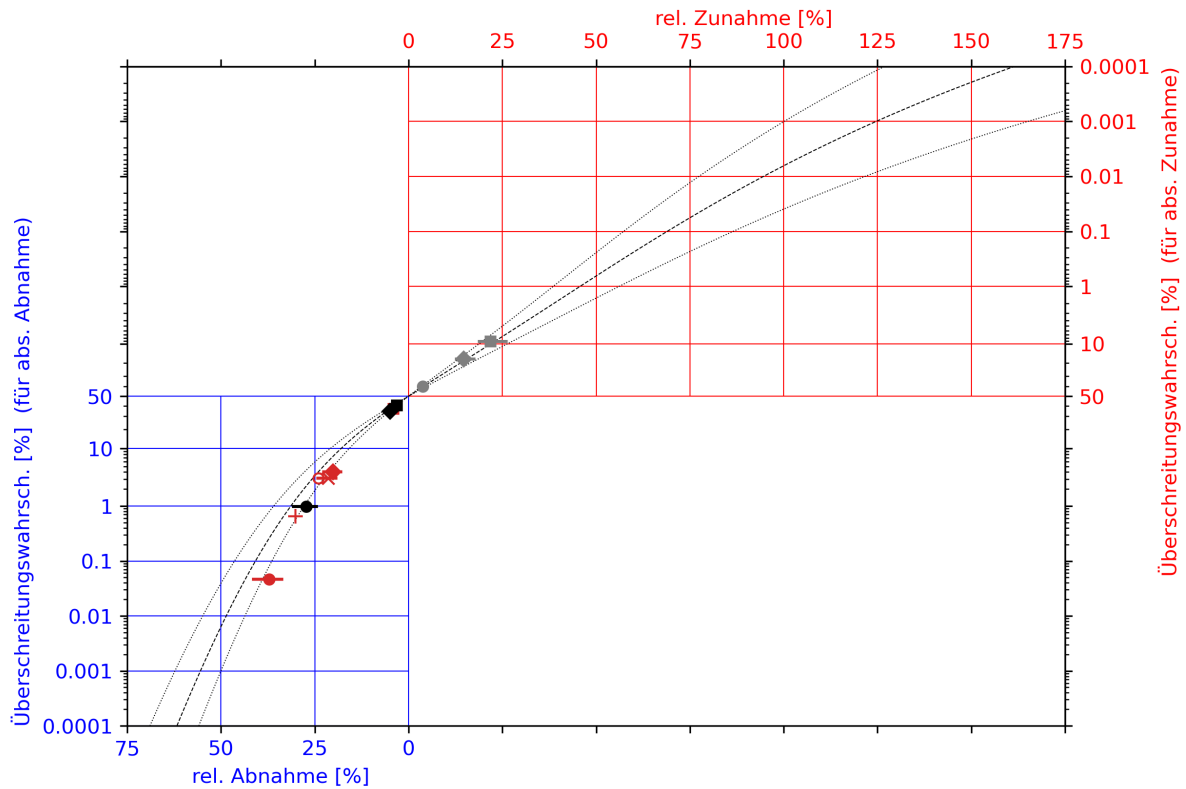


Abb. 9: Wie Abb. 7, aber für die Differenz: *mittlere* Periode minus Referenzperiode.

Die resultierenden mittleren relativen Änderungen sind in Abb. 10 dargestellt. Es zeigt sich, dass für die zwei Modelle Mod-02 und Mod-08 nicht nur, wie weiter oben bereits diskutiert, die Sturmwahrscheinlichkeit signifikant zunimmt, sondern ebenfalls der nur über Sturmtage gemittelte Sturmstärkeindex $\mathcal{D}$, und das um rund 70%. Diese Kombination aus häufigeren Sturmtagen *und* im Durchschnitt stärkeren Sturmtageereignissen führt dazu, dass der über alle Tage gemittelte Sturmstärkeindex $\mathcal{S}$ eine starke relative Zunahme um rund 180% erfährt. Wie weiter oben gezeigt wurde, ist die zu erwartende Zunahme der Sturmwahrscheinlichkeit jedoch vermutlich etwas geringer, als wenn nur die jeweils erste Realisierung des entsprechenden Modells verwendet wird. Außerdem wurde diskutiert, dass die plausible Annahme einer positiven Anomalie der Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode zu einer Abschwächung der zukünftigen Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit führt. Wird zudem der große Streubereich des Schätzers für die relative Änderung des Sturmstärkeindex von ± 50 Prozentpunkte (grauer Balken in Abb. 10) berücksichtigt, so lässt sich die mittlere relative Zunahme des über alle Tage gemittelten Sturmstärkeindex $\mathcal{S}$ für die zwei Modelle Mod-02 und Mod-08 auf grob 150% [100% bis 200%] abschätzen. Da Letzerer eine Abschätzung für den gesamten mit Winterstürmen as-

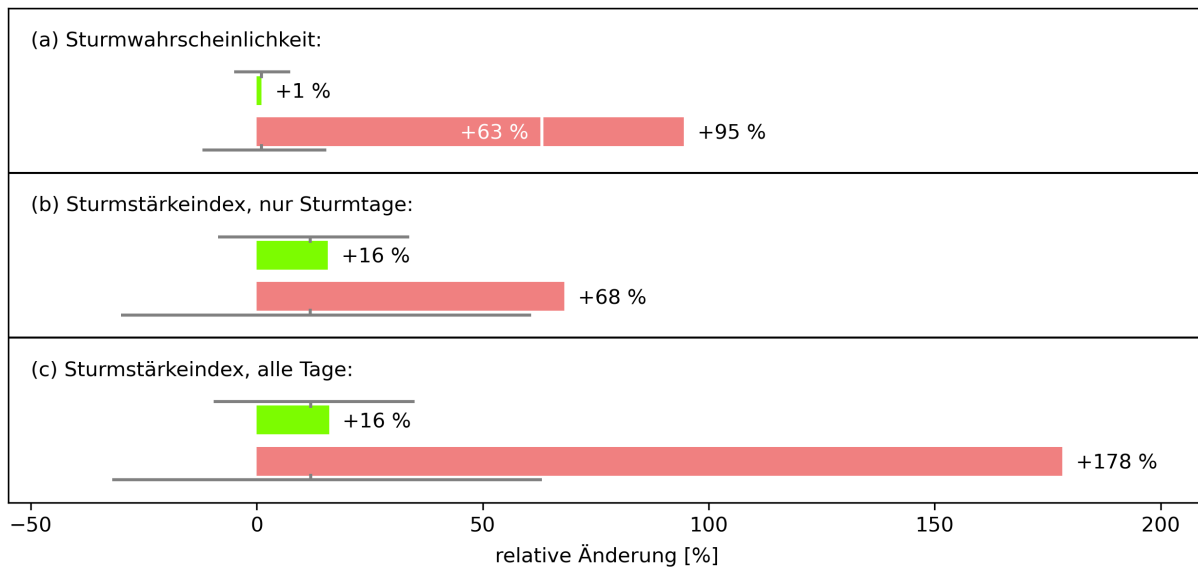


Abb. 10: Relative Änderung der Periodenmittel (späte Periode vs. Referenzperiode) dreier Sturmklimamaße (in der Gitterzelle über dem mittleren Teil Deutschlands in 850 hPa): (a) Sturmwahrscheinlichkeit, entsprechend der Annahme, dass die Änderungen rein zufällig sind, (b) Sturmstärkeindex, nur Sturmtage, und (c) Sturmstärkeindex, alle Tage. Dargestellt ist die relative Änderung gemittelt über: die zwei Modelle Mod-02 und Mod-08 (rot) bzw. die verbleibenden zehn Modelle (grün) des CMIP6-Ensembles. Die grauen Balken repräsentieren den Streubereich (10. bis 90. Perzentil) und die kleine vertikale graue Markierung den Erwartungswert des entsprechenden statistischen Schätzers der (über zwei bzw. zehn Modelle gemittelten) relativen Änderung, unter der Annahme, dass diese rein zufällig ist (die Werte entsprechen denen in Tabelle B.2). Im roten Balken in (a) ist zusätzlich in Weiß der Wert für die (über die zwei Modelle gemittelte) relative Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit entsprechend der Annahme, dass die Änderungen ausschließlich ein Klimasignal darstellen, markiert.

soziierten Schaden einer 30-Jahres-Periode darstellt, entspräche eine solche relative Änderung einer Verdoppelung bis Verdreifachung des Gesamtsturmschadens.

Die verbleibenden zehn Modelle jedoch weisen keine signifikanten Änderungen des Schadenpotentials auf. Insbesondere sei darauf hingewiesen, dass die mittlere relative Zunahme dieser Modelle um 16% sehr nahe am (unter der Nullhypothese, dass kein Klimasignal vorliegt) erwarteten Wert des statistischen Schätzers der relativen Änderung von +12% liegt (graue Markierung in Abb. 10), und dass die Abweichung von diesem weitaus kleiner ist als der Streubereich des Schätzers (grauer Balken in Abb. 10). Die mittlere relative Änderung für die verbleibenden zehn Modelle ist also mit sehr großer Wahrscheinlichkeit lediglich auf zufällige Schwankungen aufgrund interner Variabilität zurückzuführen.

Für die Betrachtung der relativen Änderungen von der Referenzperiode hin zur *mittleren* Periode wird, entsprechend der weiter oben diskutierten Ergebnisse für die Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit, einmal über die zwei Modelle Mod-04 und Mod-11 gemittelt und einmal über die verbleibenden zehn Modelle, dargestellt in Abb. 11. Für die zwei Modelle Mod-04

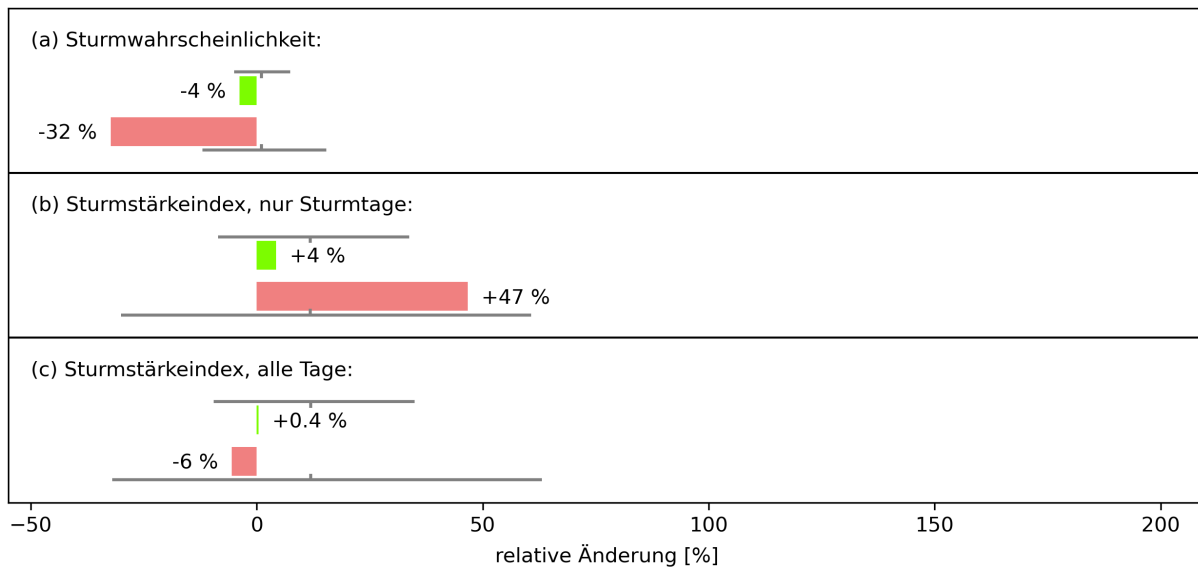


Abb. 11: Wie Abb. 10, aber für den Vergleich *mittlere* Periode vs. Referenzperiode, und für die relative Änderung gemittelt über: die zwei Modelle Mod-04 und Mod-11 (rot) bzw. die verbleibenden zehn Modelle (grün).

und Mod-11 ist für die Sturmwahrscheinlichkeit eine signifikante mittlere relative Änderung zu erkennen, während beide Varianten des Sturmstärkeindex mit der Nullhypothese, dass kein Klimasignal vorliegt, konsistent sind. Zwar scheint der nur über Sturmtage gemittelte Sturmstärkeindex $\mathcal{D}$ eine Tendenz zu stärkeren Sturmtageereignissen in diesen zwei Modellen anzudeuten. Die Kombination aus selteneren Sturmtagen und möglicherweise ein wenig stärkeren Sturmtageereignissen führt jedoch dazu, dass sich der über alle Tage gemittelte Sturmstärkeindex $\mathcal{S}$ fast gar nicht ändert. Die verbleibenden zehn Modelle weisen ebenfalls keine signifikanten Änderungen des Schadenpotentials auf.

3.1.3 Zusammenfassung

Die Analyse des zwölf Modelle umfassenden CMIP6-Ensembles bezüglich Änderungen des lokalen Sturmklimas über dem mittleren Teil Deutschlands, einschließlich Hessen, ergibt, dass das lokale Sturmklima von zufälligen Schwankungen aufgrund interner Variabilität dominiert wird. Wird die Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit von der Referenzperiode (1970-2000) hin zur späten Periode (2070-2100) betrachtet, so weisen lediglich zwei der zwölf Modelle (AWI-ESM-1-recom und IPSL-CM6a-lr) ein statistisch signifikantes Klimaänderungssignal auf, entsprechend einer Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit. Die entsprechende über die zwei Modelle gemittelte relative Änderung kann grob auf etwa 50% [± 25 Prozentpunkte] abgeschätzt werden. Darüber hinaus weist auch der nur über Sturmtage gemittelte Sturmstärkeindex, welcher eine Abschätzung des durchschnittlichen Schadenpotentials pro Sturmtageereignis repräsentiert, eine relative Änderung von rund +70% auf. Die Kombination aus häufigeren

Sturmtagen *und* im Durchschnitt stärkeren Sturmtage Ereignissen führt dazu, dass der über alle Tage gemittelte Sturmstärkeindex stark zunimmt. Die entsprechende relative Zunahme kann grob auf 150% [± 50 Prozentpunkte] abgeschätzt werden. Dies entspräche einer Verdoppelung bis Verdreifachung des mit Winterstürmen assoziierten Gesamtschadens innerhalb einer 30-Jahres-Periode. Für die verbleibenden zehn Modelle des CMIP6-Ensembles lässt sich jedoch kein statistisch signifikantes Klimaänderungssignal identifizieren.

Werden die Änderungen von der Referenzperiode hin zur mittleren Periode (2020-2050) betrachtet, so lässt sich lediglich in einem Modell (ec-earth3) ein signifikantes Klimaänderungssignal bezüglich der Sturmwahrscheinlichkeit identifizieren, und zwar eine relative Verringerung um rund -30% [± 15 Prozentpunkte]. Wird dieses Modell zusammen mit einem weiteren (mpi-esm1-2-lr) betrachtet, so weisen diese zwei Modelle zudem eine leichte Tendenz zu durchschnittlich stärkeren Sturmtage Ereignissen auf. Die Kombination von selteneren Sturmtagen und möglicherweise ein wenig stärkeren Sturmtage Ereignissen führt dazu, dass der über alle Tage gemittelte Sturmstärkeindex fast keine Änderung erfährt. Das Gesamtschadenpotential einer 30-Jahres-Periode bliebe für diese zwei Modelle also unverändert. Für die verbleibenden zehn Modelle ist wiederum kein signifikantes Klimaänderungssignal zu identifizieren.

Insgesamt scheint bezüglich des lokalen Sturmklimas über Deutschland die interne Variabilität am betrachteten Gitterpunkt ähnlich groß zu sein wie die Modell-zu-Modell-Variabilität der simulierten Klimaänderungssignale. Werden dagegen die großräumigen Änderungsmuster betrachtet, so scheint die Modell-zu-Modell-Variabilität ein etwas größeres Gewicht zu haben als die interne Variabilität, die auf den kleinräumigeren Skalen besonders wirksam ist. Bei Betrachtung des großräumigen Sturmklimas, zum Beispiel gemittelt über ganz Mitteleuropa, wäre somit das Signal-zu-Rausch-Verhältnis zwar größer, aufgrund der großen Modell-zu-Modell-Variabilität wäre eine eindeutige Aussage bezüglich zukünftiger Änderungen des Sturmklimas aber dennoch nicht möglich. Eine Verringerung der Modell-zu-Modell-Variabilität, zu erreichen durch eine Verbesserung der Modelle, wäre somit die wichtigste Maßnahme, um zu einer verlässlichen Aussage über das zukünftige Sturmklima zu gelangen.

3.2 Weitere im Projekt betrachtete Perspektiven

3.2.1 Ergebnisse auf Basis des Stormtracks

Es gibt mehrere publizierte Studien zur Änderung des Sturmklimas im Bereich Nordatlantik, die auf Daten von CMIP6 Modellexperimenten basieren. Sie betrachten dabei keine Einschätzung von direkt Schaden-relevanten Größen, sondern gehen auf die Änderungen von Maßen ein, die statistisch und physikalisch eine Beziehung zu den eigentlichen Sturmereignissen aufweisen. Harvey et al. (2020) untersuchten die Variation des Bodendrucks im synoptischen

Frequenzband und die des zonalen Windes in 250hPa (Jet stream). Priestley et al. (2020) werten die Häufigkeit von Zyklonen aus, die sie anhand der Vorticity in 850hPa identifizieren. Oudar et al. (2020) betrachteten Änderungen der zonalen Komponente des Windes.

Diese Studien bestätigen zunächst, dass die bekannte Tendenz der Klimamodelle zu einer gegenüber den Beobachtungen zu zonalen Ausrichtung der Zirkulation über dem Ostatlantik und Europa sich durch die verschiedenen Klimamodell-Generationen CMIP3, CMIP5, CMIP6 zieht. Priestley et al. (2020) konstatieren aber leichte Verbesserungen der Zyklonenfrequenzen in CMIP6 gegenüber CMIP5, insbesondere hinsichtlich der (immer noch) zu geringen nordwärtigen Krümmung des östlichen Nordatlantischen Stormtracks in den Referenzberechnungen für das heutige Klima. Bei den CMIP6-Modellen mit niedriger räumlicher Auflösung werden starke Zyklonen in ihrer Häufigkeit unterschätzt (Priestley et al., 2020).

Harvey et al. (2020) belegen, dass sich die räumlichen Muster der Klimaänderung von den CMIP3-Simulationen über CMIP5 zu CMIP6 für den Atlantisch-Europäischen Bereich wenig ändern, wobei sich der Multimodell-Bias des Nordatlantischen Stormtrack und des obertroposphärischen Jets für die Kontrollperiode mit heutigen Treibhausgasantrieb reduziert hat.

Die im vorliegenden Projekt durchgeführten Berechnungen des Stormtrack (Oktober-März, Klimasignal 2070-2100 gegen 1970-2000, SSP5-8.5) zeigen bei fast allen Modellen des betrachteten CMIP6-Ensembles ein zonales Band über dem Nordatlantik und Europa, in dem die Stärke des Stormtrack tendenziell zunimmt (Abb. 12). Die stärksten Signale über Zentraleuropa weisen die Modelle mod-02 (AWI-ESM), mod-08 (IPSL-CM6) und mod-12 (MRI-ESM) auf. Dieses Ergebnis ist mit den Ergebnissen zur Sturmhäufigkeit aus Kapitel 3 konsistent. Bei mehreren anderen Modellen ist im Atlantisch-Europäischen Raum ebenfalls eine statistisch signifikante Zunahme erkennbar, die aber andere Sub-Regionen betrifft. Im Ensemble-Mittel ergibt sich für die Region Europa eine relativ mäßige Zunahme von etwa 5% als Klimasignal, bei relativ großen Unterschieden zwischen einzelnen Modellen und Modellsimulationen. Diese Zunahme ist geringer als der Wert von 15%, den Harvey et al. (2020) für diese Region in ihrem Ensemble von CMIP6-Modellen finden.

3.2.2 Analyse per Sturmfeldverfolgung (Windsturm-Tracking)

Die für diesen Ansatz notwendigen Daten zu bodennahen (10m Höhe über Grund) Windfeldern (uas, vas) in mindestens 6-stündlicher Auflösung und die entsprechenden Windfelder in 850 hPa lagen nicht in allen Simulationen vor. Eine Auflistung für die geeigneten und verfügbaren Simulationen für CMIP5 und CMIP6 findet sich jeweils in Tabelle 1.

Auch an dieser Stelle werden nur die Klimaänderungssignale des starken Szenarios (RCP8.5, SSP5-8.5) diskutiert. Die individuellen Modelle zeigen zwar im Einzelnen Unterschiede in den genauen Verteilungen des Klimaänderungs-Signals, stimmen jedoch für beide betrachteten Hö-

Winter (Oct-Mar) stormtrack (σ_{Z500} , 2-7d HF), Mem-01 (r1i1p1f1): (prd-03 - prd-01) / prd-01

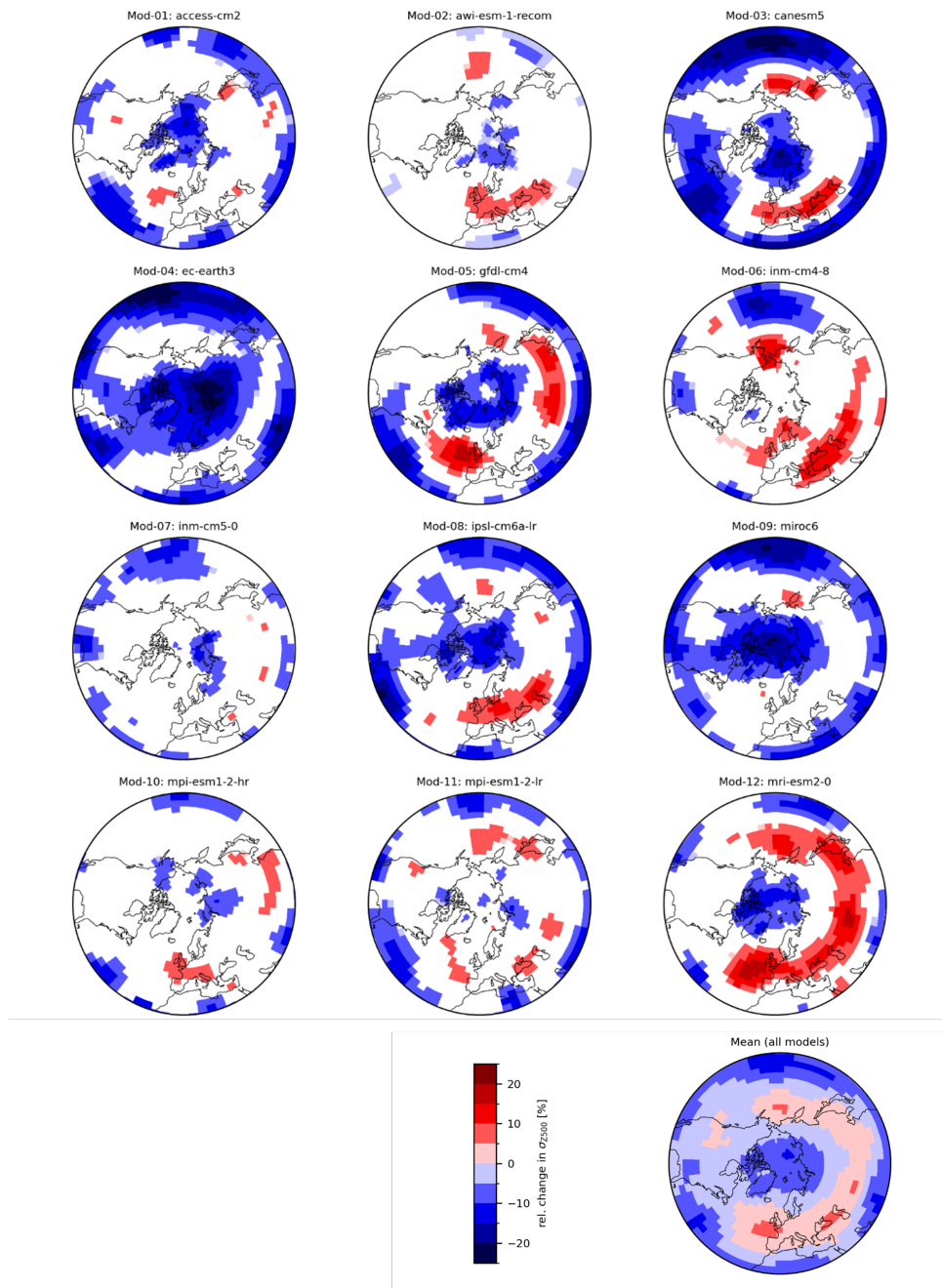


Abb. 12: Stormtrack-Signale der Modelle (01) access-cm2, (02) awi-esm-1-recom, (03) canesm5, (04) ec-earth3, (05) gfdl-cm4, (06) inm-cm4-8, (07) inm-cm5-0, (08) ipsl-cm6a-lr, (09) miroc6, (10) mpi-esm1-2-hr, (11) mpi-esm1-2-lr, (12) mri-esm2-0 (jeweils 1 Simulation) und Ensemble-Mittel-Signal.

henniveaus und sowohl für CMIP5 (nicht gezeigt) und CMIP6 (Abb. 13) hinsichtlich einer generellen Abnahme der Sturmhäufigkeit in den mittleren Breiten und einer starken Zunahme der bodennahen Aktivität über der Arktis überein. Im Verlauf des Projekts konnte festgestellt werden, dass das Klimasignal der bodennahen Sturm-Zugbahnen stark von den Veränderungen in

den untersten Atmosphärenschichten beeinflusst ist. Hier spielen Veränderungen im vorgegebenen oder mit dynamischen Vegetationsmodellen bestimmten Bewuchs, insbesondere hinsichtlich der Waldbedeckung, eine Rolle. Diese haben über die Bodenrauigkeit einen erheblichen Effekt auf die Windgeschwindigkeit, auch hinsichtlich Stürmen. Dies gilt selbst dann, wenn nur Sturmzugbahnen ausgewertet wurden. Leider war es bis auf eine Ausnahme nicht möglich, für die einzelnen Modelle die entsprechenden Daten und Informationen zu den genauen Gründen, der räumlichen Verteilung und der Stärke dieser Effekte zu eruieren. Details werden im Abschnitt 3.2.3 beschrieben.

In Bezug auf Deutschland wird in 2 der 7 CMIP5-Modelle für 850 hPa eine Zunahme der bodennahen Sturmaktivität simuliert, in den restlichen eine Abnahme. Dies spiegelt sich im Ensemble-Mittel der 7 CMIP5-Modelle (nicht gezeigt) wider. Das Ergebnis für CMIP6 ist in vielen Teilen ähnlich. In Europa ergibt sich in CMIP6 für dieses Niveau eine Art Tripol-Struktur, wobei über Nord- und Südeuropa die Reduktion der Stürme am stärksten ausfällt, mit einer Zone weniger starker Abnahme in Zentraleuropa (inkl. Deutschland) (Abb. 13).

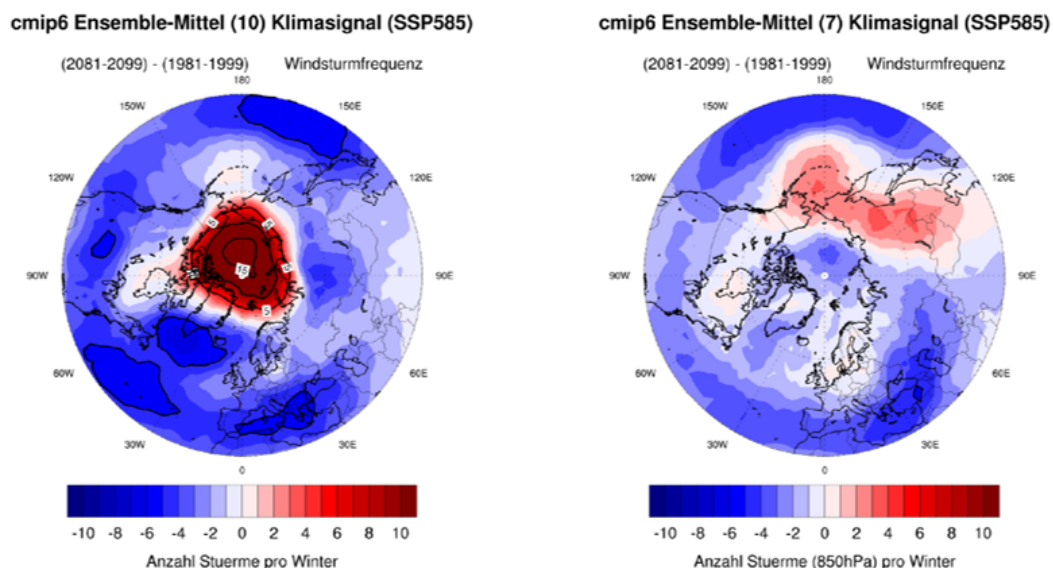


Abb. 13: Klimasignale in den Sturm-Zugbahndichten, Basierend auf einem Ensemble von CMIP6-Modellen. Links: auf Basis der simulierten Windgeschwindigkeiten in 10 m Höhe, rechts: auf Basis der Windgeschwindigkeiten in 850 hPa, entsprechend etwa 1,5 km Höhe

3.2.3 Effekte der Oberflächenrauigkeit

Der aktuellste IPCC AR6 findet eher niedrige Konfidenz, was Trends der Sturmaktivität des letzten Jahrhunderts im nordatlantischen Raum angeht. Dies ist vor allem auf eine hohe interannuale bis dekadische Variabilität dieser Größe zurückzuführen. In Abb. 14 wird diese anhand

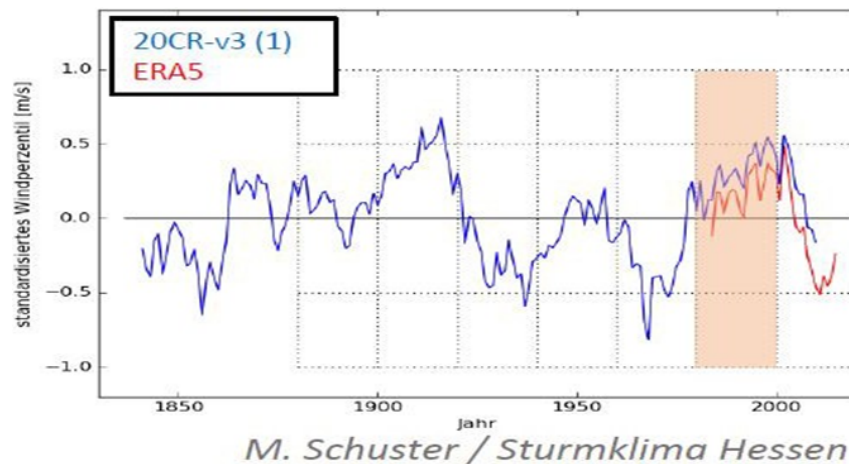


Abb. 14: Gleitendes 11-Jahre-Mittel des normalisierten 95. Windperzentils des Tagesmaximums der Windgeschwindigkeit für Zentraleuropa (3x3 Gitterboxen zentriert um 50°N 10°O) - analog nach Donat et al. (2011). Mit den hellgrau gepunkteten Linien ist nur jener Zeitraum hinterlegt, der auch in der Abbildung aus Donat et al. (2011) gezeigt ist. Hellrot hinterlegt ist jeweils der Zeitraum 1981-1999.

der zeitlichen Entwicklung des 95%-Perzentils der Windgeschwindigkeit über einer Gitterzelle in Mitteleuropa deutlich.

Ein Teil der längerfristigen beobachteten Variabilität in der bodennahen Windgeschwindigkeit, und somit auch den Extrema dieser Größe, kann von Veränderungen in der Oberflächenrauigkeit verursacht sein, die nach mehreren Studien mit Trends in den Eigenschaften der Landoberfläche zusammenhängen können. Wever (2012) haben Änderungen der Rauigkeit für 20 Stationen in den Niederlanden und 137 Stationen in 7 anderen Europäischen Ländern untersucht. Sie finden eine Verdopplung der Rauigkeitslänge für 1962-2009, wobei der stärkste Anstieg nach 1981 geschieht. Es wird außerdem ein damit einhergehender Abfall der Windgeschwindigkeit um 3.1 % pro Dekade für 1981-2009 gefunden. Sie können 70% des Trends in der Windgeschwindigkeit den Änderungen in der Oberflächenrauigkeit zuordnen, während die restlichen 30% des Trends nicht zugeordnet werden können. Änderungen in der Landnutzung, wie z.B. Verstädterung, Aufforstung und eine Abnahme in Weidelandflächen sind wahrscheinliche Gründe für den beobachteten Anstieg der Rauigkeit.

Zu den Landnutzungsgrößen im ESGF-Archiv gehört insbesondere die Baumdichte, deren zeitliche und räumliche Entwicklung in Abb. 15 deutlich wird. In Abb. 15 finden sich der Baumanteil pro Gitterzelle (links, in Prozent) und das 98. Windperzentil (rechts, in m/s) - jeweils gezeigt als Differenz zwischen den zeitlichen Mitteln zweier Perioden, jeweils vor und nach 1950: 1901-1950 und 1961-2010. Gut sichtbar sind entgegengesetzte Vorzeichen der Änderung über den Kontinenten. Bei ansteigendem Baumanteil in der späteren Periode über Europa nehmen die Windextrema ab. Um diesen plausiblen Zusammenhang weiter zu prüfen, wurden detail-

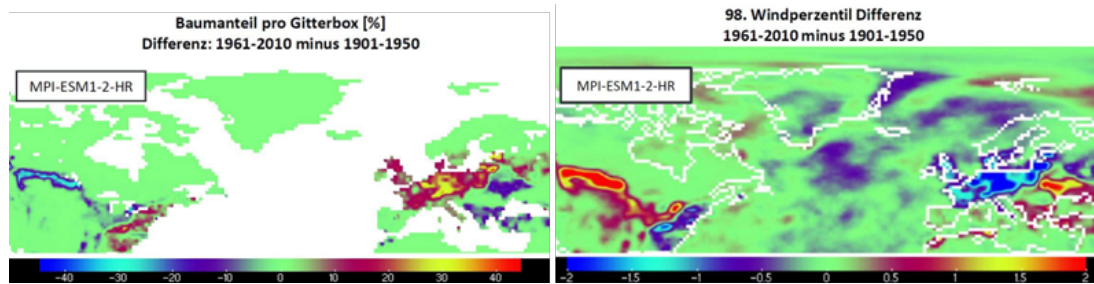


Abb. 15: Änderungen des Baumanteils (links) und des Windperzentils (rechts) für das MPI-ESM-HR (CMIP6), als Differenz zwischen den Modell-Perioden 1961-2010 und 1901-1950.

liertere Auswertungen für das Modell MPI-ESM-HR vorgenommen, für das die notwendigen Daten zur Bodenrauigkeit vorlagen.

Abb. 16 zeigt, wie sich im Modell MPI-ESM-HR einhergehend mit dem Baumanteil (grün) erwartungsgemäß auch die Rauigkeitslänge (braun) verändert. Mehr Bäume bedeuten eine höhere Rauigkeit. Invers dazu verhält sich die Windgeschwindigkeit - wie schon in Abb. 15 in der räumlichen Darstellung gesehen, nimmt auch in Abb. 16a und 16b die Windgeschwindigkeit vor 1950 zu, wenn die Rauigkeitslänge reduziert wird. So wird in der historischen Simulation des MPI-ESM-HR um 1910 und 1940 herum ein Peak erreicht mit den niedrigsten Baumanteilen, der niedrigsten Rauigkeitslänge und den höchsten Windgeschwindigkeiten.

Danach steigt die Rauigkeit und die Windgeschwindigkeit nimmt zum Ende der historischen Simulation kontinuierlich ab. Für den Projektionszeitraum (Abb. 16a, 16b) wird ersichtlich, dass den unterschiedlichen Klimaszenarien unterschiedliche Annahmen für die Landnutzung zugrunde liegen. Diese sind nachzulesen in Hurtt et al. (2020), sollen hier aber nicht näher erläutert werden.

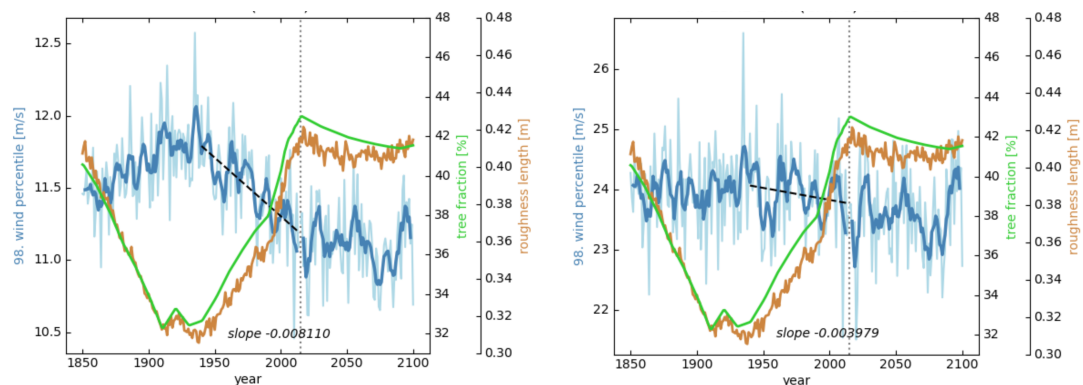


Abb. 16: Zeitreihe des jährlichen (Jan-Dez) 98. Windperzentils in der MPI-ESM1-2-HR Simulation, gemittelt über Zentraleuropa (blau, links: in 10 m Höhe, rechts: in 850 hPa). Baumanteil (grün) und Rauigkeitslänge (braun) sind für beide Abbildungsteile identisch.

Da für das Modell MPI-ESM-HR Daten zur Rauigkeitslänge vorhanden sind, kann der durch ihre Änderung verursachte Einfluss auf Windgeschwindigkeiten unter Annahme des logarithmischen Windprofils eliminiert werden. Das Klimasignal im MPI-ESM-HR nach der Windkorrektur verändert sich sogar im Vorzeichen. Statt einer Reduktion der Windsturmfrequenz um 6-8 Stürme pro Winter über Zentral- und Osteuropa im Vergleich zur Kontrollperiode hin kommt es im Szenario SSP5-8.5 für die bereinigten Daten zu einer Zunahme der Windsturmfrequenz um ca. 4 Stürme pro Winter über Zentral- und Osteuropa. Die Windgeschwindigkeiten in 850 hPa werden kaum von der variablen Rauigkeitslänge beeinflusst. Da nicht klar ist, welche Modelle wie stark und aus genau welchen Gründen einen so deutlichen Einfluss der Rauigkeit auf das Sturmrisiko beinhalten, wurden die in Abschnitt 4.1 diskutierten Auswertungen auf Basis der 850 hPa Daten vorgenommen.

3.2.4 Räumlich hochaufgelöste Regionalmodelle

Obwohl die für Winterstürme verantwortlichen extratropischen Zyklonen eine räumliche Skala von etlichen hundert bis deutlich über 1000 km aufweisen, sind häufig in diese eingebettete, kleinräumigere dynamische Strukturen für die relevanten Starkwindfelder verantwortlich. Aus diesem Grund ist es sinnvoll, die zuvor präsentierten Untersuchungen um entsprechende Analysen mit räumlich hochauflösenden Regionalmodellen zu ergänzen. Zu diesem Zweck wurde ein Ensemble von 0.11° -EURO-CORDEX-Regionalmodellsimulationen untersucht, welche mit CMIP5-Globalmodellen angetrieben wurden.

Im Unterschied zur Analyse der CMIP6-Globalmodelle wurde im Falle der Regionalmodelle zunächst die Sturmwahrscheinlichkeit für jede einzelne 0.11° Gitterzelle (rund $12 \text{ km} \times 12 \text{ km}$) berechnet und diese dann für jeden Tag über alle Gitterzellen innerhalb einer 40×40 Gitterzellen umfassenden, auf den mittleren Teil Deutschlands zentrierten Box (welche somit Hessen mit einschließt) gemittelt. Die Auswertung basiert hier auf dem täglichen Bodenwindmaximum, und verwendet wurde das 98. Ganzjahresperzentil desselben. Die Analyse der Regionalmodelle wurde zusätzlich entsprechend für den Wind in 850 hPa durchgeführt, welche ähnliche Ergebnisse wie für den Bodenwind liefert. Im Folgenden werden lediglich die Ergebnisse für den Bodenwind (d.h. 10m-Wind) gezeigt.

Die Ergebnisse sind in Abb.17 dargestellt. Im Vergleich zu den Ergebnissen der Analyse des CMIP6-Ensembles (siehe Abb. 6) zeigt sich ein ähnliches Bild. Die simulierten relativen Änderungen der Sturmwahrscheinlichkeit über Deutschland streuen über einen weiten Bereich von -10% bis +40%. Es gibt ebenfalls eine Tendenz zu einer Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit, im Mittel über alle Simulationen von rund +10% bis +20%. Auch zeigt sich eine Häufung nach Globalmodell. Während beispielsweise die mit dem CMIP5-Globalmodell HadGEM2-ES angetriebenen Regionalmodellsimulationen keine oder eine leichte negative Änderung der Sturm-

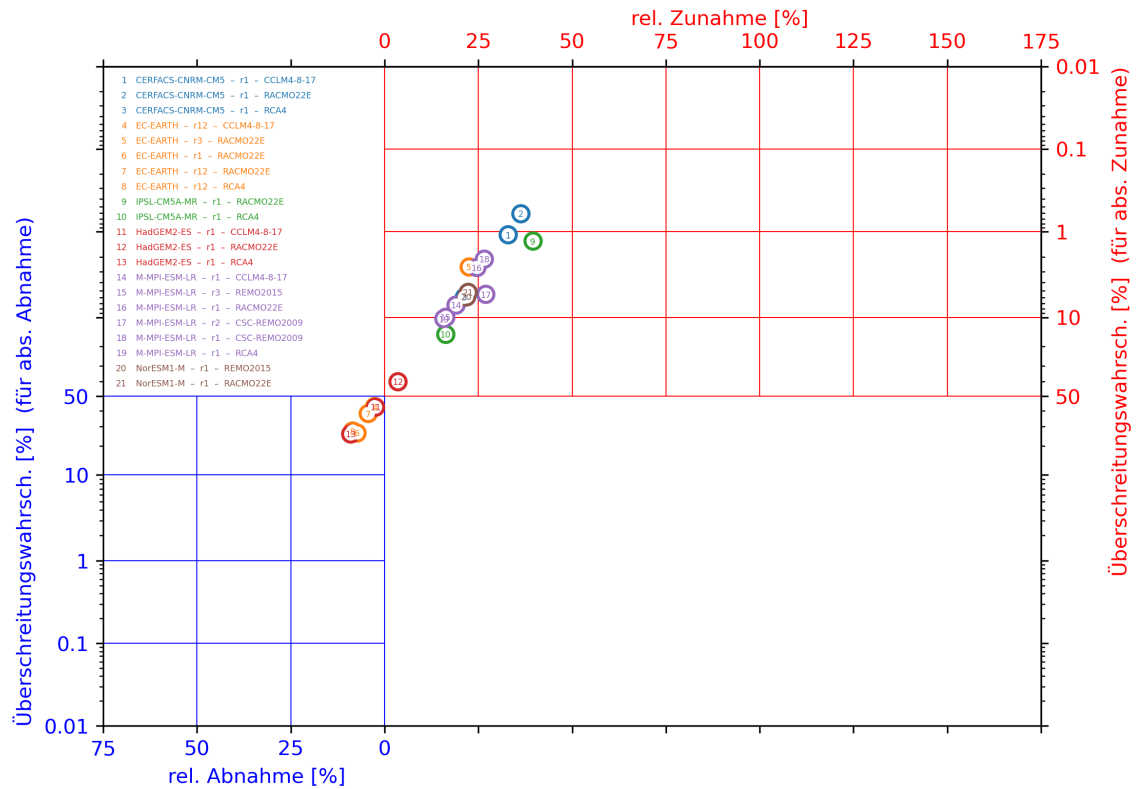


Abb. 17: Relative Änderung R vs. Überschreitungswahrscheinlichkeit p (für $\Delta > 0$) bzw. $1 - p$ (für $\Delta < 0$), für eine gegebene absolute Änderung Δ der Sturmwahrscheinlichkeit (Differenz: späte Periode minus Referenzperiode) über dem mittleren Teil Deutschlands am Boden (10m-Wind), für die 21 mit CMIP5-Globalmodellen angetriebenen Regionalmodellsimulationen des 0.11°-EURO-CORDEX-Ensembles. Die Liste der Modellsimulationen enthält in jeder Zeile die folgenden vier Einträge: (i) Simulationsnummer, (ii) Name des CMIP5-Globalmodells, (iii) Realisierung des CMIP5-Globalmodells, (iv) Name des Regionalmodells.

wahrscheinlichkeit aufweisen, ist die relative Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit in den mit dem CMIP5-Globalmodell M-MPI-ESM-LR angetriebenen Regionalmodellsimulationen ausnahmslos positiv mit rund +20% bis +25%. Die in Abb. 17 dargestellten Ergebnisse suggerieren, dass vier der sechs antreibenden CMIP5-Globalmodelle für eine Erhöhung der Sturmwahrscheinlichkeit sprechen, die zwei verbleibenden dagegen für keine Änderung.

Aus der Ähnlichkeit der Ergebnisse der Analyse der Regionalmodelle und der Analyse der Globalmodelle folgt, dass die Berücksichtigung der kleinräumigeren Prozesse für eine Abschätzung der zukünftigen Änderungen des Sturmklimas von untergeordneter Bedeutung ist – zumindest, wenn einfache Sturmklimadiagnostiken wie die hier berechnete Sturmwahrscheinlichkeit verwendet wird. Der Grund hierfür liegt in der relativ großen internen Klimavariabilität und der ähnlich großen Modell-zu-Modell-Variabilität.

4 Diskussion und Schlussfolgerungen

Ziel des Projekts war, die Ergebnisse der aktuell verfügbaren numerischen Klimasimulationen in Hinblick darauf auszuwerten, ob eine Änderung des Sturmschaden-Risikos für Hessen aufgrund der anthropogenen Klimaänderung zu erwarten ist. Es ging darum, die Unsicherheiten in Bezug auf die Sturm-Klimasignale neu zu beleuchten, die u.a. in den IPCC-Berichten für das Sturmrisiko formuliert wurden. Eine Herausforderung dabei war, dass die für die Auswertungen verfügbaren Modellexperimente bzw. die abgespeicherten Parameter teilweise nur in unzureichender zeitlicher Auflösung verfügbar waren. Auch waren manche Modellergebnisse nicht über die Projektlaufzeit hinweg verfügbar, so dass Nachrechnungen nicht erfolgen konnten. Trotz dieser Einschränkungen und erheblicher Auswirkungen der Corona-Pandemie konnten die wesentlichen Ergebnisse im Sinne der Projektziele erreicht werden.

So wurden systematische Einflüsse in manchen Modellexperimenten identifiziert und erklärt, die einen Einfluss auf die Einschätzung der Änderung des Sturmrisikos haben. Dabei war das dominante und stark positive Signal in der Sturmaktivität über der Polarkalotte für Deutschland/Hessen weniger relevant. Die auf die Landoberflächen-Eigenschaften (Bodenrauigkeit) zurückgehende Änderung der Windgeschwindigkeiten in manchen Modellen dagegen verlangte, statt der üblicherweise benutzten Windgeschwindigkeit in 10 m Höhe den Wind in 850 hPa (ca. 1,5 km über Grund) als Sturm-Parameter zu verwenden. So konnte weitgehend ausgeschlossen werden, dass Unterschiede in den Signalen durch die unterschiedliche Implementierung der Bodeneigenschaften in den Modellen verursacht sind. Trotzdem bleibt als Ergebnis, dass die sich ergebenden Signale in einzelnen Modellexperimenten eine sehr große Spannbreite zeigen. Ein Teil dieser Spannbreite ist auf die Fokussierung auf das kleine Gebiet von Hessen zurückzuführen. Die Betrachtung einer so kleinen Region (dominiert je nach Modell von einem einzelnen Modell-Gitterpunkt) ist üblicherweise kein angemessener Ansatz. In unserem Fall wird ebenfalls deutlich, dass die Änderungen, zum Beispiel der Sturmwahrscheinlichkeit, in einem einzelnen Modellexperiment an benachbarten Gitterpunkten deutliche Unterschiede zeigen können, die wesentlich auf die interne Variabilität zurückgehen. Einzelne Modell-Experimente mit dem gleichen Modell zeigten aber auf einer größeren Skala, dass das Signal an einem Gitterpunkt als Indikator auch für die erwartete Änderung an benachbarten Gitterpunkten gewertet werden kann. Unterschiedliche Modellarchitekturen führten auf der europäischen Skala zu stärker unterschiedlichen Mustern im Klimasignal, jedenfalls bei den betrachteten Modellarchitekturen mit mehreren verfügbaren Ensemble-Mitgliedern.

Ein starkes Klimasignal im Sinne einer Zunahme des Sturmrisikos zeigt sich nur bei zwei der zwölf ausgewerteten CMIP6-Globalmodelle. Damit ließe sich zwar rein rechnerisch die über alle Modelle hinweg gemittelte Änderung des Sturmrisikos bestimmen. Dies erscheint je-

doch nicht besonders sinnvoll, da nicht klar ist, ob den Ergebnissen auf Grundlage der verschiedenen Modellarchitekturen das gleiche Gewicht gegeben werden kann. Ein Hinweis darauf, dass eine Zunahme des Sturmrisikos in Betracht gezogen werden sollte, ergibt sich aber auch aus den mit CMIP5-Globalmodellen angetriebenen Regionalmodellsimulationen über Europa. Hier führen vier der insgesamt sechs antreibenden CMIP5-Globalmodelle zu einer Erhöhung des Sturmrisikos in der Größenordnung von 10 bis 20%.

Für eine genauere Einschätzung ergeben sich eine Reihe von Fragen, die nur mit weitergehenden Untersuchungen beantwortet werden können. Dies betrifft zum Beispiel die Rolle der langsam veränderlichen, großskaligen Muster für das Auftreten einzelner Stürme oder für Serien von Stürmen. Hier ginge es letztlich darum, die Struktur der Modellarchitektur-spezifischen Änderungsmuster zu verstehen, und zu eruieren, ob die Bedingungen für das Auftreten der einzelnen Stürme über die Modelle hinweg ähnlich oder unterschiedlich sind. Auf dieser Basis könnten die individuellen Ergebnisse der verschiedenen Modelle besser bewertet werden. Daraus ließe sich dann möglicherweise auch eine spezifische Wichtung der verschiedenen Modelle (oder Modellversionen) für das Gesamtergebnis ableiten.

5 Handlungsempfehlungen

Aus den Projektergebnissen lässt sich trotz der genannten Einschränkungen ablesen, dass eine zukünftige Abnahme des Sturmrisikos nur unter der zusätzlichen Annahme wahrscheinlich ist, dass das Risiko in den letzten Jahrzehnten höher war als vom Treibhausgasantrieb her zu erwarten. Ansonsten erscheint es ratsam, sich auf einen moderaten Anstieg des Risikos, d.h. eine Erhöhung der Sturmhäufigkeit zum Ende des Jahrhunderts hin einzustellen. Für die Mitte des Jahrhunderts gilt diese Empfehlung eher nicht, obgleich einzelne Realisierungen bestimmter Modelle auch diese Möglichkeit deutlich machen. Schließlich ist hinsichtlich der Anpassung an sich ändernde Sturmrisiken zu erwähnen, dass einigen Modellen zufolge die durchschnittliche Intensität der auftretenden Sturmereignisse tendenziell höher ausfallen könnte als heute – und zwar auch dann, wenn die Häufigkeit der Ereignisse abnimmt. Dies spricht deutlich dafür, für sich erhöhende Sturmrisiken vorzusorgen, insbesondere bei vulnerabler kritischer Infrastruktur.

6 Fazit

Die Projektarbeiten haben gezeigt, dass die Unsicherheiten bezüglich einer möglichen Erhöhung des Sturmrisikos unter zunehmendem Treibhausgasgehalt weiter bestehen. Diese liegen zu einem wesentlichen Teil an der internen Variabilität des Klimas, deren Einfluss für die Bewertung des Sturmrisikos einer relativ kleinen Region wie Hessen groß ist. Dies führt dazu,

dass nur eine probabilistische Einschätzung der Änderungen möglich ist. Als weiterer Unsicherheitsfaktor wurden systematische Unterschiede zwischen Modellarchitekturen deutlich, die nach einer Begründung und Bewertung verlangen. Insgesamt ist bei allen Unsicherheitsfaktoren aber festzuhalten, dass eine Zunahme des Sturmrisikos für Hessen bis zum Ende des aktuellen Jahrhunderts im betrachteten Szenario eines starken Anstiegs der Treibhausgaskonzentrationen auch nach den neueren Modellexperimenten in Betracht gezogen werden sollte.

Anhang A: Sturmwahrscheinlichkeit

A.1 Definition der Sturmwahrscheinlichkeit

Zwecks Definition der lokalen Sturmwahrscheinlichkeit wird zunächst die tägliche Größe

$$\mathcal{P}_o^{(i,j)} = \begin{cases} 1 & \text{falls } v^{(i,j)} > v_Q \\ 0 & \text{anderenfalls} \end{cases} \quad (\text{A1})$$

definiert, wobei j den Tag innerhalb eines Winters und i den Winter innerhalb der 30-Jahres-Referenzperiode bezeichnet sowie v_Q ein bestimmtes lokales Perzentil der Windgeschwindigkeit v in der Referenzperiode. Für den im Folgenden dargestellten theoretischen Rahmen bezieht sich das Perzentil v_Q immer auf dieselben Wintermonate (d.h. Oktober bis März), für welche auch die Sturmwahrscheinlichkeit selbst bestimmt wird. Des Weiteren wird hier $Q = 0.96$ gewählt, d.h. das 96. Winterperzentil. Durch Mittelung über alle Tage eines Winters ergibt sich das Wintermittel der Sturmwahrscheinlichkeit für den Winter i ,

$$\mathcal{P}_o^{(i)} = J^{-1} \sum_{j=1}^J \mathcal{P}_o^{(i,j)}, \quad (\text{A2})$$

wobei J die Anzahl der Tage eines Winters bezeichnet (für Nichtschaltjahre: $J = 182$; für Schaltjahre: $J = 183$; für Modelle mit 30-Tage-Monaten: $J = 180$). Die weitere Mittelung über alle $I = 30$ Winter der Referenzperiode ergibt das entsprechende Periodenmittel der Sturmwahrscheinlichkeit

$$\mathcal{P}_o = I^{-1} \sum_{i=1}^I \mathcal{P}_o^{(i)}. \quad (\text{A3})$$

Die so definierte Sturmwahrscheinlichkeit stellt eine empirische Wahrscheinlichkeit dar, da sie aus einer endlichen Anzahl von Tagen (der Anzahl der Wintertage der 30-Jahres-Periode) geschätzt wird. Per Definition ist der Erwartungswert der Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode gegeben durch $\langle \mathcal{P}_o \rangle = P := 1 - Q = 0.04$, wobei $\langle \rangle$ den Erwartungswert über statistisch unabhängige Realisierungen der internen Klimavariabilität in der Referenzperiode darstellt, bei gegebenem externem Klimaantrieb. Unter der plausiblen Annahme statistisch unabhängiger Wintermittel der Sturmwahrscheinlichkeit, ist ein bias-freier Schätzer der Varianz von $\mathcal{P}_o$ gegeben durch das $1/I$ -fache des bias-freien Schätzers der Varianz der Wintermittel, d.h. durch

$$s_o^2 = I^{-1}(I-1)^{-1} \sum_{i=1}^I (\mathcal{P}_o^{(i)} - \mathcal{P}_o)^2. \quad (\text{A4})$$

Der Erwartungswert des Schätzers s_o^2 sei im Folgenden bezeichnet mit $\sigma_o^2 := \langle s_o^2 \rangle$.

Ebenso kann die Sturmwahrscheinlichkeit für eine spätere, mit der Referenzperiode nicht überlappende 30-Jahres-Periode definiert werden, wobei jedoch wiederum das Perzentil v_Q der Referenzperiode verwendet wird. Das entsprechende Periodenmittel der Sturmwahrscheinlichkeit wird mit $\mathcal{P}'_o$ bezeichnet, der entsprechende Schätzer der Varianz von $\mathcal{P}'_o$ mit $s_o^{2'}$. Die absolute Änderung des Periodenmittels ist definiert durch

$$\Delta_o = \mathcal{P}'_o - \mathcal{P}_o. \quad (\text{A5})$$

Das Perzentil der Referenzperiode, v_Q , repräsentiert das theoretische Perzentil (der statistischen Grundgesamtheit), welches man erhielte, würde es aus allen Tageswerten $v^{(i,j)}$ unendlich vieler Realisierungen der Referenzperiode gemeinsam geschätzt werden, welche sich ausschließlich durch statistisch unabhängige Realisierungen der internen Variabilität unterscheiden. Für die meisten Modelle, und ebenso für die Reanalyse, ist jedoch nur eine einzige Realisierung der Referenzperiode, d.h. eine einzige Realisierung der internen Variabilität, vorhanden, aus welcher somit lediglich eine Schätzung des Perzentils, bezeichnet als $\hat{v}_Q$, berechnet werden kann. Wird in Gl. (A1) das theoretische Perzentil v_Q durch das geschätzte Perzentil $\hat{v}_Q$ ersetzt, so lassen sich damit entsprechende Periodenmittel der Sturmwahrscheinlichkeit definieren, im Folgenden bezeichnet mit $\mathcal{P}$ (für die Referenzperiode) bzw. $\mathcal{P}'$ (für eine spätere Periode), mit der entsprechenden absoluten Änderung $\Delta = \mathcal{P}' - \mathcal{P}$. Ein entscheidender Unterschied zwischen der mithilfe des theoretischen Perzentils berechneten Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode, $\mathcal{P}_o$, und der mithilfe des geschätzten Perzentils berechneten, $\mathcal{P}$, besteht darin, dass letztere per Definition – sozusagen als Artefakt – immer den Wert $\mathcal{P} = P = 0.04$ annimmt, und somit die Streuung des Periodenmittels $\mathcal{P}$ gleich Null ist (für eine anschauliche Darstellung, siehe Anhang C). Dies ist von besonderer Bedeutung für die Berechnung der relativen Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit (siehe unten, Abschnitt A.4). Die Streuung der einzelnen Wintermittel innerhalb einer Periode dagegen bleibt bei Verwendung des geschätzten Perzentils näherungsweise erhalten. Daher können analog zu s_o^2 und $s_o^{2'}$ definierte Schätzer, bezeichnet als s^2 bzw. $s^{2'}$, auch bei Verwendung von $\hat{v}_Q$ genutzt werden, um die Varianz von $\mathcal{P}_o$ bzw. $\mathcal{P}'_o$ zu schätzen.

A.2 Verteilungseigenschaften des Periodenmittels der Sturmwahrscheinlichkeit

Um die Verteilungseigenschaften des Periodenmittels der Sturmwahrscheinlichkeit zu untersuchen, ist es nützlich, die in Gl. (A1) definierte tägliche Größe $\mathcal{P}_o^{(i,j)}$ als Bernoulli-Prozess mit Eintrittswahrscheinlichkeit P aufzufassen. Ein solcher Prozess hat den Mittelwert P , entsprechend der obigen Feststellung, dass $\langle \mathcal{P}_o \rangle = P$, und die Varianz $P(1 - P)$. Die Varianz eines

Mittels über N_{eff} statistisch unabhängige Werte (d.h. Bernoulli-Versuche) hat dementsprechend die Varianz

$$\sigma_o^2 = P(1 - P)/N_{\text{eff}}. \quad (\text{A6})$$

Im Gegensatz zu einem Bernoulli-Prozess, dessen einzelne Werte (d.h. Bernoulli-Versuche) statistisch unabhängig sind, weisen die täglichen Werte $\mathcal{P}_o^{(i,j)}$ aufgrund der zeitlichen Kohärenz der für Winterstürme verantwortlichen synoptischen Prozesse eine zeitliche Korrelation auf. Die effektive Anzahl unabhängiger Werte, N_{eff} , welche in ein 30-Jahres-Periodenmittel eingehen, ist daher nicht gleich der Anzahl der Wintertage einer Periode, N_d , sondern ist um einen Faktor $1/L_{\text{samp}}$ kleiner, wobei L_{samp} die effektive Länge unabhängiger $\mathcal{P}_o^{(i,j)}$ -Werte (in Tagen) bezeichnet, d.h.

$$N_{\text{eff}} = N_d/L_{\text{samp}}. \quad (\text{A7})$$

Wird Gl. (A7) in Gl. (A6) eingesetzt und σ_o^2 mithilfe des Schätzers s^2 (separat für jedes der zwölf CMIP6-Modelle sowie für die ERA5-Reanalyse, jeweils für die Gitterzelle über dem mittleren Teil Deutschlands in 850 hPa) bestimmt, so ergibt sich mit $P = 0.04$ (und $J = 180$ Tagen pro Winter), dass L_{samp} zwischen zwei und drei Tagen liegt, im Mittel bei $L_{\text{samp}} = 2.4$ Tage. Im Kontext der für Winterstürme verantwortlichen Prozesse ist dies ein plausibles Ergebnis. Hieraus ergibt sich eine Abschätzung für die Anzahl unabhängiger Werte pro 30-Jahres-Periode zu $N_{\text{eff}} = 30 \times 180/2.4 = 30 \times 75 = 2250$. Die Verteilung von Mittelwerten über $N_{\text{eff}} = 2250$ Bernoulli-Versuche mit Eintrittswahrscheinlichkeit $P = 0.04$ entspricht einer skalierten Binomialverteilung mit Parametern N_{eff} (Anzahl der Versuche) und P (Eintrittswahrscheinlichkeit), welche in sehr guter Näherung durch eine Normalverteilung dargestellt werden kann. Im Folgenden wird daher angenommen, dass

$$\mathcal{P}_o \sim \mathcal{N}(P; \sigma_o^2), \quad (\text{A8})$$

mit σ_o^2 entsprechend Gl. (A6). Für den Variationskoeffizienten ergibt sich hiermit $\sigma_o/P \approx 0.1$. Somit ist die Tatsache, dass das 30-Jahres-Periodenmittel der Sturmwahrscheinlichkeit in der Praxis immer größer als Null ist (es also in 30 aufeinander folgenden Wintern immer mindestens einen Sturmtag gibt), in sehr guter Näherung repräsentiert.

A.3 t -Test

Die in Gl. (2) angegebene t -Statistik, $t = \Delta/(s\sqrt{2})$, basiert auf der mithilfe des geschätzten Perzentils $\hat{v}_Q$ berechneten absoluten Änderung des Periodenmittels der Sturmwahrscheinlichkeit, Δ . Diese ist jedoch nicht identisch mit der auf dem theoretischen Perzentil basierenden

absoluten Änderung, Δ_o . Die Abweichungen hängen ab von der Form des Verteilungsrandes der täglichen Werte der Windgeschwindigkeit $v^{(i,j)}$. Mithilfe des 50 Realisierungen umfassenden Ensembles des CMIP6-Modells mpi-esm1-2-lr kann jedoch gezeigt werden, dass diese Abweichungen im Zusammenhang der in dieser Studie durchgeführten Analysen gering und in guter Näherung vernachlässigbar sind. Dazu wird das Perzentil einmal für jede der 50 Realisierungen separat geschätzt, und einmal aus allen Tageswerten der 50 Realisierungen gemeinsam, so dass der resultierende Schätzwert eine gute Näherung des theoretischen Perzentils darstellt. Die jeweils berechneten absoluten Änderungen von der Referenzperiode hin zur späten Periode am Ende des Jahrhunderts unterscheiden sich nicht wesentlich voneinander. Daher kann im Folgenden in guter Näherung $\Delta = \Delta_o$ gesetzt werden; und entsprechend für den durch interne Variabilität verursachten (zufälligen) Anteil, $\Delta_r = \Delta_{o,r}$ (Rauschen), und für den das Klimasignal repräsentierenden Anteil, $\Delta_s = \Delta_{o,s}$ (Signal).

Für einen Zwei-Stichproben- t -Test wird die Streuung der Mittelwerte gewöhnlich aus beiden Stichproben geschätzt. Dies entspräche im vorliegenden Fall einem Schätzer der Form $[(s^2 + s'^2)/2]^{1/2}$. Gl. (A6) zeigt jedoch, dass die Varianz systematisch von der Eintrittswahrscheinlichkeit P abhängt. Für $P \ll 1$, was wegen $P = 0.04$ in der vorliegenden Situation der Fall ist, gilt $P(1 - P) \approx P$, so dass die Varianz näherungsweise mit P skaliert. Liegt beispielsweise ein positives Klimasignal vor ($\Delta_s > 0$), so ist die Varianz in der späteren Periode größer als unter der Nullhypothese (d.h. wenn kein Klimasignal vorläge), die Streuung würde also überschätzt und die Signifikanz entsprechend unterschätzt werden. Aus diesem Grund wird für den hier angewendeten t -Test die Streuung der Mittelwerte nur aus der Referenzperiode geschätzt, entsprechend dem Schätzer s . Die Anzahl der Freiheitsgrade der verwendeten t -Verteilungsfunktion $F_\nu(t)$ ist dementsprechend $\nu = I - 1 = 29$.

A.4 Relative Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit

Die relative Änderung des Periodenmittels der Sturmwahrscheinlichkeit ist gegeben durch

$$R_o = \frac{\Delta_o}{\mathcal{P}_o}. \quad (\text{A9})$$

Wie in Abschnitt A.2 diskutiert, kann die auf dem theoretischen Perzentil v_Q basierende absolute Änderung, Δ_o , in guter Näherung durch die auf dem geschätzten Perzentil $\hat{v}_Q$ basierende absolute Änderung, Δ , ersetzt werden. Dagegen kann die auf v_Q basierende Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode, $\mathcal{P}_o$, nicht durch das auf $\hat{v}_Q$ basierende $\mathcal{P}$ ersetzt werden, da letzteres aufgrund des in Abschnitt A.1 beschriebenen Artefakts nicht streut. Insbesondere sind Δ_o und $\mathcal{P}_o$, d.h. Zähler und Nenner in Gl. (A9), negativ miteinander korreliert. Unter der Nullhypothese (d.h. $\Delta_{o,s} = 0$, und somit $\Delta_o = \Delta_{o,r}$) sind $\mathcal{P}_o$ und $\mathcal{P}'_o$ voneinander unabhängig und

identisch normalverteilt, entsprechend (A8). Betrachtet man die bivariate Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion dieser zwei Zufallsvariablen, so lässt sich durch einfache geometrische Betrachtungen zeigen, dass $\mathcal{P}_o$ bei gegebenem $\Delta_{o,r}$ verteilt ist entsprechend

$$\mathcal{P}_o|_{\Delta_{o,r}=\text{const}} \sim \mathcal{N}(P - \Delta_{o,r}/2; \sigma_o^2/2). \quad (\text{A10})$$

Wird der Erwartungswert von $\mathcal{P}_o$ bei gegebenem $\Delta_{o,r}$, d.h. $\langle \mathcal{P}_o \rangle|_{\Delta_{o,r}=\text{const}} = P - \Delta_{o,r}/2$, für $\mathcal{P}_o$ in Gl. (A9) eingesetzt, so ergibt sich

$$R_{o,0} = \frac{\Delta_{o,s} + \Delta_{o,r}}{P - \Delta_{o,r}/2}. \quad (\text{A11})$$

Aufgrund des relativ kleinen Variationskoeffizienten (< 0.1) von $\mathcal{P}_o|_{\Delta_{o,r}=\text{const}}$, entsprechend (A10), ist $R_{o,0}$ eine gute Näherung für den Erwartungswert von R_o . Wird darüber hinaus der Streubereich von $\mathcal{P}_o|_{\Delta_{o,r}=\text{const}}$, entsprechend ± 2 Standardabweichungen, betrachtet, so kann entsprechend ein Streubereich von R_o angegeben werden mit

$$R_{o,\pm} = \frac{\Delta_{o,s} + \Delta_{o,r}}{P - \Delta_{o,r}/2 \mp 2(\sigma_o/\sqrt{2})}. \quad (\text{A12})$$

Es sei angemerkt, dass die Werte $R_{o,\pm}$ zwar nicht exakt ± 2 Standardabweichungen von R_o entsprechen, da $\mathcal{P}_o|_{\Delta_{o,r}=\text{const}}$ im Nenner steht. Dennoch entsprechen ± 2 Standardabweichungen von $\mathcal{P}_o|_{\Delta_{o,r}=\text{const}}$ dessen 2.3%- und 97.7%-Quantil, und somit entsprechen die Werte $R_{o,\pm}$ denselben Quantilen von R_o . Numerische Simulationen entsprechender Bernoulli-Prozesse bestätigen darüber hinaus die Gültigkeit der Ausdrücke in Gl. (A11) und (A12); siehe Anhang B und dort Abb. B.1a. Diese Abbildung veranschaulicht auch die Asymmetrie, welche der Term $-\Delta_{o,r}/2$ in Gl. (A11) und (A12) zufälligen relativen Änderungen verleiht. Wird in Gl. (A11) und (A12) $\Delta_{o,s}$ durch Δ_s ersetzt sowie $\Delta_{o,r}$ durch Δ_r und σ_o durch den Schätzer s , so ergeben sich Gl. (4) und (5).

Wird der Fall betrachtet, dass sowohl das Klimasignal, $\Delta_{o,s}$, als auch die Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode, $\mathcal{P}_o$, bekannt sind, und wird für letztere beispielsweise $\mathcal{P}_o = P + \sigma_o$ angenommen, so dass $\langle \Delta_{o,r} \rangle|_{\mathcal{P}_o=P+\sigma_o} = -\sigma_o$, so ergibt sich die erwartete relative Änderung aus Gl. (A9) zu

$$R_o = \frac{\Delta_{o,s} - \sigma_o}{P + \sigma_o}. \quad (\text{A13})$$

Wird $\Delta_{o,s}$ durch Δ_s ersetzt sowie σ_o durch den Schätzer s , so ergibt sich Gl. (6).

Anhang B: Sturmstärkeindex

Der lokale tägliche Sturmstärkeindex am Tag j des Winters i innerhalb der 30-Jahres-Referenzperiode ist definiert durch

$$\mathcal{S}_o^{(i,j)} = \begin{cases} (v^{(i,j)}/v_Q - 1)^3 & \text{falls } v^{(i,j)} > v_Q \\ 0 & \text{anderenfalls} \end{cases}, \quad (\text{B1})$$

wobei v_Q , wie in Anhang A, das lokale Perzentil der Windgeschwindigkeit v in der Referenzperiode bezeichnet. Analog zur Definition der Sturmwahrscheinlichkeit in Anhang A, ist das Wintermittel des *über alle Tage gemittelten* Sturmstärkeindex im Winter i definiert durch

$$\mathcal{S}_o^{(i)} = J^{-1} \sum_{j=1}^J \mathcal{S}_o^{(i,j)}, \quad (\text{B2})$$

und das Referenzperiodenmittel des *über alle Tage gemittelten* Sturmstärkeindex durch

$$\mathcal{S}_o = I^{-1} \sum_{i=1}^I \mathcal{S}_o^{(i)}. \quad (\text{B3})$$

Dagegen ist das Wintermittel des *nur über Sturmtage gemittelten* Sturmstärkeindex im Winter i definiert durch

$$\mathcal{D}_o^{(i)} = \mathcal{S}_o^{(i)} / \mathcal{P}_o^{(i)}, \quad (\text{B4})$$

mit $\mathcal{P}_o^{(i)}$ entsprechend Gl. (A2), und das Referenzperiodenmittel des *nur über Sturmtage gemittelten* Sturmstärkeindex durch

$$\mathcal{D}_o = I^{-1} \sum_{i=1}^I \mathcal{D}_o^{(i)}. \quad (\text{B5})$$

Beide Varianten des Sturmstärkeindex können ebenso für eine spätere, mit der Referenzperiode nicht überlappende 30-Jahres-Periode definiert werden, wobei jedoch wiederum das Perzentil v_Q der Referenzperiode verwendet wird. Die entsprechenden Periodenmittel des Sturmstärkeindex werden mit $\mathcal{S}'_o$ bzw. $\mathcal{D}'_o$ bezeichnet. Da für die meisten Modelle, und ebenso für die Reanalyse, nur eine einzige Realisierung der Referenzperiode vorhanden ist, kann nur das aus dieser einen Realisierung geschätzte Perzentil, $\hat{v}_Q$, verwendet werden. Wird in Gl. (B1) das theoretische Perzentil v_Q durch das geschätzte Perzentil $\hat{v}_Q$ ersetzt, so lassen sich damit entsprechende Periodenmittel der Sturmstärkeindex definieren, im Folgenden bezeichnet mit $\mathcal{S}$ und $\mathcal{D}$ (für die Referenzperiode) bzw. $\mathcal{S}'$ und $\mathcal{D}'$ (für eine spätere Periode).

Da die Streuung der Periodenmittel des Sturmstärkeindex aufgrund des kubischen Überschreitungsterms in Gl. (B1) viel größer ist als die Änderungen, die sich beim Wechsel von $\mathcal{S}_o$

zu $\mathcal{S}$ bzw. von $\mathcal{D}_o$ zu $\mathcal{D}$ ergeben, stellt die Verwendung des geschätzten Perzentils $\hat{v}_Q$ für die relative Änderung des Sturmstärkeindex, anders als für die der Sturmwahrscheinlichkeit (siehe Abschnitt A.4), kein Problem dar. Die große Streuung der Periodenmittel des Sturmstärkeindex hat aber gleichzeitig zur Folge, dass die negative Kovarianz der absoluten Änderung mit dem Wert in der Referenzperiode, und damit auch die im Zusammenhang mit der Sturmwahrscheinlichkeit erwähnte Asymmetrie zufälliger relativer Änderungen, für den Sturmstärkeindex viel stärker ist. Das führt dazu, dass der Erwartungswert des Schätzers der relativen Änderung, gegeben durch $(\mathcal{S}' - \mathcal{S})/\mathcal{S}$ bzw. $(\mathcal{D}' - \mathcal{D})/\mathcal{D}$, unter der Nullhypothese, dass kein Klimasignal vorliegt, merklich größer als Null ist, also einen relevanten positiven Bias aufweist.

Um die Größenordnung dieses Bias abzuschätzen, wird ein großes Ensemble mit 10^6 Realisierungen von Pseudo-Sturmwahrscheinlichkeiten bzw. -Sturmstärkeindizes erzeugt. Für jede einzelne Realisierung wird dazu jeweils eine Stichprobe der Größe $N_{\text{eff}} = 2250$ (siehe Abschnitt A.2) unabhängiger und normalverteilter Zufallswerte simuliert, welche die täglichen Werte der Windgeschwindigkeit $v^{(i,j)}$ in der Referenzperiode repräsentieren, und eine weitere, ebenso große Stichprobe, welche die Windgeschwindigkeiten in einer späteren Periode repräsentiert. Jeder einzelne Wert kann dann mithilfe von Gl. (A1) und Gl. (B1) in ein $\mathcal{P}_o^{(i,j)}$ bzw. in ein $\mathcal{S}_o^{(i,j)}$ transformiert werden, wobei als theoretisches Perzentil das 96. Perzentil der verwendeten Normalverteilung gewählt wird. Ebenso kann aus jeder einzelnen Pseudo-Referenzperiode ein geschätztes Perzentil berechnet werden. Für jede der 10^6 Realisierungen kann dann die absolute und die relative Änderung des Periodenmittels sowohl der Pseudo-Sturmwahrscheinlichkeit als des Pseudo-Sturmstärkeindex (beide Varianten) berechnet werden, einmal basierend auf dem theoretischen und einmal basierend auf dem geschätzten Perzentil. Durch Mittelung über alle Realisierungen ergibt sich der Bias des jeweiligen Schätzers der relativen Änderung.

Die absoluten und die relativen Änderungen in den einzelnen Realisierungen, unter Verwendung des theoretischen Perzentils, sowie deren Mittelwerte sind in Abb. B.1 dargestellt. Zwecks Veranschaulichung und Vergleichbarkeit wird neben den beiden Varianten des Sturmstärkeindex auch die Sturmwahrscheinlichkeit gezeigt. Letztere (siehe Abb. B.1a) lässt deutlich die in Abschnitt A.4 erwähnte Asymmetrie erkennen, verursacht durch Term $-\Delta_{o,r}/2$ in Gl. (A11) und (A12), welcher die negative Korrelation zwischen (dem zufälligen Anteil) der absoluten Änderung und dem Wert in der Referenzperiode reflektiert. Das heißt, positive relative Änderungen sind betragsmäßig im Mittel größer als negative relative Änderungen. Der Mittelwert der relativen Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit über alle 10^6 Realisierungen ist mit ca. 1 Prozentpunkt jedoch gering und kann daher vernachlässigt werden. Für beide Varianten des Sturmstärkeindex (Abb. B.1b und c) ist die Asymmetrie aufgrund der großen Streuung jedoch viel stärker ausgeprägt und der Mittelwert über alle relativen Änderungen liegt im Bereich von 10 bis 12 Prozentpunkten. Dieser positive Bias tritt ebenfalls auf, falls das geschätzte Perzentil

	10. Perzentil			Mittelwert	90. Perzentil		
	$n = 1$	$n = 2$	$n = 10$		$n = 10$	$n = 2$	$n = 1$
$\mathcal{P}$: $\Delta_r/(P - \Delta_r/2)$	-16	-12	-5	1	7	15	21
$\mathcal{D}$: $(\mathcal{D}' - \mathcal{D})/\mathcal{D}$	-43	-30	-9	12	34	61	80
$\mathcal{S}$: $(\mathcal{S}' - \mathcal{S})/\mathcal{S}$	-46	-32	-10	12	35	63	83

Tab. B.2: Streubereich (10. bis 90. Perzentil) und Bias (Mittelwert) des Schätzers der relativen Änderung des Periodenmittels (in Prozentpunkten), unter der Nullhypothese, dass kein Klimasignal vorliegt, jeweils für die Pseudo-Sturmwahrscheinlichkeit $\mathcal{P}$, für den nur über Sturmtage gemittelten Pseudo-Sturmstärkeindex $\mathcal{D}$ und für den über alle Tage gemittelten Pseudo-Sturmstärkeindex $\mathcal{S}$ (siehe Anhang B für Details). Aus dem 10^6 Realisierungen umfassenden Ensemble werden die Perzentile geschätzt aus Mittelwerten über $n = 1$, $n = 2$ bzw. $n = 10$ Realisierungen. Es wurde jeweils das geschätzte Perzentil der Pseudo-Windgeschwindigkeit verwendet, die Werte korrespondieren also mit Abb. B.2. Der Ausdruck für die relative Änderung der Sturmwahrscheinlichkeit entspricht Gl. (4).

verwendet wird, wie in Abb. B.2 dargestellt, und er beträgt für beide Varianten des Sturmstärkeindex etwa 12 Prozentpunkte. Außerdem können aus dem Ensemble von 10^6 Realisierungen Quantile geschätzt werden, um den Streubereich des Schätzers der relativen Änderung zu charakterisieren (siehe Tabelle B.2).

Abschließend sei angemerkt, dass die Wahl einer Normalverteilung für die Simulation der Pseudo-Windgeschwindigkeiten keineswegs physikalisch begründet ist, und sowohl der Bias als auch der Streubereich des Schätzers der relativen Änderung hängt ab von der Form des Verteilungsrandes, also von der Wahl des Verteilungstyps. Daher können die in Tabelle B.2 angegebenen Werte lediglich als eine grobe Orientierung für die Eigenschaften des Schätzers der relativen Änderung angesehen werden.

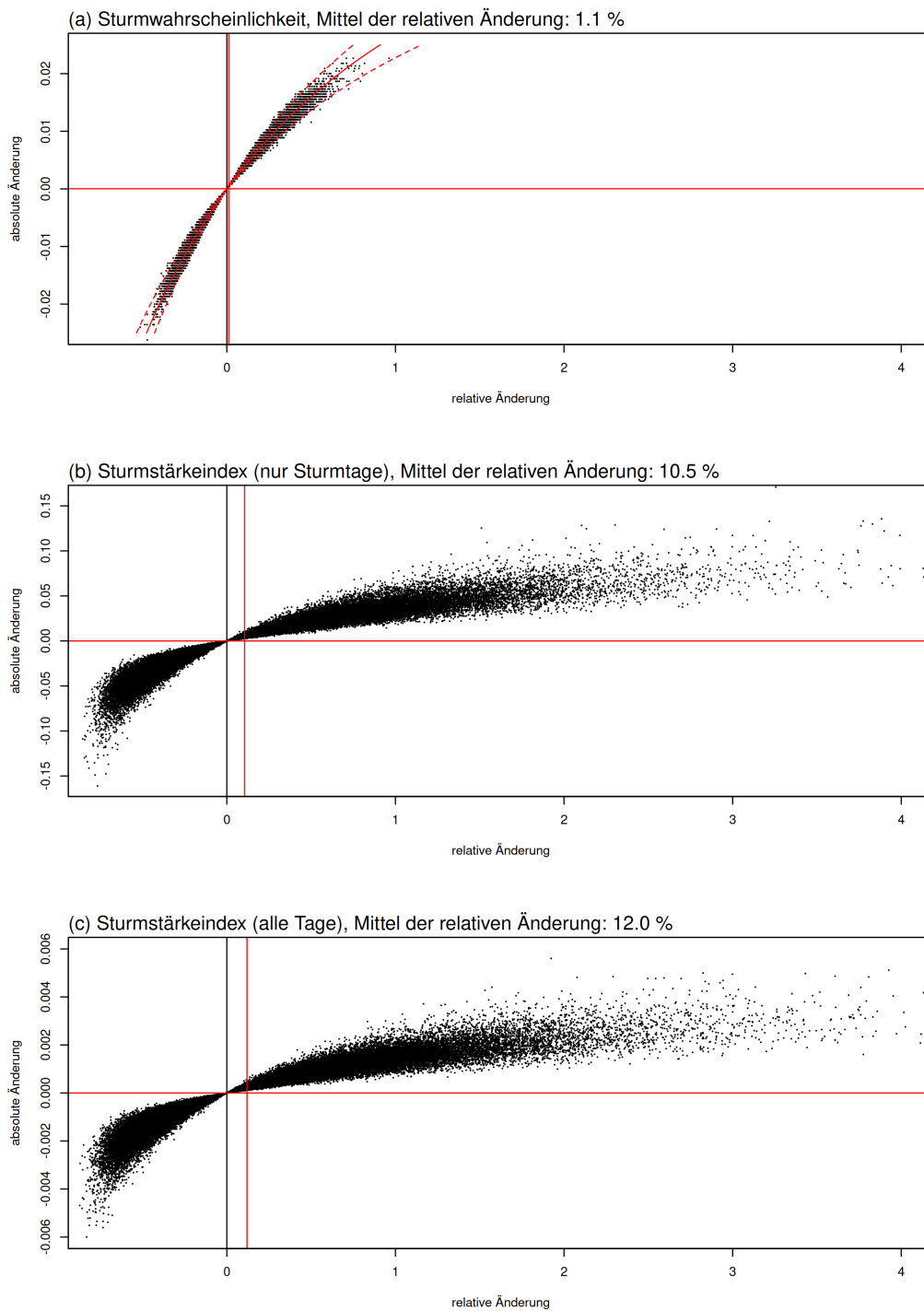


Abb. B.1: Absolute Änderung vs. relative Änderung des Periodenmittels der Pseudo-Sturmwahrscheinlichkeit, des nur über Sturmtage gemittelten Pseudo-Sturmstärkeindex und des über alle Tage gemittelten Pseudo-Sturmstärkeindex. Horizontale rote Linien markieren die mittlere absolute, vertikale rote Linien die mittlere relative Änderung. Vertikale schwarze Linien markieren eine relative Änderung von Null. Die gekrümmte durchgezogene rote Linie in (a) entspricht Gl. (4), die gestrichelten Linien entsprechen Gl. (5). Es wurde jeweils das theoretische Perzentil der Pseudo-Windgeschwindigkeit verwendet.

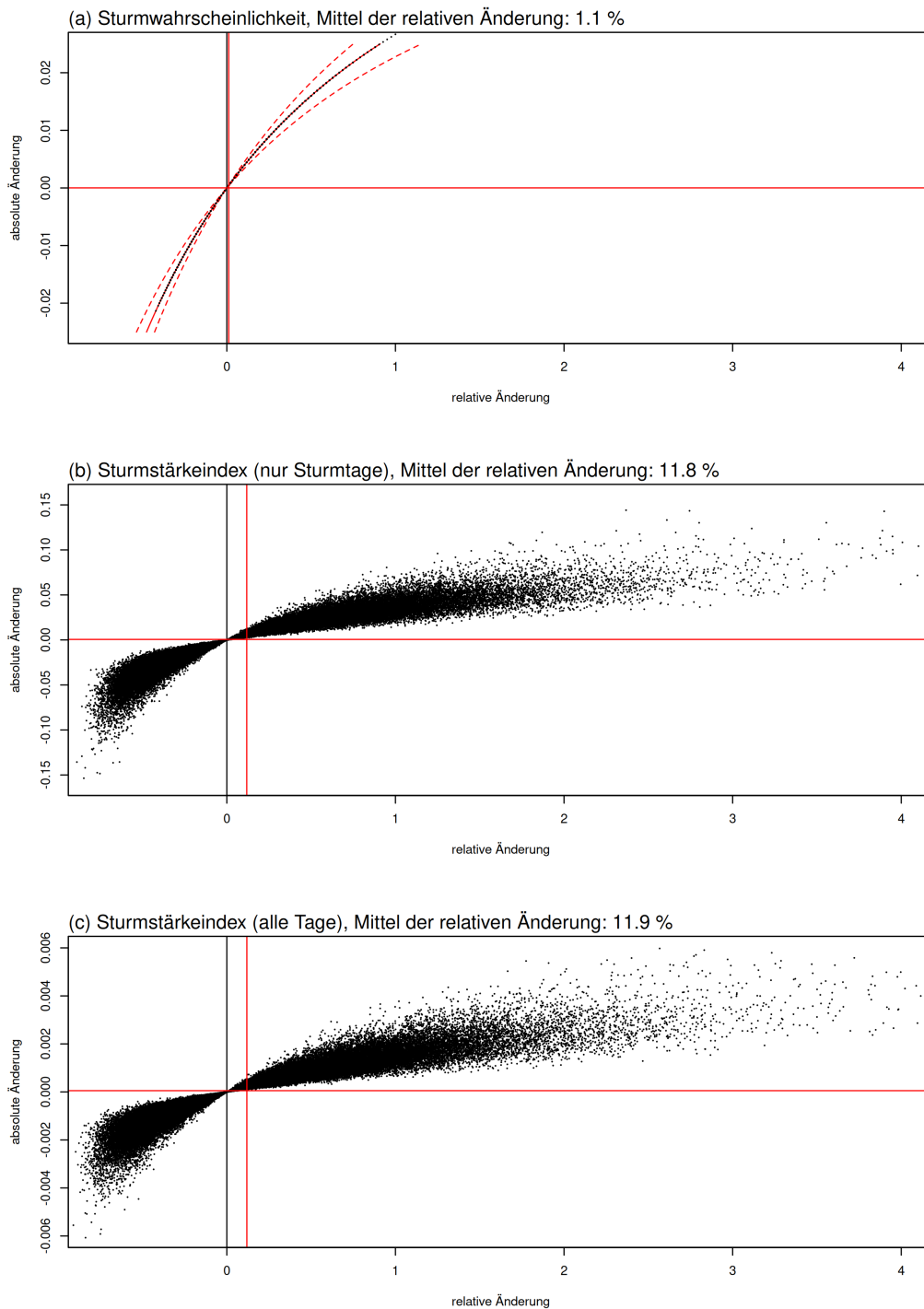


Abb. B.2: Wie Abb. B.1, aber unter Verwendung des geschätzten Perzentils der Pseudo-Windgeschwindigkeit. Die Mittelwerte der relativen Änderung korrespondieren also mit Tabelle B.2. Die relative Änderung der Pseudo-Sturmwahrscheinlichkeit in (a) wurde für jede Realisierung entsprechend Gl. (4) berechnet und stimmt daher mit der gekrümmten durchgezogenen roten Linie exakt überein.

Anhang C: Theoretisches vs. geschätztes Perzentil

Das in Abschnitt 2.2.1 beschriebene Artefakt der verschwindenden Streuung der aus dem geschätzten Perzentil $\hat{v}_Q$ berechneten Sturmwahrscheinlichkeit in der Referenzperiode kann mithilfe des 50 Realisierungen umfassenden Ensembles des CMIP6-Modells mpi-esm1-2-lr veranschaulicht werden. Dazu wird das Perzentil entweder (i) für jede der 50 Realisierungen separat geschätzt oder (ii) aus allen Tageswerten der 50 Realisierungen gemeinsam, so dass der resultierende Schätzwert eine gute Näherung des theoretischen Perzentils darstellt.

Die Zeitreihen der Sturmwahrscheinlichkeit für den ersten Fall sind in Abb. C.3 dargestellt. Aufgrund des Artefakts weisen alle Realisierungen in der Referenzperiode eine Sturmwahrscheinlichkeit von $P = 0.04$ auf. Die hier gezeigte Zeitreihe für die Realisierung Mem-01 (blaue Linie) ist identisch mit der entsprechenden Zeitreihe für das Modell mpi-esm1-2-lr in Abb. 5 (dort: schwarze Linie), und stellt offensichtlich einen großen zufälligen Ausreißer dar. Die Zeitreihen der Sturmwahrscheinlichkeit für den zweiten Fall, dargestellt in Abb. C.4, weisen dagegen auch in der Referenzperiode eine Streuung auf, welche die Verteilung statistisch unabhängiger Realisierungen der internen Variabilität in der Referenzperiode charakterisiert. Diese Streuung entspricht der Standardabweichung σ_o (siehe Abschnitt 2.2.1 und A.1).

Im zeitlichen Verlauf dieses zweiten Falls (Abb. C.4) bleibt diese Streuung (um das Ensemble-Mittel herum) konstant, d.h. die Varianz beträgt immer σ_o^2 . Wird das Perzentil dagegen für jede Realisierung separat berechnet (Abb. C.3), so ist die Varianz in der Referenzperiode gleich Null und in späteren (mit der Referenzperiode nicht überlappenden) Perioden dafür doppelt so groß, d.h. gleich $2\sigma_o^2$, entsprechend einer Standardabweichung von $\sigma_o\sqrt{2}$.

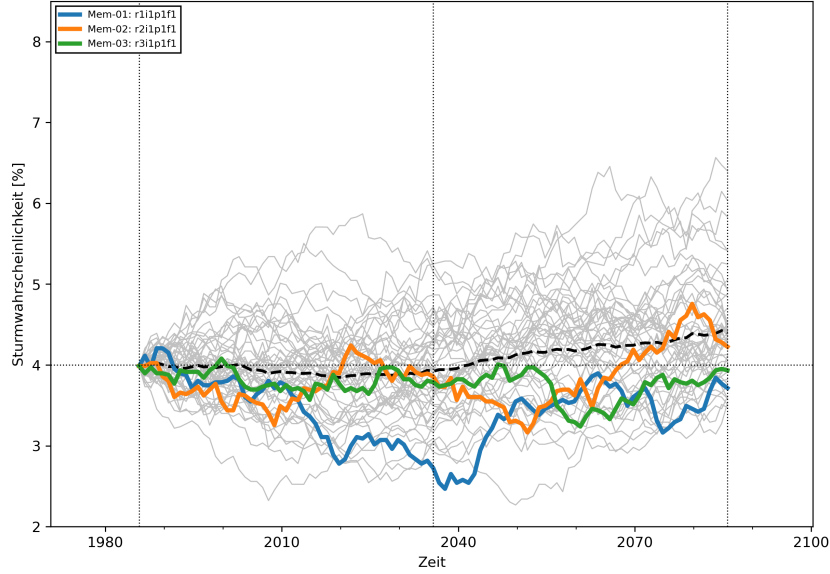


Abb. C.3: Zeitreihen der Sturmwahrscheinlichkeit (gleitendes Mittel über 30 aufeinander folgende Wintermittel) in der Gitterzelle über dem mittleren Teil Deutschlands in 850 hPa für die 50 Realisierungen Mem-01 bis Mem-50 des CMIP6-Modells mpi-esm1-2-lr (graue Linien); sowie das Mittel über alle Realisierungen (schwarz gestrichelte Linie). Die drei Realisierungen Mem-01, Mem-02 und Mem-03 sind zusätzlich farblich hervorgehoben. Das Perzentil der Windgeschwindigkeit in der Referenzperiode, $\hat{v}_Q$, wurde für jede der 50 Realisierungen separat geschätzt. Die drei vertikalen, schwarz gepunkteten Linien markieren die zentralen Zeitpunkte der drei 30-Jahres-Perioden, d.h. der Referenzperiode (links), der mittleren Periode (mittig) und der späten Periode (rechts). Die horizontale, schwarz gepunktete Linie markiert den Wert $P = 0.04$.

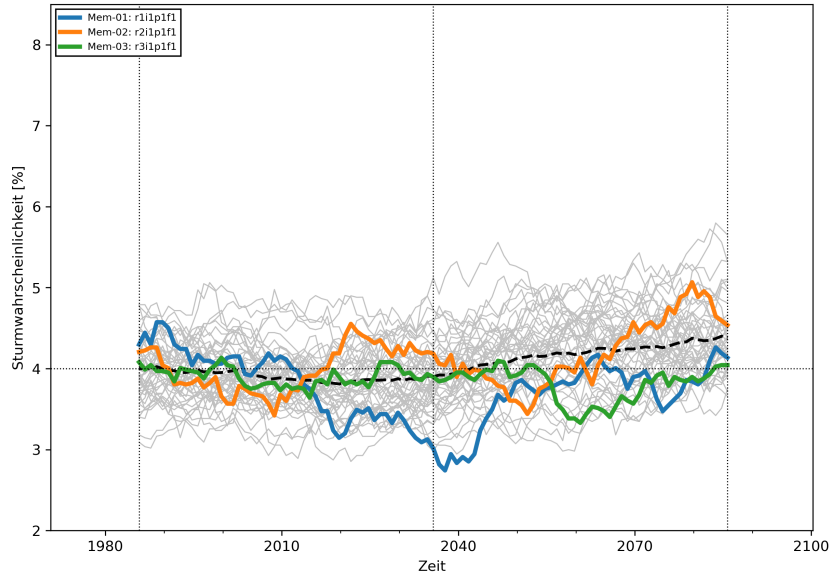


Abb. C.4: Wie Abb. C.3, aber das Perzentil der Windgeschwindigkeit in der Referenzperiode, $\hat{v}_Q$, wurde aus allen 50 Realisierungen gemeinsam geschätzt, entspricht also in guter Näherung dem theoretischen Perzentil v_Q .

Literatur

- Donat, M. G., G. C. Leckebusch, S. Wild, und U. Ulbrich, 2011: Future changes in European winter storm losses and extreme wind speeds inferred from GCM and RCM multi-model simulations. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, **11** (5), 1351–1370, doi: <https://doi.org/10.5194/nhess-11-1351-2011>.
- Fröhlich, L., 2005: *Abschätzung zukünftiger Sturmschadenpotentiale für Europa mit Hilfe eines Ensembles aus gekoppelten Klimamodellen*. Diplomarbeit, Institut für Geophysik und Meteorologie der Universität zu Köln.
- Harvey, B. J., P. Cook, L. C. Shaffrey, und R. Schiemann, 2020: The Response of the Northern Hemisphere Storm Tracks and Jet Streams to Climate Change in the CMIP3, CMIP5, and CMIP6 Climate Models, journal = Journal of Geophysical Research: Atmospheres. **125** (23), e2020JD032701, doi:<https://doi.org/10.1029/2020JD032701>.
- Hurt, G. C., L. Chini, und R. Sahajpal, 2020: Harmonization of global land use change and management for the period 850–2100 (LUH2) for CMIP6. *Geoscientific Model Development*, **13** (11), 5425–5464, doi:<https://doi.org/10.5194/gmd-13-5425-2020>.
- Klawns, M. und U. Ulbrich, 2003: A model for the estimation of storm losses and the identification of severe winter storms in Germany. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, **3**, 725–732.
- Kruschke, T., 2014: *Winter wind storms: Identification, verification of decadal predictions, and regionalization*. PhD thesis, Fachbereich Geowissenschaften der Freien Universität Berlin, doi:<http://dx.doi.org/10.17169/refubium-16111>.
- Leckebusch, G., D. Renggli, und U. Ulbrich, 2008: Development and application of an objective storm severity measure for the Northeast Atlantic region. *Meteorologische Zeitschrift*, **17** (5), 575–587.
- Oudar, T., J. Cattiaux, und H. Douville, 2020: Drivers of the Northern Extratropical Eddy-Driven Jet Change in CMIP5 and CMIP6 Models. *Geophysical Research Letters*, **47** (8), e2019GL086695, doi:<https://doi.org/10.1029/2019GL086695>.
- Prahl, B. F., D. Rybski, O. Burghoff, und J. P. Kropp, 2015: Comparison of storm damage functions and their performance. *Hazards Earth Syst. Sci.*, **15** (4), 769–788.

- Priestley, M. D. K., D. Ackerley, J. L. Catto, K. I. Hodges, R. E. McDonald, und R. W. Lee, 2020: An Overview of the Extratropical Storm Tracks in CMIP6 Historical Simulations. *Journal of Climate*, **33** (15), 6315 – 6343, doi:<https://doi.org/10.1175/JCLI-D-19-0928.1>.
- Renggli, D., 2011: *Seasonal predictability of wintertime windstorm climate over the Northe Atlantic and Europe*. PhD thesis, Institut für Geologische Wissenschaften der Freien Universität Berlin, doi:<https://refubium.fu-berlin.de/handle/fub188/901>.
- Soci, C., H. Hersbach, A. Simmons, P. Poli, B. Bell, und P. Berrisford, 2024: The ERA5 global reanalysis from 1940 to 2022. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, **150** (764), 4014–4048, doi:<https://doi.org/10.1002/qj.4803>.
- Wever, N., 2012: Quantifying trends in surface roughness and the effect on surface wind speed observations. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, **117** (D11104), doi:<https://doi.org/10.1029/2011JD017118>.