

---

# Vorhersagbarkeit tropischer Zyklone und ihrer versicherungsrelevanten Schäden im indopazifischen Raum

Christoph Welker

---



München 2010



---

# **Vorhersagbarkeit tropischer Zyklone und ihrer versicherungsrelevanten Schäden im indopazifischen Raum**

**Christoph Welker**

---

Dissertation  
an der Fakultät für Physik  
der Ludwig–Maximilians–Universität  
München

vorgelegt von  
Christoph Welker  
aus Weilheim

München, Juni 2010

**Erstgutachter:** Prof. Dr. Robert Sausen

**Zweitgutachter:** Prof. Dr. Peter Höpfe

**Mündliche Prüfung:** 5. August 2010

Dissertation auch erhältlich als DLR-Forschungsbericht (Nr. 2010-27)

# Kurzfassung

Tropische Zyklone zählen zu den zerstörerischsten Naturkatastrophen. Die vorliegende Arbeit untersucht Variabilitäten tropischer Wirbelstürme und ihrer versicherungsrelevanten Schäden im Raum Indischer Ozean und Westpazifik (schwerpunktmäßig im Nordwestpazifik) und bringt sie mit natürlichen Klimaschwankungen, wie dem *El Niño/Southern Oscillation* (ENSO)–Phänomen, in Verbindung. Auf Grundlage der gefundenen Zusammenhänge werden Methoden entwickelt, mit welchen diese Wirbelsturm– bzw. Schadensvariabilitäten statistisch vorhergesagt werden können. Der Fokus liegt auf intersaisonalen, interannuellen und inter–/multidekadischen Vorhersagezeitskalen.

Das Besondere dieser Arbeit ist die Kombination von atmosphärischen Maßen tropischer Zyklone mit Schadendaten aus der NatCatSERVICE–Datenbank für Naturkatastrophen der Munich Re, welche die sozioökonomischen Auswirkungen tropischer Sturmsysteme beschreiben. Das favorisierte Maß tropischer Wirbelstürme ist die *Accumulated Cyclone Energy* (ACE), welche die Anzahl, maximale Windgeschwindigkeit und Lebensdauer tropischer Zyklone vereint. Wirbelsturmschäden sind nicht nur auf Wind, sondern auch auf außerordentlich starke Niederschläge in diesen Systemen und damit einhergehenden Überschwemmungen zurückzuführen. Daher wird ergänzend zur ACE auch der Niederschlag tropischer Zyklone quantifiziert. Mit Hilfe dieser Größen ist es möglich das Gefährdungspotenzial tropischer Wirbelstürme zu beschreiben.

Es wird gezeigt, dass tropische Zyklone und ihre Schäden im Raum Asien und Ozeanien auf jahreszeitlichen, interannuellen und inter–/multidekadischen Zeitskalen variieren. ENSO, welche auf interannuellen und interdekadischen Zeitskalen oszilliert, bildet den dominierenden Modus der interannuellen Variabilität tropischer Zyklone im indopazifischen Raum. Die interannuelle Veränderlichkeit der Häufigkeit von Wirbelsturmschäden wird in vielen Regionen des indopazifischen Raums von sozioökonomischen Faktoren dominiert. Dennoch ist für große Teile des Raums Asien und Ozeanien, insbesondere für den nordwestpazifischen Raum, das ENSO–Signal in Wirbelsturm–Schadendaten nachweisbar. Die ENSO–Abhängigkeit tropischer Zyklone und ihrer Schäden im indopazifischen Raum kann auf ENSO–bedingte Änderungen atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen zurückgeführt werden, welche für die Entwicklung und Intensivierung tropischer Wirbelstürme wichtig sind und deren Zugrichtung beeinflussen.

Ein in dieser Arbeit entwickeltes statistisches Modell ermöglicht bereits am Ende der laufenden Saison eine quantitative und gegenüber der Klimatologie bzw. Persistenz–Vorhersage deutlich verbesserte Abschätzung des mit tropischen Wirbelstürmen einhergehenden Gefährdungspotenzials in Ost– und Südostasien der Folgesaison — genauer der saisonalen ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums.

Die interdekadische Variabilität der beckenweiten nordwestpazifischen ACE wird zum Großteil von der interdekadischen ENSO–Variabilität bestimmt. Letztere besteht auch in einem sich wandelnden Klima. Auf multidekadischen Zeitskalen können Schwankungen der Anzahl von Wirbelsturmschäden in Ost– und Südostasien mit Änderungen der ACE in diesem Raum in Verbindung gebracht werden. Diese Wirbelsturm– und Schadensvariabilitäten sind mit multidekadischen Änderungen der Meeresoberflächentemperatur im tropischen Nordpazifik korreliert, welche ihrerseits möglicherweise auf einen dominierenden Modus der globalen multidekadischen Klimavariabilität zurückzuführen sind.



# Inhaltsverzeichnis

<b>Kurzfassung</b>	<b>i</b>
<b>1 Einleitung</b>	<b>1</b>
1.1 Motivation und Forschungsfrage . . . . .	1
1.2 Gliederung der Arbeit . . . . .	4
<b>2 Grundlagen</b>	<b>7</b>
2.1 ENSO-Phänomen . . . . .	7
2.1.1 Interannuelle ENSO-Variabilität . . . . .	7
2.1.2 Interdekadische Veränderlichkeit von ENSO . . . . .	9
2.1.3 Simulation und Vorhersage von ENSO . . . . .	10
2.2 Variabilität und Vorhersagbarkeit tropischer Zyklone . . . . .	11
2.2.1 Tropische Wirbelstürme und ihre Schäden . . . . .	11
2.2.2 Entwicklung und Intensivierung tropischer Zyklone . . . . .	13
2.2.3 Interannuelle Variabilität tropischer Zyklone und ihre Vorhersagbarkeit . . . . .	15
2.2.4 Saisonale Vorhersage tropischer Wirbelstürme . . . . .	16
2.2.5 Variabilität tropischer Wirbelstürme auf großen Zeitskalen . . . . .	17
<b>3 Datengrundlage und –verarbeitung</b>	<b>21</b>
3.1 Untersuchungsgebiete . . . . .	21
3.2 Untersuchungszeitraum . . . . .	21
3.3 Atmosphärische Parameter . . . . .	22
3.3.1 Atmosphärische Maße tropischer Zyklone . . . . .	22
3.3.2 ERA-40-Reanalysedaten . . . . .	27
3.4 Ozeanische Variablen . . . . .	28
3.4.1 Niño-3.4-Index . . . . .	28
3.4.2 Meeresoberflächentemperaturen aus Beobachtung und Modell . . . . .	28
3.4.3 Temperatur der obersten Ozeanschicht . . . . .	29
3.5 NatCatSERVICE-Schadendaten . . . . .	30
3.6 Statistische Analyseverfahren . . . . .	32
3.6.1 Hauptkomponentenanalyse . . . . .	32
3.6.2 Wavelet-Analyse . . . . .	33
3.6.3 Cox-Regressionsmodell . . . . .	36
3.7 Statistische Signifikanz . . . . .	37
<b>4 ENSO-Periodizitäten, Extreme und deren Simulation mit HadGEM1</b>	<b>39</b>
4.1 Hauptperiodizitäten und Phasen von ENSO . . . . .	39
4.2 ENSO in HadGEM1 . . . . .	41
<b>5 Klimatologie tropischer Wirbelstürme im indopazifischen Raum</b>	<b>49</b>
<b>6 Interannuelle Variabilität tropischer Zyklone im indopazifischen Raum</b>	<b>55</b>
6.1 Tropische Wirbelstürme und ENSO . . . . .	55
6.1.1 Zyklogenese und ENSO . . . . .	55
6.1.2 ACE/Niederschlag tropischer Zyklone und ENSO . . . . .	60
6.1.3 Wirbelsturmschäden und ENSO . . . . .	64
	iii

6.2	Interannuelle ACE- und Schadensvariabilitäten . . . . .	67
6.3	Quantifizierung ENSO-bedingter Gefährdungen . . . . .	72
<b>7</b>	<b>Vorhersage des saisonalen Gefährdungspotenzials nordwestpazifischer Taifune</b>	<b>75</b>
7.1	Modellbeschreibung und -verifikation . . . . .	75
7.1.1	Modellgleichung . . . . .	75
7.1.2	Beurteilung der Vorhersageleistung . . . . .	75
7.2	Vorhersage der saisonalen ACE über Land . . . . .	78
<b>8</b>	<b>Änderungen nordwestpazifischer Taifune auf großen Zeitskalen</b>	<b>83</b>
8.1	Hauptperiodizitäten von ACE und Wirbelsturmschäden . . . . .	83
8.2	Inter-/multidekadische Variabilitäten tropischer Zyklone und ihrer Schäden .	85
8.3	Interdekadische Variabilität der nordwestpazifischen ACE im Klimawandel .	99
<b>9</b>	<b>Schlussfolgerungen und Ausblick</b>	<b>101</b>
<b>A</b>	<b>Anhang</b>	<b>105</b>
A.1	Grundlagen — Weiterführende Erläuterungen . . . . .	105
A.1.1	Auswirkungen von ENSO auf tropische Zyklone im Indik und Südpazifik	105
A.1.2	Saisonale Vorhersage tropischer Wirbelstürme — Dynamische Modelle	106
A.1.3	Tropische Zyklone im Klimawandel . . . . .	107
A.2	TRMM . . . . .	109
A.3	Statistische Analysemethoden . . . . .	111
A.3.1	Hauptkomponentenanalyse — Fortsetzung . . . . .	111
A.3.2	Wavelet-Analyse — Statistische Signifikanz . . . . .	112
A.4	Saisonale Vorhersage der beckenweiten nordwestpazifischen ACE . . . . .	115
	<b>Abkürzungsverzeichnis</b>	<b>119</b>
	<b>Symbolverzeichnis</b>	<b>121</b>
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>125</b>



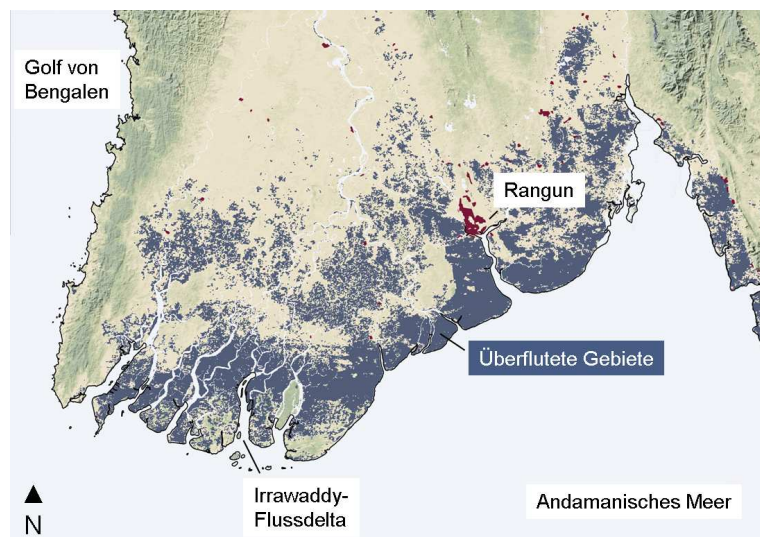
# 1 Einleitung

## 1.1 Motivation und Forschungsfrage

Tropische Wirbelstürme zählen zu den zerstörerischsten Naturkatastrophen. Die dichtbesiedelten Küstenregionen Asiens und Ozeaniens<sup>1</sup> sind besonders stark von tropischen Zyklonen betroffen.

Zyklon Nargis entwickelte sich Ende April 2008 im Golf von Bengalen und traf am 2. Mai des selben Jahres auf Myanmar, genauer auf das tiefliegende und dicht besiedelte Irrawaddy-Flussdelta (Abbildung 1.1). Mit Nargis gingen extremer Wind, starke Niederschläge und Sturmfluten von mehreren Metern Höhe einher. Nargis ist laut Munich Re (2009b) der tödlichste Sturm, welcher sich jemals in Myanmar ereignete. Über 130000 Menschen verloren ihr Leben, und mehr als eine Million Einwohner Myanmars wurden obdachlos. Der wirtschaftliche Gesamtschaden durch Nargis beläuft sich auf etwa vier Milliarden USD.

Naturkatastrophen, wie Zyklon Nargis, sind Schadensereignisse mit sowohl *sozioökonomischen* als auch *natürlichen* Ursachen. Natürliche Ursachen sind der mit diesen Sturmsystemen einhergehende außerordentlich starke Wind und die sturmbedingten Überflutungen und Überschwemmungen. Das Ausmaß der Schäden beim Auftreten einer Naturgefahr, beispielsweise eines tropischen Wirbelsturms, ist allerdings auch von sozioökonomischen Faktoren abhängig, d.h. der Konzentration von Werten und der Anfälligkeit für Schäden. Sowohl die Naturgefahr als auch die Wertekonzentration und die Vulnerabilität für Schäden



**Abbildung 1.1:** Durch Zyklon Nargis, ein Sturm der Kategorie vier nach der Saffir–Simpson–Skala (Tabelle 2.1), überflutete Gebiete (blau) im Bereich des Irrawaddy-Flussdeltas und der Millionenstadt Rangun am 5. Mai 2008 (NASA 2010). Städte sind rot gekennzeichnet. Das Bild ist ein Produkt aus Messungen der Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer (MODIS)–Sensoren an Bord der National Aeronautics and Space Administration (NASA)–Satelliten Terra und Aqua.

<sup>1</sup>Australien, Neuseeland und die Inselwelt des Pazifiks (Polynesien, Melanesien (mit Neuguinea) und Mikronesien).

sind eine Funktion von Raum und Zeit. Verallgemeinernd lässt sich sagen, dass zeitliche Änderungen des Ausmaßes von Katastrophenschäden in einem bestimmten Gebiet zu einem überwiegenden Teil auf Veränderungen sozioökonomischer Faktoren zurückzuführen sind (z.B. Berz 2008). Dies bedeutet allerdings nicht, dass der Einfluss natürlicher Ursachen vernachlässigbar ist.

Tropische Wirbelstürme stellen weltweit die Wettergefahr dar, welche für die größten monetären und humanitären Schäden verantwortlich ist (Munich Re 2009a): Schadensereignisse durch tropische Wirbelstürme machen weltweit und für den Zeitraum von 1950 bis 2008 den größten Teil, etwa 46 %, großer Wetterkatastrophen<sup>2</sup> aus (insgesamt 204 Schadensereignisse). Durch große Wetterkatastrophen verloren weltweit von 1950 bis 2008 etwa 900000 Menschen ihr Leben, wobei sich der prozentuale Anteil von durch tropische Zyklone getöteten Menschen auf rund 78 % beläuft. Die Gesamtsumme der zugehörigen globalen volkswirtschaftlichen bzw. versicherten Schäden beträgt ungefähr 1330 Mrd. USD bzw. 370 Mrd. USD (in Werten von 2008). Der Anteil von durch tropische Zyklone verursachten Schäden ist etwa 50 % der Gesamtschäden und 70 % der versicherten Schäden.

Gegenwärtig bestehen erhebliche Unsicherheiten bei der Beurteilung vergangener und zukünftiger Änderungen tropischer Wirbelstürme (und ihrer Schäden). Das Verstehen der Natur und der Ursachen von Variabilitäten tropischer Zyklone ermöglicht beispielsweise Entscheidungsträgern, (Rück-)Versicherungen oder Hilfsorganisationen eine verbesserte Risikobewertung.

Frühere Studien zeigten, dass tropische Zyklone im Raum Indik und Westpazifik (nachfolgend vereinfachend *indopazifischer Raum*) auf interannuellen und inter- bzw. multidekadischen Zeitskalen variieren, wobei interannuelle Variabilitäten tropischer Wirbelstürme mit natürlichen Klimaschwankungen, vor allem mit dem *El Niño/Southern Oscillation* (ENSO)-Phänomen, korreliert wurden (z.B. Chan 2000; Singh et al. 2000; Wang und Chan 2002; Kuleshov et al. 2008).

ENSO ist die gemessen an ihrer Amplitude stärkste natürliche Klimavariabilität, ein gekoppeltes Atmosphäre-Ozean-Zirkulationssystem, das seinen Ursprung im tropischen Pazifik besitzt und sowohl das Klima im pazifischen Raum als auch das globale Klima mitbestimmt (z.B. Latif 2006). Das ENSO-Phänomen beeinflusst somit auch die Genese und Intensivierung tropischer Zyklone im Raum Indik und Westpazifik. ENSO variiert sowohl auf interannuellen als auch auf interdekadischen Zeitskalen (z.B. Wang et al. 2009).

Änderungen tropischer Zyklone auf großen Zeitskalen (d.h. mehrere Jahrzehnte) wurden mit natürlichen Schwankungen atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen in Verbindung gebracht, welche für die Entwicklung und Intensivierung tropischer Sturmsysteme förderlich sind und deren Zugrichtung beeinflussen (z.B. Yumoto und Matsuura 2001; Chan 2008; Chan und Xu 2009). Wiederum andere argumentierten, dass die beobachteten Änderungen tropischer Wirbelstürme auf die anthropogen beeinflusste Erderwärmung zurückzuführen sind (z.B. Emanuel 2005b; Webster et al. 2005).

---

<sup>2</sup>Als große Wetterkatastrophen bezeichnet man solche meteorologische, hydrologische und klimatologische Katastrophen, bei welchen die Selbsthilfefähigkeit der betroffenen Regionen deutlich überschritten ist, überregionale und internationale Hilfe erforderlich ist, die Anzahl der Todesopfer in die Tausende und die Anzahl der Obdachlosen in die Hunderttausende geht, der Gesamtschaden substanziell und die versicherten Schäden erheblich sind (Tabelle 3.1).

Vorhersagen tropischer Zyklone auf interannuellen und inter-/multidekadischen Zeitskalen beruhen sowohl auf statistischen als auch auf dynamischen Modellen, d.h. in der Regel globalen Klimamodellen<sup>3</sup> (GCM). Wenige Studien beschäftigten sich bisher mit der Variabilität und Vorhersagbarkeit der sozioökonomischen Auswirkungen tropischer Wirbelstürme im Raum Asien und Ozeanien. Hier setzt diese Arbeit an, wobei folgende zentrale Fragestellungen untersucht werden:

- Können Variabilitäten tropischer Zyklone und ihrer versicherungsrelevanten Schäden im Raum Asien und Ozeanien mit natürlichen Klimaschwankungen, wie dem ENSO-Phänomen, in Verbindung gebracht werden?
- Können diese Änderungen auf Grundlage der gefundenen Zusammenhänge *statistisch* vorhergesagt werden?

Es wird die statistische Vorhersagbarkeit von Oszillationen tropischer Wirbelstürme und ihrer Schäden auf intersaisonalen, interannuellen und inter-/multidekadischen Zeitskalen analysiert. Zur Abschätzung zukünftiger Variabilitäten tropischer Zyklone in einem sich wandelnden Klima wird beispielhaft eine Simulation des Hadley Centre Global Environmental Model-Version 1 (HadGEM1) untersucht, das globale gekoppelte Atmosphäre-Ozean-Klimamodell<sup>4</sup> (AOGCM) des UK-Met Office.

Das Besondere und für den Raum Asien und Ozeanien wissenschaftlich Neue dieser Arbeit ist die Kombination bzw. Gegenüberstellung von atmosphärischen Maßen tropischer Zyklone mit Schadendaten aus der NatCatSERVICE-Datenbank für Naturkatastrophen der Munich Re. Diese Daten stellen gewissermaßen ein Maß für die direkten sozioökonomischen Auswirkungen tropischer Wirbelstürme dar. Dieser Ansatz ermöglicht eine Quantifizierung des Einflusses gesellschaftlicher und wirtschaftlicher Faktoren auf Variabilitäten von Wirbelsturmschäden im indopazifischen Raum.

Die *Accumulated Cyclone Energy* (ACE; Bell et al. 2000) wird in dieser Arbeit als ein die Wirbelsturmaktivität und -intensität beschreibendes Maß favorisiert. Sie ist eine Größe, welche die Anzahl, maximale Windgeschwindigkeit ( $v_{max}$ ) und Lebensdauer tropischer Zyklone beinhaltet. Die ACE ist demzufolge gut geeignet, das Gefährdungspotenzial tropischer Wirbelstürme zu beschreiben. Die mit tropischen Wirbelstürmen einhergehenden extremen Windgeschwindigkeiten und Sturmfluten führen vor allem in Küstenregionen zu großen Verlusten. Schäden sind allerdings auch auf außerordentlich starke Niederschläge in tropischen Zyklonen und damit verbundenen Überschwemmungen zurückzuführen. Daher wird neben der ACE auch der Niederschlag tropischer Zyklone quantifiziert, basierend auf dem Datensatz der Wirbelsturmzugbahnen und -intensitäten des Joint Typhoon Warning Center (JTWC) und einem zeitlich und räumlich hochaufgelösten Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM)-Niederschlagsdatenprodukt.

Der Großteil vorangegangener Studien beschäftigte sich mit Variabilitäten tropischer Wirbelstürme (und ihrer Vorhersagbarkeit) im nordwestpazifischen und australischen Raum. Wirbelstürme im nördlichen Indik wurden bislang wenig untersucht. In dieser Arbeit werden Variabilitäten tropischer Sturmsysteme nicht für einzelne Ozeanbecken getrennt analysiert, sondern im gesamten indopazifischen Raum betrachtet — wobei ein Schwerpunkt auf dem

---

<sup>3</sup>engl. general circulation model

<sup>4</sup>engl. atmosphere-ocean coupled general circulation model

nordwestpazifischen Raum liegt. Diese Schwerpunktsetzung rechtfertigt sich vor allem dadurch, dass sowohl die Häufigkeit tropischer Zyklone als auch die Wertekonzentration in diesem Raum am größten sind, verglichen mit anderen Regionen des indopazifischen Raums. Etwa ein Drittel der global verzeichneten tropischen Zyklone ereignen sich im Nordwestpazifik (z.B. Ritchie und Holland 1999). Zudem treffen an keiner Küste weltweit mehr tropische Wirbelstürme auf Land als in China (Wang und Ren 2008), jährlich etwa acht, gefolgt von den Philippinen.

Die Begriffe *Aktivität* und *Intensität* tropischer Zyklone werden oft vereinfachend und teilweise missverständlich verwendet. Aktivität steht in dieser Arbeit für die Häufigkeit tropischer Wirbelstürme, und Intensität bezeichnet die maximale Windgeschwindigkeit dieser Sturmsysteme. Je nach Region der Entwicklung tragen tropische Wirbelstürme unterschiedliche Bezeichnungen: Tropische Zyklone des Nordwestpazifiks werden als *Taifune* bezeichnet. Tropische Wirbelstürme im Atlantik und Ostpazifik werden *Hurrikane* genannt. Hingegen ist ein *Zyklon* ein tropisches Sturmsystem im Indik und Südwestpazifik. Diese Benennungen werden in dieser Arbeit beibehalten, wobei tropischer Wirbelsturm (bzw. tropischer Zyklon, tropisches Sturmsystem) den Überbegriff bildet.

## 1.2 Gliederung der Arbeit

Kapitel. 2 fasst grundlegendes und für das Verständnis dieser Arbeit notwendiges Wissen zusammen. Das ENSO-Phänomen wird in diesem Kapitel beschrieben, und dessen Vorhersagbarkeit erörtert. Anschließend wird schwerpunktmäßig für den Nordwestpazifik ein Überblick über den gegenwärtigen Kenntnisstand zu Variabilitäten und Vorhersagbarkeit tropischer Zyklone auf intersaisonalen, interannuellen und inter- bzw. multidekadischen Zeitskalen gegeben.

Kapitel. 3 geht auf die in dieser Arbeit verwendete Datengrundlage ein. Angewandte Methoden der Datenverarbeitung und statistische Analyseverfahren werden beschrieben und erörtert.

In Kapitel. 4 werden die Hauptperiodizitäten von ENSO abgeleitet und die einzelnen Phasen der interannuellen bzw. interdekadischen ENSO-Variabilität definiert. Die Fähigkeit von HadGEM1 die ENSO-Variabilität wirklichkeitsnah zu simulieren wird ebenfalls in diesem Kapitel untersucht.

Um interannuelle bzw. inter-/multidekadische Variabilitäten tropischer Zyklone im Raum Indischer Ozean und Westpazifik richtig interpretieren zu können, ist es wichtig, die intraannuelle Veränderlichkeit tropischer Wirbelstürme in diesem Raum zu kennen. Daher wird in Kapitel. 5 für den indopazifischen Raum die Klimatologie tropischer Zyklone und ihrer Schäden analysiert.

In Kapitel. 6 werden für den Raum Indik und Westpazifik ENSO-bedingte Änderungen der ACE, des Niederschlags tropischer Zyklone und der Wirbelsturmschäden abgeleitet. Diese räumlichen Wirbelsturmaktivitäts- und Schadensmuster können basierend auf operationell durchgeführten Vorhersagen des ENSO-Zustands mehrere Monate im voraus vorhergesagt werden. Die ENSO-Abhängigkeit tropischer Zyklone und ihrer Schäden im indopazifischen Raum wird auf ENSO-bedingte Änderungen atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen

zurückgeführt, welche für die Entwicklung und Intensivierung tropischer Sturmsysteme relevant sind und deren Zugrichtung bestimmen. Um die Eintrittswahrscheinlichkeit von Wirbelsturmschäden vor dem Hintergrund sozioökonomischer Faktoren quantifizieren zu können, wird die interannuelle ACE-Variabilität über Landgebieten verschiedener Regionen des indopazifischen Raums mit der zugehörigen Änderung der jährlichen Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schäden korreliert. Anschließend werden für verschiedene Gebiete des Raums Asien und Ozeanien ENSO-bedingte, mit tropischen Zyklonen einhergehende Gefährdungen mit einem Cox-Regressionsmodell<sup>5</sup> (CRM) quantifiziert.

In Kapitel. 7 wird ein in dieser Arbeit entwickeltes statistisches Modell zur Vorhersage der saisonalen ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums vorgestellt. Dieses Modell soll in erster Linie eine möglichst genaue Abschätzung des saisonalen Gefährdungspotenzials tropischer Zyklone in Ost- und Südostasien bereitstellen. Es unterscheidet sich in zwei wesentlichen Punkten von anderen, teilweise operationell betriebenen, statistischen Vorhersagemodellen: Erstens ermöglicht es bereits am Ende der laufenden Saison (Ende November/Anfang Dezember) eine gegenüber der Klimatologie bzw. Persistenz-Vorhersage verbesserte Abschätzung der ACE im Nordwestpazifik der Folgesaison, und nicht erst im Frühjahr bzw. -sommer. Zweitens wird die Wirbelsturmaktivität über Land prognostiziert, und nicht wie so oft die beckenweite Aktivität.

Kapitel. 8 untersucht Änderungen der ACE und Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum auf großen Zeitskalen. Inter-/multidekadische Zyklen der ACE und Schäden tropischer Zyklone werden miteinander in Verbindung gebracht und anschließend auf Variabilitäten der Meeresoberflächentemperatur<sup>6</sup> (SST) im tropischen Pazifik zurückgeführt, beispielsweise auf die interdekadische ENSO-Variabilität. Zukünftige Variabilitäten der nordwestpazifischen ACE im Klimawandel werden auf Grundlage der gefundenen Zusammenhänge mit HadGEM1 abgeschätzt.

In Kapitel. 9 sind die wesentlichen Schlussfolgerungen dieser Arbeit formuliert. Außerdem wird ein Ausblick auf zukünftige Erweiterungen und Anwendungsmöglichkeiten gegeben.

---

<sup>5</sup>engl. Cox proportional-hazards regression model

<sup>6</sup>engl. sea surface temperature



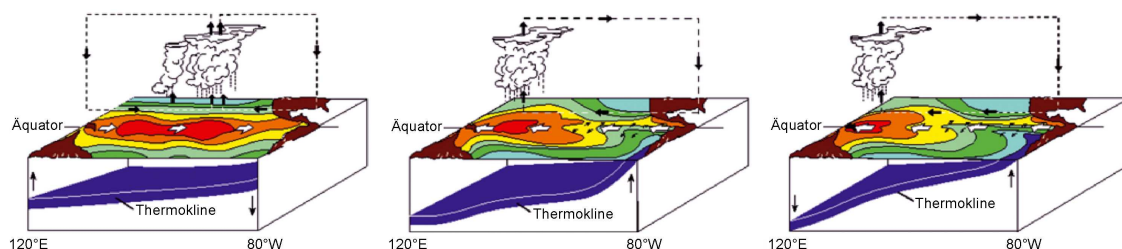
## 2 Grundlagen

### 2.1 ENSO-Phänomen

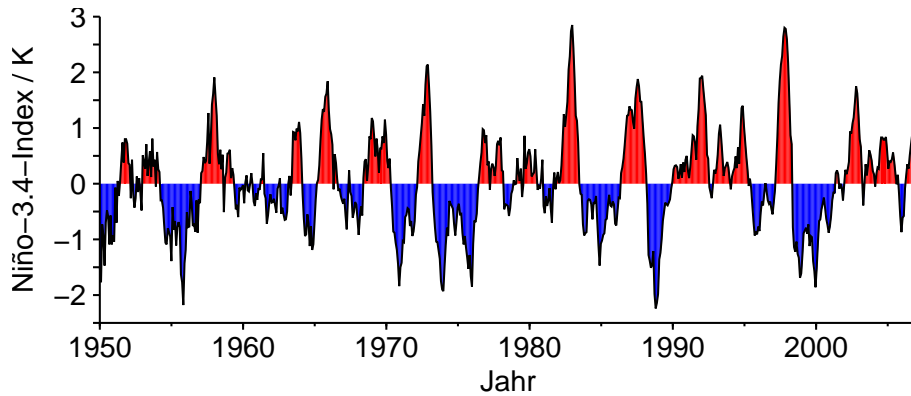
#### 2.1.1 Interannuelle ENSO-Variabilität

Gewöhnlich herrscht zwischen dem tropischen Ostpazifik und dem äquatorialen Westpazifik ein starker Gradient der Oberflächentemperaturen (z.B. Latif 2006). Unter dem Einfluss der Passatwinde tritt vor der Küste Südamerikas und längs des Äquators im Ostpazifik kaltes Tiefenwasser an die Meeresoberfläche, wodurch sich die verhältnismäßig niedrigen Oberflächentemperaturen (etwa 20 °C) in diesem Gebiet erklären. Die Meeresoberflächentemperaturen im tropischen Westpazifik sind hingegen sehr hoch (ungefähr 30 °C). Daher bildet sich über Südostasien typischerweise ein Tiefdruckgebiet und über dem östlichen Pazifik ein Hochdruckgebiet aus. Die starken Temperatur- bzw. Luftdruckgegensätze zwischen Ost- und Westrand des pazifischen Beckens treiben eine zonale Luftzirkulation an, die so genannte *Walker-Zirkulation* (Walker 1923; Abbildung 2.1 Mitte).

Bjerknes (1969) zeigte, dass die Ozean-Atmosphäre-Wechselwirkungen im tropischen Pazifik instabil sind, d.h. dass sich Störungen des gekoppelten Systems Ozean-Atmosphäre verstärken. Die Walker-Zirkulation wird beispielsweise durch eine Erwärmung des äquatorialen Ostpazifiks und der damit einhergehenden Verringerung des Temperatur- bzw. Luftdruckgradienten zwischen Ost- und Westpazifik gedämpft. Die Passatwinde schwächen sich ab, und die Meeresoberflächentemperaturen vor der Küste Südamerikas und längs des Äquators im östlichen Pazifik steigen aufgrund des abgeschwächten Auftriebs von Tiefenwasser weiter an. Das System Ozean-Atmosphäre ist gestört, *El Niño* bildet sich aus. Während *El Niño* sind die Anomalien der SST am Ostrand des pazifischen Beckens und insbesondere im zentralen/östlichen, äquatorialen Pazifik typischerweise positiv. Der Temperaturgegensatz zwischen Ost- und Westpazifik ist folglich stark reduziert und die Passatwinde abgeschwächt (Abbildung 2.1 links). *El Niño* beeinflusst die atmosphärischen Zirkulationsmuster weit über den tropischen Pazifik hinaus. Kennzeichnend für *El Niño* ist das Muster von negativen SST-Anomalien in Form eines Bumerangs west- und polwärts der typischen *El-Niño-Warmwasserzunge* (z.B. McBride et al. 2003; Abbildung 4.3 oben). Im Großteil des Indiks sind die Meeresoberflächentemperaturen während *El Niño* tendenziell höher als im langjährigen Mittel. Während *La Niña* sind die anomalen SST-Muster im Allgemeinen



**Abbildung 2.1:** Ozean-Atmosphäre-Wechselwirkungen während *El Niño* (links), neutralen Bedingungen (Mitte) und *La Niña* (rechts; aus Latif 2006). Die Thermokline bezeichnet die Grenzfläche zwischen warmem Oberflächenwasser und kaltem Tiefenwasser.



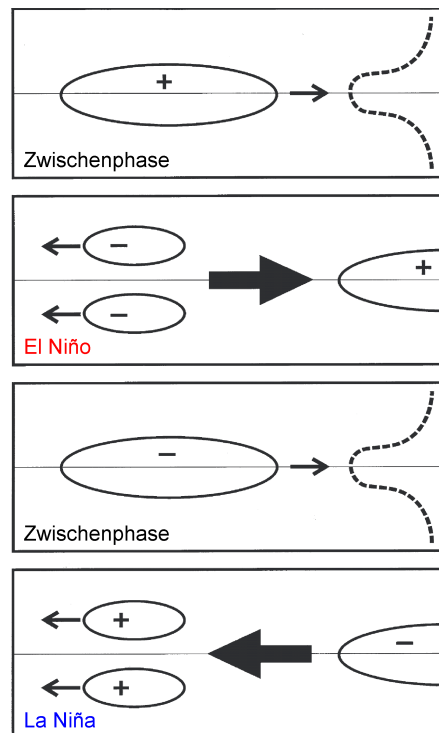
**Abbildung 2.2:** ENSO–Zeitreihe: Anomale monatliche SST in der Niño–3.4–Region ( $5^{\circ}\text{S}$ – $5^{\circ}\text{N}$ ,  $170^{\circ}\text{W}$ – $120^{\circ}\text{W}$ ) in K (siehe Abschnitt 3.4.1), Januar 1950–Dezember 2007. Positive (bzw. negative) Werte des Niño–3.4–Index kennzeichnen El Niño (bzw. La Niña; genauere Definition in Abschnitt 4.1).

gegensätzlich zu El Niño. Der Temperaturgradient zwischen dem östlichen und westlichen Pazifik verstärkt sich und die Passatwinde sind ungewöhnlich stark (Abbildung 2.1 rechts). El Niño bildet die ENSO–Warmphase und La Niña die Kaltphase.

ENSO–Extremereignisse (d.h. El Niño bzw. La Niña) entwickeln sich im Allgemeinen zwischen April und Juni. Sie neigen dazu ihre maximale Stärke zwischen Dezember und Februar zu erreichen und dauern typischerweise bis März bzw. Mai des Folgejahres an (z.B. Camargo et al. 2007). ENSO–Ereignisse haben also eine typische Dauer von neun bis zwölf Monaten, in Extremfällen bis zu zwei Jahren (Abbildung 2.2).

El–Niño– bzw. La–Niña–Ereignisse kehren in der Regel alle zwei bis sieben Jahre wieder. Die Hauptperiodizität von ENSO liegt bei etwa vier bis fünf Jahren. Diese oszillatorische Natur des ENSO–Phänomens erklärt Latif (2006) folgendermaßen (in Abbildung 2.3 schematisch dargestellt): Die Phasenumkehr, wie der Wechsel von El Niño zu La Niña, ist mit der Wanderung langer ozeanischer Wellen längs des Äquators zu erklären. Die Bedeutung äquatorialer Wellen für ENSO wurde bereits von Wyrтки (1975) betont. Während El Niño schwächen sich die Passatwinde ab. Der Auftrieb kalten Tiefenwassers vor der Küste Südamerikas und längs des Äquators im Ostpazifik wird durch so genannte *Kelvin–Wellen* gedämpft, welche im Westpazifik ausgelöst wurden und ostwärts wandern. Dies führt im äquatorialen Ostpazifik zu einer weiteren Erwärmung der ozeanischen Deckschicht. Äquatoriale Kelvin–Wellen bilden gewissermaßen das Bindeglied zwischen den Windschubveränderungen im westlichen Pazifik und den SST–Änderungen im östlichen Pazifik (Latif 2003). Infolge der Windveränderungen werden im Westpazifik so genannte *Rossby–Wellen* ausgelöst (z.B. Schopf und Suarez 1988). Diese gehen mit dem Auftrieb kalten Tiefenwassers einher und haben ihre maximale Amplitude einige Grad jenseits des Äquators. Sie breiten sich anfänglich westwärts aus, werden aber am Westrand des pazifischen Beckens in Kelvin–Wellen reflektiert, welche anschließend das Signal entlang des Äquators ostwärts tragen. Die vertikale Bewegung der Sprungschicht (Thermokline), d.h. der Grenzfläche zwischen den warmen oberen Ozeanschichten und den kalten unteren Schichten, und damit die Meeresoberflächentemperatur werden durch diese äquatorialen Wellen beeinflusst. Allerdings wird nur die Oberflächentemperatur im östlichen Pazifik durch diese ozeanischen Wellen bestimmt, da dort die Sprungschicht nahe der Ozeanoberfläche liegt. Schließlich kühlen die äquatorialen Kelvin–Wellen die Wassermassen im östlichen Pazifik ab und leiten einen La–Niña–Zustand ein. Diese Phasenumkehr wird folg-





**Abbildung 2.3:** Schematische Darstellung des Wellenmechanismus zur Erklärung der oszillatorischen Natur des ENSO-Phänomens (aus Latif 2006). Die Grafiken stellen jeweils den äquatorialen Pazifik dar, wobei der Äquator durch eine horizontale Linie gekennzeichnet ist. Unterschieden werden die einzelnen ENSO-Phasen. Gebiete mit positiven bzw. negativen Temperaturanomalien sind durch + bzw. – gekennzeichnet. Kleine (bzw. große) Pfeile geben die Richtung der ozeanischen Wellen (bzw. des anomalen Zonalwindes) an.

lich schon während El Niño eingeleitet. Die beobachtete ENSO-Hauptperiodizität von etwa vier bis fünf Jahren ist nach Latif (2006) zum einen mit der Breite des pazifischen Beckens zu erklären, welche die Laufzeit der äquatorialen Wellen bestimmt, und zum anderen mit der Überlagerung vieler ozeanischer Wellen.

### 2.1.2 Interdekadische Veränderlichkeit von ENSO

ENSO variiert nicht nur auf interannuellen Zeitskalen. Frühere Studien zeigten, dass ENSO zudem eine signifikante interdekadische Variabilität aufweist (z.B. Gu und Philander 1995; Wang 1995; Mak 1995; Wang und Wang 1996; An und Wang 2000; Zhang et al. 2008).

Das Auftreten von ENSO-Ereignissen unterliegt einer niederfrequenten Variabilität. Trenberth und Hoar (1996) wiesen im Vergleich zu den vorangegangenen Jahrzehnten eine Häufung von El-Niño-Ereignissen seit Mitte/Ende der siebziger Jahre nach (Abbildung 2.2). Diese Änderung der Häufigkeit von El-Niño-Ereignissen ist wahrscheinlich auf einen sich im Nordpazifik zwischen 1976 und 1977 ereigneten großskaligen Regimewechsel zurückzuführen. Dieser war durch einen abrupten Übergang zu höheren Oberflächentemperaturen im tropischen Ostpazifik und niedrigeren SST im zentralen, extratropischen Nordpazifik gekennzeichnet, d.h. durch einen Wechsel zu El-Niño-artigen Bedingungen. Dieser Regimewechsel Mitte/Ende der siebziger Jahre wurde von Quinn und Neal (1984, 1985) beschrieben, wobei Nitta und Yamada (1989) ihn in einen globalen Kontext setzten.

Die physikalischen Ursachen der interdekadischen ENSO-Variabilität sind noch nicht vollständig bekannt. Verschiedene Theorien erklären die interdekadische ENSO-Variabilität mit ozeanischen/atmosphärischen Fernwirkungen (z.B. Gu und Philander 1997; Kleeman et al. 1999; Barnett et al. 1999; Behera und Yamagata 2003; Luo et al. 2005; Timmermann et al. 2005; Verdon und Franks 2006; Dong et al. 2006; Wang et al. 2009), beispielsweise mit SST-Variabilitäten im Indik, Pazifik und Atlantik oder der Struktur des gekoppelten ENSO-Modus (z.B. An und Wang 2000).

Wang et al. (2009) zeigten ebenfalls, dass die Häufigkeit von ENSO-Ereignissen interdekadischen Schwankungen unterliegt: Sie leiteten für die Zeitreihe der Anzahl von El-Niño- (bzw. La-Niña-)Ereignissen des zwanzigsten Jahrhunderts eine signifikante Periodizität von etwa 12 (bzw. 16) Jahren ab. Sie führten diese interdekadischen Variabilitäten der Häufigkeit von El-Niño- bzw. La-Niña-Ereignissen auf SST-Variabilitäten im tropischen Ostpazifik und auf Änderungen der *Atlantic Multidecadal Oscillation* (AMO) bzw. der *Pacific Decadal Oscillation* (PDO) zurück.

**AMO** Meeresoberflächentemperaturen im Nordatlantik unterliegen Variationen mit einer geschätzten Periodizität von 65 bis 80 Jahren (z.B. Deser et al. 2010). Dieses Phänomen wird als AMO bezeichnet, wobei der AMO-Index als gemittelte SST-Anomalie im Raum  $0^{\circ}$ – $60^{\circ}$ N,  $75^{\circ}$ W– $7,5^{\circ}$ W definiert ist (Kerr 2000).

**PDO** Die PDO ist der dominierende Modus der inter- bzw. multidekadischen Klimavariabilität im Nordpazifik und variiert auf Zeitskalen von 20 bis 50 Jahren (z.B. Deser et al. 2010). Der PDO-Index ist als erste Hauptkomponente der anomalen monatlichen SST im Nordpazifik polwärts von  $20^{\circ}$ N definiert (Mantua et al. 1997).

### 2.1.3 Simulation und Vorhersage von ENSO

In den letzten Jahren gab es große Fortschritte dabei, die natürliche Klimavariabilität wirklichkeitsnah zu simulieren (Schnur und Hegerl 2003). Natürliche Klimavariabilität bedeutet in diesem Zusammenhang eine Veränderlichkeit des Klimasystems, welche auf zufällige Schwankungen physikalischer bzw. chemischer Faktoren, lineare bzw. nichtlineare Wechselwirkungen zwischen Teilkomponenten des Systems und periodische bzw. quasiperiodische äußere Antriebe zurückzuführen ist. Man unterscheidet interne Klimavariabilitäten, wie beispielsweise ENSO, von extern angeregten natürlichen Klimaschwankungen, wie z.B. die „Klimaantwort“ auf anthropogene Antriebe.

Im Gegensatz zu früheren dynamischen Modellen sind gegenwärtige gekoppelte Klimamodelle<sup>1</sup> (CGCM) in der Lage El-Niño- bzw. La-Niña-ähnliche Ereignisse zu simulieren (z.B. Roeckner et al. 1996; Meehl et al. 2001; Collins et al. 2001). Nach Schnur und Hegerl (2003) ist dies vor allem auf eine verbesserte Auflösung der äquatorialen Ozeandynamik zurückzuführen. Viele der neueren Modelle können ENSO-Fernwirkungen wiedergeben, wie beispielsweise Wechselwirkungen zwischen ENSO und dem indischen Sommermonsun. Jedoch entspricht die Zeitskala der simulierten El-Niño- bzw. La-Niña-Ereignisse meist nicht genau der beobachteten ENSO-Zeitskala. Außerdem ist die Amplitude der simulierten ENSO-Extremereignisse oftmals zu schwach, und die meisten CGCM haben Probleme bei der Modellierung der für El Niño bzw. La Niña charakteristischen SST-Muster.

<sup>1</sup>engl. coupled general circulation model

In der Vergangenheit wurde mit gekoppelten Klimamodellen insbesondere die interannuelle ENSO-Variabilität zu simulieren versucht (z.B. Delecluse et al. 1998; Latif et al. 2001; Davey et al. 2002; AchutaRao und Sperber 2002, 2006). Lin (2007) untersuchte hingegen die interdekadische ENSO-Variabilität in CGCM, indem er 20C3M<sup>2</sup>-Simulationen von 21 verschiedenen CGCM analysierte, welche für den vierten Sachstandsbericht<sup>3</sup> (AR4) des Zwischenstaatlichen Ausschusses für Klimaänderungen<sup>4</sup> (IPCC) der Vereinten Nationen durchgeführt wurden (IPCC 2007). Er konnte zeigen, dass HadGEM1 neben sieben weiteren gekoppelten Klimamodellen, zu den Modellsystemen zählt, welche die interdekadische Variabilität von ENSO in ihrer Amplitude und Periode am besten simulieren.

Das ENSO-Phänomen unterliegt einem quasiperiodischen Zyklus, welcher aufgrund der Komplexität des Klimasystems nicht perfekt vorhergesagt werden kann. Die ENSO-Vorhersage stellt ein Anfangswertproblem dar (z.B. Latif 2003). Da der Anfangszustand niemals exakt zu bestimmen ist, hat die ENSO-Vorhersage, ähnlich wie die Wettervorhersage, eine theoretische Grenze. Für einen Zeitraum von einigen Monaten lassen sich die ENSO-Schwankungen allerdings recht zuverlässig prognostizieren. Diese Vorhersagen beruhen sowohl auf statistischen als auch auf dynamischen Modellen, d.h. in der Regel AOGCM. Die Wahrscheinlichkeit eines ENSO-Zustandswechsels wird in der Regel mit einem *Ensemble* von Vorhersagen abgeleitet. Ein solches Ensemble wird zum einen durch Änderungen der Anfangsbedingungen eines einzelnen dynamischen Modells und zum anderen durch den gleichzeitigen Einsatz unterschiedlicher Klimamodelle (und statistischer Modelle) erzeugt (Multi-Modell-Vorhersage). Dadurch wird auch der Einfluss von Modelleigenheiten berücksichtigt. ENSO-Vorhersagen werden an mehreren Instituten operationell durchgeführt, beispielsweise am International Research Institute for Climate and Society (IRI) der Columbia-Universität (New York).

Die Vorhersagbarkeit von ENSO unterliegt einem ausgeprägten Jahresgang. Aufgrund des charakteristischen jahreszeitlichen Zyklus der ENSO-Episoden ist es verhältnismäßig leicht, den weiteren Verlauf vorherzusagen, wenn sich ein ENSO-Ereignis im Frühsommer (der Nordhemisphäre) ausgebildet hat. Sehr viel schwieriger ist es hingegen zu prognostizieren, was zwischen April und Juni passiert, wenn eine Vorhersage zwischen Januar und März gemacht wurde. Der Zeitraum von April bis Juni wird daher oft als *ENSO-Vorhersagbarkeitsgrenze* bezeichnet.

## 2.2 Variabilität und Vorhersagbarkeit tropischer Zyklone

### 2.2.1 Tropische Wirbelstürme und ihre Schäden

#### Schäden durch Wind

Durch tropische Zyklone verursachte monetäre und humanitäre Schäden sind auf außerordentlich hohe Windgeschwindigkeiten in diesen Systemen zurückzuführen. Diese verursachen einerseits direkt Schäden, andererseits induzieren sie Sturmfluten, welche in Küstenregionen

---

<sup>2</sup>Climate of the 20th Century (20C3M)

<sup>3</sup>Fourth Assessment Report (AR4)

<sup>4</sup>Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)

**Tabelle 2.1:** Saffir–Simpson–Skala (NHC 2010; Umrechnung US–amerikanischer Maßeinheiten): Einteilung eines tropischen Zyklons in die Kategorie „tropischer Sturm“ (TS) bzw. in die Kategorien eins bis fünf. Die Skala verwendet zur Einordnung die maximale Mittelwindgeschwindigkeit des tropischen Wirbelsturms.

Kategorie	$v_{max}$ / (km h <sup>-1</sup> )	Sturmflut / m	Schäden
TS	63 – 118	0,1 – 1,1	
Kat. 1	119 – 153	1,2 – 1,6	geringfügig
Kat. 2	154 – 177	1,7 – 2,5	mittelschwer
Kat. 3	178 – 209	2,6 – 3,8	weitreichend
Kat. 4	210 – 249	3,9 – 5,5	extrem
Kat. 5	≥ 250	≥ 5,6	katastrophal

weitläufige Überflutungen und somit große Schäden herbeiführen. Außerdem führt der mit tropischen Wirbelstürmen einhergehende Wind auf dem Meer zu hohen Wellen, welche die Schifffahrt, Bohrplattformen, Küsten und Inseln sowie deren Bewohner in hohem Maße gefährden. Die höchsten Windgeschwindigkeiten erreichen tropische Zyklone typischerweise innerhalb der das Auge direkt umgebenden hochreichenden Bewölkung. Tropische Sturmsysteme weisen neben dieser Rotationsgeschwindigkeit eine Eigengeschwindigkeit auf, welche durch die großräumige atmosphärische Strömung bestimmt wird, in welcher sich das System befindet. Daher liegt das Hauptwindfeld tropischer Zyklone auf der Seite, auf welcher sich Rotation und Eigenbewegung addieren.

Die *Saffir–Simpson–Skala* (Tabelle 2.1) wird üblicherweise verwendet, um für einen tropischen Wirbelsturm einer bestimmten Intensität die möglichen Schäden abzuschätzen. Diese Kategorisierung des Schadenspotenzials ist allerdings sehr grob. Southern (1979) argumentierte, dass die durch ein Sturmsystem verursachte Schadenshöhe in etwa proportional zur dritten Potenz der maximalen Windgeschwindigkeit dieses Systems ist. Pielke und Landsea (1998) analysierten für den Zeitraum von 1925 bis 1995 normalisierte, d.h. an Veränderungen sozioökonomischer Faktoren angepasste, US–Hurrikan–Schadenshöhen (in USD–Werten von 1995) — d.h. solche Schäden, welche von auf die Küste der USA treffenden Hurrikanen verursacht wurden. Sie berechneten für jede Kategorie der Saffir–Simpson–Skala den Median der normalisierten Schadenshöhe und definierten anschließend für jede Kategorie einen *potenziellen* Schadenswert. Der Median der normalisierten Schadenshöhe für tropische Wirbelstürme der Kategorie eins wurde als Referenzwert festgesetzt und entspricht einem potenziellen Schadenswert von eins. In Tabelle 2.2 sind die von Pielke und Landsea (1998) abgeleiteten potenziellen Schadenswerte für tropische Zyklone unterschiedlicher Intensität aufgelistet. Pielke und

**Tabelle 2.2:** Potenzieller Schadenswert für tropische Zyklone unterschiedlicher Saffir–Simpson–Kategorie (nach Pielke und Landsea 1998).

TS	Kat. 1	Kat. 2	Kat. 3	Kat. 4	Kat. 5
0	1	10	50	250	500

Landsea (1998) folgerten, dass die durch Hurrikane verursachten (normalisierten) Schäden in den USA näherungsweise exponentiell mit der Windgeschwindigkeit zunehmen. Pielke et al. (2008), welche normalisierte US-Hurrikan-Schadenshöhen für einen längeren Zeitraum untersuchten (1900–2005), zeigten, dass etwa 85 % der Gesamtsumme aller Schäden auf besonders intensive Hurrikane (d.h. Kategorie drei, vier und fünf der Saffir–Simpson–Skala) zurückzuführen sind, obwohl diese nur etwa ein Viertel aller an der Küste der USA auf Land treffenden Wirbelstürme ausmachen. Gegenwärtig gibt es keine vergleichbaren Analysen für Länder Asiens oder Ozeaniens.

### **Schäden durch Starkniederschlag und andere konvektive Extremwetterereignisse**

Neben Wind sind auch Starkregenfälle in tropischen Zyklonen und damit verbundene Überschwemmungen und Erdbeben für große Schäden verantwortlich. Sich langsam bewegend (quasistationäre) tropische Wirbelstürme mit einer großen Ausdehnung (z.B. Konrad et al. 2002) und einer geringen vertikalen Windscherung (z.B. Chen et al. 2006) verursachen im Allgemeinen die stärksten Niederschläge. Wechselwirkungen tropischer Wirbelstürme mit Höhentritten bzw. damit einhergehenden Frontalzonen (z.B. Palmer 1958; DiMego und Bosart 1982; Konrad et al. 2002) oder der lokalen Orographie beim Erreichen der Küste (z.B. Schwarz 1970) haben zudem großen Einfluss auf das Ausmaß des Niederschlags. Cerveny und Newman (2000) konnten einen starken Zusammenhang zwischen dem Niederschlag und der maximalen Windgeschwindigkeit tropischer Wirbelstürme nachweisen. Shepherd et al. (2007) und Lau et al. (2008) zeigten zudem, dass im Nordwestpazifik besonders intensive Sturmsysteme (d.h. stärker als Kategorie drei der Saffir–Simpson–Skala) für die extremsten Regenfälle verantwortlich sind.

Die Blitzrate tropischer Wirbelstürme ist ein Parameter, der indirekt das Schadenspotenzial durch konvektive Extremwetterereignisse, wie Starkniederschlag oder Hagel, beschreibt. Samsury und Orville (1994), Molinari et al. (1994, 1999), Shao et al. (2005) und Solorzano et al. (2008) zeigten, dass die Anzahl von Blitzen in tropischen Wirbelstürmen im Allgemeinen verhältnismäßig gering ist. Blitze werden vor allem in den um das Auge spiralförmig angeordneten Regenbändern beobachtet. Oftmals entstehen dort auch Tornados (z.B. Suzuki et al. 2000; Mashiko et al. 2009). Diese „Begleiterscheinungen“ tropischer Sturmsysteme führen meist kleinräumig zu großen Verwüstungen. Ein sekundäres Maximum der Blitzhäufigkeit zeigt sich typischerweise im Bereich der das Auge direkt umgebenden Bewölkung.

### **2.2.2 Entwicklung und Intensivierung tropischer Zyklone**

Gray (1968, 1979) nannte folgende atmosphärische und ozeanische Bedingungen, welche für die Entwicklung und Intensivierung tropischer Zyklone förderlich sind:

- ▶ Tropische Wirbelstürme entwickeln sich in ausreichender Entfernung vom Äquator (mindestens etwa fünf Grad), da in der Äquatorregion die Corioliskraft (d.h. die ablenkende Kraft, welche auf die Erdrotation zurückzuführen ist) zu gering ist, um die zyklonale Drehbewegung tropischer Zyklone einzuleiten und aufrechtzuerhalten.

- ▶ Tropische Zyklone bilden sich nur über großen Wasserflächen mit einer Meeresoberflächentemperatur von mindestens 26,5 °C bis zu einer Wassertiefe von etwa 50 m. Tropische Wirbelstürme bewegen die Wassermassen der obersten Ozeanschicht und bringen somit kälteres Wasser aus tieferen Schichten an die Oberfläche. Daher ist das Entwicklungs- und Intensivierungspotenzial tropischer Zyklone nicht nur mit der Meeresoberflächentemperatur, sondern vielmehr mit der Temperatur der obersten Schicht korreliert. Über dem Ozean ist die Oberflächenreibung geringer als über Landflächen und die Luftfeuchtigkeit im Allgemeinen groß genug für die Entstehung und Intensivierung tropischer Zyklone.
- ▶ Eine rasche Abnahme der Lufttemperatur mit der Höhe, genauer eine bedingt labile Schichtung der unteren bis mittleren Troposphäre, ermöglicht die Freisetzung von Kondensationswärme, welche den tropischen Wirbelsturm hauptsächlich antreibt.
- ▶ Feuchte Schichten nahe der mittleren Troposphäre sind für die Entstehung und Intensivierung tropischer Zyklone förderlich.
- ▶ Tropische Sturmsysteme benötigen zur Bildung eine bestehende Störung mit ausreichend Wirbelstärke (*Vorticity*) und Konvergenz.
- ▶ Eine geringe vertikale Windscherung ist für die Entwicklung und Intensivierung tropischer Wirbelstürme günstig.

Die zwischen der unteren und mittleren Troposphäre integrierte *Moist Static Energy* (MSE) ist eine Größe, welche die verfügbare thermodynamische Energie in den unteren und mittleren Schichten der Atmosphäre beschreibt und positiv mit der Häufigkeit und dem Schadenspotenzial tropischer Wirbelstürme korreliert ist (Chan und Liu 2004). Die MSE wird nach Emanuel (1994) folgendermaßen berechnet<sup>5</sup>:

$$MSE = c_p T + g(\varphi, z) Z_g + L_v \frac{q}{1 - q}, \quad (2.1)$$

mit der isobaren Wärmekapazität  $c_p$ , der Lufttemperatur  $T$ , der Schwerebeschleunigung  $g$  in Abhängigkeit von der geographischen Breite  $\varphi$  und der Höhe  $z$  über Grund, der geopotentiellen Höhe  $Z_g$ , der latenten Verdunstungswärme  $L_v$  und der spezifischen Feuchte  $q$ .

Tropische Zyklone entwickeln sich im Raum Indik und Westpazifik typischerweise in der Nähe des Monsuntrogs (z.B. Ritchie und Holland 1999), welcher sich in Bodennähe in Form der innertropischen Konvergenzzone manifestiert. Der Monsuntrog ist im Allgemeinen durch eine große zyklonale Vorticity im Bereich der unteren Troposphäre, eine starke Divergenz in der oberen Troposphäre und eine schwache vertikale Windscherung gekennzeichnet. Zudem sind sowohl die SST als auch die relative Feuchte in der mittleren Troposphäre im Bereich des Trogs gewöhnlich verhältnismäßig hoch (Gray 1998). In der Nähe des Monsuntrogs herrschen somit im Allgemeinen günstige Zyklogenese- und Intensivierungsbedingungen vor.

---

<sup>5</sup>Gleichung 2.1 gilt für die Annahme, dass das Mischungsverhältnis von Wasser gleich Null ist.

### 2.2.3 Interannuelle Variabilität tropischer Zyklone und ihre Vorhersagbarkeit

Vorangegangene Studien konnten für verschiedene Regionen des indopazifischen Raums, aber vor allem für den Nordwestpazifik, einen Zusammenhang zwischen ENSO und der Häufigkeit, Intensität und typischen Zugrichtung tropischer Zyklone nachweisen. Vorhersagen des ENSO-Zustands (Abschnitt 2.1.3) ermöglichen daher eine Abschätzung der Häufigkeit bzw. Intensität tropischer Wirbelstürme — insbesondere im nordwestpazifischen Raum.

Neben ENSO wurden weitere natürliche Klimaschwankungen ermittelt, welche im Nordwestpazifik die intersaisonale bzw. interannuelle Variabilität tropischer Zyklone beeinflussen: Beispielsweise die *Quasi-Biennial Oscillation*<sup>6</sup> (QBO; Chan 1995) oder die *Madden-Julian Oscillation*<sup>7</sup> (MJO; z.B. Liebmann et al. 1994; Sobel und Maloney 2000). Die Auswirkungen dieser Klimavariabilitäten auf tropische Zyklone im Nordwestpazifik sind allerdings im Allgemeinen geringer als die von ENSO. Nachfolgend wird für den nordwestpazifischen Raum der Zusammenhang zwischen ENSO und tropischen Wirbelstürmen erläutert. Analog hierzu sind im Anhang A.1.1 die Auswirkungen von ENSO auf tropische Zyklone in den übrigen Ozeanbecken des indopazifischen Raums (Südwestpazifik, südlicher und nördlicher Indik) zusammengefasst.

Während El Niño (bzw. La Niña) verlagern sich die Entstehungsgebiete nordwestpazifischer Wirbelstürme typischerweise äquator- und ostwärts (bzw. pol- und westwärts; z.B. Atkinson 1977; Chan 1985, 2000; Dong 1988; Wu und Lau 1992; Wang und Chan 2002; Chia und Ropelewski 2002). In der El-Niño-Phase entwickeln sich tropische Zyklone demzufolge im Mittel in größerer Entfernung von den Landmassen Ost- und Südostasiens. Sie bewegen sich daher längere Zeit in west- bzw. polwärtiger Richtung über tropische Gewässer und können sich stärker intensivieren, ehe sie auf Land treffen bzw. in höhere Breiten abgelenkt werden und sich abschwächen. Dadurch wird verständlich, weshalb während El Niño sowohl die Lebensdauer als auch die Intensität nordwestpazifischer Wirbelstürme im Allgemeinen höher als im Mittel ist (Wang und Chan 2002; Camargo und Sobel 2005). Gegenteiliges gilt für die La-Niña-Phase. Auch Chan (2007) zeigte, dass interannuelle Variabilitäten der Häufigkeit intensiver Taifune im Nordwestpazifik auf ENSO-bedingte Änderungen atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen (auf großen räumlichen Skalen) zurückzuführen sind. Während El Niño entwickeln sich zudem tendenziell mehr Systeme im zentralen Nordpazifik (z.B. Chu und Wang 1997; Clark und Chu 2002), welche dann mitunter in das nordwestpazifische Becken gelenkt werden.

ENSO beeinflusst im Nordwestpazifik auch stark die Zugbahnen tropischer Zyklone (z.B. Chan 2000; Wang und Chan 2002; Elsner und Liu 2003), was wiederum großen Einfluss darauf hat, in welchen Teilen Ost- und Südostasiens Taifune auf Land treffen (z.B. Saunders et al. 2000; Wu et al. 2004). Während El Niño werden tropische Sturmsysteme, welche sich östlich der Philippinen entwickelten, durch die großskalige atmosphärische Zirkulation vorwiegend polwärts abgelenkt. Dies resultiert in einer tendenziell erhöhten Taifunhäufigkeit

---

<sup>6</sup> Annähernd zweijährige Schwingung des zonalen Windes in der unteren und mittleren tropischen Stratosphäre.

<sup>7</sup> Atmosphärisches Zirkulationssystem zwischen tropischen Indik und tropischen Pazifik, welches einen etwa 30 bis 60-tägigen Zyklus aufweist.

über Japan und den angrenzenden Gebieten. Während La Niña sind die großräumigen atmosphärischen Strömungsmuster gegensätzlich zur El-Niño-Phase: Systeme, welche sich in tropischen Regionen entwickelten, werden vorwiegend westwärts über die Philippinen in das Südchinesische Meer gelenkt. Wu et al. (2004) konnten für die meisten an den Nordwestpazifik angrenzenden Küstenregionen zeigen, dass während El Niño (bzw. La Niña) im Allgemeinen weniger (bzw. mehr) Systeme auf Land treffen als im langjährigen Mittel. Für Japan und die koreanische Halbinsel sei hingegen die Wahrscheinlichkeit, dass tropische Sturmsysteme das Land erreichen, während El Niño (bzw. La Niña) tendenziell erhöht (bzw. erniedrigt). Liu und Chan (2003) untersuchten die Häufigkeit von Taifunen, welche auf Südchina trafen, und kamen zu ähnlichen Ergebnissen: Sie zeigten, dass während El Niño (bzw. La Niña) die Anzahl von die südchinesische Küste erreichenden Wirbelstürmen im Allgemeinen geringer (bzw. höher) als im Mittel ist.

Rodgers et al. (2000) untersuchten für den Nordpazifik, auf Grundlage von Niederschlagsabschätzungen durch das Mikrowellenradiometer Special Sensor Microwave/Imager (SSM/I) an Bord des Defense Meteorological Satellite Program (DMSP)-Satelliten, den Zusammenhang zwischen ENSO und dem Niederschlag tropischer Zyklone. Sie konnten für El Niño (bzw. La Niña) und für die meisten Regionen des Nordwestpazifiks eine allgemeine Zunahme (bzw. Abnahme) des mit tropischen Wirbelstürmen einhergehenden Niederschlags nachweisen.

## 2.2.4 Saisonale Vorhersage tropischer Wirbelstürme

Saisonale Vorhersagen tropischer Zyklone beruhen sowohl auf statistischen als auch auf dynamischen Modellen (d.h. globalen Klimamodellen). Mit diesen Vorhersagemodellen wird in der Regel die beckenweite saisonale Anzahl tropischer Wirbelstürme bzw. die saisonale Häufigkeit von auf Land treffenden Systemen abgeschätzt. Saisonale Vorhersagen geben beispielsweise Entscheidungsträgern in Politik und Wirtschaft, zum Beispiel in der Versicherungswirtschaft, die Möglichkeit einer verbesserten Risikoeinschätzung. Für Hilfsorganisationen haben sie hingegen in der Regel einen sehr eingeschränkten Nutzen, da mit Hilfe der derzeit zur Verfügung stehenden Modelle die Variabilität tropischer Wirbelstürme auf kleinen räumlichen Skalen nicht bzw. nicht ausreichend genau vorhersagt werden kann. Nachfolgend werden die wichtigsten Zentren genannt, welche saisonale Vorhersagen nordwestpazifischer Taifune auf Grundlage von statistischen Modellen durchführen. Details zu saisonalen Vorhersagen tropischer Zyklone mit dynamischen Modellen sind dem Anhang A.1.2 zu entnehmen.

Für den nordwestpazifischen Raum werden saisonale Taifunvorhersagen operationell an verschiedenen Zentren durchgeführt: Die China Meteorological Administration (CMA) erstellt seit Anfang der achtziger Jahre statistische Vorhersagen der saisonalen Taifunhäufigkeit im Nordwestpazifik. Außerdem wurden Methoden zur Vorhersage der saisonalen Anzahl von Taifunen, welche im Bereich des Südchinesischen Meeres und in China auf Land treffen, an der CMA entwickelt. Diese saisonalen Vorhersagemodelle werden kontinuierlich vom chinesischen National Climate Centre und vom Shanghai Typhoon Institute (STI) verbessert. An der Philippine Atmospheric, Geophysical and Astronomical Services Administration (PAGASA), am taiwanesischen Central Weather Bureau (CWB) und am Laboratory for Atmospheric Research (LAR) der City University of Hong Kong werden ebenfalls Vorhersagen der saisonalen Häufigkeit tropischer Zyklone im nordwestpazifischen Raum gemacht. Das LAR erstellt jedes Jahr (seit 2000) im April und Juni auf Grundlage eines statistischen



Modells (Chan et al. 1998, 2001) saisonale Vorhersagen der Anzahl tropischer Wirbelstürme im nordwestpazifischen Raum. Seit 2009 wird ergänzend basierend auf Ergebnissen von Liu und Chan (2003) und Goh und Chan (2009) die Anzahl von in Südchina auf Land treffenden Taifunen vorhergesagt. Als Ausgangsgrößen dieser saisonalen Vorhersagen dienen eine Reihe von Indizes, welche die atmosphärischen und ozeanischen Bedingungen des Vorjahres bis zum Frühjahr (der Nordhemisphäre) des Vorhersagejahres darstellen. Für die Vorhersage der saisonalen Taifunhäufigkeit über dem gesamten Nordwestpazifik zählen beispielsweise solche Indizes zu den wichtigsten Ausgangsvariablen, welche den ENSO-Zustand, die Ausdehnung des Subtrophenhochs über dem Nordwestpazifik und die Stärke des „Indien–Myanmar–Trops“ beschreiben. Im Gegensatz dazu sind Größen, welche die großräumige atmosphärische Zirkulation, die vertikale Windscherung und die MSE im nordwestpazifischen Raum der Vor-saison beschreiben, von besonderer Bedeutung für die Vorhersage der saisonalen Anzahl von auf die südchinesische Küste treffenden Taifunen. Neben den genannten Instituten erzeugt das britische Tropical Storm Risk (TSR)–Zentrum auf Grundlage von ENSO–Vorhersagen (Lloyd–Hughes et al. 2004) statistische Vorhersagen der beckenweiten saisonalen ACE im Nordwestpazifik (Lea und Saunders 2006).

ENSO beeinflusst die Variabilität tropischer Wirbelstürme weltweit und insbesondere im Nordwestpazifik. Folglich ist die Leistung vieler statistischer Vorhersagemodelle (als auch dynamischer Modelle) stark von der Güte der ENSO–Vorhersagen abhängig. Eine Verbesserung der ENSO–Vorhersagen könnte also zu einer Steigerung der Leistung saisonaler Taifunvorhersagen beitragen. Die Vorhersageleistung statistischer Modelle kann mit einer (zu erwartenden) zukünftig verbesserten Verfügbarkeit von hochaufgelösten atmosphärischen und ozeanischen Reanalysedaten weiter gesteigert werden (Camargo et al. 2007). Zudem würde ein überarbeiteter und einheitlicher Datensatz der Wirbelsturmzugbahnen und –intensitäten zu einer Verbesserung der statistischen Vorhersagen beitragen (z.B. Landsea et al. 2004; Kossin et al. 2007).

### 2.2.5 Variabilität tropischer Wirbelstürme auf großen Zeitskalen

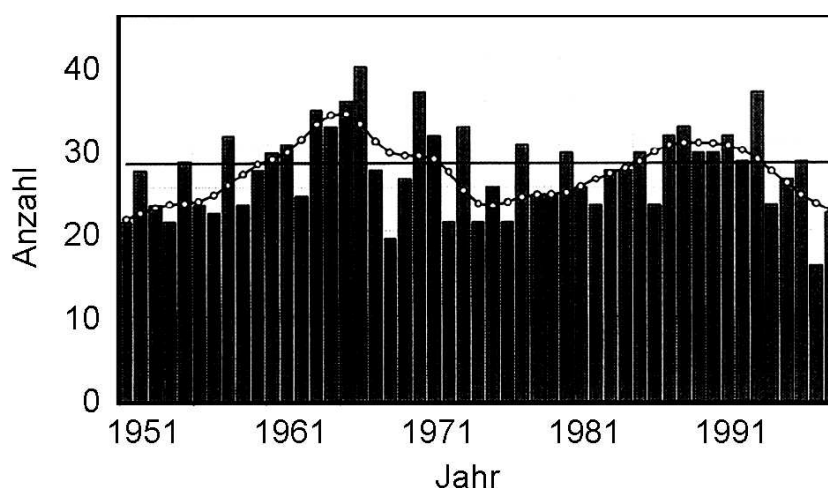
Gegenwärtig bestehen große Unsicherheiten bei der Bewertung vergangener und zukünftiger Variabilitäten tropischer Zyklone im nordwestpazifischen Raum, aber auch in anderen Regionen der Erde (Details im Anhang A.1.3). Yumoto und Matsuura (2001), Matsuura et al. (2003), Yumoto et al. (2003), Ho et al. (2004), Wu et al. (2005), Chan (2008), Liu und Chan (2008) und Goh und Chan (2009) versuchten, die beobachteten inter- bzw. multidekadischen Variabilitäten tropischer Zyklone im Nordwestpazifik auf Änderungen atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen in diesem Raum zurückzuführen, welche die Genese, Intensivierung und Zugrichtung tropischer Wirbelstürme beeinflussen. Die Ursachen dieser Änderungen sind allerdings noch nicht ausreichend erforscht.

Yumoto und Matsuura (2001) untersuchten für den Zeitraum von 1951 bis 1999 Variabilitäten der jährlichen Taifunanzahl im Nordwestpazifik (wobei sie den Nordwestpazifik als den Raum von 100°E bis 180°E auf der Nordhemisphäre definierten). Hierfür analysierten sie Daten des Regional Specialized Meteorological Center (RSMC) Tokyo–Typhoon Center (1951–1990) und der Japan Meteorological Agency (JMA; 1991–1999). Sie leiteten für die Zeitreihe der jährlichen nordwestpazifischen Taifunanzahl drei Hauptperiodizitäten ab: 3 Jahre, 7 Jahre

und 23 Jahre, wobei der Großteil der Leistung im multidekadischen Frequenzband (23 Jahre) konzentriert war. Zudem definierten sie mit einem gleitenden Median-Filter Phasen hoher und niedriger Taifunhäufigkeit (Abbildung 2.4). Die Zeiträume von 1961 bis 1972 und von 1986 bis 1994 wurden als Phasen hoher Häufigkeit tropischer Zyklone klassifiziert. Die Zeitspannen von 1951 bis 1960 und von 1973 bis 1985 wurden hingegen als Phasen niedriger Häufigkeit definiert. Schließlich brachten sie diese unterschiedlichen Phasen der Anzahl tropischer Wirbelstürme über dem Nordwestpazifik mit beispielsweise niederfrequenten Änderungen der SST im tropischen Zentralpazifik in Zusammenhang. Matsuura et al. (2003) und Yumoto et al. (2003) konnten mit Hilfe eines AOGCM die Beständigkeit dieser multidekadischen Oszillationen der Häufigkeit nordwestpazifischer Taifune zeigen.

Chan (2008) konzentrierte sich auf Variabilitäten besonders intensiver tropischer Zyklone (Kategorien vier und fünf der Saffir-Simpson-Skala) im Nordwestpazifik. Die Zeitreihe der jährlichen Anzahl solcher Taifune wurde für den Zeitraum von 1960 bis 2005 aus Daten des JTWC erzeugt. Chan (2008) leitete für diese Zeitreihe zwei Hauptperiodizitäten ab: 2 bis 7 Jahre und 16 bis 32 Jahre. Die inter-/multidekadischen (16 bis 32 Jahre) Variabilitäten der Häufigkeit intensiver tropischer Zyklone im Nordwestpazifik führte auch er auf Variabilitäten großskaliger atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen im nordwestpazifischen Raum zurück, welche dort die Entwicklung, Intensivierung und Zugbahn tropischer Sturmsysteme bestimmen. Er argumentierte, dass inter-/multidekadische Variabilitäten der Anzahl intensiver nordwestpazifischer Taifune vor allem auf eine Wechselwirkung zwischen inter-/multidekadischen Variabilitäten des ENSO- und des PDO-Signals zurückzuführen sind.

Chan und Xu (2009) untersuchten für verschiedene Regionen Ostasiens inter-/multidekadische Variabilitäten der Häufigkeit von das Land erreichenden Taifunen. Hierfür analysierten sie für den Zeitraum von 1945 bis 2004 zum einen Daten des JTWC und zum anderen Daten des STI, um die Anzahl von in Ostasien auf Land treffenden Taifunen bestimmen zu können. Sie zeigten, dass weder die Zeitreihe der absoluten Anzahl tropischer Zyklone im Nordwestpazifik noch die Reihe der Anzahl von Systemen, welche auf die Küsten Ostasiens



**Abbildung 2.4:** Jährliche Anzahl von Taifunen im Nordwestpazifik (Balken) und langjähriges Mittel (27,8 Taifune pro Jahr; horizontale Linie), 1951–1999 (aus Yumoto und Matsuura 2001; Anmerkung: Abbildung im Original von schlechter Qualität). Diese Zeitreihe wurde mit einem gleitenden Median-Filter geglättet (genauer mit einem 4(3RSR)–2H–Twice-Filter nach Tukey (1977); weiße Punkte).

trafen, einem zeitlichen Trend unterliegen. Sie folgerten, dass die globale Erderwärmung keinen signifikanten Einfluss auf die Häufigkeit von Taifunen hat, welche in Ostasien das Land erreichen. Vielmehr konnten sie für die gewählte Untersuchungszeitspanne und die einzelnen Zeitreihen der jährlichen Anzahl von in den verschiedenen Gebieten Ostasiens auf Land treffenden Taifunen drei Hauptperiodizitäten ableiten: 2 bis 8 Jahre, 8 bis 16 Jahre und 16 bis 32 Jahre, wobei der Großteil der Varianz der Ausgangsreihen durch interannuelle ( $\rightarrow$  ENSO) und multidekadische Oszillationen zu erklären ist. Chan und Xu (2009) konnten außerdem zeigen, dass auf multidekadischen Zeitskalen die Anzahl von das ostasiatische Festland erreichenden Taifunen gut mit der absoluten Anzahl tropischer Zyklone über dem gesamten nordwestpazifischen Ozeanbecken korreliert ist. Das bedeutet, dass in Phasen hoher beckenweiter Taifunhäufigkeit auch mehr Taifune über Land zu erwarten sind.

Kubota und Chan (2009) erzeugten aus historischen Beobachtungsdaten des Monthly Bulletins of Philippine Weather Bureau (1902–1939) und aus Daten des JTWC (1945–2005) eine Zeitreihe der jährlichen Anzahl von Taifunen, welche im Zeitraum von 1902 bis 1939 und von 1945 bis 2005 auf die Philippinen trafen. Für die Zeitspanne von 1902 bis 1939 (bzw. von 1945 bis 2005) konnten sie eine Hauptperiodizität von 32 Jahren (bzw. von 10 bis 22 Jahren) und keinen zeitlichen Trend ableiten. Auch sie führten diese inter-/multidekadischen Variabilitäten der Häufigkeit von Taifunen, welche die Philippinen trafen, auf ENSO und PDO zurück.



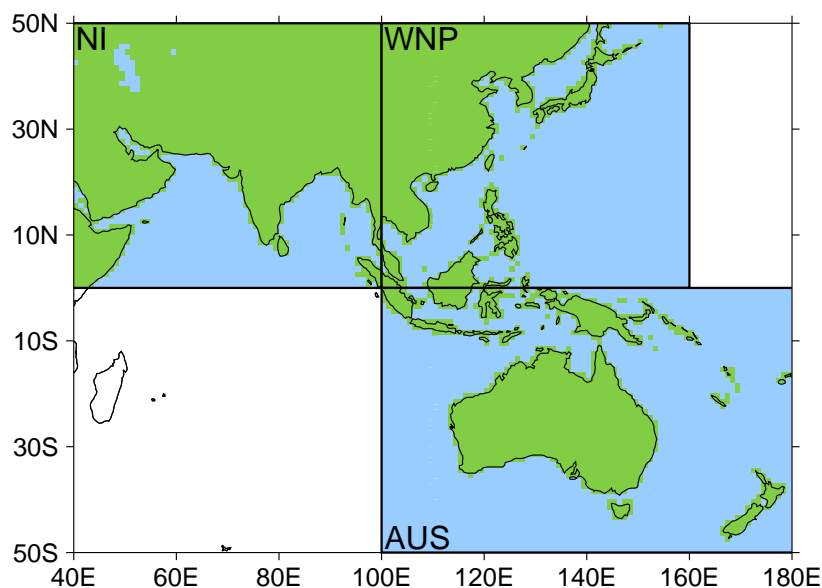
# 3 Datengrundlage und –verarbeitung

## 3.1 Untersuchungsgebiete

Der Raum von 40°E bis 135°W bildet in dieser Arbeit das zentrale Untersuchungsgebiet und wird vereinfachend als indopazifischer Raum bezeichnet. Die Nord–Süd–Ausdehnung dieses Gebiets variiert je nach Fragestellung von 40°S bis 40°N bzw. von 50°S bis 50°N. Für gewisse Fragestellungen ist es zudem sinnvoll, diesen Raum in Land– und Ozeangebiete zu unterteilen und Teilregionen zu bilden: Mittels einer Land–Ozean–Maske (NASA-LAS 2009) mit einer räumlichen Auflösung von 1°×1° wurde der Raum Asien und Ozeanien in die Gebiete Land (L) und Ozean (O) unterteilt und nachfolgend der nordindische Raum (NI; 0°–50°N, 40°E–100°E), nordwestpazifische Raum<sup>1</sup> (WNP; 0°–50°N, 100°E–160°E) und australische Raum (AUS; 0°–50°S, 100°E–180°E) definiert (Abbildung 3.1). Insgesamt lassen sich so neun Teilregionen ableiten, nämlich jeweils drei (L, O und L+O) für NI, WNP und AUS. Gittermaschen, welche sowohl Land– als auch Ozeananteile beinhalten, wurden als Land–Gitterboxen klassifiziert.

## 3.2 Untersuchungszeitraum

Die Länge der Untersuchungszeitspanne ist nicht einheitlich und abhängig vom jeweiligen Datensatz. Im Allgemeinen wurde die „Satellitenära“ (ab den siebziger Jahren) aufgrund der besseren Datenqualität als Untersuchungszeitraum gewählt. Die Periode von 1980 bis 2005 (bzw. von 1998 bis 2005) wird nachfolgend als *Referenzzeitraum* (bzw. *TRMM–Zeitraum*) bezeichnet.



**Abbildung 3.1:** Land–Ozean–Maske (1°×1°; Land in grün und Ozean in blau) und die Räume NI, WNP und AUS.

<sup>1</sup>engl. western North Pacific

## 3.3 Atmosphärische Parameter

### 3.3.1 Atmosphärische Maße tropischer Zyklone

#### ACE

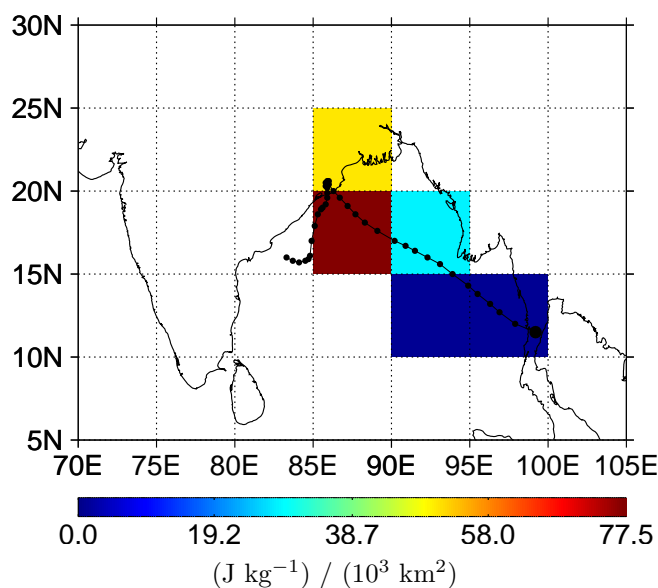
Der ACE-Index ist als Summe der Quadrate der geschätzten anhaltenden Maximalwindgeschwindigkeit jedes aktiven tropischen Sturms ( $v_{max} \geq 63 \text{ km h}^{-1}$ ; siehe Tabelle 2.1) in sechsstündigen Intervallen definiert und hat die Energieeinheit  $\text{J kg}^{-1}$  (Bell et al. 2000). Die ACE wird im Rahmen dieser Arbeit aus folgenden Gründen favorisiert:

- ▶ Der ACE-Index ist gut dazu geeignet, das Gefährdungspotenzial tropischer Zyklone zu beschreiben, da er die Anzahl, Intensität und Dauer tropischer Wirbelstürme in einem Index vereint.
- ▶ Die ACE ist im Gegensatz zur Anzahl tropischer Wirbelstürme eine kontinuierliche Größe. Demzufolge ist es möglich, Korrelationen und Regressionen zwischen dem ACE-Index und anderen (Klima-)Variablen zu bilden (Camargo und Sobel 2005).

Emanuel (2005b) schlug den so genannten *Power Dissipation Index* (PDI) als Maß tropischer Zyklone vor. Der PDI wird ähnlich wie der ACE-Index berechnet, nur geht anstelle des Quadrats der maximalen Windgeschwindigkeit die dritte Potenz von  $v_{max}$  in die Berechnungen ein. Mögliche Fehler bei der Abschätzung der Intensität tropischer Zyklone treten demzufolge im Falle des PDI stärker in Erscheinung. Der ACE-Index stellt somit im Vergleich zum PDI ein konservativeres und für die Fragestellungen dieser Arbeit geeigneteres Maß dar. Eine Charakteristik des ACE-Index (als auch des PDI) ist, dass besonders intensive Wirbelstürme besonders stark in den Index eingehen (Chan 2007). Daher wurde nicht nur der oben definierte ACE-Index berechnet, sondern zusätzlich die einzelnen Anteile dieses Index bestimmt. Die Kategorisierung erfolgte nach der Saffir-Simpson-Skala (Tabelle 2.1).

Die ACE wurde aus *Best-Track*-Daten des JTWC abgeleitet (JTWC 2009). In diesem Datensatz sind für jeden sich im Indik, Nordwestpazifik und Südpazifik im Zeitraum ab 1945 ereigneten tropischen Zyklon sechsstündige Positions- und Windgeschwindigkeitsangaben (1-minütiger Mittelwert der geschätzten 10-Meter-Windgeschwindigkeit) zusammengefasst. Intensitätsangaben werden zum Großteil basierend auf der Dvorak-Methode gemacht (Dvorak 1975, 1984, 1995). Diese aus Satellitenbildern abgeleiteten Windgeschwindigkeitsangaben werden mit In-situ-Intensitätsmessungen, wie beispielsweise Flugzeug-Messungen der Windgeschwindigkeit, Fallsonden oder Bodenmessungen überprüft bzw. ergänzt. Die Qualität der JTWC-Best-Track-Daten ist bis etwa 1970 deutlich schlechter als während der Satellitenära (Chu et al. 2002). Im Rahmen dieser Arbeit wurden daher lediglich Daten nach 1970 berücksichtigt. Bedauerlicherweise sind die sechsstündigen Best-Track-Windgeschwindigkeitsangaben sowohl für den Südpazifik als auch für den Indik während der siebziger Jahre sehr lückenhaft, was eine Ableitung des ACE-Index für diese Regionen und diesen Zeitraum unmöglich macht.

Ein Vergleich des JTWC-Datensatzes mit Best-Track-Daten anderer Taifun-Warnzentren (z.B. CMA, Hong Kong Observatory (HKO) oder JMA) ist problematisch. Kamahori et al.



**Abbildung 3.2:** Zugbahn des Zyklons Orissa (1999) mit Entstehungsort (großer Punkt) sowie sechsstündigen Positionsangaben (kleine Punkte) und ACE für jede durchlaufene Gitterbox in  $\text{J kg}^{-1}$  pro  $10^3 \text{ km}^2$  ( $5^\circ \times 5^\circ$ ; ACE gleich Null in weiß).

(2006) und Wu et al. (2006) zeigten, dass die Daten des JTWC teilweise von den Daten anderer Zentren abweichen, wobei die Unterschiede nach 1987 am größten sind (nach diesem Jahr wurde die Lufteerkundung im Nordwestpazifik eingestellt). Chan (2008) argumentierte, dass der JTWC-Datensatz im Gegensatz zu den Datensätzen anderer Warnzentren verlässlicher sei, da das JTWC mittlerweile, im Gegensatz zu den meisten anderen Zentren, neben der Dvorak-Methode auch andere Ansätze (z.B. Satellitenbilder von im Mikrowellenbereich arbeitenden Instrumenten und Daten der Windgeschwindigkeit über dem Ozean) zur Ableitung der maximalen Windgeschwindigkeit tropischer Zyklone heranzieht. Eine vollständige Evaluierung der einzelnen Best-Track-Datensätze wäre wichtig, kann aber nicht Gegenstand der vorliegenden Arbeit sein.

Der entscheidende Grund für die Verwendung des JTWC-Datensatzes in dieser Arbeit ist, dass die Abschätzungen der Zugbahnen und Intensitäten tropischer Wirbelstürme für den Indik und Westpazifik einheitlich sind. Ein direkter Vergleich der ACE in den verschiedenen Ozeanbecken des indopazifischen Raums ist also nur mit dem JTWC-Datensatz möglich.

Für jeden sich im indopazifischen Raum und im Referenzzeitraum ereigneten tropischen Zyklon und für jede vordefinierte  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterbox<sup>2</sup>, die das jeweilige Sturmsystem durchlief, wurde der ACE-Index berechnet. Felder der monatlichen ACE konnten somit für den indopazifischen Raum und die Referenzzeitspanne abgeleitet werden. Da diese Daten auf einem einheitlichen Breite-Länge-Gitter angeordnet sind, die Meridiane polwärts konvergieren und somit die Anzahl von Gitterpunkten pro Einheitsfläche mit zunehmender Breite zunimmt, wurde die ACE jeder einzelnen Gitterbox noch durch einen Flächenkorrekturfaktor  $\kappa$  dividiert und somit normiert. Dieser Faktor ist folgendermaßen definiert:

$$\kappa = r_E^2 (\lambda_2 - \lambda_1) (\sin \varphi_2 - \sin \varphi_1), \quad (3.1)$$

wobei  $r_E$  den Erdradius und  $\lambda$  bzw.  $\varphi$  die geographischen Begrenzungen (Länge bzw. Breite) der jeweiligen Gitterbox beschreiben. Abbildung 3.2 zeigt beispielhaft für den im Golf von

<sup>2</sup>Der mittlere Radius eines tropischen Zyklons liegt zwischen drei und sechs Grad (JTWC-FAQ 2009).

Bengalen Ende Oktober/Anfang November 1999 aufgetretenen Kategorie-5-Zyklon Orissa die abgeleitete ACE entlang seiner Zugbahn. Neben diesen Raum-Zeit-Feldern der ACE wurden Zeitreihen des monatlichen ACE-Index (und der einzelnen Anteile dieses Index) für NI, WNP und AUS bzw. für die einzelnen Teilregionen dieser Räume und die Satellitenära erzeugt.

### Niederschlag und Blitze in tropischen Wirbelstürmen

In der Vergangenheit wurde die Regenrate in tropischen Zyklonen vor allem mittels In-situ-Niederschlagsmessungen und später mit Hilfe von satellitengestützten Mikrowellenradiometern abgeschätzt. Heute werden ergänzend Messungen von Instrumenten an Bord des TRMM-Satelliten zur Ableitung der Niederschlagsrate verwendet. Details zum TRMM-Satelliten und den verwendeten Daten sind dem Anhang A.2 zu entnehmen.

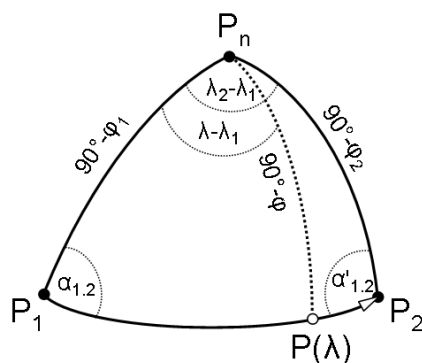
Lau et al. (2008) verwendeten tägliche TRMM-Niederschlagsdaten, um die Regenrate in tropischen Zyklonen zu bestimmen. Sie leiteten diese analog zu Rodgers et al. (2000, 2001) und Larson et al. (2005) folgendermaßen ab: Der Niederschlag der ausgehend vom Zentrum (Auge) eines tropischen Wirbelsturms im Umkreis von 500 km im Laufe eines Tages fällt wird dem jeweiligen Sturmsystem und Tag zugeordnet. In der vorliegenden Arbeit wurde ein anderer Ansatz zur Bestimmung des Niederschlags in tropischen Wirbelstürmen gewählt. Mit dieser neu entwickelten Methode konnten neben der Niederschlagsrate zusätzlich andere Größen, wie beispielsweise die maximale Windgeschwindigkeit oder die Blitzrate, entlang der Zugbahn des analysierten tropischen Zyklons abgeleitet werden. Diese Methode wird nun genauer vorgestellt und diskutiert.

Zur Ableitung der Niederschlagsrate in tropischen Zyklonen wurde das zeitlich und räumlich hochaufgelöste Niederschlagsdatenprodukt TRMM-3B42 (V6) verwendet (Huffman et al. 2007; TRMM-3B42 2009 — Details siehe Anhang A.2). Der TRMM-3B42-Datensatz umfasst Felder der dreistündigen Niederschlagsrate (in  $\text{mm h}^{-1}$ ) mit einer Auflösung von  $0,25^\circ \times 0,25^\circ$  für das Gebiet von  $50^\circ\text{S}$  bis  $50^\circ\text{N}$  und die Zeitspanne ab Dezember 1997. Im Rahmen dieser Arbeit wurden allerdings nur Daten für die Zeitspanne von Januar 1998 bis Dezember 2005 (TRMM-Zeitraum) berücksichtigt. Mit Hilfe eines Lightning Imaging Sensor (LIS)-Blitzdatensatzes (TRMM-LIS 2007) wurde zusätzlich die Blitzrate in tropischen Wirbelstürmen abgeschätzt (siehe Anhang A.2). Dieser Datensatz enthält Positionsangaben und Zeitpunkte der von LIS erfassten Blitze für den Zeitraum ab Ende 1997, wobei im Rahmen dieser Arbeit wiederum nur Daten für den TRMM-Zeitraum untersucht wurden.

Diese zeitlich und räumlich hochaufgelösten Blitz- und Niederschlagsdaten wurden schließlich mit Best-Track-Daten des JTWC in Verbindung gebracht: Unter der Annahme, dass sich das untersuchte Sturmsystem zwischen zwei sechsstündigen Positionsangaben auf Großkreisen bewegt, wurde für jede vordefinierte  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterbox, die das System durchläuft, der Ein- und Austrittszeitpunkt bestimmt. Die Grundlagen dieser Berechnung werden nachfolgend analog zu Sigl (1977) dargestellt — beispielhaft für ein sich auf der Nordhalbkugel ostwärts bewegendes System.

Zwei aufeinanderfolgende (sechsstündige) Positionsangaben dieses tropischen Zyklons werden als Startpunkt  $P_1 (\varphi_1, \lambda_1)$  und Zielpunkt  $P_2 (\varphi_2, \lambda_2)$  einer Bewegung auf der Kugeloberfläche betrachtet (Abbildung 3.3). Da für diese beiden Punkte die geographischen Koordinaten bekannt sind, lässt sich die kürzeste Entfernung zwischen ihnen (die Orthodrome) als Teil





**Abbildung 3.3:** Entfernungen und Kurswinkel auf der Kugeloberfläche (nach Sigl 1977).

eines Großkreises berechnen. Die Meridianbögen  $P_1P_n$  und  $P_2P_n$  bilden zusammen mit dem Großkreisbogen  $c = P_1P_2$  ein sphärisches Dreieck, wobei der Referenzpunkt  $P_n$  in diesem Fall der Nordpol ist. Von diesem Dreieck sind sowohl die Seiten  $a = 90^\circ - \varphi_2$  und  $b = 90^\circ - \varphi_1$  als auch der Winkel  $\lambda_2 - \lambda_1$  bekannt. Die Seite  $c$  lässt sich folglich mit dem Seitenkosinussatz berechnen:

$$c = \arccos [\sin \varphi_1 \sin \varphi_2 + \cos \varphi_1 \cos \varphi_2 \cos (\lambda_2 - \lambda_1)]. \quad (3.2)$$

Die Winkel  $\alpha_{1,2}$  und  $\alpha'_{1,2}$  im sphärischen Dreieck, welche dem Start- und Ankunftswinkel entsprechen, lassen sich ihrerseits mit dem Seitensinussatz berechnen:

$$\alpha_{1,2} = \arccos \left[ \frac{\sin \varphi_2 - \sin \varphi_1 \cos c}{\cos \varphi_1 \sin c} \right] \quad (3.3)$$

und

$$\alpha'_{1,2} = \arccos \left[ \frac{\sin \varphi_1 - \sin \varphi_2 \cos c}{\cos \varphi_2 \sin c} \right]. \quad (3.4)$$

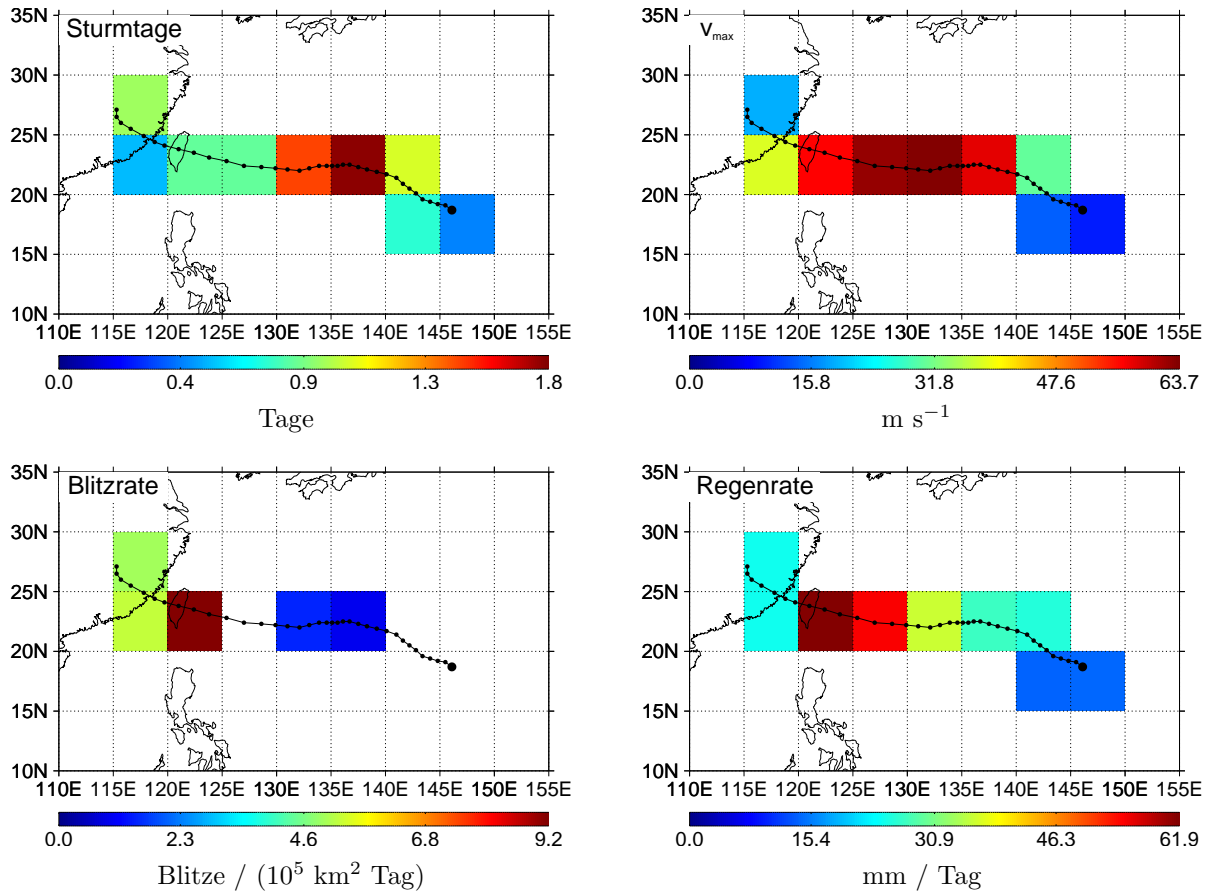
Die Bestimmung von Wegpunktkoordinaten entlang der Zugbahn des Wirbelsturms ist notwendig, um für jede vom Sturmsystem durchlaufene Gitterbox den Ein- und Austrittszeitpunkt berechnen zu können. Gesucht ist folglich die Breite  $\varphi$  des Wegpunkts  $P(\varphi, \lambda)$ , unter welcher  $P_1P_2$  den Meridian der gegebenen Länge  $\lambda$  schneidet. Die Länge  $\lambda$  ist bekannt, demzufolge auch der Winkel  $\lambda - \lambda_1$ . Somit kann die Seite  $P_nP = 90^\circ - \varphi$  bestimmt werden. Der Winkelkosinussatz gibt

$$\gamma = \arccos \left[ -\cos \alpha_{1,2} \cos (\lambda - \lambda_1) + \sin \alpha_{1,2} \sin (\lambda - \lambda_1) \cos \left( \frac{\pi}{2} - \varphi_1 \right) \right] \quad (3.5)$$

und der Sinussatz

$$\varphi = \arccos \left[ \sin \left( \frac{\pi}{2} - \varphi_1 \right) \frac{\sin \alpha_{1,2}}{\sin \gamma} \right]. \quad (3.6)$$

Dadurch konnte für jeden sich im indopazifischen Raum in der Referenz- bzw. TRMM-Zeitspanne ereigneten tropischen Wirbelsturm und für jede vom jeweiligen System durchlaufene Gitterbox die mittlere maximale Windgeschwindigkeit, die Anzahl der Sturmtage, die Anzahl der Stürme (einer bestimmten Kategorie) und die Blitz- und Niederschlagsrate bestimmt werden. Abbildung 3.4 zeigt beispielhaft für den im Nordwestpazifik Ende September/Anfang Oktober 2005 aufgetretenen Taifun Longwang die abgeleiteten Aktivitäts- bzw. Intensitätsmaße entlang seiner Zugbahn. Mit Hilfe der einzelnen Parameter lassen sich



**Abbildung 3.4:** Zugbahn des Taifuns Longwang (2005) mit Entstehungsort (großer Punkt) und sechsstündigen Positionsangaben (kleine Punkte). Anzahl der Sturmtage (oben links), mittlere maximale Windgeschwindigkeit in  $\text{m s}^{-1}$  (oben rechts), Anzahl der Blitze pro  $10^5 \text{ km}^2$  und Tag (unten links) und Niederschlag in  $\text{mm}$  pro Tag (unten rechts) für jede durchlaufene Gitterbox (Werte gleich Null in weiß).

die unterschiedlichen Entwicklungsstufen des untersuchten Sturmsystems veranschaulichen, von der Entstehung über die Intensivierung bis zur Abschwächung.

Entlang der Zugbahn Longwangs, wie auch entlang der Zugbahnen der meisten anderen im Rahmen dieser Arbeit untersuchten tropischen Zyklone, gibt es Regionen bzw. Gitterboxen, wo durch LIS keine Blitze erfasst wurden. Eine Erklärung hierfür ist, dass die Detektierung und Lokalisierung von Blitzen im jeweiligen tropischen Wirbelsturm von der Umlaufbahn des TRMM-Satelliten und der Abtastgeometrie des LIS abhängig ist. LIS-Blitzdaten sind Punktmessungen entlang der Satellitenbahn und daher nicht auf einem zeitlich und räumlich homogenen Gitter anzuordnen — ganz im Gegensatz zum TRMM-3B42-Niederschlagsprodukt, in welchem Niederschlagsdaten durch die Verwendung von Daten einer Vielzahl von Satelliten und Regenmessern am Boden zeitlich und räumlich homogen angeordnet sind (Anhang A.2). TRMM-LIS-Blitzdaten eignen sich daher nicht oder nur bedingt für klimatologische Untersuchungen der Blitzaktivität in tropischen Wirbelstürmen und somit der mit diesen Systemen einhergehenden Gefährdung durch konvektive Extremwetterereignisse. Bodengestützte Netzwerke zur Blitzerfassung und -lokalisierung bzw. die in naher Zukunft zur Verfügung stehenden Blitzdaten von Detektoren auf geostationären Satelliten wären für solche Untersuchungen besser geeignet (Anhang A.2).

Eine Abschätzung der Regenrate in tropischen Zyklonen ist aber auf Grundlage des verwendeten hochaufgelösten Niederschlagsdatenprodukts und der entwickelten Methode möglich. In der vorliegenden Arbeit wurde die Niederschlagsrate entlang der Zugbahn des tropischen Wirbelsturms bestimmt und nicht wie in Lau et al. (2008) punktweise alle sechs Stunden. Vor allem bei Sturmsystemen mit einer hohen Zuggeschwindigkeit, zum Beispiel bei Systemen, welche in höhere Breiten abgelenkt werden und dort die Frontalzonen erreichen, ermöglicht die in dieser Arbeit entwickelte Methode gegenüber dem in Lau et al. (2008) angewandten Ansatz eine genauere Abschätzung der tatsächlichen Regenrate. Ein weiterer Vorteil der entwickelten Methode ist, dass neben der Niederschlagsrate gleichzeitig andere Maße, wie beispielsweise die maximale Windgeschwindigkeit oder die Anzahl von Sturmtagen, entlang der Zugbahn des jeweiligen Wirbelsturms abgeschätzt werden können. Dies ermöglicht einen direkten Vergleich der einzelnen Größen. Ein gewisser Nachteil ist, dass die Niederschlagsrate in tropischen Zyklonen für vordefinierte  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen abgeleitet wird. Diese sind „starr“ und entsprechen nur näherungsweise der tatsächlichen Form und Größe eines tropischen Zyklons. Daraus resultieren unter Umständen Fehler bei der Abschätzung der tatsächlichen Regenrate.

Zusammenfassend kann man aber sagen, dass im Rahmen dieser Arbeit ein Verfahren entwickelt wurde, welches eine quantitative Abschätzung des Niederschlags in tropischen Sturmsystemen ermöglicht. Dies erlaubt zusammen mit Größen, welche die Anzahl, Lebensdauer und Windgeschwindigkeit tropischer Zyklone beschreiben, eine vollständige Beurteilung des mit Wirbelstürmen einhergehenden Gefährdungspotenzials.

Felder des monatlich akkumulierten Niederschlags tropischer Zyklone wurden für den indopazifischen Raum, eine räumliche Auflösung von  $5^\circ \times 5^\circ$  und die TRMM-Zeitspanne abgeleitet. Ergänzend wurden für den gleichen Untersuchungsraum und die Referenzzeitspanne  $5^\circ \times 5^\circ$ -Felder der monatlichen Maximalwindgeschwindigkeit tropischer Zyklone, Anzahl von Sturmtagen und Anzahl tropischer Wirbelstürme (unterschieden nach Saffir-Simpson-Kategorie) berechnet. Neben diesen Raum-Zeit-Feldern wurden für NI, WNP und AUS und die TRMM-Zeitspanne Reihen des beckenweit und monatlich akkumulierten Niederschlags tropischer Zyklone erzeugt. Die Blitzrate in tropischen Sturmsystemen wird in der vorliegenden Arbeit, wie oben bereits begründet, nicht dazu verwendet das mit diesen Systemen verbundene Gefährdungspotenzial zu beschreiben.

### 3.3.2 ERA-40-Reanalysedaten

Der ERA-40-Datensatz ist eine Reanalyse meteorologischer Beobachtungen für den Zeitraum von September 1957 bis August 2002 (Uppala et al. 2005). Dieser Datensatz wurde vom Europäischen Zentrum für mittelfristige Wettervorhersage<sup>3</sup> (ECMWF) in Zusammenarbeit mit anderen Zentren erstellt. Monatliche Felder unterschiedlicher atmosphärischer Parameter wurden der Internetseite des ECMWF (ERA-40 2009) entnommen und im Rahmen dieser Arbeit untersucht. Es handelt sich hierbei um globale Felder mit einer räumlichen Auflösung von  $2,5^\circ \times 2,5^\circ$ . Atmosphärische Variablen, welche die großskalige atmosphärische Zirkulation beschreiben oder mit der Entwicklung und Intensivierung tropischer Wirbelstürme korreliert sind, wurden aus ERA-40-Daten abgeleitet und analysiert: Felder der zwischen 1000 und 500 hPa integrierten MSE (Gleichung 2.1), der vertikalen zonalen Windscherung (200 minus

<sup>3</sup>European Centre for Medium-Range Weather Forecasts

850 hPa), der 850-hPa relativen Vorticity sowie des 500-hPa Windvektors und Geopotentials. Als Untersuchungszeitraum diente die Zeitspanne von Januar 1980 bis Dezember 2001.

Anmerkung: Das 850 und 200-hPa-Niveau werden im Allgemeinen verwendet, um die Entstehung und Intensivierung tropischer Zyklone zu beschreiben (z.B. McBride und Zehr 1981; Briegel und Frank 1997; Chan und Kwok 1999; Yumoto und Matsuura 2001; Chia und Ropelewski 2002; Wang et al. 2007). Die Strömung in der mittleren Troposphäre (500 hPa) kann hingegen als steuernde Strömung betrachtet werden (z.B. George und Gray 1976; Chan und Gray 1982).

## 3.4 Ozeanische Variablen

### 3.4.1 Niño-3.4-Index

Der Niño-3.4-Index ist einer der am meisten verwendeten ENSO-Indizes (Barnston et al. 1997) und wird im Rahmen dieser Arbeit zur Bestimmung des ENSO-Zustands verwendet (Abschnitt 4.1). Monatswerte des Niño-3.4-Index wurden der Internetseite des Climate Prediction Center (CPC) entnommen (CPC 2009). Der Niño-3.4-Index ist definiert als Anomalie der Meeresoberflächentemperatur im äquatorialen Pazifik in der Region  $5^{\circ}\text{S}$ – $5^{\circ}\text{N}$ ,  $170^{\circ}\text{W}$ – $120^{\circ}\text{W}$  (Abbildung 3.5; Basiszeitraum zur Bildung anomaler Werte: 1971–2000). Werte des monatlichen Niño-3.4-Index standen ab Januar 1950 zur Verfügung.

### 3.4.2 Meeresoberflächentemperaturen aus Beobachtung und Modell

#### AMIP-2

Der Atmospheric Model Intercomparison Project (AMIP)-2-Datensatz umfasst Beobachtungsdaten der globalen monatlichen SST mit einer räumlichen Auflösung von  $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ . Dieser

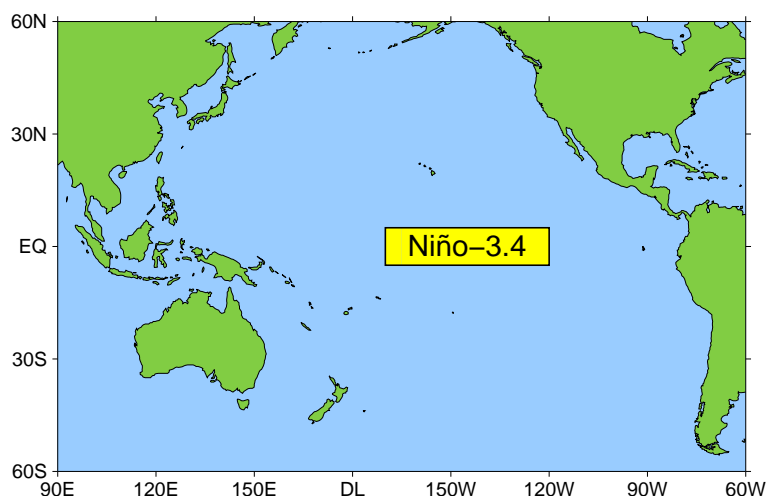


Abbildung 3.5: Niño-3.4-Region (gelbes Rechteck) im äquatorialen Pazifik.

Datensatz wurde vom National Center for Atmospheric Research (NCAR) nach der Methode von Hurrell et al. (2008) erstellt und ist auf der Internetseite des Program for Climate Model Diagnosis and Intercomparison für den Zeitraum ab 1870 verfügbar (PCMDI 2007). In dieser Arbeit wurden AMIP-2-SST-Felder für die Referenzzeitspanne analysiert.

### HadISST-1.1

Der Hadley Centre Sea Ice and Sea Surface Temperature-Version 1.1 (HadISST-1.1)-Datensatz des UK-Met Office (Rayner et al. 2003) enthält für den Zeitraum ab 1870 Daten der globalen monatlichen SST mit einer räumlichen Auflösung von  $1^\circ \times 1^\circ$  (UK-Met Office 2009b), wobei für die nachfolgenden Analysen Daten von Januar 1950 bis Dezember 2006 zur Verfügung standen. HadISST-1.1-Daten werden regelmäßig und zeitnah aktualisiert (Details hierzu sind z.B. UK-Met Office 2010 zu entnehmen).

### HadGEM1

HadGEM1 des UK-Met Office ist ein globales gekoppeltes Atmosphäre-Ozean-Klimamodell (Martin et al. 2006; Johns et al. 2006). HadGEM1-Simulationen wurden für den IPCC-AR4 durchgeführt. In dieser Arbeit wurden beispielhaft die Ergebnisse einer einzelnen HadGEM1-Simulation untersucht, genauer globale monatliche HadGEM1-SST-Felder mit einer räumlichen Auflösung von  $1^\circ \times 1^\circ$  für den Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 2009 (UK-Met Office 2009a). Die mit HadGEM1 simulierten SST haben somit die gleiche räumliche Auflösung wie die Beobachtungsdaten (HadISST-1.1).

Der Startzeitpunkt der analysierten HadGEM1-Simulation war Dezember 1859. Für den Zeitraum bis November 1999 hatte diese Simulation historische anthropogene Antriebe. Für die Zeitspanne von Dezember 1999 bis Dezember 2009 unterlag sie einem IPCC-SRES<sup>4</sup>-A1B-Klimaänderungsszenario (Nakicenovic et al. 2000). Dieses Szenario beschreibt eine zukünftige Welt mit sehr raschem Wirtschaftswachstum, einer bis Mitte des 21. Jahrhunderts ansteigenden und danach rückläufigen Weltbevölkerung, einer raschen Einführung neuer und effizienter Technologien und einer ausgewogenen Nutzung fossiler und nichtfossiler Energiequellen. Variationen vulkanischer, stratosphärischer Aerosole und Zyklen der solaren Bestrahlungsstärke wurden im Rahmen der Simulation konstant gehalten.

### 3.4.3 Temperatur der obersten Ozeanschicht

Ein neues operatives Ozean(re-)analysisystem ORA-S3<sup>5</sup> wurde am ECMWF implementiert, um die wichtigen Anfangsbedingungen für jahreszeitliche Vorhersagen bereitzustellen (Balmaseda et al. 2007, 2008). Die ORA-S3-Analysen reichen bis ins Jahr 1959 zurück. Dieser Datensatz kann als eine Art historischer Ozeanreanalysedatensatz angesehen werden, welcher fortlaufend aktualisiert wird. Im Rahmen dieser Arbeit standen Reanalysedaten für den Zeitraum von 1959 bis 2006 zur Verfügung (ORA-S3 2009). Ein wichtiges Merkmal des ORA-S3-Analysesystems ist, dass nicht nur eine einzelne Analyse, sondern insgesamt fünf

<sup>4</sup>Special Report on Emissions Scenarios (SRES)

<sup>5</sup>Operational Ocean Re-Analysis System 3 (ORA-S3)

parallel ablaufende Analysen durchgeführt werden, um so die Unsicherheit in den Ozean–Anfangsbedingungen darzustellen.

Verschiedene ozeanische Variablen sind im ORA–S3–Reanalysedatensatz zusammengefasst, wobei im Rahmen dieser Arbeit Monatswerte der mittleren potenziellen Temperatur der obersten Ozeanschicht (von der Ozeanoberfläche bis zu einer Wassertiefe von 300 m) untersucht wurden (nachfolgend  $\theta_{300}$ ). Diese Größe wurde für die Zeitspanne von 1959 bis 2004 aus ENACT<sup>6</sup>/ENSEMBLES<sup>7</sup>–Version–2–Analysen und für den Zeitraum nach 2004 aus Global Telecommunication System (GTS)–Analysen abgeleitet. Diese globalen  $\theta_{300}$ –Felder haben eine räumliche Auflösung von  $1^\circ \times 1^\circ$ . Auch für diese Größe stehen fünf Analysedatensätze zur Verfügung. Um die Modellunsicherheit zu berücksichtigen, wurde ein Mittel aus diesem Ensemble gebildet.

### 3.5 NatCatSERVICE–Schadendaten

Die NatCatSERVICE–Schadendatenbank der Munich Re wurde 1974 begonnen und zählt mit mehr als 25000 Einträgen weltweit zu den umfangreichsten Datenbanken für Naturkatastrophen (Munich Re 2003). Jährlich werden zwischen 800 und 1000 Elementarschadensereignisse erfasst und untersucht. In die NatCatSERVICE–Datenbank werden alle Schadensereignisse aufgenommen, welche beträchtliche Sach– bzw. Personenschäden verursacht haben.

Jedes dieser Schadensereignisse wird nach seiner Schwere beurteilt und in eine von sieben NatCatSERVICE–Katastrophenklassen eingeteilt. Diese Katastrophenkategorien reichen von Null („Naturereignis“) bis sechs („große Naturkatastrophe“) und sind in Tabelle 3.1 zusammengefasst. Diese Einteilung der einzelnen Naturkatastrophen in Klassen ermöglicht es, beispielsweise ein Schadensereignis aus dem Jahr 1980 mit einer sich 2005 ereigneten Katastrophe zu vergleichen. Dies wäre ohne die von der Munich Re durchgeführte Kategorisierung der Schadensereignisse nur durch eine Normalisierung der Schadendaten möglich, d.h. durch eine Anpassung der Schadenshöhen an Veränderungen sozioökonomischer Faktoren (z.B. Bevölkerungszunahme, steigender Lebensstandard, Konzentration von Bevölkerung und Werten in Großstädten, Besiedelung und Industrialisierung stark exponierter Regionen, Anfälligkeit moderner Gesellschaften und Technologien). Schäden in den USA, welche auf Hurrikane zurückzuführen sind, wurden bereits mit Hilfe von verschiedenen Methoden normalisiert (z.B. Pielke und Landsea 1998; Nordhaus 2006; Sachs 2007; Pielke et al. 2008; Schmidt et al. 2009a, 2009b). Für den indopazifischen Raum ist eine derartige Normalisierung allerdings schwierig, da für die meisten Länder Asiens und Ozeaniens keine Informationen über wirtschaftliche und gesellschaftliche Entwicklungen vorhanden bzw. frei erhältlich sind. Im Rahmen dieser Arbeit wird folglich die zeitlich unabhängige Katastrophenklasse verwendet, um die Schwere des jeweiligen Schadensereignisses zu beschreiben.

In der NatCatSERVICE–Datenbank werden folgende Ereignistypen unterschieden: Geophysikalische Ereignisse (z.B. Erdbeben und –senkungen, Tsunamis, Vulkanausbrüche), meteorologische Ereignisse (z.B. tropische Wirbelstürme, Tornados, Winterstürme), hydrologische Ereignisse (z.B. Sturmfluten, Flussüberschwemmungen, Sturzfluten) und klimatologische Ereignisse (z.B. Temperaturextreme, Dürren, Waldbrände). In dieser Arbeit wurden

<sup>6</sup>Enhanced Ocean Data Assimilation and Climate Prediction (ENACT)

<sup>7</sup>Ensemble–based Predictions of Climate Changes and their Impacts (ENSEMBLES)

**Tabelle 3.1:** NatCatSERVICE–Katastrophenkategorien.

Katastrophenklasse		Gesamtschaden				und/oder Todesopfer
		Schadenbild	1980er*	1990er*	2000 – 2008*	
0	Naturereignis	Keine Sachschäden	-	-	-	keine
1	Kleinstschadenereignis	Geringe Sachschäden	-	-	-	1-9
2	Mittleres Schadenereignis	Beachtliche Gebäude- und Sachschäden	-	-	-	> 10
3	Mittelschwere Katastrophe	Mittelschwere Gebäude-, Sach-, und Infrastrukturschäden	> 25 Mio. US\$	> 40 Mio. US\$	> 50 Mio. US\$	> 20
4	Schwere Katastrophe	Schwere Gebäude-, Sach- und Infrastrukturschäden	> 85 Mio. US\$	> 160 Mio. US\$	> 200 Mio. US\$	> 100
5	Verheerende Katastrophe	Katastrophale Auswirkungen auf das betroffene Gebiet	> 275 Mio. US\$	> 400 Mio. US\$	> 500 Mio. US\$	> 500
6	Große Naturkatastrophe	Selbsthilfefähigkeit der betroffenen Region deutlich überschritten, überregionale/internationale Hilfe erforderlich, tausende Todesopfer und/oder hunderttausende Obdachlose, substanzielle volkswirtschaftliche Schäden (UN Definition). Versicherte Schäden erreichen außergewöhnliche Größenordnungen.				

\* Schadenangaben ergeben sich aus Dekadenmittelwerten.

© 2009 Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft, GeoRisikoForschung, NatCatSERVICE

Stand: März 2009

ausschließlich Schadensereignisse berücksichtigt, welche direkt auf tropische Wirbelstürme zurückzuführen sind (Unterereignis „TC“ in der NatCatSERVICE–Datenbank).

Die Schadendatenbank enthält für jedes aufgenommene Ereignis alle relevanten Informationen: Datum, Ereignistyp, Hauptschadengebiete, volkswirtschaftliche und versicherte Schäden, Personenschäden, etc. Die Schadensfestsetzung beruht je nach Verfügbarkeit auf gut dokumentierten offiziellen Abschätzungen, Versicherungsansprüchen, vergleichbaren katastrophalen Ereignissen und anderen Parametern. Schadendaten werden von über 200 verschiedenen Quellen bezogen. Sie werden über einen bestimmten Zeitraum beobachtet, dokumentiert, verglichen und Plausibilitätsprüfungen ausgesetzt. Einzelne Schadensmeldungen, Abschätzungen des Schadens für das gesamte Ereignis, langzeitige Erfahrung und Inspektionen vor Ort werden verwendet, um gut dokumentierte, eindeutig nachgewiesene Schadenswerte zu erzeugen, welche dann in die NatCatSERVICE–Datenbank aufgenommen werden.

Die früheste in der NatCatSERVICE–Schadendatenbank erfasste Naturkatastrophe ist der Ausbruch des Vulkans Vesuv im Jahr 79 nach Christus, bei welchem die antiken Städte Pompeji, Herculaneum, Oplontis und Stabiae verschüttet wurden. Naturkatastrophen von historischem Ausmaß sind seit diesem Zeitpunkt erfasst. Alle großen Naturkatastrophen, d.h. Schadensereignisse der Kategorie sechs, welche sich nach dem Jahr 1950 ereigneten, wurden analysiert und in die Datenbank aufgenommen. Schadensereignisse (Kategorien Null bis sechs), welche sich nach 1980 ereigneten, wurden vollständig in der NatCatSERVICE–Datenbank erfasst. Zeitliche Änderungen der Melderate von Schadensereignissen<sup>8</sup> spielen folglich für diese Zeitspanne eine untergeordnete Rolle. Daher wurden im Rahmen dieser Arbeit nur Schadendaten ab dem Jahr 1980 untersucht.

Felder der monatlichen Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Wirbelstürme ( $5^\circ \times 5^\circ$ ) wurden für den indopazifischen Raum und die Referenzzeitspanne aus

<sup>8</sup>engl. reporting bias

NatCatSERVICE–Schadendaten abgeleitet und anschließend mit dem in Gleichung 3.1 definierten Flächenkorrekturfaktor normiert. Außerdem wurden Zeitreihen der monatlichen Häufigkeit von Schadensereignissen durch tropische Zyklone (unterschieden nach Munich–Re–Schadenskategorie) für NI, WNP und AUS und die Zeitspanne nach Januar 1980 gewonnen. Analog dazu wurden Zeitreihen der monatlichen Anzahl von Wirbelsturmschäden für ausgewählte Länder bzw. Teile Asiens berechnet.

## 3.6 Statistische Analyseverfahren

Verschiedene statistische Analysemethoden fanden in dieser Arbeit Anwendung. Die Grundlagen einiger dieser Verfahren werden im Folgenden erläutert.

### 3.6.1 Hauptkomponentenanalyse

Die Hauptkomponentenanalyse<sup>9</sup> (PCA) oder empirische Orthogonalfunktion (EOF)–Analyse dient dazu, multivariate Datensätze so umzustrukturieren, dass die ursprüngliche Vielzahl von Variablen durch eine geringere Zahl von Linearkombinationen dieser Variablen ersetzt wird (Wilks 2006). Diese Linearkombinationen sollen möglichst einen Großteil der Varianz im Ausgangsdatsatz erklären.

In dieser Arbeit werden Raum–Zeit–Felder verschiedener atmosphärischer und ozeanischer Variablen mit einer PCA untersucht. Der Ausgangsdatsatz ist also gewissermaßen eine Sammlung von  $K$  gegenseitig korrelierten Zeitreihen der Länge  $n$ , wobei  $K$  für die Anzahl von Gitterpunkten steht, welchen die einzelnen Stichproben zuzuordnen sind. Obwohl die Ausgangsdaten (für eine gegebene Beobachtungszeit) auf einem zweidimensionalen Feld von Gitterboxen angeordnet sind, wird dieser zweidimensionale Datensatz in einem eindimensionalen Vektor  $\mathbf{x} = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_K]$  angeordnet. Es ist zweckdienlich, die Hauptkomponenten (PC) als Linearkombinationen der Anomalien dieses Vektors  $\mathbf{x}' = \mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}}$  zu berechnen.

Die erste Hauptkomponente  $u_1$  ist die Linearkombination, welche den größten Teil der Varianz im Ausgangsdatsatz beschreibt. Die nachfolgenden Hauptkomponenten  $u_m$  ( $m=2, 3, \dots, M$ ) erklären zusammen die restliche Varianz — vorausgesetzt, dass die einzelnen Hauptkomponenten untereinander unkorreliert sind. Die Gesamtvarianz der Ausgangsdaten entfällt vollständig auf die  $u_m$  ( $m=1, 2, \dots, M$ ). Das heißt, dass die Summe der Varianzen von  $\mathbf{x}'$  gleich der Summe der Varianzen der Hauptkomponent–Variablen  $\mathbf{u}$  ist (siehe Anhang A.3.1).

Die neuen Variablen (Hauptkomponenten), d.h. die Elemente  $u_m$  von  $\mathbf{u}$ , sind durch die Eigenvektoren ( $\mathbf{e}_k$ ;  $k=1, \dots, K$ ) der Kovarianzmatrix<sup>10</sup>  $[S]$  von  $\mathbf{x}'$  eindeutig definiert (Anhang A.3.1).  $[S]$  ist eine symmetrische ( $K \times K$ )–Matrix, die auf ihrer Hauptdiagonalen die Varianzen der  $K$  Variablen als Einträge besitzt. Die restlichen Elemente dieser Matrix sind die Kovarianzen zwischen allen möglichen Paaren der  $K$  Variablen.

<sup>9</sup>engl. principal component analysis

<sup>10</sup>In dieser Arbeit wird die EOF–Analyse anhand der Kovarianzmatrix durchgeführt.



Um zu betonen, dass die Ausgangsdaten aus  $K$  Zeitreihen bestehen, wird die Analysegleichung der PCA oftmals mit einem expliziten Zeitindex  $t$  (zwischen 1 und  $n$ ) formuliert:

$$u_m(t) = \sum_{k=1}^K e_{km} x'_k(t), \quad m=1, \dots, M \quad (3.7)$$

oder in Matrixschreibweise (für  $M=K$ )

$$\underbrace{\mathbf{u}(t)}_{(K \times 1)} = \underbrace{[E]^T}_{(K \times K)} \underbrace{\mathbf{x}'(t)}_{(K \times 1)}. \quad (3.8)$$

Die  $K$  Eigenvektoren der Kovarianzmatrix  $[S]$  bilden die Spalten der  $(K \times K)$ -Matrix  $[E]$ .  $[E]$  ist orthogonal, und  $[E]^T$  ist die Transponierte von  $[E]$ . Die Eigenvektoren definieren ein neues Koordinatensystem, in welchem die Daten zu betrachten sind. Dieses neue Koordinatensystem ist so orientiert, dass jede fortlaufend nummerierte Achse in Richtung der größten gemeinsamen Datenvariabilität ausgerichtet ist. Dies ist übereinstimmend mit der Achse, welche orthogonal zu den vorangehenden Achsen ist. Diese Achsen sind Orthogonalfunktionen, die aber gemäß dem jeweiligen Datensatz empirisch definiert sind — daher die Bezeichnung *empirische Orthogonalfunktion*.

Die Eigenvektoren können in einer informativen Art und Weise veranschaulicht werden, da die  $K$  Elemente von  $\mathbf{x}'$  Messungen an verschiedenen Orten im Raum darstellen. Jedes Eigenvektorelement  $e_{km}$  kann auf einer Karte am selben Ort wie der entsprechende Datenwert  $x'_k$  graphisch dargestellt werden. Solche Felder von Eigenvektorelementen zeigen sehr deutlich an, welche Orte am stärksten zu den entsprechenden Hauptkomponenten beitragen. Diese geographische Veranschaulichung der Eigenvektoren wird manchmal auch so interpretiert, dass diese die unkorrelierten Moden der Variabilität der Felder darstellt, von welchen die Hauptkomponentenanalyse extrahiert wurde. Insbesondere für die führenden Eigenvektoren ist diese Art der Interpretation vertretbar. Allerdings ist eine solche Auslegung für die nachrangigen Eigenvektoren nicht zulässig, auf Grund der Bedingung der gegenseitigen Orthogonalität der Eigenvektoren (z.B. Dommenguet und Latif 2002).

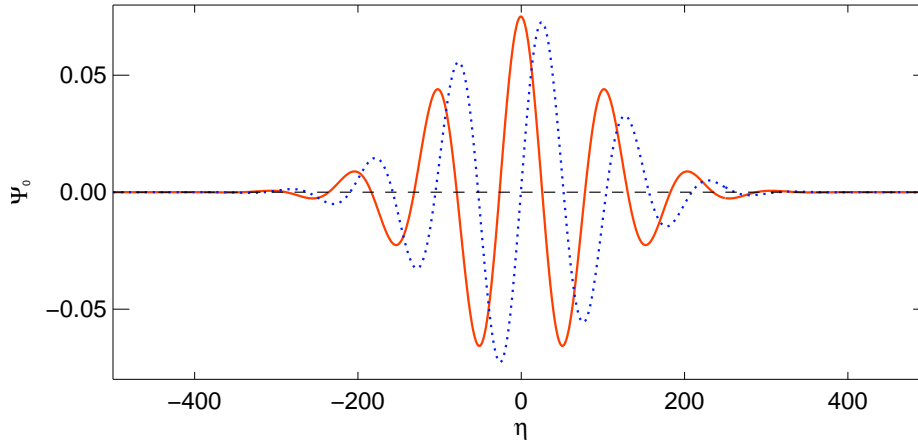
### 3.6.2 Wavelet-Analyse

Die Wavelet-Analyse kann zur Untersuchung von Zeitreihen verwendet werden, welche nicht-stationäre Leistung<sup>11</sup> in verschiedenen Frequenzbereichen besitzen (Torrence und Compo 1998). Die Wavelet-Analyse zerlegt solche Zeitreihen in kleine Wellenzüge<sup>12</sup>. Somit können einerseits die dominierenden Moden der Variabilität dieser Reihen bestimmt werden (*globales* Wavelet-Spektrum), und andererseits kann gezeigt werden wie diese Moden zeitlich variieren (*lokales* Wavelet-Spektrum).

Als Wavelet-Funktion zulässig sind Funktionen, welche mittelwertfrei und sowohl im Zeit- als auch im Frequenzraum lokalisiert sind (Farge 1992). Im Rahmen dieser Arbeit wurde die komplexe Morlet-Wavelet-Funktion  $\Psi_0$  verwendet (Torrence und Compo 1998), eine

<sup>11</sup>engl. power

<sup>12</sup>engl. wavelet



**Abbildung 3.6:** Morlet-Wavelet-Funktion  $\Psi_0$  im Zeitraum ( $\omega_0=6$ ): Realteil (rot) und Imaginärteil (blau).

Funktion des dimensionslosen (Zeit-)Parameters  $\eta$ , welche nachfolgend definiert und in Abbildung 3.6 graphisch dargestellt ist:

$$\Psi_0(\eta) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0\eta} e^{-\eta^2/2}, \quad (3.9)$$

wobei  $\omega_0$  die dimensionslose Frequenz ist, d.h. die Anzahl von Oszillationen im Wavelet selbst (in dieser Arbeit:  $\omega_0=6$ ). Die Morlet-Wavelet-Funktion ist gewissermaßen eine durch eine Gaußkurve modulierte ebene Welle.

Die kontinuierliche Wavelet-Transformation  $W_n(s)$  einer diskreten Zeitreihe  $x_n$  der Länge  $N$  in Abhängigkeit von der Wavelet-Skala  $s$  ist als Faltung von  $x_n$  mit einer skalierten und umgewandelten Version von  $\Psi_0(\eta)$  (nachfolgend als  $\Psi$  bezeichnet) definiert:

$$W_n(s) = \sum_{n'=0}^{N-1} x_{n'} \Psi^* \left[ \frac{(n' - n) \delta t}{s} \right], \quad (3.10)$$

wobei (\*) für komplex konjugiert steht,  $\delta t$  die Länge des Zeitschritts und  $n$  den (lokalisierten) Zeitindex beschreibt. Durch Ändern der Wavelet-Skala und Verschieben entlang des Zeitindex kann ein Bild erzeugt werden, welches sowohl die Amplitude jedes der Merkmale gegen die Skala zeigt, als auch darlegt wie diese Amplitude zeitlich variiert.

Die Berechnung der Wavelet-Transformation (Gleichung 3.10) wird üblicherweise im Fourier-Raum durchgeführt. Die diskrete Fourier-Transformation der Reihe  $x_n$  ist folgendermaßen definiert:

$$\hat{x}_k = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} x_n e^{-2\pi i k n / N}, \quad (3.11)$$

wobei der Frequenz-Index  $k$  von 0 bis  $(N-1)$  variiert. Die kontinuierliche Wavelet-Transformation  $W_n(s)$  kann an allen  $n$  gleichzeitig und effizient folgendermaßen berechnet werden (für eine gegebene Wavelet-Skala):

$$W_n(s) = \sum_{k=0}^{N-1} \hat{x}_k \hat{\Psi}^*(s\omega_k) e^{i\omega_k n \delta t}, \quad (3.12)$$

mit der Kreisfrequenz  $\omega_k = \frac{2\pi k}{N\delta t}$  für  $k \leq \frac{N}{2}$  und  $\omega_k = -\frac{2\pi k}{N\delta t}$  für  $k > \frac{N}{2}$ . Das  $(\hat{\phantom{x}})$  über dem  $x$  und  $\Psi$  steht für Fourier-transformiert.

Die Wavelet-Skala kann direkt in die Fourier-Periode  $\lambda_F$  umgerechnet werden<sup>13</sup>. Für die Morlet-Wavelet-Funktion (mit  $\omega_0=6$ ) entspricht die Fourier-Periode etwa der Wavelet-Skala:  $\lambda_F = 1,03 \cdot s$  ( $s$  ist die Wavelet-Skala).

Es ist günstig die Wavelet-Skalen als gebrochene Zweierpotenzen zu schreiben:

$$s_j = s_0 2^{j\delta j}, \quad j=0, 1, \dots, J \quad (3.13)$$

$$J = \delta j^{-1} \log_2 \left( \frac{N \delta t}{s_0} \right), \quad (3.14)$$

wobei  $s_0$  die kleinste auflösbare Skala ist (hier:  $s_0=2\delta t$ ), und  $J$  die größte Skala beschreibt. Für eine monatliche Auflösung beträgt  $\delta t$   $1/12$  Jahre, und  $s_0$  ist demzufolge  $1/6$  Jahre. Um ein möglichst glattes Bild der Wavelet-Leistung zu erhalten, wird die Skalenschrittweite  $\delta j$  in dieser Arbeit gleich  $1/8$  gesetzt.

Fehler treten am Anfang und am Ende des Wavelet-Spektrums auf, da Zeitreihen mit einer finiten Länge analysiert werden und die zentrale Annahme der Fourier-Transformation in Gleichung 3.12 darin besteht, dass die Daten zyklisch sind. Eine Möglichkeit diese Fehler zu beheben besteht darin, das Ende der Zeitreihe mit Nullen „aufzufüllen“, anschließend die Wavelet-Transformation (Gleichung 3.12) durchzuführen und schließlich die Nullen wieder zu entfernen. Dies führt allerdings zu Diskontinuitäten an den Endpunkten und vor allem bei größeren Skalen zu einer verringerten Amplitude, da mehr und mehr Nullen in die Analyse eingehen. Diese Regionen des Wavelet-Spektrums, in welchen Randeffekte berücksichtigt werden müssen, sind in dieser Arbeit durch den so genannten *Cone of Influence*<sup>14</sup> (COI) gekennzeichnet.

Das globale Wavelet-Spektrum liefert eine unverzerrte und konsistente Abschätzung des wahren Spektrums einer Zeitreihe (Percival 1995). Es ist das Zeit-Mittel über das gesamte lokale Wavelet-Spektrum:

$$\bar{W}^2(s) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} |W_n(s)|^2. \quad (3.15)$$

In dieser Arbeit wird sowohl für das globale als auch für das lokale Wavelet-Spektrum die statistische Signifikanz von Maximalwerten der Wavelet-Leistung bestimmt (Details im Anhang A.3.2).

Die Wavelet-Transformation (Gleichung 3.12) ist im Wesentlichen ein Bandfilter mit gleichbleibender Form und veränderlicher Lage und Breite. Eine Wavelet-gefilterte Zeitreihe  $x'_n$  lässt sich durch das Aufsummieren einer Teilmenge von Skalen folgendermaßen erzeugen:

$$x'_n = \frac{\delta j \delta t^{1/2}}{C_\delta \Psi_0(0)} \sum_{j=j_1}^{j_2} \frac{\Re \{W_n(s_j)\}}{s_j^{1/2}}. \quad (3.16)$$

<sup>13</sup>Der Zusammenhang zwischen  $\lambda_F$  und  $s$  kann analytisch für eine gegebene Wavelet-Funktion abgeleitet werden, indem man eine Kosinusfunktion mit bekannter Frequenz in Gleichung 3.12 einsetzt und anschließend die Skala bestimmt, bei welcher das Wavelet-Spektrum maximal ist.

<sup>14</sup>Der COI ist definiert als e-Responsezeit  $\tau_s$  für die Autokorrelation der Wavelet-Leistung an jeder Skala. Für die gewählte Morlet-Wavelet-Funktion ist  $\tau_s$  gleich  $\sqrt{2} \cdot s$  ( $s$  steht für die Wavelet-Skala).

$C_\delta$  beschreibt den so genannten Rekonstruktionsfaktor. Dieser ist für eine Morlet–Wavelet–Funktion (mit  $\omega_0=6$ ) gleich 0,776, und  $\Psi_0(0)$  beträgt  $\pi^{-1/4}$ .  $\Re$  steht für Realteil. Mit Hilfe von Gleichung 3.16 können bestimmte Frequenzbereiche eines Signals (bzw. einer Zeitreihe) isoliert und getrennt voneinander untersucht werden.

In der vorliegenden Arbeit wurden Wavelet–Analysen basierend auf der Software von Torrence und Compo (2010) durchgeführt. Diese musste allerdings teilweise modifiziert werden, um beispielsweise Wavelet–gefilterte Zeitreihen (Gleichung 3.16) erzeugen zu können.

### 3.6.3 Cox–Regressionsmodell

Das Cox–Regressionsmodell, welches auch als proportionales Hazardmodell<sup>15</sup> bezeichnet wird, ist die am meisten angewandte Regressionsmethode in der Überlebensanalyse<sup>16</sup>. Es findet aber in verschiedenen weiteren Bereichen der Risikomodellierung Anwendung (z.B. Maia und Meinke 2008). Das CRM wird ähnlich zu anderen Regressionsverfahren angewandt, wenn der Effekt verschiedener Einflussgrößen auf eine Zielvariable untersucht werden soll. Das hier vorgestellte CRM beinhaltet das von Cox (1972) und Cox und Oakes (1984) formulierte Regressionsmodell (mit seinen Verallgemeinerungen). Die CRM–Analysen der vorliegenden Arbeit basieren auf der Statistik–Software R (R 2010).

In der Überlebensanalyse wird üblicherweise eine Hazardrate definiert. Die Hazardrate gibt gewissermaßen das Risiko (bzw. die Wahrscheinlichkeit) an, dass zu einem festen Zeitpunkt ein bestimmtes Ereignis oder ein Zustandswechsel (beispielsweise der Tod einer Person) eintritt. Im CRM werden Einflüsse auf die Hazardrate folgendermaßen modelliert (Fox 2002; Maia und Meinke 2008):

$$h(t | X) = h_0(t) \cdot \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n), \quad (3.17)$$

$h$  ist die von den Einflussvariablen (Kovariaten)  $X_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) abhängige Hazardrate zum Zeitpunkt  $t$ . Der im CRM nicht geschätzte Basis–Hazardwert  $h_0(t)$  gibt die Gefährdung für das Eintreten des Ereignisses in  $t$  an, wenn alle Einflussvariablen gleich Null sind. Weil  $h_0(t)$  im Rahmen der Modellschätzung außer Acht gelassen wird, bezeichnet man das CRM auch als semiparametrisch.  $\beta_i$  sind die Regressionskoeffizienten der Kovariaten  $X_i$ .  $\exp(\beta_i)$  wird auch als  $\alpha_i$  bezeichnet. Dieser Koeffizient ist gleich eins genau dann, wenn  $\beta_i$  gleich Null ist, und größer eins, wenn  $\beta_i$  größer Null ist. Er ist größer Null und kleiner eins, wenn  $\beta_i$  kleiner Null ist.  $\alpha_i=1$  ( $\beta_i=0$ ) bedeutet also, dass sich die Hazardrate nicht in Abhängigkeit von der betreffenden Einflussvariable ändert. Bei  $\alpha_i > 1$  ( $\beta_i > 0$ ) bzw.  $0 < \alpha_i < 1$  ( $\beta_i < 0$ ) besteht ein positiver bzw. negativer Zusammenhang zwischen der betreffenden Kovariate und der Hazardrate.

Die Zeitvariable  $t$  kann durch einen beliebigen Hazard  $y$  ersetzt und eine Überschreitungswahrscheinlichkeitsfunktion<sup>17</sup> (PEF) definiert werden, wobei die Hazardrate (Gleichung 3.17) die Ableitung der PEF nach  $y$  (bzw.  $t$ ) ist:

$$PEF(y | X) = PEF_0(y)^{\exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)}. \quad (3.18)$$

<sup>15</sup>engl. hazard: Gefährdung

<sup>16</sup>engl. survival analysis

<sup>17</sup>engl. probability exceeding function

$PEF_0$  bezeichnet die Basis-PEF und hat einen Wert zwischen Null und eins. Wenn sich die Variable  $X_i$  erhöht, hat dies bei einem positiven (bzw. negativen) Wert von  $\beta_i$  eine Abnahme (bzw. Zunahme) der Überschreitungswahrscheinlichkeit zur Folge. Ist  $\beta_i$  hingegen Null, hat eine Änderung von  $X_i$  keinen Einfluss auf die Überschreitungswahrscheinlichkeit.

Die PEF beschreibt in dieser Arbeit die Wahrscheinlichkeit, dass ein festgelegter ACE-Schwellwert überschritten wird — in Abhängigkeit von bestimmten Einflussgrößen (z.B. dem ENSO-Zustand). Im CRM können Überschreitungswahrscheinlichkeiten gleichzeitig für mehrere Schwellwerte (von  $y$ ) bestimmt werden. Die Modellunsicherheit kann durch Konfidenzintervalle abgeschätzt werden. CRM-Ausgabeparameter (wie  $\beta$ ,  $\alpha$  oder die statistische Signifikanz von  $\beta$ ) dienen zudem zur Beurteilung der Leistung anderer Vorhersagemodelle (siehe Abschnitt 7.1.2).

## 3.7 Statistische Signifikanz

### Wilcoxon–Mann–Whitney–Rangsummentest: Vergleich der Mittelwerte zweier Stichproben

Man unterscheidet *parametrische* und *nichtparametrische* Testverfahren. Parametrische Tests werden durchgeführt, wenn man weiß oder annimmt, dass eine bestimmte theoretische Verteilung eine geeignete Darstellung für die analysierten Daten bzw. für die Testgröße ist (Wilks 2006). Nichtparametrische Tests setzen hingegen keine bestimmte Verteilung voraus.

Der Wilcoxon–Mann–Whitney–Rangsummentest<sup>18</sup> (kurz: Wilcoxon–Mann–Whitney–Test) ist ein nichtparametrischer Test zum Vergleich der Mittelwerte zweier unabhängiger Stichproben. Die wichtigste Voraussetzung für die Anwendbarkeit des Wilcoxon–Mann–Whitney–Tests ist, dass die beiden Stichproben derselben Verteilungsform unterliegen müssen. Die Anzahl der Elemente beider Stichproben  $n_1$  und  $n_2$  kann sowohl gleich als auch unterschiedlich sein. Der Wilcoxon–Mann–Whitney–Test prüft folgende Nullhypothese ( $H_0$ ): Die zwei zu vergleichenden Stichproben stammen aus der gleichen Verteilung.

Die beiden Stichproben können im Fall von  $H_0$  zu einer einzelnen Verteilung zusammengefasst werden, mit  $n = n_1 + n_2$  Werten. Die einzelnen Werte der zusammengefassten Verteilung werden in aufsteigender Reihenfolge sortiert. Dann wird die Rangsumme (d.h. die Summe der Rangzahlen) der Werte aus Stichprobe eins (bzw. zwei) in der zusammengeführten Verteilung berechnet —  $R_1$  (bzw.  $R_2$ ).  $R_1$  und  $R_2$  sind nur dann verschieden, wenn im Durchschnitt die beiden Stichproben sich unterscheiden (d.h. wenn beispielsweise die eine Stichprobe im Mittel kleinere Werte aufweist als die andere). Für Stichprobe eins (bzw. zwei) ist die Testgröße  $U_1$  (bzw.  $U_2$ ) folgendermaßen definiert:

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1 (n_1 + 1)}{2} - R_1, \quad (3.19)$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2 (n_2 + 1)}{2} - R_2. \quad (3.20)$$

Die gesuchte Größe  $U$  ist die kleinere von  $U_1$  und  $U_2$ .

<sup>18</sup>Der Wilcoxon–Mann–Whitney–Test ist das verteilungsfreie Äquivalent zum parametrischen t-Test.

Die Nullhypothese wird verworfen, wenn  $U$  kleiner oder gleich dem kritischen Wert  $U_{krit.}$ <sup>19</sup> für ein bestimmtes Signifikanzniveau<sup>20</sup>  $\alpha_S$  (z.B.  $\alpha_S = 0,05$ ) ist. Das Verwerfen von  $H_0$  bedeutet, dass die Verteilungen der beiden Stichproben nicht gleich sind. Die wichtigste Annahme des Wilcoxon–Mann–Whitney–Tests ist aber, dass die Stichproben gleiche Verteilungsformen besitzen. Daraus folgt, dass die Mittelwerte der beiden Stichproben ungleich sein müssen — bei Ablehnung von  $H_0$ .

In dieser Arbeit sind die Mittelwerte zweier Stichproben statistisch signifikant (bzw. hochsignifikant) voneinander verschieden, wenn die berechnete Testgröße  $U$  kleiner oder gleich  $U_{krit.}$  für  $\alpha_S = 0,05$  (bzw.  $\alpha_S = 0,01$ ) ist.

### Bootstrap–Verfahren: Signifikanz von Korrelationen

In der vorliegenden Arbeit wird die statistische Signifikanz eines linearen Korrelationskoeffizienten  $r$  (nach Pearson) zwischen zwei Zeitreihen  $x_1$  und  $x_2$  mit einem Bootstrap–Verfahren bestimmt, einer Form des *Resampling* (Wilks 2006).

Die Vorgangsweise ist folgende: Es wird eine Fisher–Z–Testgröße für die Korrelation zwischen  $x_1$  und  $x_2$  berechnet:

$$Z = \frac{1}{2} \ln \left[ \frac{1+r}{1-r} \right]. \quad (3.21)$$

Daraufhin werden  $N$  (in dieser Arbeit:  $N=1000$ ) Surrogate der Zeitreihe  $x_1$  (mit einer Fourier–Analyse — gleiche Spektren, randomisierte Phase) erzeugt und ihre Korrelationen mit der Zeitreihe  $x_2$  berechnet. Für jeden der  $N$  Korrelationskoeffizienten wird die Testgröße  $Z$  (Gleichung 3.21) bestimmt. Für die Verteilung der  $N$  Testgrößen kann der Mittelwert  $\mu$  und die Standardabweichung  $\sigma$  ermittelt werden. Der Wert  $\zeta$  ist definiert als Differenz zwischen  $Z$  (für die Korrelation zwischen  $x_1$  und  $x_2$ ) und  $\mu$ , dividiert durch  $\sigma$ . Schließlich wird die Wahrscheinlichkeit bestimmt, dass in einer Standardnormalverteilung eine Zufallsvariable kleiner oder gleich  $\zeta$  ist.

In dieser Arbeit werden Korrelationen, welche mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 5 % (bzw. 1 %) von Null verschieden sind als statistisch signifikant (bzw. hochsignifikant) bezeichnet.

<sup>19</sup> $U_{krit.}$  ist für kleinere Stichproben und verschiedene Signifikanzniveaus tabelliert (z.B. Conover 1999). Für größere Stichproben kann die Testgröße durch die Normalverteilung angenähert werden.

<sup>20</sup>Die vor dem Test festgelegte maximal zulässige Irrtumswahrscheinlichkeit wird als Signifikanzniveau  $\alpha_S$  bezeichnet.  $\alpha_S = 0,05$  bedeutet beispielsweise, dass die maximal zulässige Wahrscheinlichkeit für irrtümliches Verwerfen einer eigentlich richtigen  $H_0$  (Fehler erster Art) 5 % beträgt.

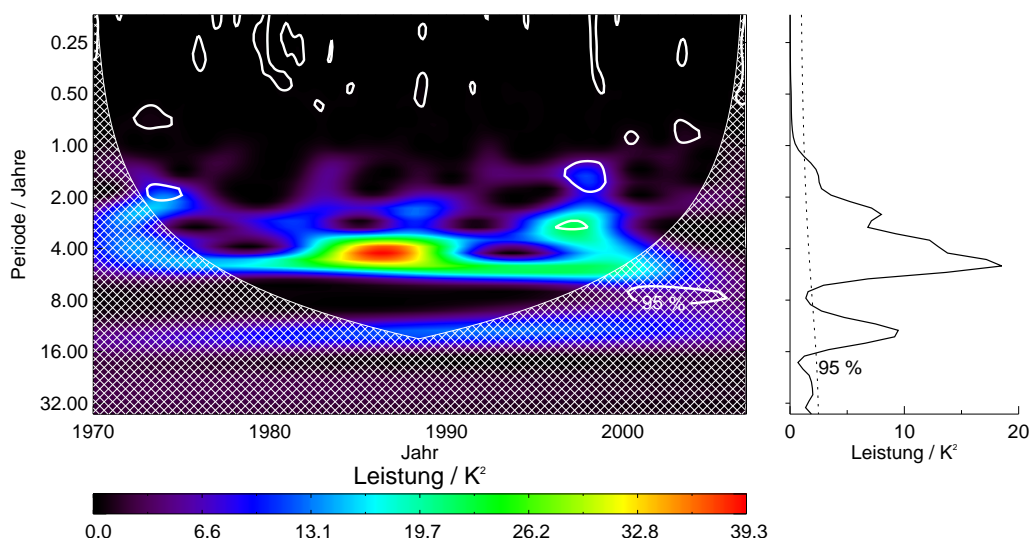
# 4 ENSO–Periodizitäten, Extreme und deren Simulation mit HadGEM1

## 4.1 Hauptperiodizitäten und Phasen von ENSO

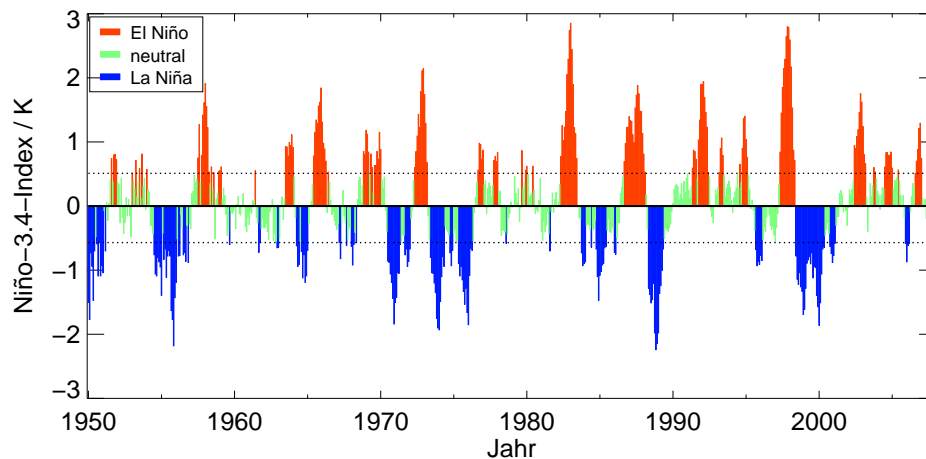
Um die ENSO–Hauptperiodizitäten ableiten zu können, wurde die Zeitreihe des monatlichen Niño–3.4–Index von Januar 1970 bis Dezember 2006 mit einer Wavelet–Analyse untersucht (Abbildung 4.1). Es lassen sich zwei statistisch signifikante Periodizitäten ableiten: Interannuelle (1,3–6,6 Jahre) und interdekadische Variabilitäten (9,3–15,6 Jahre), wobei deutlich mehr Leistung im interannuellen Frequenzband konzentriert ist. Für längere ENSO–Zeitreihen konnten ähnliche Periodizitäten ermittelt werden (ohne Abbildung). Die hochfrequente (interannuelle) Variabilität der anomalen SST in der Niño–3.4–Region ist somit gewissermaßen auf eine niederfrequente (interdekadische) Schwingung aufgeprägt.

### Interannuelle ENSO–Variabilität

Die einzelnen Phasen der interannuellen ENSO–Variabilität wurden folgendermaßen definiert: Die oberen 25 % der Verteilung des monatlichen Niño–3.4–Index von Januar 1950 bis Dezember 2007 wurden als El–Niño–Monate klassifiziert, die unteren 25 % als La–Niña–Monate und Werte zwischen dem oberen und unteren Quartil als neutrale Monate (Abbildung 4.2). Diese Definition der einzelnen ENSO–Phasen ist analog zu der von Goddard und Dilley (2005) vorgeschlagenen Art der Klassifizierung und vereinbar mit bereits bestehenden



**Abbildung 4.1:** Wavelet–Analyse der Zeitreihe des monatlichen Niño–3.4–Index, Januar 1970–Dezember 2006. Links: Lokales Wavelet–Spektrum (Wavelet–Funktion: Morlet; x–Achse: Zeit; y–Achse: Fourier–Periode in Jahren; Farbschattierung: Leistung in  $K^2$ ; Schraffur: COI; weiße Konturlinien umschließen statistisch signifikante Leistungen). Rechts: Globales Wavelet–Spektrum (x–Achse: Leistung in  $K^2$ ; y–Achse: Fourier–Periode in Jahren; gestrichelte Linie: 95%–Konfidenzniveau).



**Abbildung 4.2:** Zeitreihe des monatlichen Niño-3.4-Index in K, Januar 1950–Dezember 2007. El-Niño-Monate sind rot gekennzeichnet, neutrale Monate grün und La-Niña-Monate blau. Das obere und untere Quartil (0,51 K und -0,57 K) sind durch gepunktete Linien dargestellt.

Listen von El-Niño- bzw. La-Niña-Ereignissen (z.B. Trenberth 1997; Mason und Goddard 2001). Aus Abbildung 4.2 geht hervor, dass sich 1982/83 und 1997/98 besonders starke (gemessen an ihrer Amplitude) El Niño ereigneten. Ergänzend sind in Abbildung 4.3 globale SST-Anomalien für El-Niño- und La-Niña-Bedingungen dargestellt.

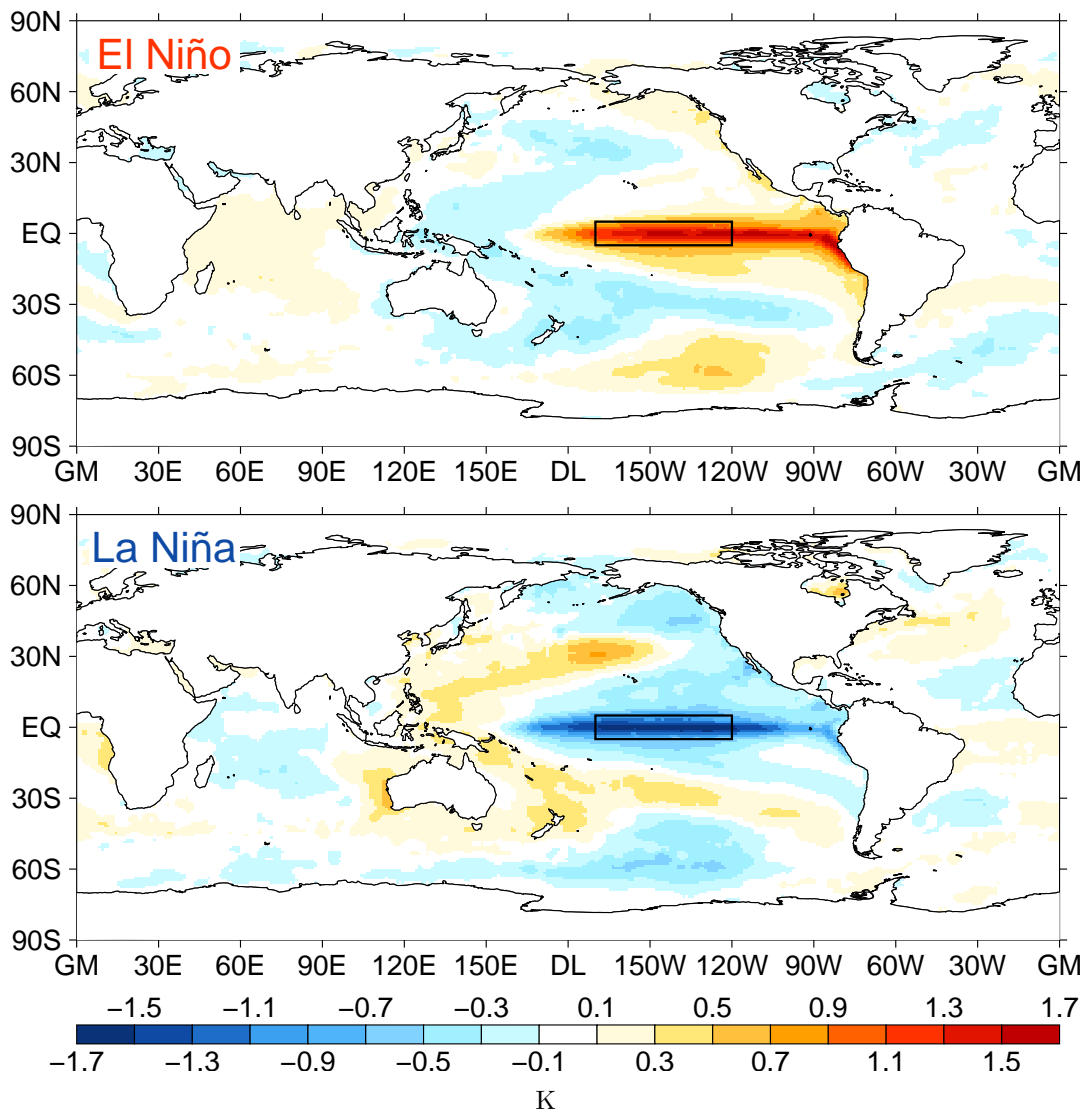
Für den Referenzzeitraum ergeben sich sowohl global als auch für den indopazifischen Raum ( $40^{\circ}\text{S}$ – $40^{\circ}\text{N}$ ,  $40^{\circ}\text{E}$ – $135^{\circ}\text{W}$ ) räumliche Muster der ersten Kovarianzmatrix-EOF (kurz EOF-1) der jährlichen SST, welche dem typischen El-Niño-SST-Muster ähneln (Abbildung 4.4 und Abbildung 4.3 oben). Das EOF-1-Muster und die dazugehörige Zeitreihe der ersten Hauptkomponente (kurz PC-1) der globalen jährlichen SST erklären etwa 25 % der Gesamtvarianz. Für den indopazifischen Raum beschreiben das Muster der ersten EOF und die dazugehörige PC-1-Zeitreihe der jährlichen SST etwa 36 % der Varianz im Ausgangsdatensatz. Die Korrelation zwischen Jahreswerten des Niño-3.4-Index und der jeweiligen Zeitreihe der PC-1 beträgt für den Referenzzeitraum 72 % (global) bzw. 69 % (indopazifischer Raum) und ist in beiden Fällen statistisch hochsignifikant.

Diese Analysen ergeben, dass sowohl global als auch ausschließlich für den indopazifischen Raum das ENSO-Phänomen den dominierenden Modus der interannuellen SST- bzw. Klimavariabilität darstellt. Dies rechtfertigt die Untersuchung möglicher Auswirkungen von ENSO auf die Variabilität tropischer Zyklone im indopazifischen Raum.

### Interdekadische Variabilität von ENSO

Zur Klassifizierung der einzelnen Phasen der interdekadischen ENSO-Variabilität wurde die 9,3–15,6-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe des monatlichen Niño-3.4-Index von Januar 1970 bis Dezember 2006 berechnet und untersucht (Abbildung 4.5). Die oberen 25 % der Verteilung des Wavelet-gefilterten Niño-3.4-Index wurden als Phase „plus“ klassifiziert, die unteren 25 % als Phase „minus“ und die restlichen Werte als Phase „Null“. Das anomale SST-Muster im Pazifik für Phase „plus“ (bzw. „minus“) der interdekadischen ENSO-Variabilität ähnelt dem typischen SST-Muster während El Niño (bzw. La Niña), wobei die Gegensätze





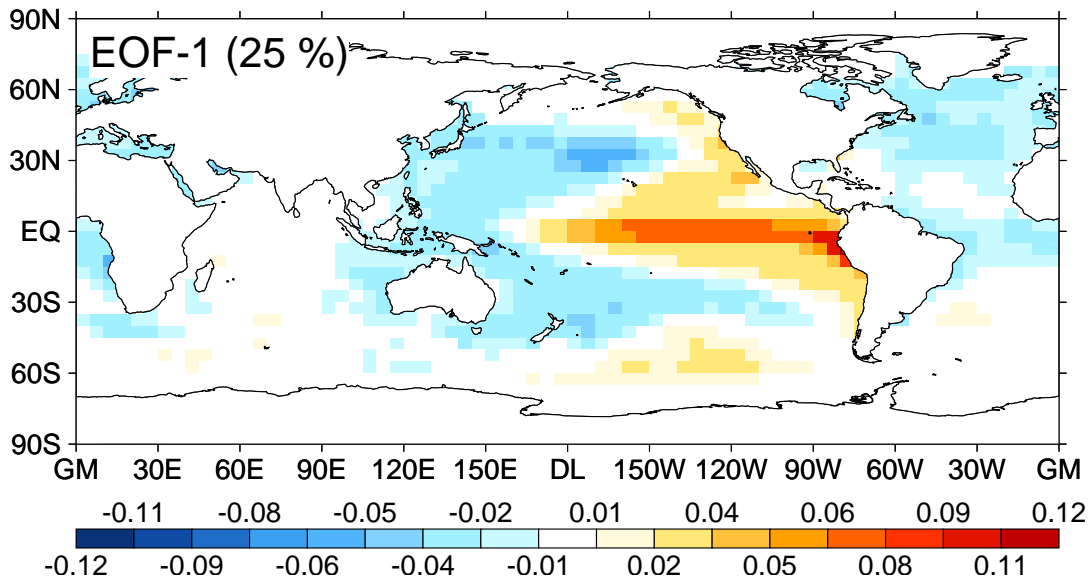
**Abbildung 4.3:** Anomale<sup>1</sup> monatliche SST (AMIP-2) in K während El Niño (oben) und La Niña (unten),  $1^\circ \times 1^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005. Die Niño-3.4-Region ist durch ein schwarzes Rechteck gekennzeichnet.

zwischen den Phasen „plus“ und „minus“ vor allem im äquatorialen Pazifik weniger stark sind als zwischen El Niño und La Niña (ohne Abbildung).

## 4.2 ENSO in HadGEM1

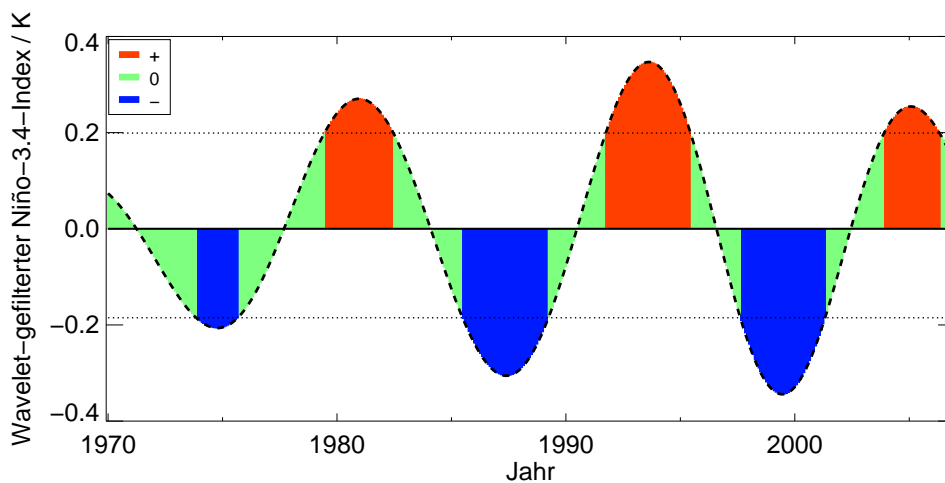
Für viele Regionen der Erde, auch für die Niño-3.4-Region im äquatorialen Pazifik, lässt sich bis zum Ende des 21. Jahrhunderts eine deutliche Zunahme der SST ableiten (Abbildung 4.6). Der äquatoriale Pazifik erwärmt sich gemäß der verwendeten HadGEM1-Klimaänderungssimulation um etwa  $3^\circ\text{C}$  bis zum Jahr 2100.

<sup>1</sup>Der jeweilige Untersuchungszeitraum bildet in dieser Arbeit den Basiszeitraum zur Ableitung anomaler Werte.

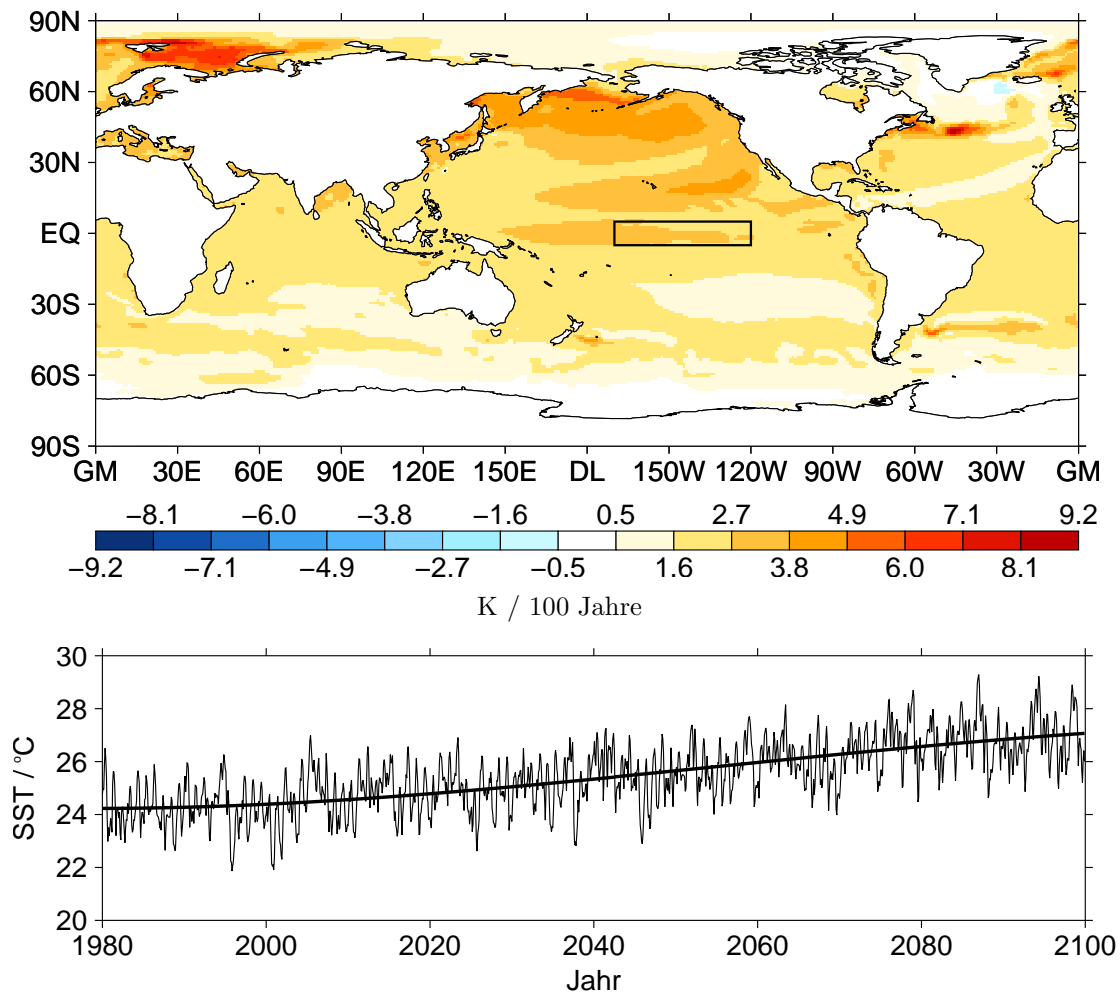


**Abbildung 4.4:** Räumliches Muster der ersten Kovarianzmatrix-EOF der globalen jährlichen SST (AMIP-2),  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, 1980–2005.

Ein Vergleich der simulierten und beobachteten SST-Klimatologien ergibt für den Referenzzeitraum unter anderem im Bereich des tropischen und subtropischen Pazifiks einen großen so genannten *Cold Bias* in HadGEM1, d.h. mit HadGEM1 simulierte Meeresoberflächentemperaturen sind im Vergleich zu den Beobachtungsdaten (HadISST-1.1) tendenziell um mehrere Kelvin zu niedrig, nämlich bis zu etwa 3 K (Abbildung 4.7). Johns et al. (2006) liefern hierfür eine mögliche Erklärung: In HadGEM1 sind die klimatologischen Passatwinde westwärts von etwa  $150^\circ\text{W}$  zu stark, was im Modell im Bereich großer Teile des tropischen Pazifiks einen zu starken Auftrieb kalten Tiefenwassers und somit eine Verringerung der SST im äquatorialen Pazifik antreibt. Zudem ist durch die übermäßig starken Passatwinde in HadGEM1 die Thermokline im Bereich des tropischen Westpazifiks im Vergleich zur Beobachtung deutlich zu tief. Der charakteristische jahreszeitliche Zyklus der ENSO-Episoden



**Abbildung 4.5:** 9,3–15,6-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe des monatlichen Niño-3.4-Index in K (schwarze gestrichelte Linie), Januar 1970–Dezember 2006. Unterschieden werden die Phasen „plus“ (rot), „Null“ (grün) und „minus“ (blau). Das obere und untere Quartil (0,20 K und -0,19 K) sind durch gepunktete Linien dargestellt.

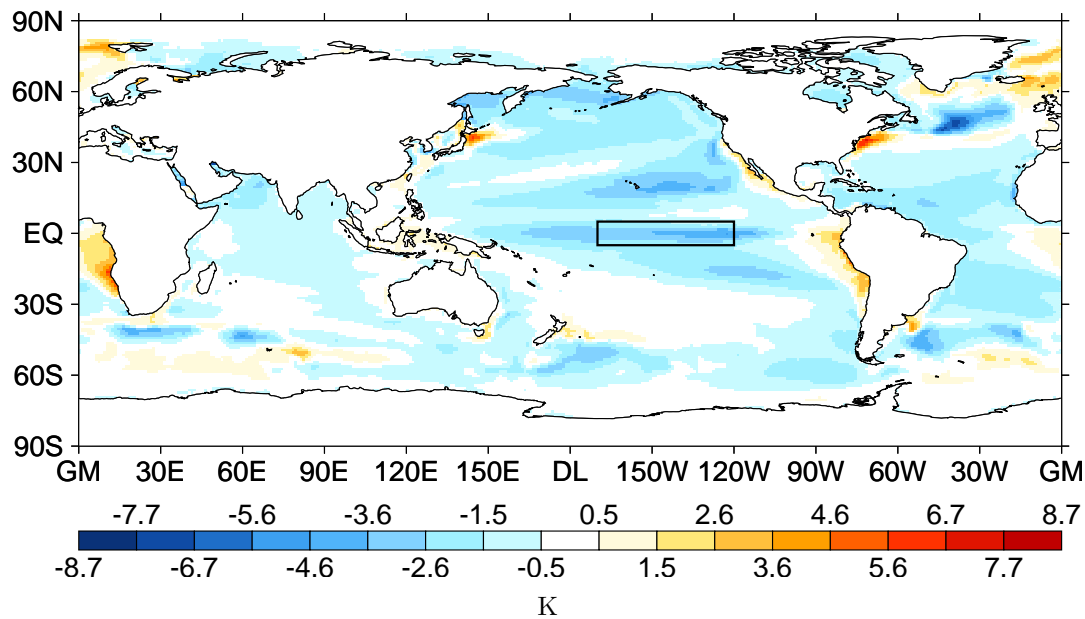


**Abbildung 4.6:** Mit HadGEM1 simulierte SST (IPCC-SRES-A1B-Szenario), Januar 1980–Dezember 2099. Oben: Mit der Methode der kleinsten Quadrate berechneter linearer Trend der HadGEM1-SST in K pro hundert Jahre. Das schwarze Rechteck kennzeichnet die Niño-3.4-Region. Unten: Jahresmittel der HadGEM1-SST in °C für die Niño-3.4-Region und Polynom-Fit dritten Grades.

wird gemäß Johns et al. (2006) mit HadGEM1 nur unzureichend simuliert. Außerdem ist in HadGEM1 die Amplitude der für El Niño charakteristischen positiven SST-Anomalien im Bereich des zentralen/östlichen, äquatorialen Pazifiks im Vergleich zu den Beobachtungsdaten gewöhnlich zu gering.

Eine EOF-Analyse wurde angewandt, um für die Referenzzeitspanne die dominierenden Moden sowohl der beobachteten als auch der modellierten globalen SST-Variabilität bestimmen zu können (Abbildung 4.8 und Abbildung 4.9). Für jährliche HadISST-1.1-Meeresoberflächentemperaturen ergibt sich ein räumliches Muster der ersten Kovarianzmatrix-EOF, welches dem Muster der anomalen SST während El Niño ähnelt (Abbildung 4.3 oben). Das EOF-1-Muster und die dazugehörige Zeitreihe der ersten Hauptkomponente erklären etwa 31 % der Varianz im Ausgangsdatensatz. Das EOF-2-Muster zeigt global im Allgemeinen positive Gewichte<sup>2</sup> und erklärt zusammen mit der Zeitreihe der PC-2 (Abbildung 4.10 links) ungefähr 17 % der Gesamtvarianz. Dieses Muster und die dazugehörige Zeitreihe der zweiten Hauptkomponente stellen wahrscheinlich die Beeinflussung

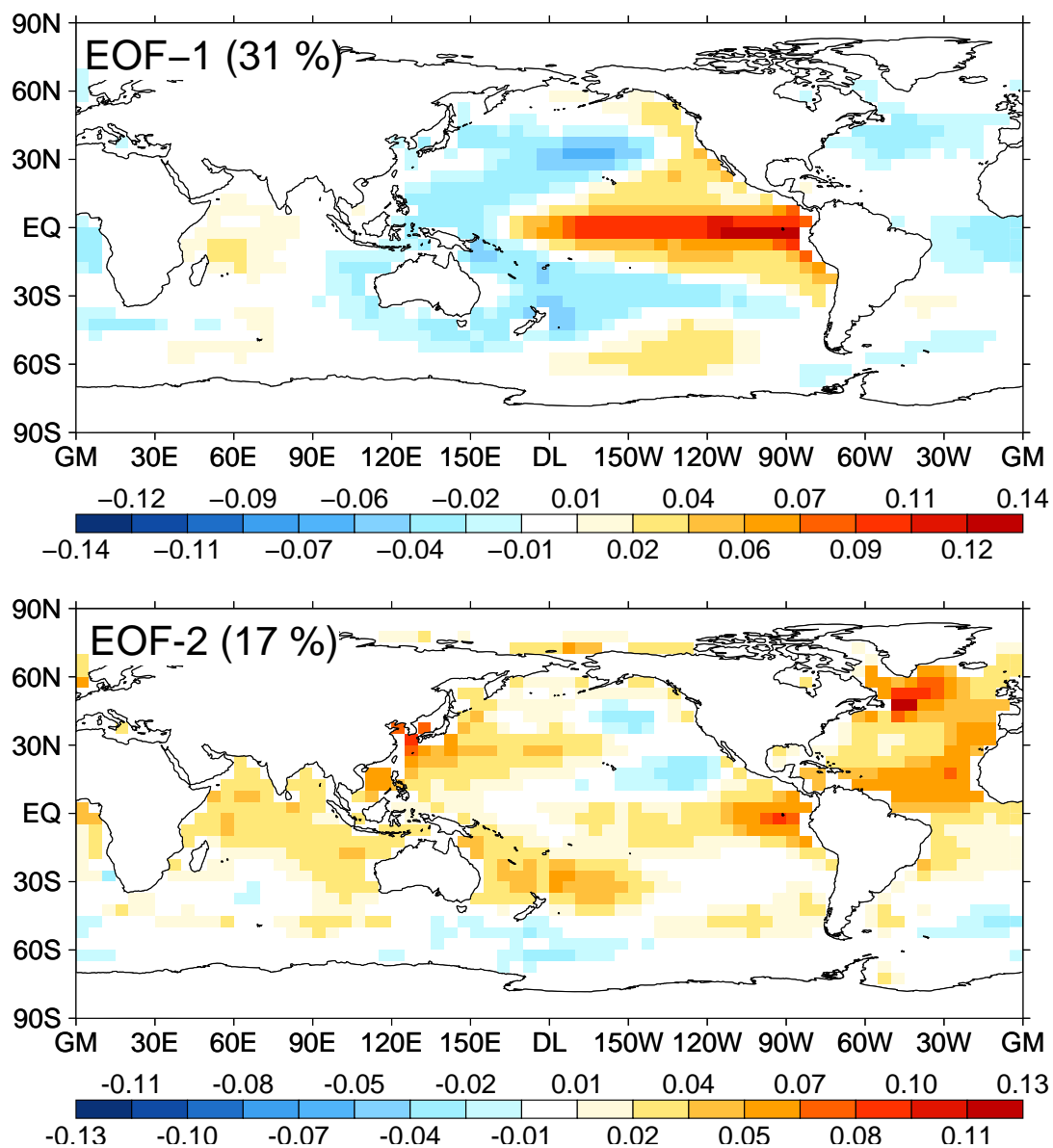
<sup>2</sup>engl. loading



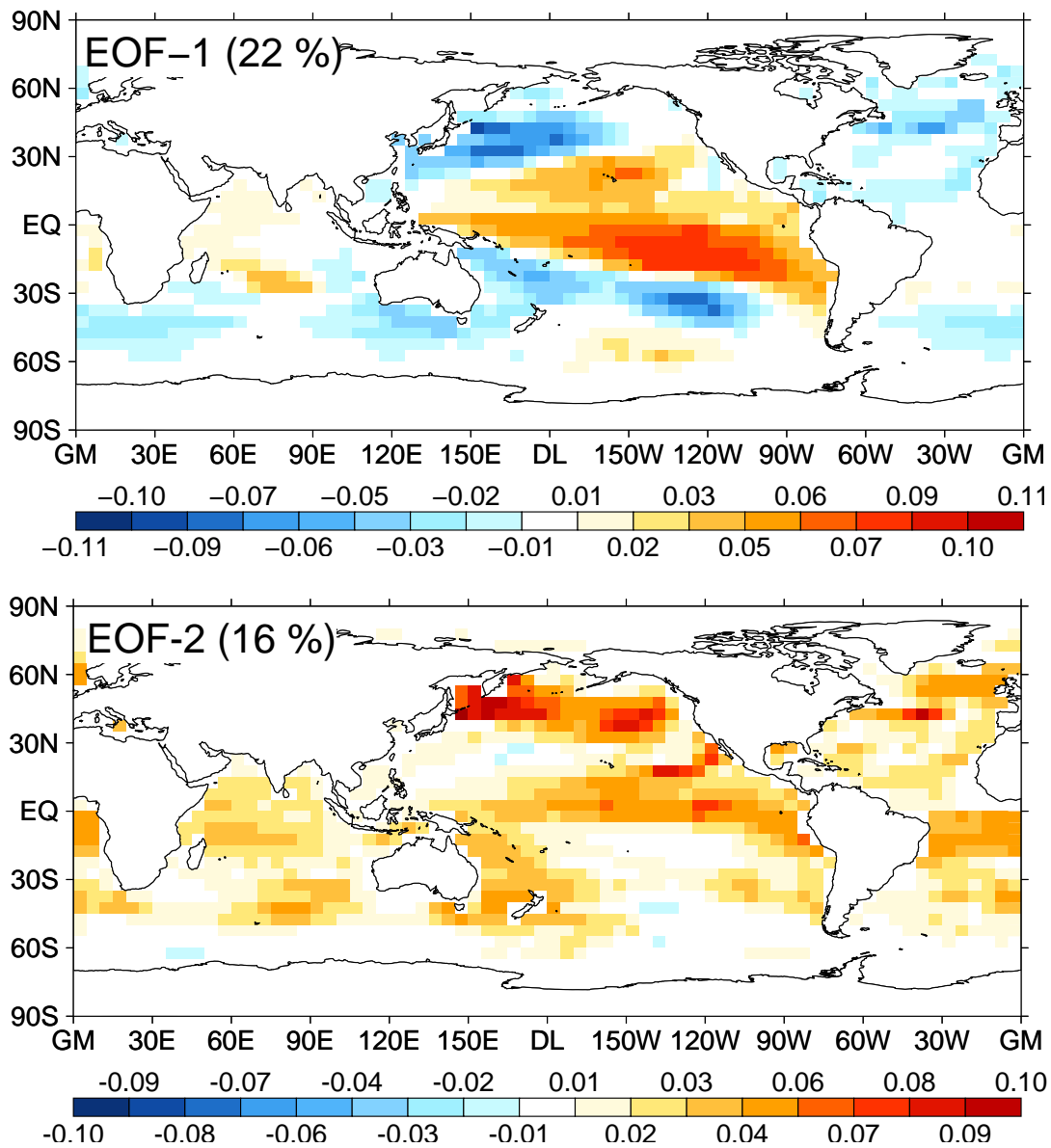
**Abbildung 4.7:** Mittlere Differenz HadGEM1–SST–Jahresmittel minus jährliche HadISST–1.1–SST für jede  $1^\circ \times 1^\circ$ –Gitterbox in K, 1980–2005. Das schwarze Rechteck kennzeichnet die Niño–3.4–Region.

der globalen SST durch den anthropogenen Treibhauseffekt dar. Sie könnten gegebenenfalls aber auch einen Teil der multidekadischen AMO–Variabilität zeigen, da sich zum einen im Untersuchungszeitraum von 1980 bis 2005 ein Phasenwechsel von einer negativen zu einer positiven AMO–Phase vollzog, und zum anderen die Amplitude der Gewichte im Atlantik generell am größten ist. Die ersten beiden EOF der mit HadGEM1 simulierten globalen SST ähneln den ersten beiden EOF der Beobachtungsdaten: Das EOF–1–Muster entspricht näherungsweise einem El–Niño–SST–Muster und das EOF–2–Muster, in Verbindung mit der dazugehörigen Zeitreihe der zweiten Hauptkomponente (Abbildung 4.10 rechts), ist mit einer globalen Erwärmungstendenz der Ozeane in Zusammenhang zu bringen. HadGEM1 ist also in der Lage, die ersten beiden dominierenden Moden der beobachteten globalen SST–Variabilität verhältnismäßig gut zu simulieren. Die ersten beiden EOF–Muster und die Zeitreihen der dazugehörigen Hauptkomponenten der modellierten globalen SST erklären zusammen etwa 38 % der Gesamtvarianz.

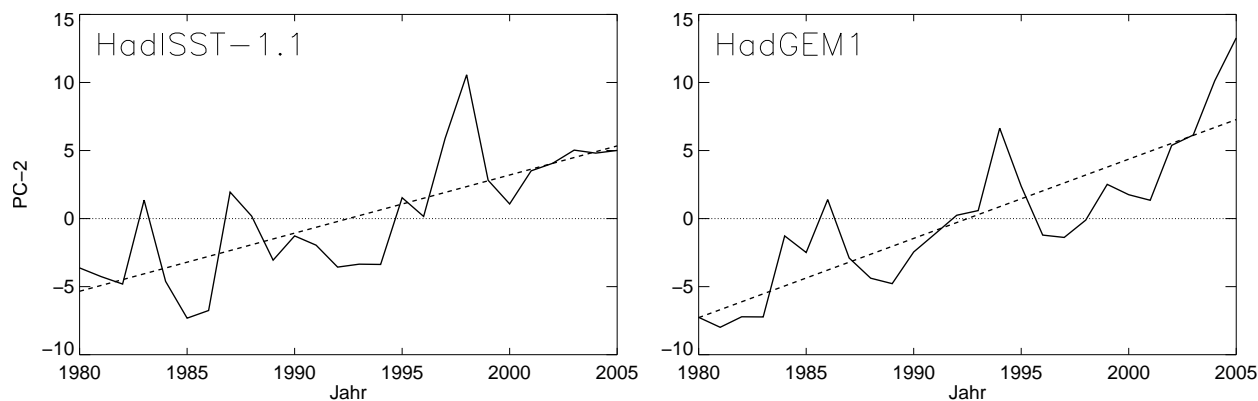
Aus HadGEM1–Meeresoberflächentemperaturen abgeleitete Werte des Niño–3.4–Index können für den Referenzzeitraum nicht mit tatsächlichen Werten des Niño–3.4–Index in Verbindung gebracht werden. Die Standardabweichung des mit HadGEM1 simulierten monatlichen Niño–3.4–Index ist für die Referenzzeitspanne mit 0,76 K klein verglichen mit 0,94 K, der Standardabweichung des beobachteten monatlichen Niño–3.4–Index. Allerdings lassen sich aus den globalen Wavelet–Spektren beider Zeitreihen ähnliche Hauptperiodizitäten ableiten: Bei beiden Spektren ist der Großteil der Leistung sowohl in einem interannuellen als auch in einem interdekadischen Frequenzband konzentriert (Abbildung 4.11). Wobei im globalen Wavelet–Spektrum des simulierten Niño–3.4–Index im Vergleich zur Beobachtung verhältnismäßig weniger Leistung im interannuellen ENSO–Frequenzband, aber mehr im interdekadischen Frequenzbereich konzentriert ist. Das Spektrum des beobachteten Niño–3.4–Index hat ein charakteristisches Maximum bei einer Periode von etwa fünf Jahren. Im Gegensatz dazu zeigt das Spektrum des simulierten Niño–3.4–Index dort kein ausgeprägtes Maximum.



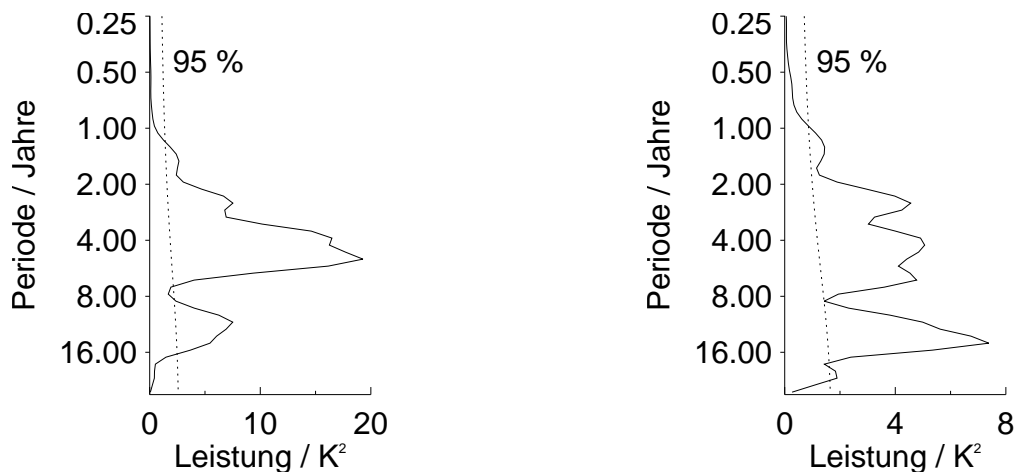
**Abbildung 4.8:** Räumliches Muster der ersten (oben) bzw. zweiten (unten) Kovarianzmatrix-EOF der globalen jährlichen SST (HadISST-1.1),  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, 1980–2005.



**Abbildung 4.9:** Räumliches Muster der ersten (oben) bzw. zweiten (unten) Kovarianzmatrix-EOF der globalen jährlichen SST (HadGEM1),  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, 1980–2005.



**Abbildung 4.10:** PC-2 der globalen jährlichen HadISST-1.1-SST (links) und PC-2 der globalen jährlichen HadGEM1-SST (rechts), 1980–2005. Der mit der Methode der kleinsten Quadrate ermittelte lineare Trend der einzelnen Zeitreihen ist gestrichelt dargestellt. Dieser ist für die PC-2 der HadISST-1.1-Daten kleiner als für die entsprechende Hauptkomponente der HadGEM1-Daten:  $0,43 \text{ a}^{-1}$  verglichen mit  $0,58 \text{ a}^{-1}$ .



**Abbildung 4.11:** Globale Wavelet-Spektren mit 95-%-Konfidenzniveau (gestrichelte Linien) für Zeitreihen des beobachteten (links) und mit HadGEM1 simulierten (rechts) monatlichen Niño-3.4-Index, Januar 1980–Dezember 2005. Ordinate: Fourier-Periode in Jahren; Abszisse: Leistung in  $K^2$ .



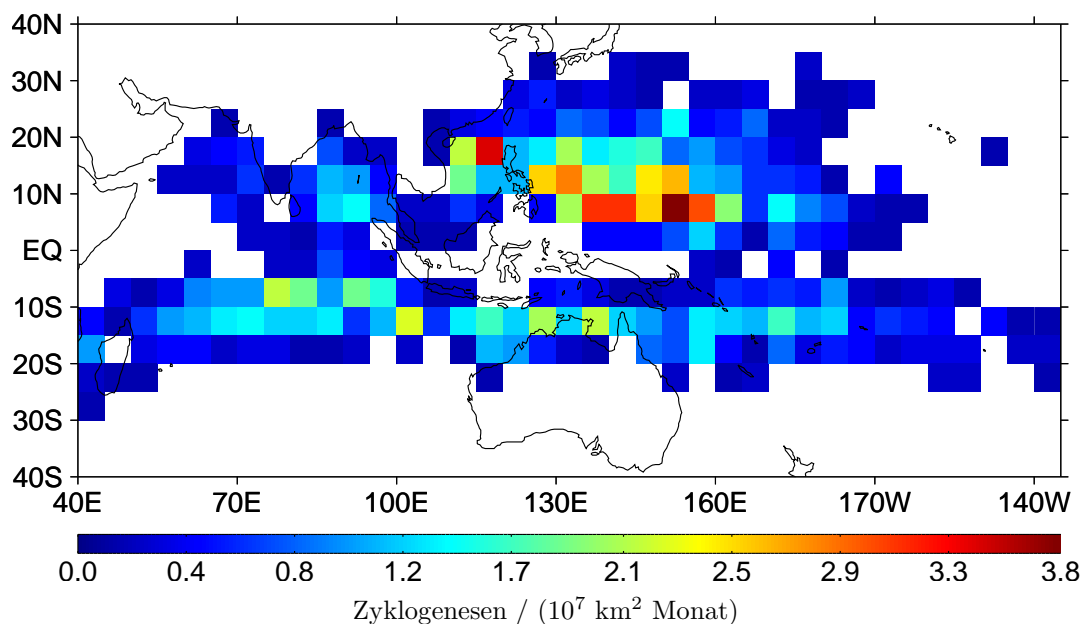


## 5 Klimatologie tropischer Wirbelstürme im indo-pazifischen Raum

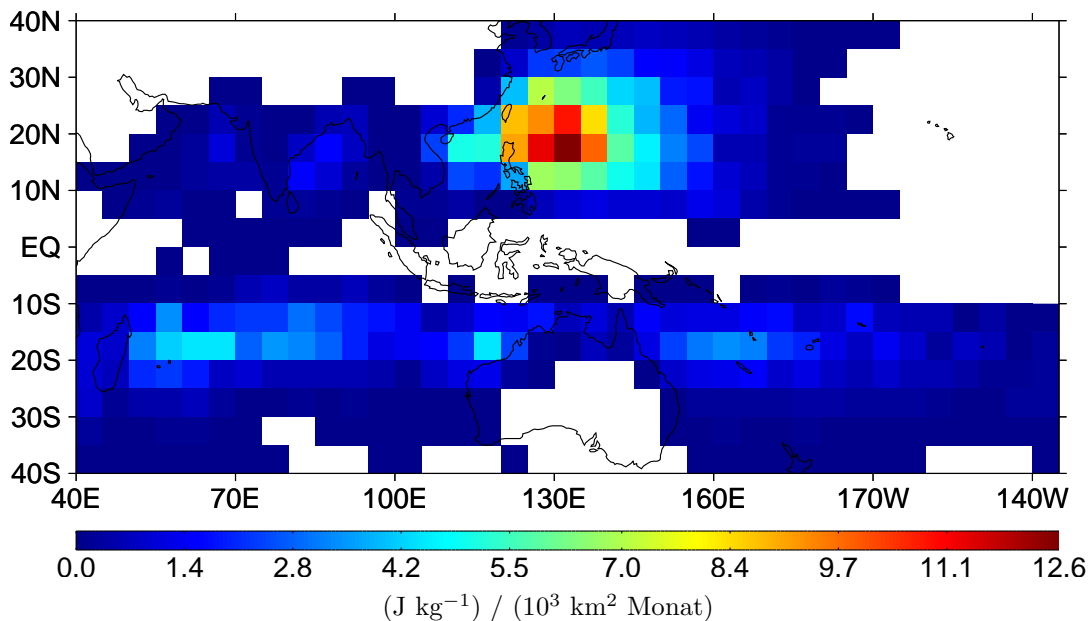
Die intraannuelle Variabilität tropischer Zyklone im Raum Indik und Westpazifik wird nachfolgend anhand der ACE und dem Niederschlag tropischer Wirbelstürme beschrieben. Die jahreszeitliche Variabilität der Wirbelsturmschäden in diesem Raum wird mit Hilfe von NatCatSERVICE-Schadendaten untersucht. Das Hauptaugenmerk liegt auf den Untersuchungsgebieten NI, WNP und AUS.

### Nordindischer Raum

Lässt man jahreszeitliche Variabilitäten außer Acht, so entstehen tropische Zyklone des nordindischen Raums typischerweise im Golf von Bengalen und im Arabischen Meer, wobei sich tendenziell mehr Systeme im Golf von Bengalen entwickeln (Abbildung 5.1). Daraus folgt, dass die Zyklogensebedingungen über dem Golf von Bengalen in der Regel günstiger sind als über dem Arabischen Meer. Zyklone im Golf von Bengalen bzw. im angrenzenden Andamanischen Meer sind zum einen Systeme, welche sich direkt dort entwickelten, aber auch tropische Zyklone des Nordwestpazifiks, welche über das Südchinesische Meer in den nordöstlichen Indik gelenkt wurden. Tropische Wirbelstürme im Arabischen Meer entstanden entweder lokal über diesem oder sind „Überbleibsel“ von Systemen des nordöstlichen Indischen Ozeans, welche um die Südspitze des indischen Subkontinents in das Arabische Meer zogen. Die Anzahl von Zyklogenesen pro Fläche ist allerdings im Arabischen Meer geringer als im Golf von Bengalen, zudem erreichen Sturmsysteme des nordöstlichen Indischen Ozeans, welche über die Landmassen Südindiens gelenkt werden, nur selten den nordwestlichen Indik, und wenn deutlich abgeschwächt. So wird es auch verständlich, weshalb das



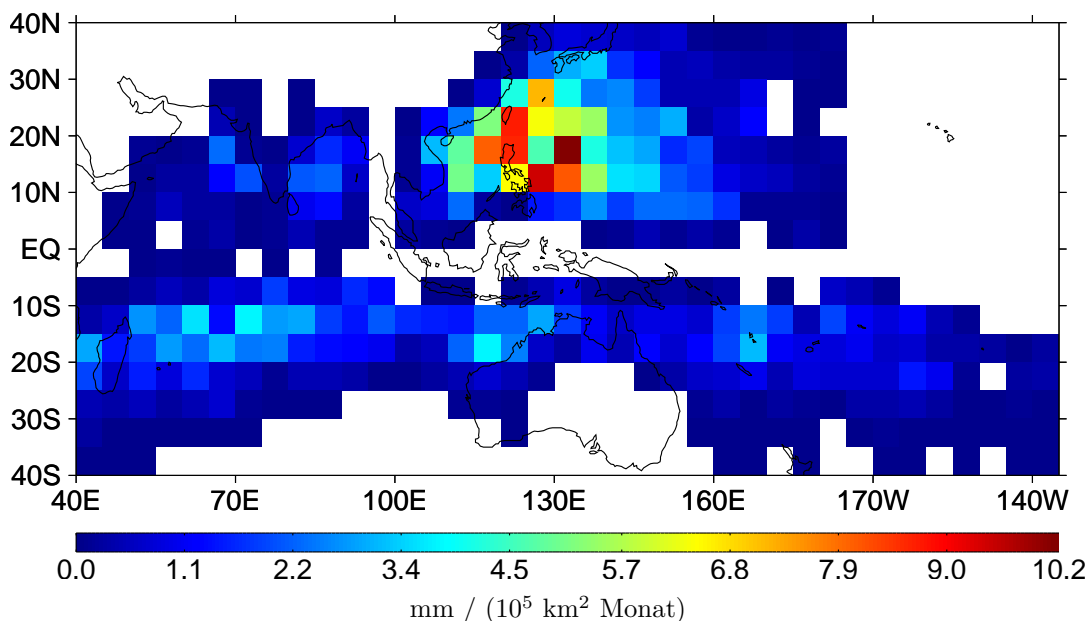
**Abbildung 5.1:** Durchschnittliche Anzahl von Zyklogenesen pro  $10^7 \text{ km}^2$  und Monat,  $40^\circ\text{S}$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $40^\circ\text{E}$ – $135^\circ\text{W}$ ,  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005. Werte gleich Null in weiß.



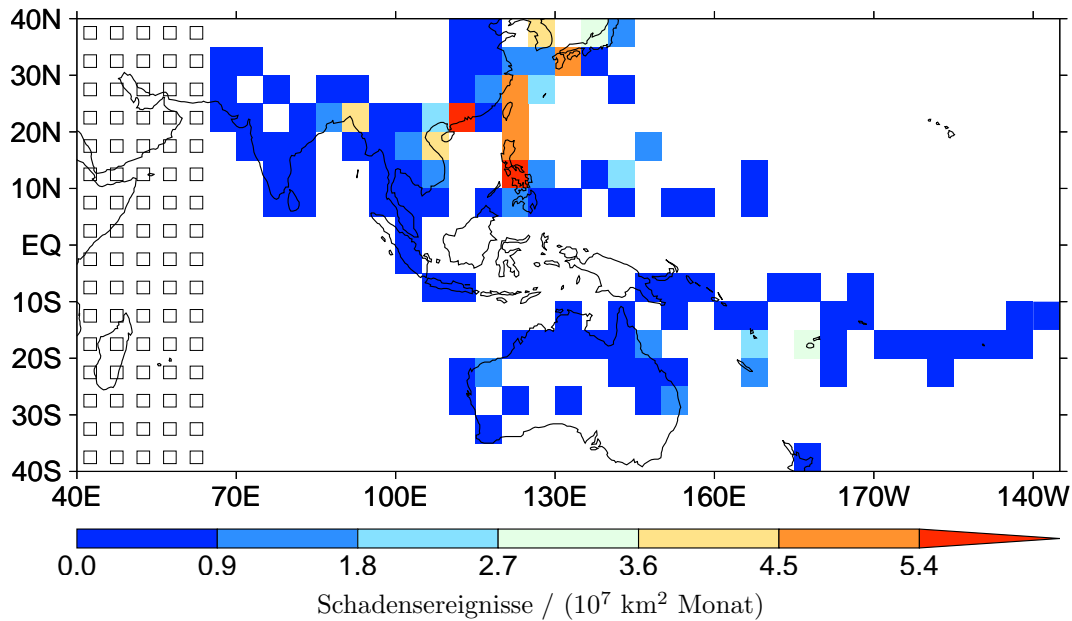
**Abbildung 5.2:** Durchschnittlicher ACE-Index in  $\text{J kg}^{-1}$  pro  $10^3 \text{ km}^2$  und Monat,  $40^\circ\text{S}$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $40^\circ\text{E}$ – $135^\circ\text{W}$ ,  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005. Werte gleich Null in weiß.

langjährige Mittel sowohl der ACE als auch des Niederschlags tropischer Zyklone im Golf von Bengalen im Allgemeinen höher ist als im Arabischen Meer (Abbildung 5.2 und Abbildung 5.3).

Abbildung 5.4 zeigt, dass vor allem Küstenregionen Südasiens von mit tropischen Wirbelstürmen einhergehenden Schadensereignissen betroffen sind. Tropische Zyklone betreffen im Raum NI insbesondere Indien, Bangladesch, Sri Lanka, Thailand, Myanmar und Pakistan (gelegentlich auch die Arabische Halbinsel). Die Anzahl von Schadensereignissen durch



**Abbildung 5.3:** Durchschnittlicher Niederschlag tropischer Sturmsysteme in mm pro  $10^5 \text{ km}^2$  und Monat,  $40^\circ\text{S}$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $40^\circ\text{E}$ – $135^\circ\text{W}$ ,  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1998–Dezember 2005. Werte gleich Null in weiß.



**Abbildung 5.4:** Durchschnittliche Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Zyklone (alle Munich-Re-Schadenskategorien) pro  $10^7 \text{ km}^2$  und Monat,  $40^\circ\text{S}$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $40^\circ\text{E}$ – $135^\circ\text{W}$  (ausgenommen Länder Afrikas und Vorderasiens; durch  $\square$  gekennzeichnet),  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005. Werte gleich Null in weiß.

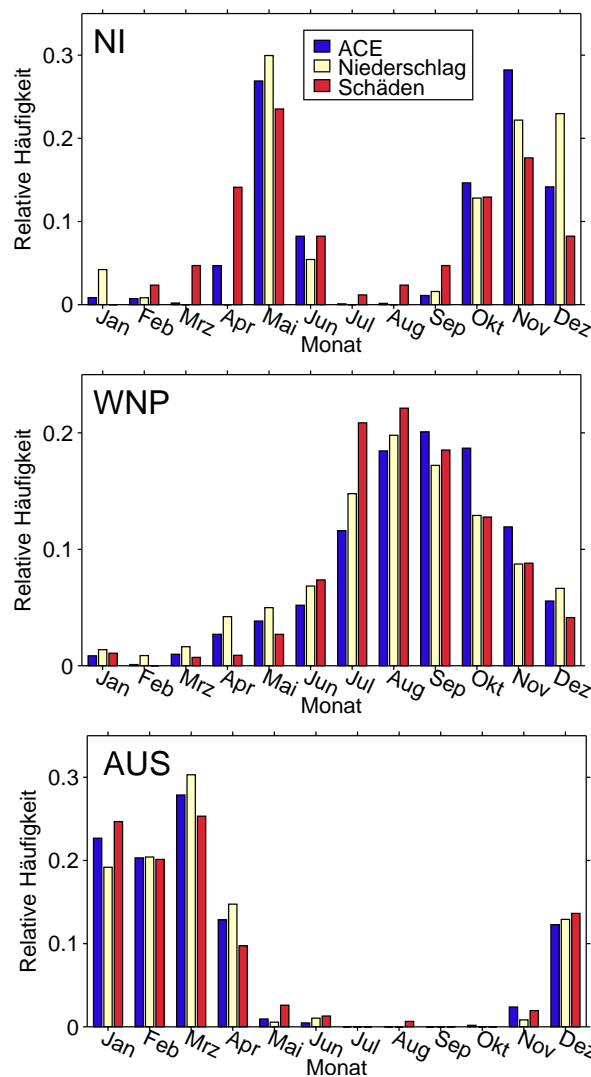
tropische Wirbelstürme pro Einheitsfläche ist in Bangladesch am größten.

Der Jahresgang der Zyklone im nördlichen Indischen Ozean ist eine bimodale Verteilung, mit Maxima im Mai und im November (Abbildung 5.5 oben). Diese zweigipflige Verteilung lässt sich sowohl für die ACE bzw. den Niederschlag tropischer Wirbelstürme als auch für die mit diesen Sturmsystemen einhergehenden Schadensereignissen ableiten. Das Minimum in den Sommermonaten (der Nordhemisphäre) erklärt sich durch das Einsetzen des indischen Sommermonsuns im Juni. Der Sommermonsun ist gekennzeichnet durch das Vorhandensein von starken Westwinden in der unteren Troposphäre und sehr starken Ostwinden in der oberen Troposphäre. Dies führt zu einer sehr starken vertikalen Windscherung, welche die Entwicklung und Intensivierung von Zyklonen in diesem Raum unterdrückt (IMD 2009). Außerdem kommt es während des Sommermonsuns zu einer Verlagerung der Entstehungsgebiete tropischer Zyklone. Tropische Tiefdruckgebiete entwickeln sich im Allgemeinen entlang des Monsuntrogs, welcher sich während des Sommermonsuns von Nordwestindien bis zum nördlichen Golf von Bengalen erstreckt. Demzufolge entstehen während der Sommermonate tropische Wirbelstürme im Allgemeinen in geringerer Entfernung von den Landmassen Südasiens. Sie ziehen folglich weniger lang über Wasser und können sich daher weniger stark intensivieren, ehe sie auf Land treffen und sich abschwächen.

### Nordwestpazifischer Raum

Tropische Wirbelstürme des Nordwestpazifiks entstehen vorwiegend in der Nähe des Monsuntrogs, östlich der Philippinen und über dem Südchinesischen Meer (Abbildung 5.1). Sowohl die ACE als auch der Niederschlag tropischer Zyklone sind am Westrand des Beckens zwischen etwa  $10^{\circ}\text{N}$  und  $30^{\circ}\text{N}$  am größten (Abbildung 5.2 und Abbildung 5.3).

Japan, Nord- und Südkorea, China, Taiwan, die Philippinen, Vietnam, Teile Indonesiens und Inselgruppen des westlichen Pazifiks wie beispielsweise Mikronesien sind von tropischen Wirbelstürmen betroffen (Abbildung 5.4). Im nordwestpazifischen Raum ist die Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Katastrophen im Vergleich zu den anderen Regionen des indopazifischen Raums im Allgemeinen am größten, wobei sich in der Metropolregion Hongkong die meisten Wirbelsturmschäden ereignen.



**Abbildung 5.5:** Klimatologische Monatsmittel des ACE-Index (blau), des Niederschlags tropischer Wirbelstürme (gelb) und der Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen (rot; alle Munich-Re-Schadenskategorien) für NI (oben), WNP (Mitte) und AUS (unten). Dargestellt ist die relative Häufigkeit. Mittelwerte des ACE-Index und der Anzahl von Schadensereignissen (bzw. des Niederschlags tropischer Zyklone) wurden für den Referenzzeitraum (bzw. TRMM-Zeitraum) errechnet.

---

Im Nordwestpazifik entwickeln sich Taifune das ganze Jahr über, wobei der Höhepunkt der Saison typischerweise zwischen Juli und November (JASON) liegt (Abbildung 5.5). Für WNP sind die klimatologischen Verteilungen der ACE, des Niederschlags tropischer Zyklone und der Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Wirbelstürme einander sehr ähnlich.

### **Australischer Raum**

Der australische Raum ist sowohl von tropischen Zyklonen des Südwestpazifiks als auch von Systemen des südöstlichen Indiks betroffen. Tropische Wirbelstürme entstehen wiederum typischerweise in der Nähe des Monsuntrogs und vorwiegend zwischen etwa 10°S und 15°S (Abbildung 5.1). Die nordwestliche Küstenlinie Australiens zwischen Broome und Exmouth ist am meisten von tropischen Wirbelstürmen betroffen (Abbildung 5.2 und Abbildung 5.3).

Schäden durch tropische Wirbelstürme ereignen sich typischerweise in dieser Region und zudem entlang der nordöstlichen Küstenlinie Australiens, der Küste Queensland (Abbildung 5.4). Auch Inselgruppen des Südwestpazifiks sind oft von Schäden durch tropische Zyklone betroffen.

Die australische Zyklonsaison dauert offiziell von November bis April (Australian BOM 2009), obwohl die Anzahl tropischer Zyklone im November vergleichsweise gering ist (Abbildung 5.5). Die Saison erreicht ihren Höhepunkt im März. Auch für AUS ähneln die klimatologischen Verteilungen des ACE-Index, des Wirbelsturm-bedingten Niederschlags und der Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen einander.



# 6 Interannuelle Variabilität tropischer Zyklone im indopazifischen Raum

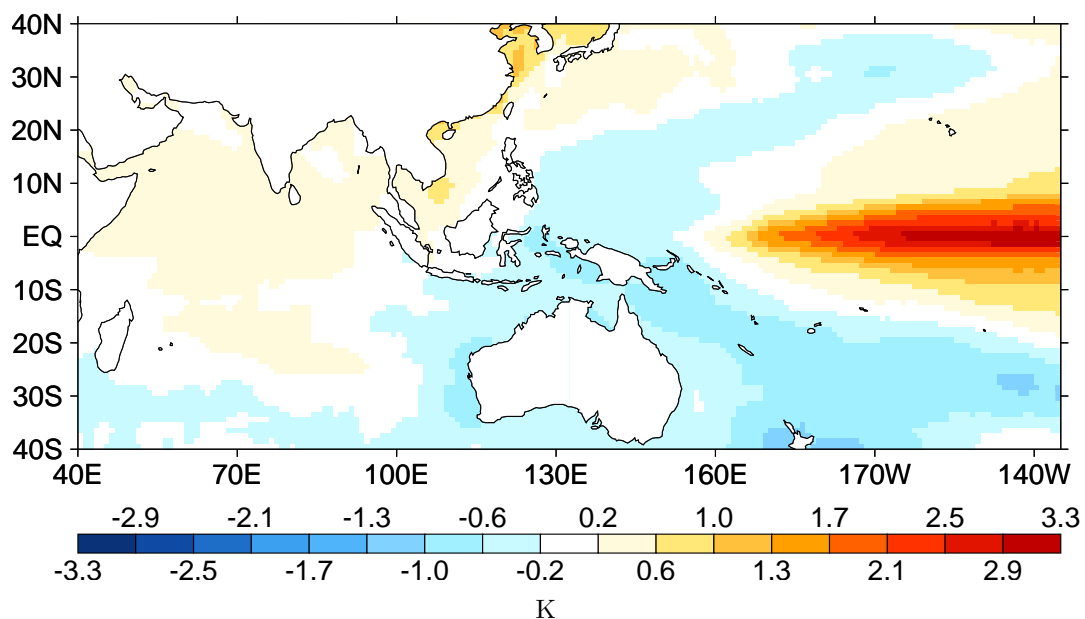
## 6.1 Tropische Wirbelstürme und ENSO

### 6.1.1 Zyklogenese und ENSO

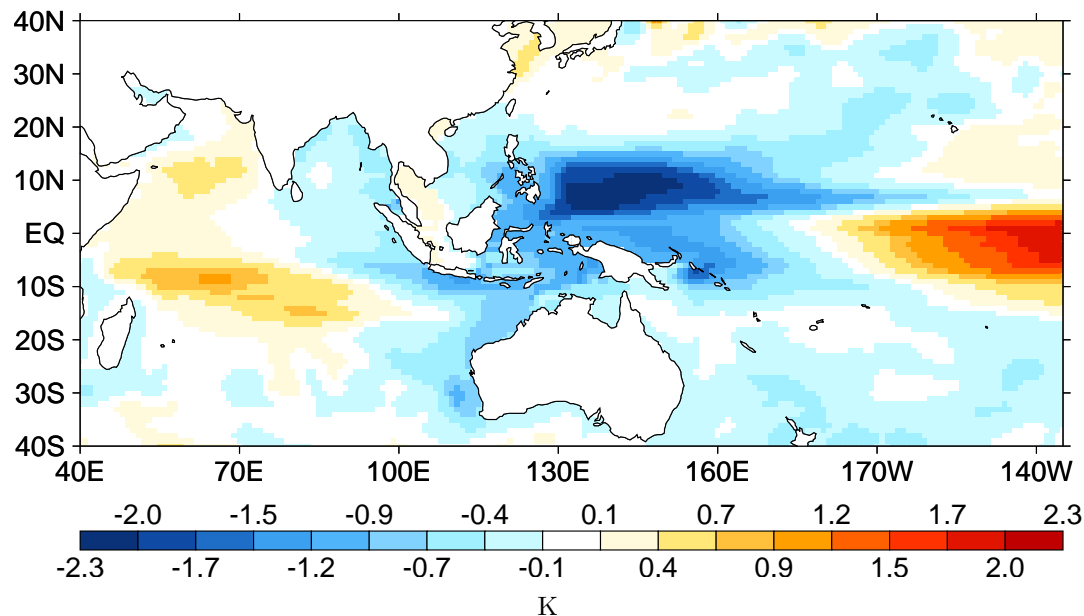
Wie in Abschnitt 4.1 gezeigt, ist ENSO sowohl global als auch ausschließlich für den indopazifischen Raum der dominierende Modus der interannuellen SST- bzw. Klimavariabilität. Demzufolge ändern sich während den einzelnen ENSO-Phasen die atmosphärischen und ozeanischen Bedingungen, welche die Entwicklung tropischer Zyklone im indopazifischen Raum beeinflussen.

Hinreichend hohe Meeresoberflächentemperaturen sind für die Zyklogenese wichtig (siehe Abschnitt 2.2.2). Aus Abbildung 6.1 geht hervor, dass während El Niño (bzw. La Niña) die anomalen SST im Bereich des zentralen/östlichen, äquatorialen Pazifiks im Allgemeinen positiv (bzw. negativ) sind. Im Gegensatz dazu sind die SST pol- und westwärts dieses Musters in der ENSO-Warmphase (bzw. Kaltphase) typischerweise niedriger (bzw. höher) als im langjährigen Mittel. Am äußersten Westrand des Nordwestpazifiks und in großen Teilen des Indischen Ozeans sind die SST-Anomalien während El Niño (bzw. La Niña) positiv (bzw. negativ). Wobei die SST-Unterschiede zwischen beiden ENSO-Extremphasen in diesen Regionen weitaus geringer sind als im Bereich des äquatorialen Pazifiks.

Tropische Zyklone benötigen zur Entwicklung nicht nur ausreichend hohe Meeresoberflächentemperaturen, vielmehr muss die Temperatur der obersten Ozeanschicht genügend



**Abbildung 6.1:** Differenz (El Niño minus La Niña) der monatlichen SST (AMIP-2) in K, 40°S–40°N, 40°E–135°W, 1°×1°-Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005.



**Abbildung 6.2:** Differenz (El Niño minus La Niña) der monatlichen  $\theta_{300}$  in K,  $40^{\circ}\text{S}$ – $40^{\circ}\text{N}$ ,  $40^{\circ}\text{E}$ – $135^{\circ}\text{W}$ ,  $1^{\circ}\times 1^{\circ}$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005.

hoch sein. Abbildung 6.2 zeigt, dass während El Niño (bzw. La Niña) die Temperatur dieser Schicht im zentralen/östlichen, tropischen Pazifik und im westlichen Indik (bzw. am Westrand des pazifischen Beckens und im östlichen Indischen Ozean) in der Regel höher als im Mittel ist.

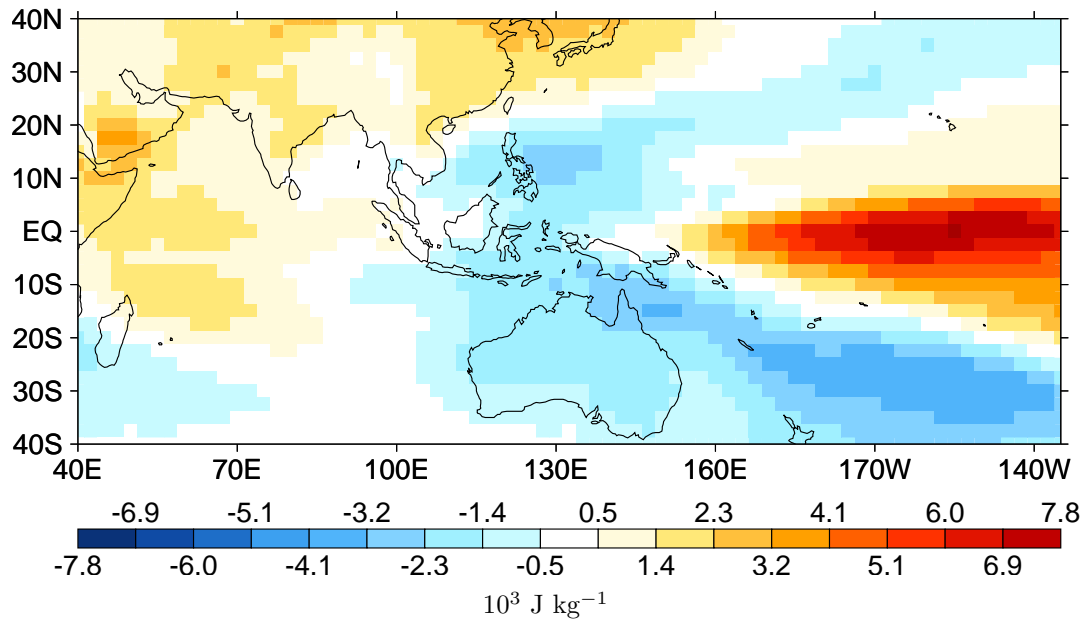
Außerdem kennzeichnen positive (bzw. negative) Anomalien der MSE in der unteren und mittleren Troposphäre Gebiete mit guten (bzw. schlechten) Bedingungen für die Entwicklung tropischer Wirbelstürme. Die in Abbildung 6.3 gezeigte ENSO-Abhängigkeit der zwischen 1000 und 500 hPa integrierten MSE im indopazifischen Raum ist dem in Abbildung 6.1 dargestellten SST-Muster sehr ähnlich.

Tropische Wirbelstürme benötigen zur Entwicklung zudem eine bestehende Störung mit hinreichend Vorticity und Konvergenz. Positive (bzw. negative) Anomalien der zyklonalen relativen Vorticity in der unteren Troposphäre kennzeichnen Regionen mit guten (bzw. schlechten) Entwicklungsbedingungen. Aus Abbildung 6.4 geht hervor, dass während El Niño (bzw. La Niña) die 850-hPa zyklonale relative Vorticity im Bereich des tropischen Pazifiks typischerweise größer (bzw. kleiner) als im langjährigen Mittel ist. Auffällig ist zudem, dass in der El-Niño-Phase (bzw. La-Niña-Phase) die Anomalien der zyklonalen relativen Vorticity über großen Teilen des Indiks negativ (bzw. positiv) sind.

Schließlich ist eine geringe vertikale Windscherung für die Genese tropischer Sturmsysteme wichtig. Während El Niño (bzw. La Niña) ist die vertikale (zonale<sup>1</sup>) Windscherung über dem zentralen/östlichen, äquatorialen Pazifik im Allgemeinen geringer (bzw. größer) als im Mittel (Abbildung 6.5). Pol- und westwärts dieses Musters sind die Anomalien der vertikalen Windscherung während El Niño (bzw. La Niña) normalerweise positiv (bzw. negativ). Im Bereich der Landmassen Asiens und Australiens ist die ENSO-Abhängigkeit der vertikalen Windscherung komplex: Über Japan und dem östlich angrenzenden Ozean, über dem Japanischen,

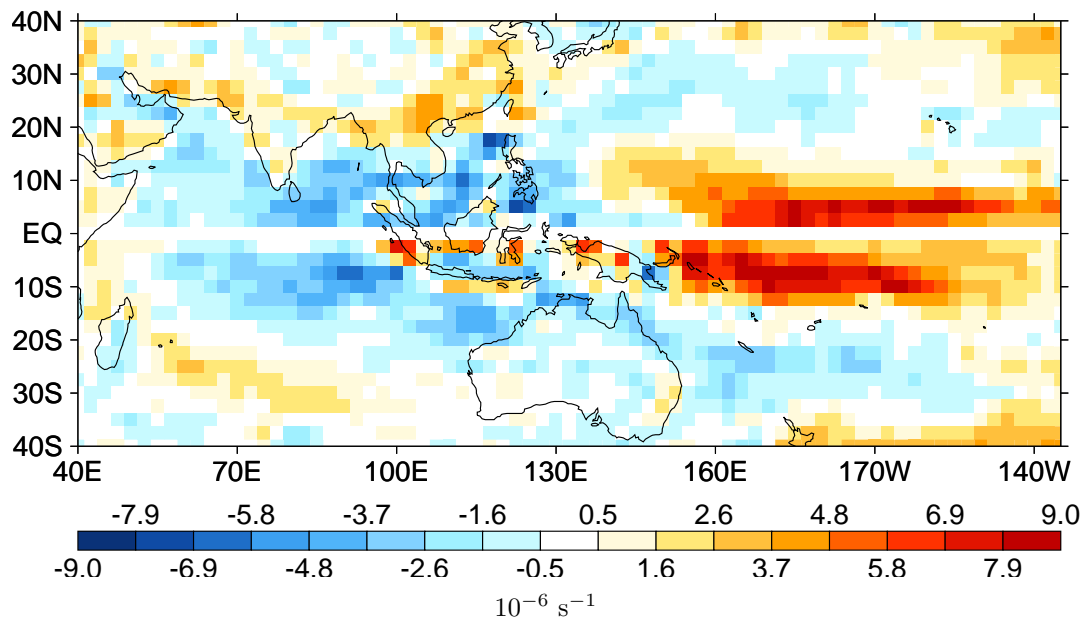
<sup>1</sup>Die zonale Windscherung wurde anstelle der gesamten Scherung untersucht, da für das gewählte Untersuchungsgebiet die meridionale Windkomponente im Vergleich zur zonalen Komponente im Allgemeinen vernachlässigbar klein ist (Chan 2008).





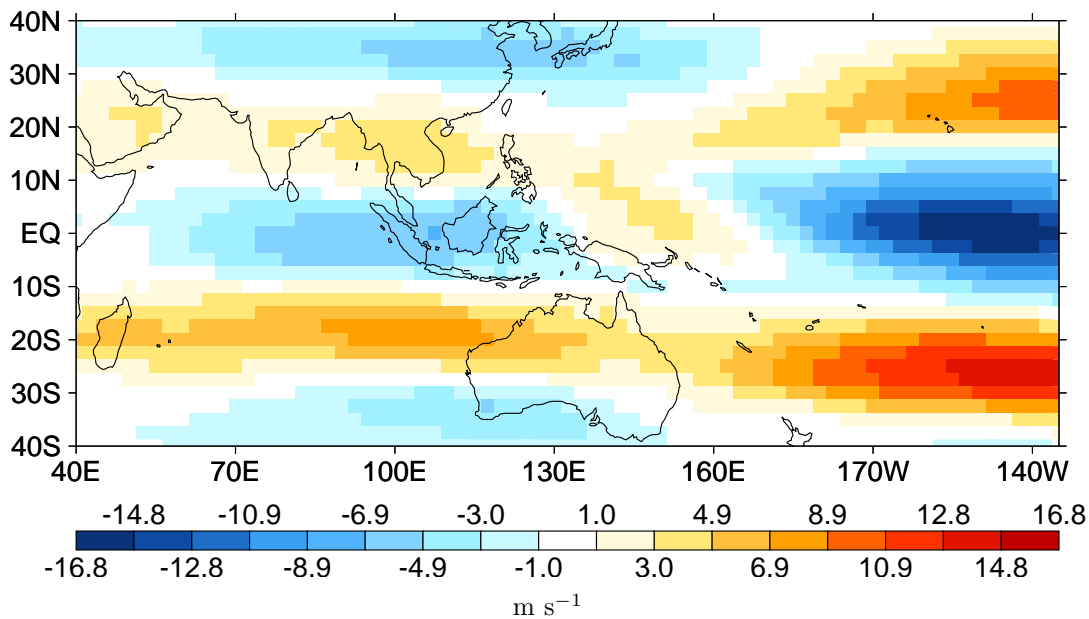
**Abbildung 6.3:** Differenz (El Niño minus La Niña) der monatlichen zwischen 1000 und 500 hPa integrierten MSE in  $10^3 \text{ J kg}^{-1}$ ,  $40^\circ\text{S}$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $40^\circ\text{E}$ – $135^\circ\text{W}$ ,  $2,5^\circ \times 2,5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2001.

Gelben und Ostchinesischen Meer sowie über Nordchina<sup>2</sup> ist die vertikale Windscherung in der ENSO-Warmphase (bzw. Kaltphase) typischerweise geringer (bzw. größer) als im Mittel. Gleiches gilt für die zwischen etwa  $10^\circ\text{S}$  und  $10^\circ\text{N}$  gelegenen Regionen Südasiens und des Indiks sowie für die Gebiete süd-/südwestlich des australischen Kontinents. Für Teile Südasiens, Südchinas, Süd- und Vorderasiens, zwischen ungefähr  $10^\circ\text{N}$  und  $30^\circ\text{N}$ , ist die anomale vertikale Windscherung während El Niño (bzw. La Niña) positiv (bzw. negativ).



**Abbildung 6.4:** Differenz (El Niño minus La Niña) der monatlichen zyklonalen relativen Vorticity (850-hPa-Niveau) in  $10^{-6} \text{ s}^{-1}$ ,  $40^\circ\text{S}$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $40^\circ\text{E}$ – $135^\circ\text{W}$ ,  $2,5^\circ \times 2,5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2001.

<sup>2</sup>Der Fluss Jangtsekiang bildet in etwa die Grenze zwischen den beiden Landeshälften Nord- und Südchina.



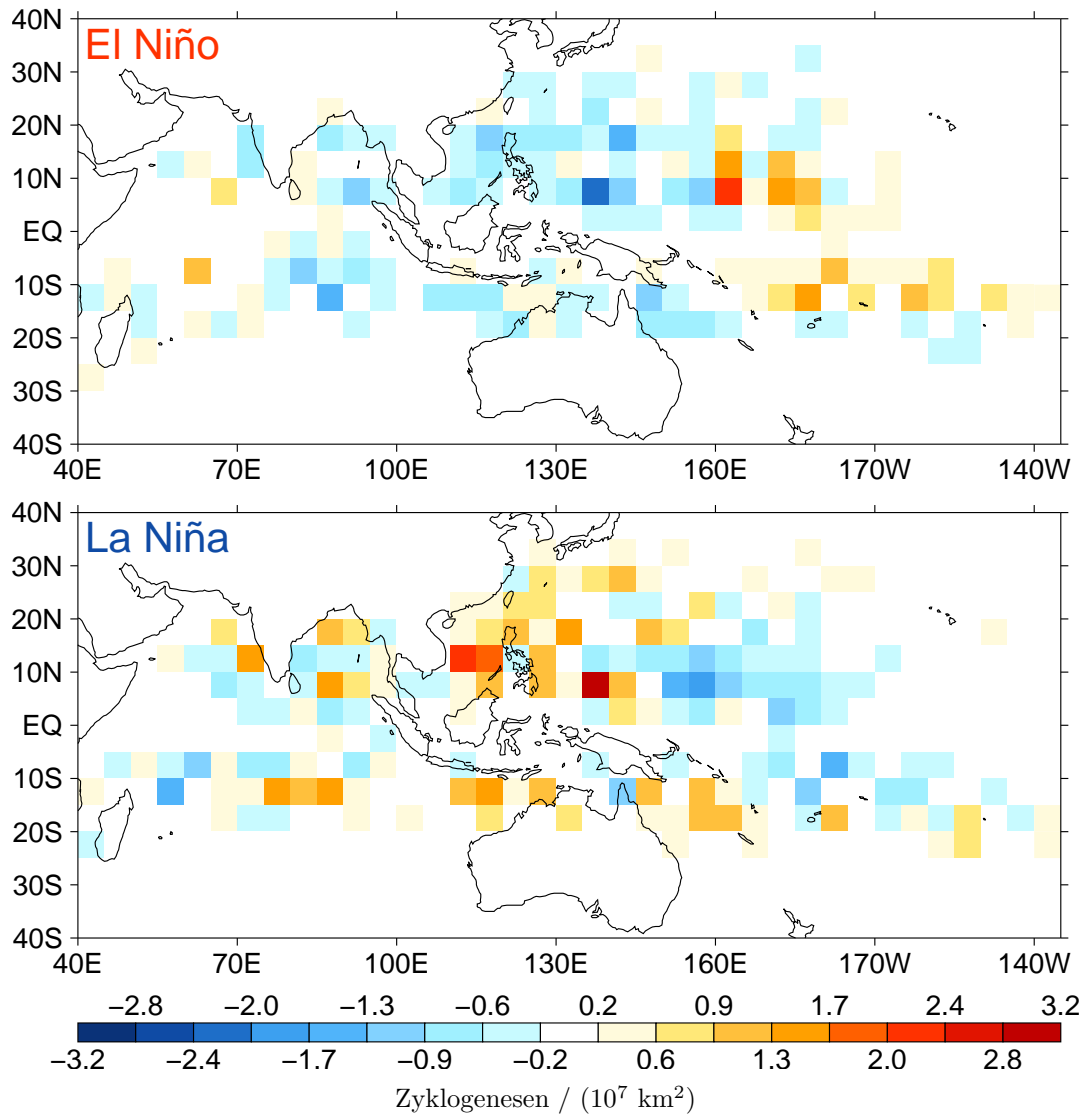
**Abbildung 6.5:** Differenz (El Niño minus La Niña) der monatlichen vertikalen (zonalen) Windscherung (200 minus 850 hPa) in  $\text{m s}^{-1}$ ,  $40^{\circ}\text{S}$ – $40^{\circ}\text{N}$ ,  $40^{\circ}\text{E}$ – $135^{\circ}\text{W}$ ,  $2,5^{\circ} \times 2,5^{\circ}$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2001.

Dies gilt auch für große Teile Australiens und den südlichen Indik zwischen etwa  $10^{\circ}\text{S}$  und  $30^{\circ}\text{S}$ .

Unter Berücksichtigung aller für die Entwicklung tropischer Zyklone relevanten Parameter geht hervor, dass der Einfluss von ENSO auf diese Variablen im Bereich des äquatorialen Pazifiks am größten ist. Im Westpazifik ist in den einzelnen ENSO-Phasen eine Verlagerung der für die Entwicklung tropischer Sturmsysteme förderlichen atmosphärischen und ozeanischen Bedingungen nachweisbar: Während El Niño (bzw. La Niña) sind günstige Zyklogenebedingungen verglichen mit der neutralen Phase äquator- und ostwärts (bzw. pol- und westwärts) verschoben. Im Bereich des Indischen Ozeans ist im Vergleich zum tropischen Pazifik der Einfluss von ENSO auf die analysierten Variablen im Allgemeinen schwächer. Zudem lassen sich für die untersuchten Parameter (teilweise) keine einheitlichen Muster ableiten.

Auf Grundlage dieser Zusammenhänge wird verständlich, weshalb sich die Entstehungsgebiete tropischer Zyklone im Westpazifik in der ENSO-Warmphase (bzw. Kaltphase) typischerweise äquator- und ostwärts (bzw. pol- und westwärts) verlagern (Abbildung 6.6). Im Indik ist im Gegensatz zum Westpazifik der Zusammenhang zwischen ENSO und der Entwicklung tropischer Zyklone weniger offensichtlich. Dennoch ist feststellbar, dass dort während El Niño (bzw. La Niña) die Anomalie der Anzahl von Entstehungsorten tropischer Wirbelstürme tendenziell negativ (bzw. positiv) ist.

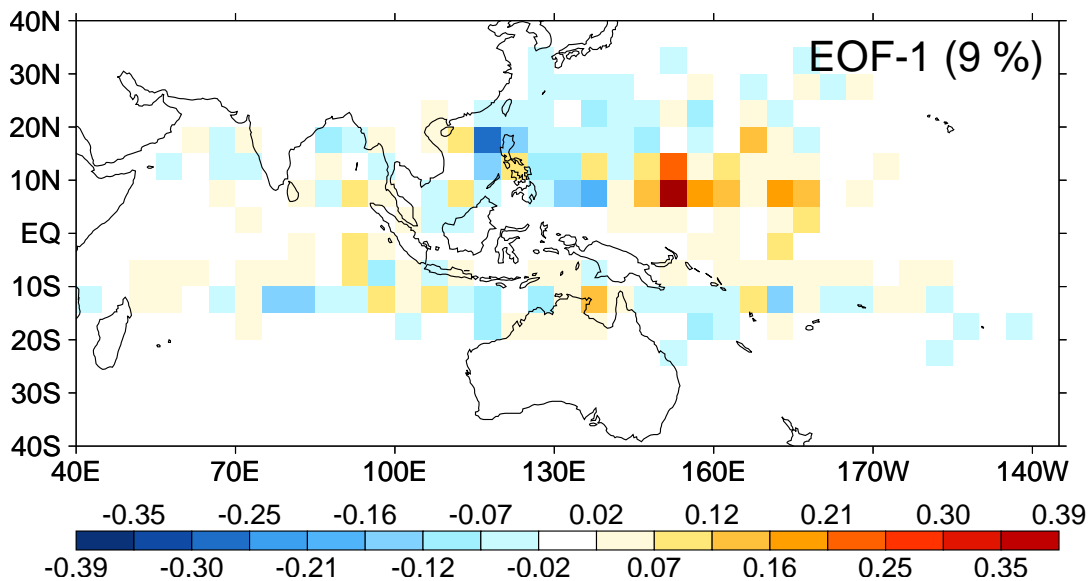
Eine EOF-Analyse wurde angewandt, um für den indopazifischen Raum und die Referenzzeitspanne die dominierenden Moden der Variabilität der Anzahl von Zyklongeneseen ableiten zu können. Das räumliche Muster der ersten Kovarianzmatrix-EOF der jährlichen Anzahl von Entstehungsorten tropischer Zyklone erklärt etwa 9 % der Gesamtvarianz und zeigt im Westpazifik positive Gewichte äquator- und ostwärts (Abbildung 6.7). Ein weiteres Merkmal sind negative Gewichte polwärts und am Westrand des pazifischen Beckens. Dieses Muster ähnelt der räumlichen Verteilung der Entstehungsgebiete tropischer Zyklone während El-Niño-Bedingungen (Abbildung 6.6 oben). Der Korrelationskoeffizient zwischen Jahres-



**Abbildung 6.6:** Anomale monatliche Anzahl von Zyklongenese pro  $10^7$  km<sup>2</sup> für El Niño (oben) und La Niña (unten), 40°S–40°N, 40°E–135°W, 5°×5°-Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005.

mitteln des Niño-3.4-Index und der Zeitreihe der ersten Hauptkomponente beträgt für den Referenzzeitraum 57 % und ist statistisch hochsignifikant.

Die vorangegangenen Analysen ergeben, dass die interannuelle Variabilität der Anzahl von Zyklongenese im indopazifischen Raum vor allem auf ENSO zurückzuführen ist. Dieses Ergebnis ist in Übereinstimmung mit den Resultaten früherer Studien (siehe Abschnitt 2.2.3 und Anhang A.1.1).



**Abbildung 6.7:** Räumliches Muster der Kovarianzmatrix-EOF-1 der jährlichen Anzahl von Entstehungsorten tropischer Wirbelstürme, 40°S–40°N, 40°E–135°W, 5°×5°-Gitterboxen, 1980–2005.

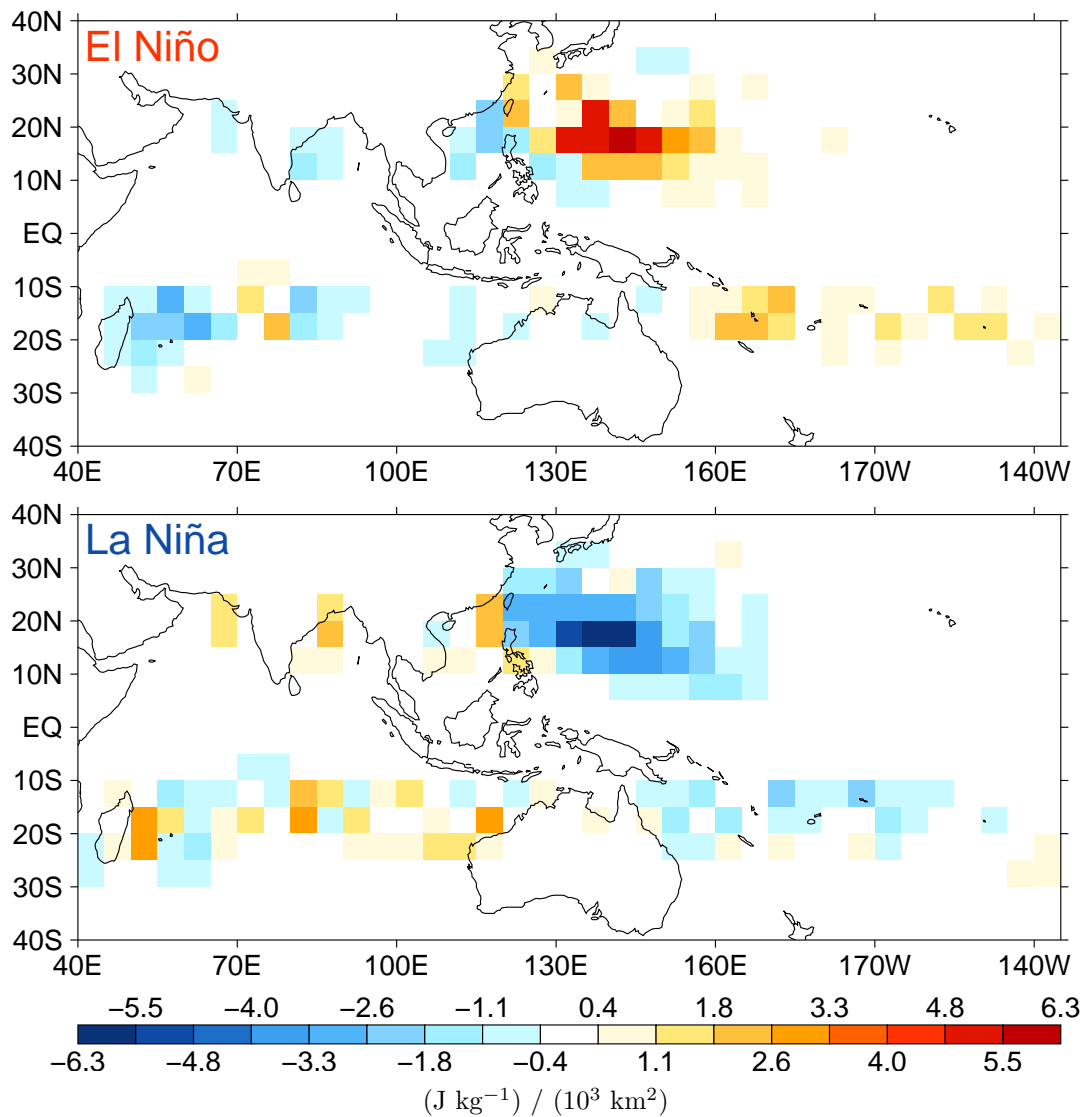
### 6.1.2 ACE/Niederschlag tropischer Zyklone und ENSO

#### ACE

Die ENSO-bedingte Verlagerung der Entstehungsgebiete tropischer Wirbelstürme hat ihrerseits Einfluss auf die Häufigkeit und Intensität tropischer Wirbelstürme in den unterschiedlichen Regionen des Raums Asien und Ozeanien.

Im Westpazifik verlagern sich die Entstehungsgebiete tropischer Zyklone während El Niño (bzw. La Niña) äquator- und ostwärts (bzw. pol- und westwärts; Abbildung 6.6). In der ENSO-Warmphase entstehen tropische Wirbelstürme somit verglichen mit der Kaltphase im Mittel in größerer Entfernung von den Landmassen Asiens und Australiens. Sie werden folglich länger über tropische Wasserflächen gelenkt und können sich daher stärker intensivieren, ehe sie auf Land treffen bzw. in höhere Breiten gelangen und sich abschwächen. Dadurch wird verständlich, weshalb im Westpazifik während El Niño (bzw. La Niña) im Allgemeinen positive (bzw. negative) Anomalien der ACE vorherrschen (Abbildung 6.8).

Negative (bzw. positive) Anomalien der ACE im Bereich des Südchinesischen Meeres während der ENSO-Warmphase (bzw. Kaltphase) können auf ENSO-bedingte Änderungen der atmosphärischen (Thermo-)Dynamik in diesem Gebiet zurückgeführt werden. Abbildung 6.6 zeigt, dass sich während El Niño (bzw. La Niña) tendenziell weniger (bzw. mehr) Systeme im Bereich des Südchinesischen Meeres entwickeln. Zudem lenken während El-Niño-Bedingungen anomaler Westwind (500-hPa-Niveau) über dem Südchinesischen Meer und anomaler südlicher bis südöstlicher Wind über dem Ostchinesischen, Gelben und Japanischen Meer tropische Zyklone, welche sich in tropischen Regionen entwickelten, vorwiegend polwärts und damit weg vom Südchinesischen Meer (Abbildung 6.9 oben). In der La-Niña-Phase sind die Strömungsmuster in der mittleren Troposphäre gegensätzlich zur ENSO-Warmphase: Anomaler Ostwind über dem Südchinesischen Meer und anomaler nördlicher bis nordwestlicher Wind über dem Japanischen, Gelben und Ostchinesischen Meer lenken Systeme, welche sich östlich der Philippinen entwickelten, vorwiegend westwärts in

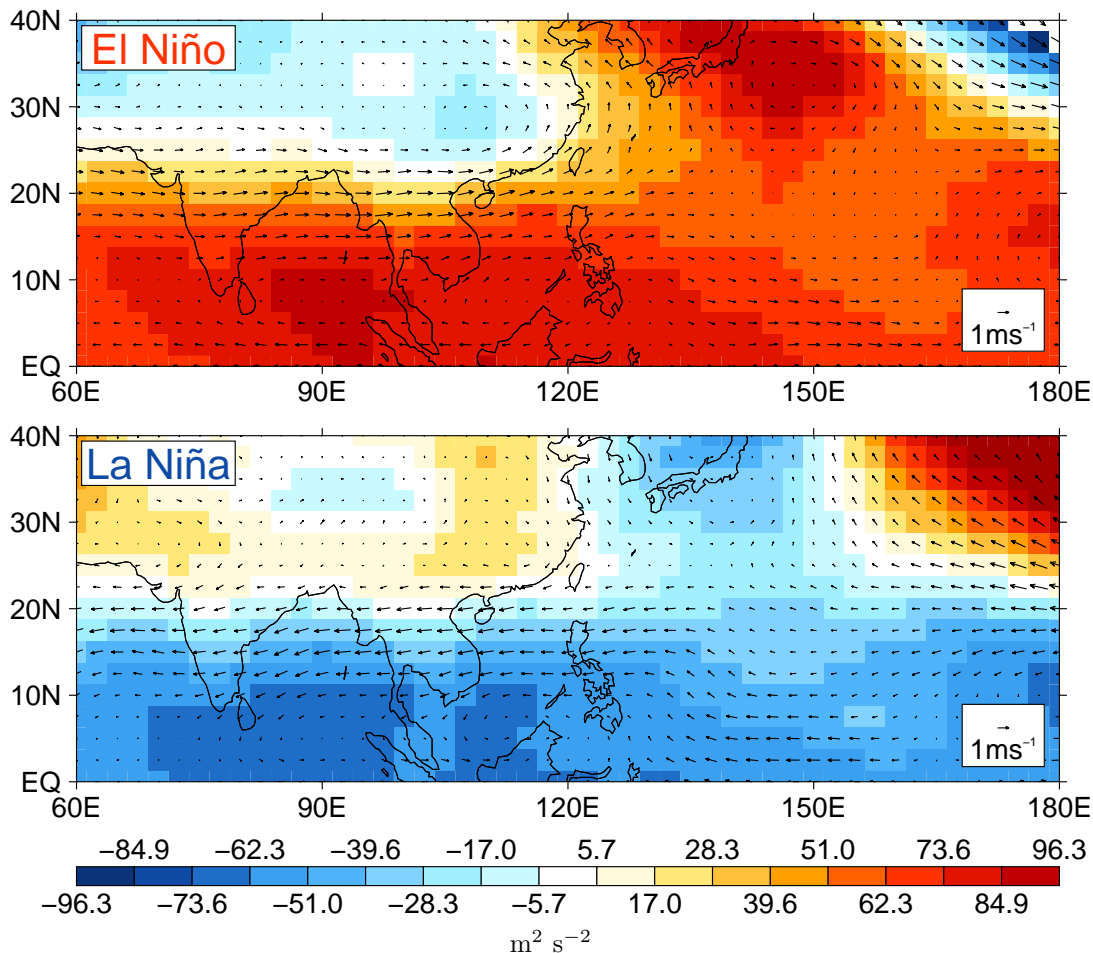


**Abbildung 6.8:** Anomaler monatlicher ACE-Index in  $\text{J kg}^{-1}$  pro  $10^3 \text{ km}^2$  für El Niño (oben) und La Niña (unten),  $40^\circ\text{S}$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $40^\circ\text{E}$ – $135^\circ\text{W}$ ,  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005.

das Südchinesische Meer (Abbildung 6.9 unten). Außerdem ist die vertikale Windscherung über großen Teilen des Südchinesischen Meeres in der ENSO-Warmphase größer als in der Kaltphase (Abbildung 6.5). In diesem Raum sind somit während El Niño die dynamischen Bedingungen für eine Intensivierung tropischer Systeme deutlich schlechter als während La Niña.

Für große Teile des Indiks und des australischen Raums sind die Anomalien des ACE-Index während El Niño (bzw. La Niña) in der Regel negativ (bzw. positiv). Aus Abbildung 6.6 geht hervor, dass für diese Regionen die anomale Anzahl von Zyklongenese in der ENSO-Warmphase (bzw. Kaltphase) ebenfalls im Allgemeinen negativ (bzw. positiv) ist. Zudem ist in diesen Gebieten während El Niño die vertikale Windscherung generell größer als während La Niña (Abbildung 6.5). ENSO-bedingte Variabilitäten der ACE im Bereich des Indiks und des australischen Festlandes können somit ebenfalls auf ENSO-bedingte Änderungen der atmosphärischen (Thermo-)Dynamik in diesem Raum zurückgeführt werden.

Abbildung 6.10 zeigt für den Referenzzeitraum die räumliche Struktur der ersten



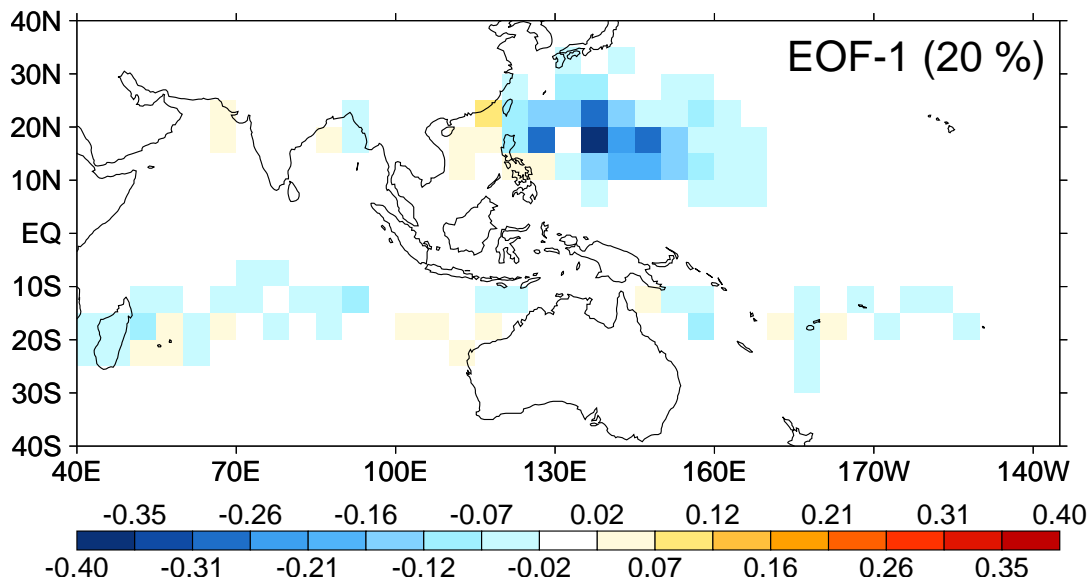
**Abbildung 6.9:** Anomalie des 500-hPa Windvektors (Magnitude in  $\text{m s}^{-1}$ ) und Geopotentials (in  $\text{m}^2 \text{ s}^{-2}$ ) für El Niño (oben) und La Niña (unten),  $0^\circ$ – $40^\circ\text{N}$ ,  $60^\circ\text{E}$ – $180^\circ\text{E}$ ,  $2,5^\circ \times 2,5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2001.

Kovarianzmatrix-EOF der jährlichen ACE im indopazifischen Raum, welche zusammen mit der Zeitreihe der ersten Hauptkomponente etwa 20 % der Varianz im Ausgangsdatensatz erklärt. Die Hauptmerkmale des EOF-1-Musters sind die negativen Gewichte am Westrand des pazifischen Beckens und die positiven Gewichte im Bereich des Südchinesischen Meeres. Das EOF-1-Muster ähnelt somit der räumlichen Verteilung des ACE-Index während der ENSO-Kaltphase (Abbildung 6.8 unten). Der Korrelationskoeffizient zwischen Jahreswerten des Niño-3.4-Index und der ersten Hauptkomponente beträgt für die Referenzzeitspanne -65 % und ist statistisch hochsignifikant.

Es lässt sich folgern, dass im indopazifischen Raum die interannuelle Variabilität der ACE zum größten Teil von ENSO bestimmt wird. Dies stimmt mit den Ergebnissen früherer Arbeiten überein (Abschnitt 2.2.3 und Anhang A.1.1).

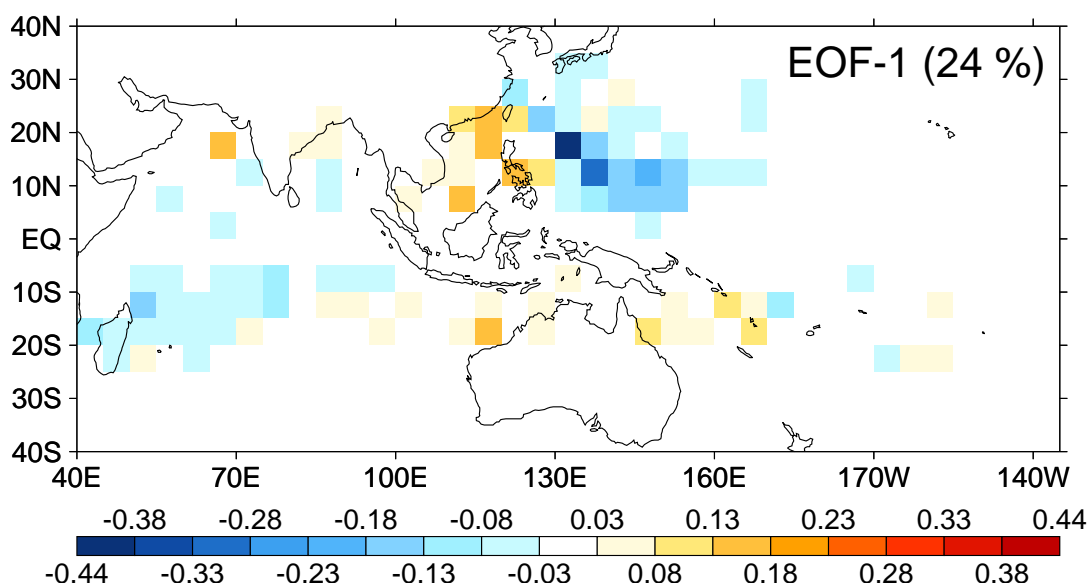
### Niederschlag tropischer Wirbelstürme

Die interannuelle Variabilität des Niederschlags tropischer Zyklone wird nachfolgend für den Raum Indik und Westpazifik untersucht, mit der interannuellen Veränderlichkeit anderer Wirbelsturm-Maße verglichen und mit ENSO in Verbindung gebracht.



**Abbildung 6.10:** Räumliches Muster der Kovarianzmatrix-EOF-1 des jährlichen ACE-Index, 40°S–40°N, 40°E–135°W, 5°×5°-Gitterboxen, 1980–2005.

Eine EOF-Analyse wurde durchgeführt, um für den indopazifischen Raum und die TRMM-Zeitspanne die dominierenden Moden der Variabilität des Niederschlags tropischer Zyklone zu bestimmen (Abbildung 6.11). Das EOF-1-Muster und die dazugehörige Zeitreihe der ersten Hauptkomponente erklären etwa 24 % der Gesamtvarianz. Der Korrelationskoeffizient zwischen der entsprechenden PC-1 und dem jährlichen Niño-3.4-Index beläuft sich für den TRMM-Zeitraum auf -79 % ist allerdings statistisch nicht signifikant. Das EOF-1-Muster des Niederschlags tropischer Wirbelstürme ähnelt zum einen der räumlichen Verteilung des anomalen Niederschlags tropischer Zyklone während La Niña (ohne Abbildung) und zum anderen, trotz des kürzeren Untersuchungszeitraums, dem EOF-1-Muster des ACE-Index (Abbildung 6.10). Außerdem besteht zwischen den PC-1 beider Größen für den TRMM-Zeitraum ein starker und statistisch hochsignifikanter Zusammenhang ( $r = 0,93$ ).



**Abbildung 6.11:** Räumliches Muster der Kovarianzmatrix-EOF-1 des jährlichen Niederschlags tropischer Wirbelstürme, 40°S–40°N, 40°E–135°W, 5°×5°-Gitterboxen, 1998–2005.

**Tabelle 6.1:** Korrelationen zwischen der Zeitreihe der ersten Hauptkomponente des jährlichen ACE-Index (bzw. Niederschlags tropischer Wirbelstürme) und den Zeitreihen der PC-1 der jährlichen Häufigkeit, Anzahl von Sturmtagen und Maximalwindgeschwindigkeit tropischer Zyklone für den indopazifischen Raum (40°S–40°N, 40°E–135°W) und die Zeitspanne von 1980 bis 2005<sup>(i)</sup> (bzw. 1998 bis 2005<sup>(ii)</sup>). Statistisch signifikante Korrelationen sind fett hervorgehoben.

	Anzahl	Dauer	$v_{max}$
ACE <sup>(i)</sup>	<b>0,71</b>	<b>0,70</b>	<b>0,86</b>
Niederschlag <sup>(ii)</sup>	<b>0,91</b>	<b>0,88</b>	0,86

Es lässt sich folgern, dass in vielen Regionen des Raums Indik und Westpazifik das ENSO-Phänomen den dominierenden Modus der interannuellen Variabilität sowohl der ACE als auch des Niederschlags tropischer Wirbelstürme darstellt. Außerdem ist in diesem Raum die interannuelle Veränderlichkeit des Wirbelsturm-bedingten Niederschlags sehr gut mit der interannuellen Änderung der ACE korreliert.

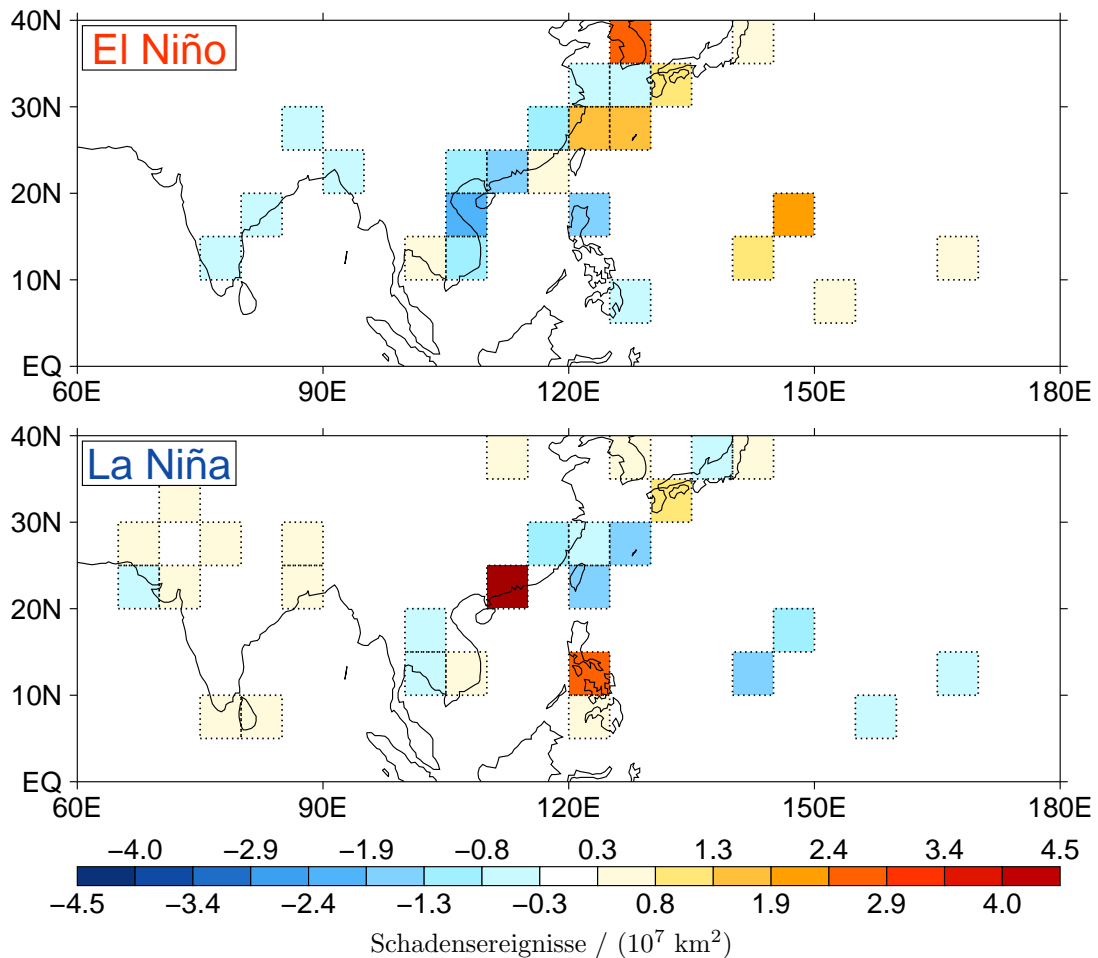
Felder der jährlichen Häufigkeit, Anzahl von Sturmtagen und maximalen Windgeschwindigkeit tropischer Wirbelstürme wurden für den indopazifischen Raum und die Referenzzeitspanne nach der in Abschnitt 3.3.1 beschriebenen Methode abgeleitet und anschließend mit einer Hauptkomponentenanalyse untersucht. Für jede dieser Größen wurde das EOF-1-Muster und die dazugehörige Zeitreihe der ersten Hauptkomponente berechnet. Letztere wurde schließlich mit der PC-1 des jährlichen ACE-Index (bzw. Wirbelsturm-bedingten Niederschlags) im indopazifischen Raum korreliert. Die Ergebnisse sind in Tabelle 6.1 zusammengefasst. Die Zeitreihe der ersten Hauptkomponente des jährlichen Niederschlags tropischer Zyklone für den indopazifischen Raum und die TRMM-Zeitspanne ist am stärksten mit der entsprechenden PC-1 der jährlichen Anzahl tropischer Sturmsysteme korreliert ( $r = 0,91$ ). Diese Korrelation ist statistisch signifikant. Im Gegensatz dazu ist die Zeitreihe der PC-1 des jährlichen ACE-Index für den indopazifischen Raum und den Referenzzeitraum am besten mit der entsprechenden ersten Hauptkomponente der jährlichen Maximalwindgeschwindigkeit tropischer Systeme korreliert ( $r = 0,86$ ). Auch diese Korrelation ist statistisch signifikant.

Daraus folgt, dass für den indopazifischen Raum und die jeweiligen Untersuchungszeitspannen die interannuelle Variabilität des Niederschlags tropischer Wirbelstürme (bzw. der ACE) am besten mit der interannuellen Veränderlichkeit der Anzahl (bzw. der maximalen Windgeschwindigkeit) tropischer Wirbelstürme in diesem Raum korreliert ist.

### 6.1.3 Wirbelsturmschäden und ENSO

Die Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Zyklone (NatCatSERVICE-Schadendaten der Munich Re) bildet gewissermaßen ein weiteres Aktivitäts- bzw. Intensitätsmaß, welches die gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Auswirkungen tropischer Wirbelstürme beschreibt. Die ENSO-Abhängigkeit der Schadensmuster im asiatischen Raum (Abbildung 6.12 und Abbildung 6.13) kann mit ENSO-bedingten Änderungen tropischer Wirbelstürme in diesem Raum in Verbindung gebracht werden.

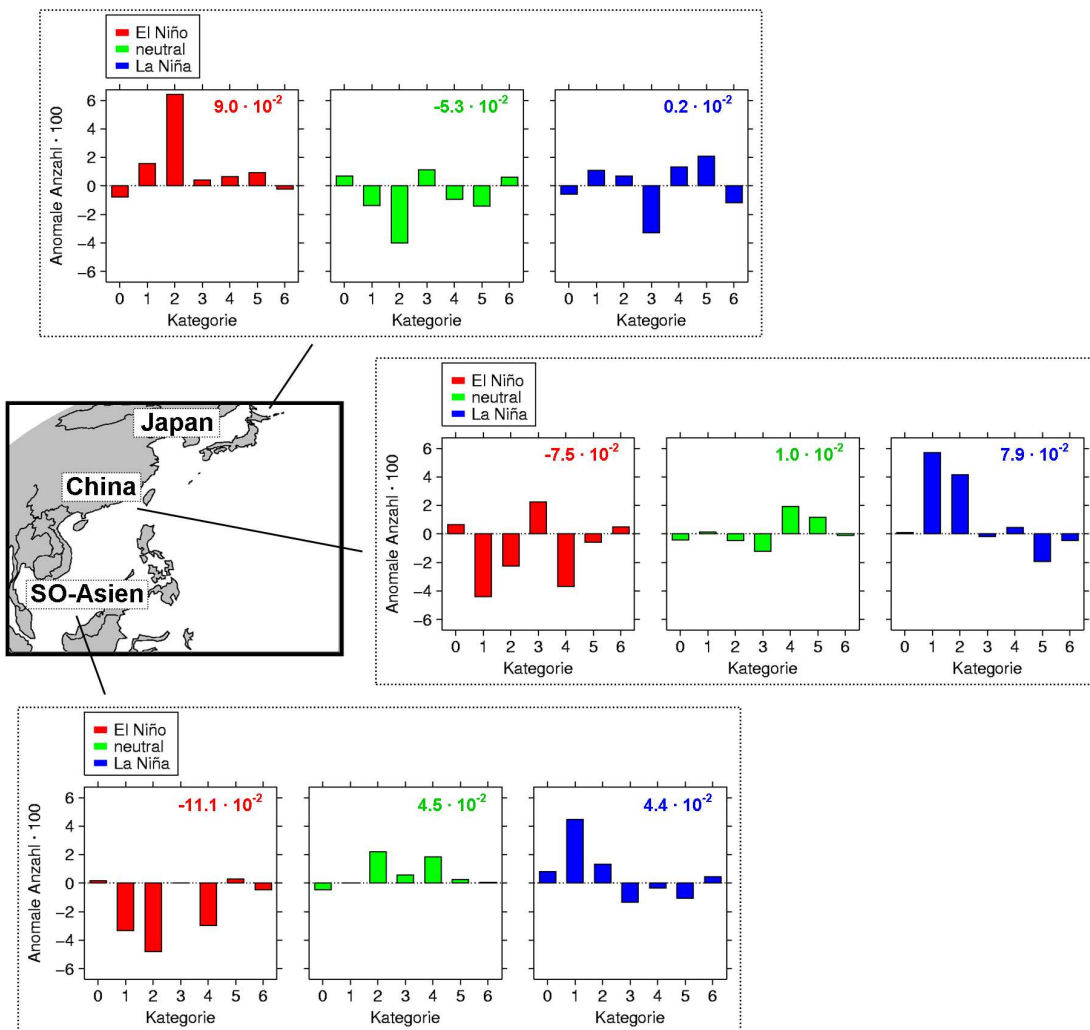




**Abbildung 6.12:** Anomale monatliche Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen (alle Munich–Re–Schadenskategorien) pro  $10^7 \text{ km}^2$  für El Niño (oben) und La Niña (unten),  $0^\circ\text{--}40^\circ\text{N}$ ,  $60^\circ\text{E}\text{--}180^\circ\text{E}$ ,  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2005.

Für viele Inseln bzw. Inselgruppen des tropischen Nordwestpazifiks gilt, dass während El Niño (bzw. La Niña) die Eintrittswahrscheinlichkeit von Schäden durch tropische Wirbelstürme tendenziell größer (bzw. geringer) als im Mittel ist. Dies kann auf eine tatsächliche ENSO–bedingte Änderung der ACE (Abbildung 6.8) und des Niederschlags tropischer Zyklone (ohne Abbildung) in diesem Raum zurückgeführt werden: In der ENSO–Warmphase (bzw. Kaltphase) ist sowohl die ACE als auch der Niederschlag tropischer Wirbelstürme im tropischen Nordwestpazifik im Allgemeinen erhöht (bzw. erniedrigt).

Im Bereich des Südchinesischen Meeres ist hingegen während El Niño (bzw. La Niña) sowohl die anomale ACE als auch der anomale Niederschlag tropischer Zyklone typischerweise negativ (bzw. positiv). Dies ist auf ENSO–bedingte Änderungen atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen zurückzuführen, welche für die Entwicklung und Intensivierung tropischer Wirbelstürme günstig sind und deren Zugrichtung beeinflussen (Abschnitt 6.1.1 und 6.1.2). Dadurch wird verständlich, weshalb in Südostasien bzw. im südlichen China die Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Zyklone während El Niño (bzw. La Niña) im Allgemeinen erniedrigt (bzw. erhöht) ist. Der Durchschnittswert der Verteilung der anomalen Anzahl aller Wirbelsturmschäden (Munich–Re–Schadenskategorien 0–6) im Raum Südostasien ist für die ENSO–Warmphase (bzw. Kaltphase) negativ (bzw. positiv). Ein Wilcoxon–Mann–Whitney–Test zeigt, dass der Mittelwert der Verteilung für die El–Niño–Phase statistisch



**Abbildung 6.13:** Anomale monatliche Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen (mal  $10^2$ ) für Japan, China (inkl. Hongkong) und Südostasien, für El Niño (rot, links), neutrale Bedingungen (grün, Mitte) und La Niña (blau, rechts) und für die unterschiedlichen Munich–Re–Schadenskategorien, Januar 1980–Dezember 2005. Zusätzlich wurde für die verschiedenen Länder bzw. Regionen und die einzelnen ENSO–Phasen der Mittelwert der Verteilung der anomalen monatlichen Anzahl aller Wirbelsturmschäden (Kategorien 0–6) berechnet (rechts oben in den jeweiligen Grafiken). Der Raum Südostasien umfasst in dieser Arbeit die Staaten Indonesien, Kambodscha, Laos, Malaysia, Myanmar, Philippinen, Thailand und Vietnam.

signifikant vom Mittelwert der Verteilung für die La–Niña–Phase verschieden ist. Gleiches gilt für Wirbelsturmschäden in China.

Über Japan und den nördlichen Regionen des Untersuchungsgebiets ist während El Niño (bzw. La Niña) sowohl die ACE als auch der Wirbelsturm–bedingte Niederschlag erhöht (bzw. erniedrigt), was vor allem mit einer veränderten Dynamik der Atmosphäre während der einzelnen ENSO–Phasen korreliert ist (Abschnitt 6.1.2). Für diesen Raum ist der Zusammenhang zwischen ENSO und den untersuchten Wirbelsturm–Maßen allerdings schwächer als für die tropischen Regionen des Nordwestpazifiks. Auch die ENSO–Abhängigkeit der Eintrittswahrscheinlichkeit von Wirbelsturmschäden ist für Japan schwächer als beispielsweise für Südostasien. Auffällig ist dennoch, dass in Japan während El Niño insbesondere die Häufigkeit von Schäden niedrigerer Kategorien erhöht ist. Berücksichtigt man allerdings

alle Schadensereignisse durch tropische Zyklone in Japan unabhängig von ihrer Schwere, so ergibt ein Wilcoxon–Mann–Whitney–Test, dass der Durchschnittswert der Verteilung für El Niño statistisch nicht signifikant vom Mittelwert der Verteilung für La Niña verschieden ist.

Für den indischen Subkontinent gilt, dass während El Niño (bzw. La Niña) die Wahrscheinlichkeit von durch tropische Systeme verursachten Schadensereignissen tendenziell erniedrigt (bzw. erhöht) ist (Abbildung 6.12). Dies ist mit einer tatsächlichen ENSO–bedingten Änderung der ACE und des Niederschlags tropischer Zyklone in diesem Raum korreliert: Während El Niño (bzw. La Niña) ist über Indien sowohl die anomale ACE als auch der anomale Wirbelsturm–bedingte Niederschlag negativ (bzw. positiv).

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass mit dieser Arbeit erstmalig für den asiatischen Raum das ENSO–Signal in Wirbelsturm–Schadendaten nachgewiesen werden konnte. Dennoch scheint die interannuelle Variabilität der Schäden zum überwiegenden Teil von gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Faktoren bestimmt zu werden. Im folgenden Abschnitt wird für NI, WNP und AUS der Einfluss sozioökonomischer Faktoren auf die Eintrittswahrscheinlichkeit von Wirbelsturmschäden quantifiziert. Außerdem wird für verschiedene Teilregionen dieser Räume (siehe Abschnitt 3.1) der lineare Zusammenhang zwischen ENSO und der interannuellen ACE– bzw. Schadensvariabilität untersucht und beziffert.

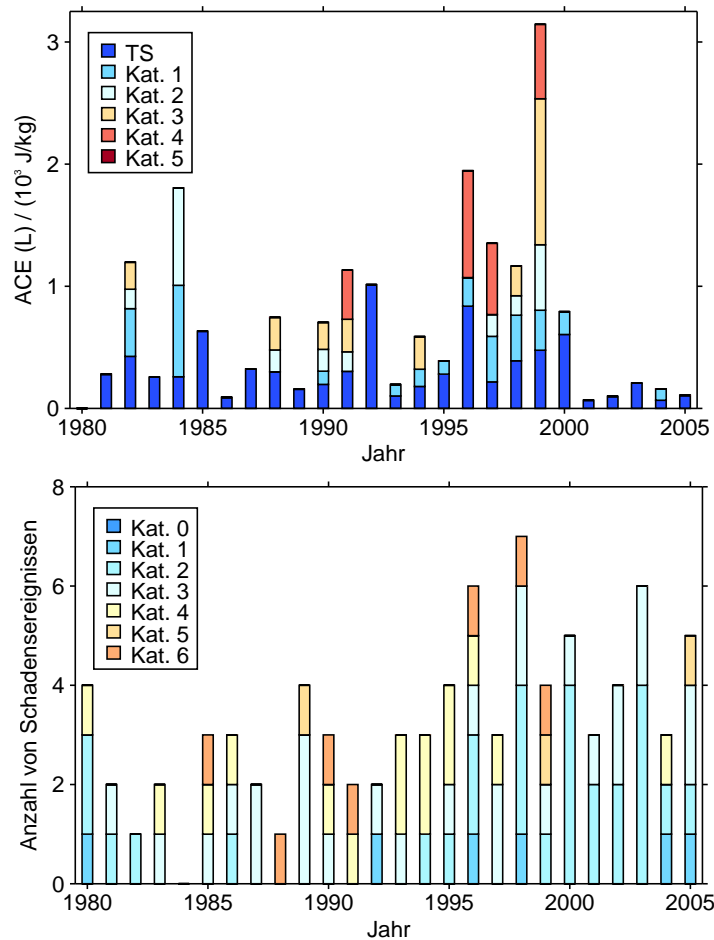
## 6.2 Interannuelle ACE– und Schadensvariabilitäten

### Nordindischer Raum

Um für den nordindischen Raum und die Referenzzeitspanne die Auswirkungen sozioökonomischer Veränderungen auf die Häufigkeit von Wirbelsturmschäden bestimmen zu können, wird die interannuelle ACE–Variabilität über Landgebieten des NI mit der zugehörigen Änderung der jährlichen Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen korreliert (Abbildung 6.14). Der Korrelationskoeffizient zwischen beiden Zeitreihen ist annähernd Null ( $r = -0,02$ ) und statistisch nicht signifikant. Dieses Ergebnis zeigt, dass auf interannuellen Zeitskalen die Variabilität der Anzahl von Schäden durch tropische Zyklone im nordindischen Raum nicht unmittelbar mit der Variabilität der ACE in diesem Raum in Verbindung gebracht werden kann. Die für NI abgeleitete interannuelle Veränderlichkeit von Wirbelsturmschäden muss vielmehr in erster Linie durch sozioökonomische Änderungsfaktoren erklärt werden.

Für die Zeitreihe der ACE über Landgebieten des NI lässt sich eine große interannuelle Variabilität ableiten, wobei während der zweiten Hälfte der neunziger Jahre (bzw. zu Beginn des 21. Jahrhunderts) die ACE überdurchschnittlich (bzw. unterdurchschnittlich) war. Diese Zeitreihe ist sehr gut mit den Zeitreihen der jährlichen ACE für Ozeangebiete des nordindischen Raums bzw. für das gesamte nordindische Ozeanbecken korreliert (Tabelle 6.2). Die Korrelationen sind in allen Fällen statistisch signifikant. Somit lässt sich für den nordindischen Raum, die Referenzzeitspanne und interannuelle Zeitskalen folgern, dass bei einer erhöhten (bzw. erniedrigten) beckenweiten ACE ebenfalls eine erhöhte (bzw. erniedrigte) ACE über Landgebieten wahrscheinlich ist.

Für den Referenzzeitraum ist die Korrelation zwischen jährlichen Werten des Niño–3.4–Index und Jahreswerten des ACE–Index für alle drei Teilregionen (d.h. L, O und L+O) des



**Abbildung 6.14:** Jährliche Werte des ACE-Index (und Anteile aus den unterschiedlichen Saffir-Simpson-Kategorien; siehe Tabelle 2.1) in  $10^3$  J/kg für Landgebiete des NI (oben) und jährliche Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Zyklone (und Beiträge aus den einzelnen Munich-Re-Schadensklassen) für NI (unten), 1980–2005.

NI negativ, wenn auch statistisch nicht signifikant (Tabelle 6.3). Das heißt, in der La-Niña-Phase ist über dem nordindischen Raum eine tendenziell erhöhte ACE zu erwarten. Dies ist in Übereinstimmung mit den Ergebnissen aus Abschnitt 6.1. Die Korrelation zwischen Jahresmitteln des Niño-3.4-Index und jährlichen Werten der Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordindischen Raum ist für die Referenzzeitspanne schwach negativ ( $r = -0,17$ ) und statistisch nicht signifikant.

**Tabelle 6.2:** Korrelationen zwischen Zeitreihen des jährlichen ACE-Index für unterschiedliche Teilregionen (Land, Ozean bzw. das gesamte Becken) der Räume NI, WNP und AUS, 1980–2005. Statistisch signifikante Korrelationen sind fett hervorgehoben.

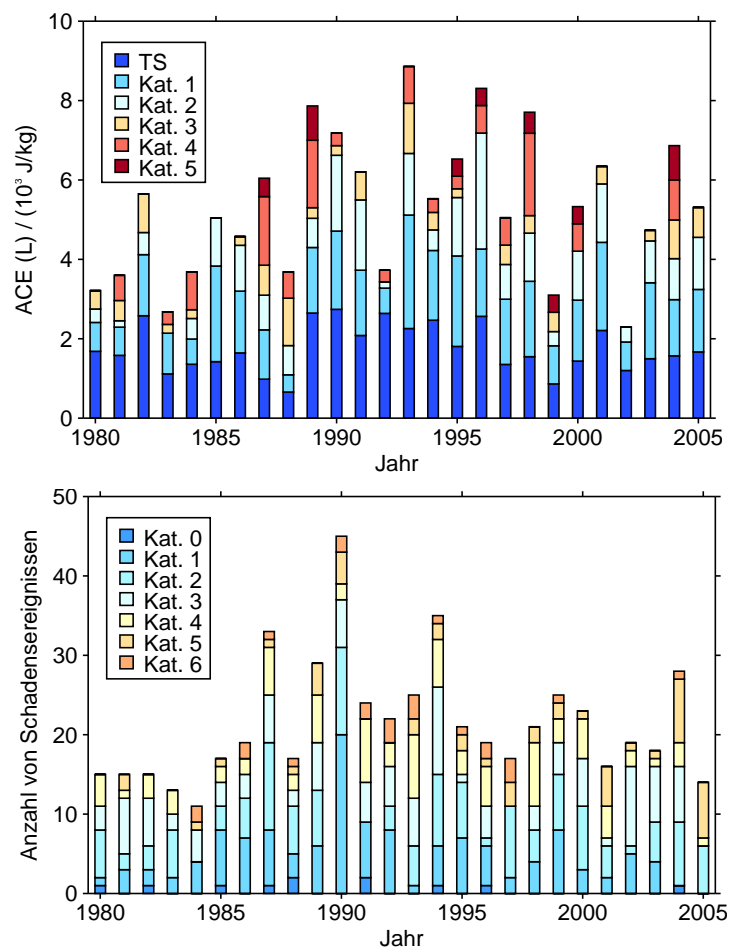
	L vs. O	L vs. L+O	O vs. L+O
NI	<b>0,75</b>	<b>0,88</b>	<b>0,97</b>
WNP	0,19	0,26	<b>1,00</b>
AUS	0,25	<b>0,38</b>	<b>0,99</b>

**Tabelle 6.3:** Korrelationen zwischen jährlichen Werten des Niño-3.4-Index und Jahresmitteln des ACE-Index (Anteile aus den unterschiedlichen Kategorien) für Land- bzw. Ozeangebiete des nordindischen Raums und für den gesamten Raum NI, 1980–2005. Statistisch signifikante Korrelationen sind fett hervorgehoben.

	ACE	ACE <sub>TS</sub>	ACE <sub>Kat.1</sub>	ACE <sub>Kat.2</sub>	ACE <sub>Kat.3</sub>	ACE <sub>Kat.4</sub>	ACE <sub>Kat.5</sub>
L	-0,30	-0,18	-0,12	-0,31	-0,31	-0,07	
O	-0,14	0,18	-0,26	<b>-0,27</b>	<b>-0,25</b>	-0,09	-0,25
L+O	-0,20	0,12	-0,25	<b>-0,34</b>	<b>-0,29</b>	-0,10	-0,25

### Nordwestpazifischer Raum

Im Gegensatz zum nordindischen Raum ist für den nordwestpazifischen Raum der lineare Zusammenhang zwischen Jahreswerten der ACE über Land und der jährlichen Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Zyklone stärker (Abbildung 6.15): Der Korrelationskoeffizient zwischen beiden Zeitreihen beträgt für die Referenzzeitspanne 46 % und ist statistisch signifikant. Es wird dennoch deutlich, dass ein großer Teil der interannuellen Schadensvariabilität im nordwestpazifischen Raum mit Änderungen sozioökonomischer Faktoren



**Abbildung 6.15:** Wie Abbildung 6.14 nur für WNP.

**Tabelle 6.4:** Wie Tabelle 6.3 nur für WNP.

	ACE	ACE <sub>TS</sub>	ACE <sub>Kat.1</sub>	ACE <sub>Kat.2</sub>	ACE <sub>Kat.3</sub>	ACE <sub>Kat.4</sub>	ACE <sub>Kat.5</sub>
L	0,02	0,16	0,06	-0,11	0,20	-0,05	-0,26
O	<b>0,64</b>	0,29	0,22	<b>0,50</b>	<b>0,66</b>	<b>0,61</b>	<b>0,43</b>
L+O	<b>0,63</b>	0,28	0,22	0,46	<b>0,66</b>	<b>0,60</b>	<b>0,42</b>

erklärt werden muss.

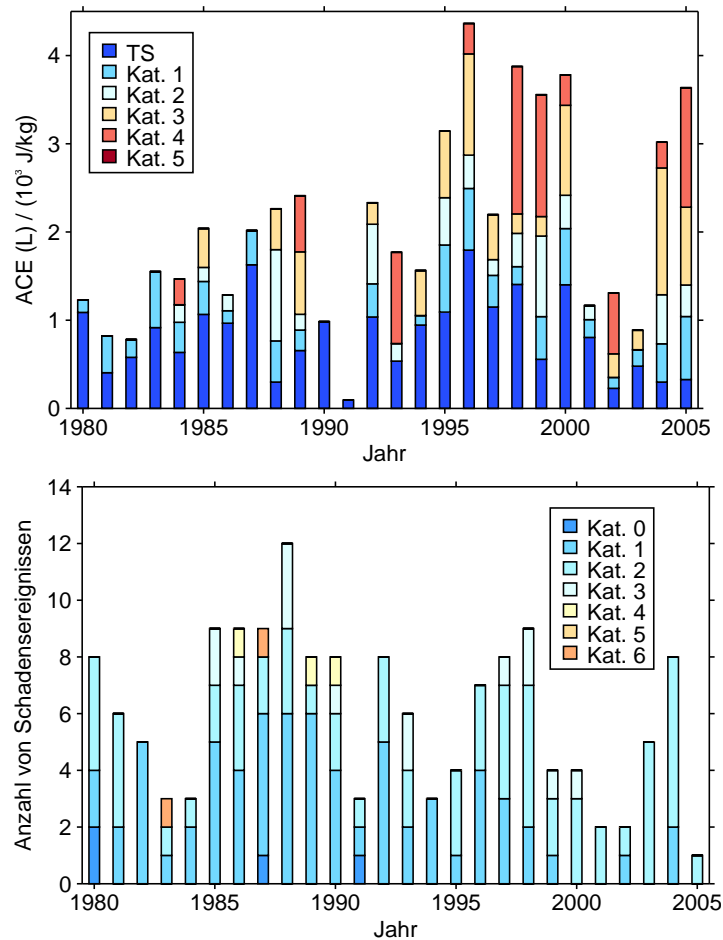
Für den nordwestpazifischen Raum lässt sich teilweise eine starke interannuelle ACE– bzw. Schadensvariabilität ableiten, wobei diese hochfrequente (jährliche) Schwingung auf eine niederfrequente (multidekadische) Variabilität aufgeprägt ist (weiterführende Analysen im Kapitel 8). Die Zeitreihe der ACE für Landgebiete des nordwestpazifischen Raums ist nur schwach mit den entsprechenden Zeitreihen der ACE für Ozeangebiete dieses Raums bzw. für den gesamten Raum WNP korreliert (Tabelle 6.2). Somit gilt für den nordwestpazifischen Raum, die Referenzzeitspanne und interannuelle Zeitskalen, dass bei einer hohen (bzw. niedrigen) beckenweiten ACE nicht zwangsläufig eine hohe (bzw. niedrige) ACE über Land zu erwarten ist.

Die Korrelation zwischen Jahresmitteln des Niño–3.4–Index und Jahreswerten des ACE–Index für Landgebiete des WNP ist für den Referenzzeitraum annähernd Null und statistisch nicht signifikant (Tabelle 6.4). Im Gegensatz dazu ist die Korrelation zwischen Jahresmitteln des Niño–3.4–Index und jährlichen Werten der ACE für Ozeangebiete des WNP bzw. für das gesamte nordwestpazifische Becken stark und statistisch hochsignifikant. Die Korrelation zwischen Jahreswerten des Niño–3.4–Index und Jahresmitteln der Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum ist für die Referenzzeitspanne schwach ( $r = 0,13$ ) und statistisch nicht signifikant.

Der für den nordwestpazifischen Raum und interannuelle Zeitskalen nachgewiesene schwache Zusammenhang zwischen ENSO und der ACE über Land bzw. der Häufigkeit von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen kann wahrscheinlich darauf zurückgeführt werden, dass die ENSO–bedingten Änderungen der ACE und schließlich der Eintrittswahrscheinlichkeit von Wirbelsturmschäden in Südostasien und Südchina gegensätzlich zu den Änderungen in Nordchina, Nord–/Südkorea und Japan sind (siehe Abschnitt 6.1.2 und 6.1.3). Eine weitere Unterteilung des WNP, beispielsweise in einen südlichen und nördlichen Teil, wäre also denkbar. Zwar sind die Änderungen der ACE über dem nordwestpazifischen Ozean und im Bereich des Südchinesischen Meeres auch gegensätzlich in den einzelnen ENSO–Extremphasen, aber die ENSO–bedingte Änderung der ACE über dem Nordwestpazifik dominiert über die ACE–Änderung im Bereich des Südchinesischen Meeres (Abbildung 6.8).

### Australischer Raum

Übereinstimmend mit dem nordindischen Raum besteht auch für den australischen Raum und die Referenzzeitspanne nur ein schwacher Zusammenhang zwischen Jahresmitteln der ACE über Land und der jährlichen Anzahl von Wirbelsturmschäden ( $r = 0,12$ ; Abbildung 6.16). Sozioökonomische Faktoren dominieren somit auch im australischen Raum die



**Abbildung 6.16:** Wie Abbildung 6.14 nur für AUS.

interannuelle Veränderlichkeit der Eintrittswahrscheinlichkeit von mit tropischen Zyklonen einhergehenden Schäden.

Sowohl die ACE über Landgebieten des AUS als auch die Wirbelsturmschäden in diesem Raum sind durch eine große interannuelle Variabilität gekennzeichnet. Die Zeitreihe der ACE über Land ist für den Referenzzeitraum nur schwach mit den entsprechenden Zeitreihen des ACE-Index für Ozeangebiete des australischen Raums bzw. für den gesamten Raum korreliert (Tabelle 6.2).

Für die Referenzzeitspanne ist der Korrelationskoeffizient zwischen Jahreswerten des Niño-3.4-Index und Jahresmitteln des ACE-Index für Ozeangebiete des australischen Raums annähernd Null (Tabelle 6.5). Dies lässt sich dadurch erklären, dass der Raum AUS so-

**Tabelle 6.5:** Wie Tabelle 6.3 nur für AUS.

	ACE	$ACE_{TS}$	$ACE_{Kat.1}$	$ACE_{Kat.2}$	$ACE_{Kat.3}$	$ACE_{Kat.4}$	$ACE_{Kat.5}$
L	<b>-0,40</b>	0,02	-0,32	<b>-0,52</b>	-0,26	-0,26	
O	0,01	0,02	0,08	0,01	0,07	-0,12	0,04
L+O	-0,05	0,02	0,03	-0,08	0,02	-0,16	0,04

wohl Anteile des südöstlichen Indischen Ozeans als auch des Südwestpazifiks hat. Aus Abbildung 6.8 geht hervor, dass in diesen beiden Räumen der Zusammenhang zwischen ENSO und ACE gegensätzlich ist: Während El-Niño-Bedingungen ist die ACE im Südwestpazifik generell höher und im südöstlichen Indischen Ozean im Allgemeinen niedriger als im Mittel. Während La Niña ist dies genau gegensätzlich. Über dem australischen Festland ist die ACE ähnlich wie im südöstlichen Indischen Ozean in der ENSO-Warmphase niedriger und in der Kaltphase höher als im Mittel. Daher ist im Referenzzeitraum auch die Korrelation zwischen jährlichen Werten des Niño-3.4-Index und Jahreswerten des ACE-Index für Landgebiete des AUS negativ. Diese Korrelation ist statistisch signifikant. Daraus folgt, dass in der La-Niña-Phase über dem australischen Kontinent eine erhöhte ACE wahrscheinlich ist. Der lineare Zusammenhang zwischen ENSO und der Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schäden im australischen Raum ist für die Referenzzeitspanne schwach ( $r = -0,07$ ) und statistisch nicht signifikant.

Verallgemeinernd sind auf interannuellen Zeitskalen Variabilitäten der Häufigkeit von Wirbelsturmschäden im nordindischen, nordwestpazifischen und australischen Raum größtenteils auf sozioökonomische Faktoren zurückzuführen. Während das ENSO-Signal für viele Regionen des Raums Asien und Ozeanien in Zeitreihen des ACE-Index nachweisbar ist, ist hingegen für die zugehörigen Zeitreihen der Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Zyklone keine statistisch signifikante ENSO-Abhängigkeit ableitbar.

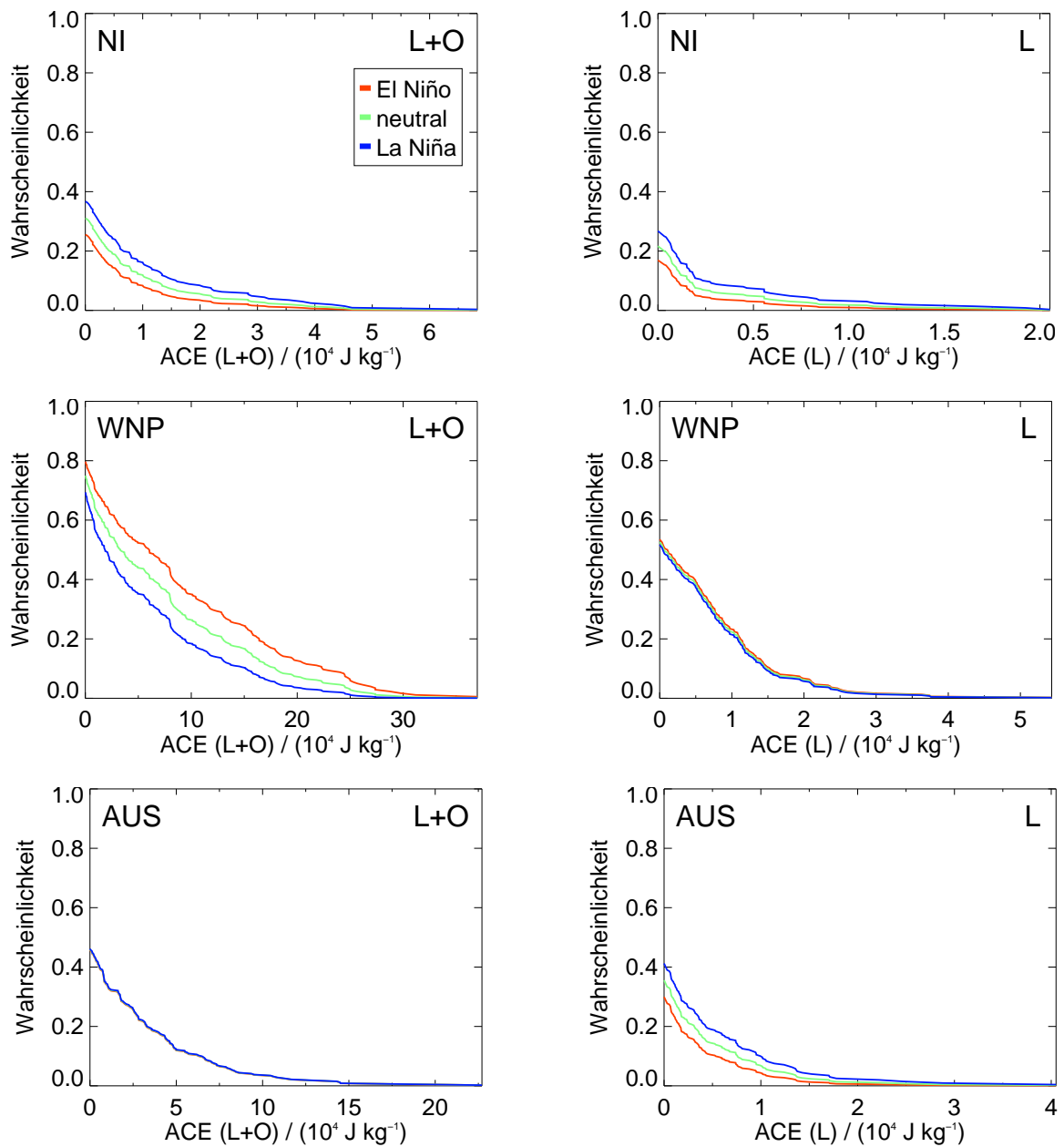
### 6.3 Quantifizierung ENSO-bedingter Gefährdungen

Das in Abschnitt 3.6.3 beschriebene Cox-Regressionsmodell ermöglicht es ENSO-bedingte, mit tropischen Wirbelstürmen einhergehende Gefährdungen zu quantifizieren. Genauer gesagt wurde mit Hilfe dieses Modells für die einzelnen ENSO-Phasen Überschreitungswahrscheinlichkeitsfunktionen (PEF) des monatlichen ACE-Index für NI, WNP und AUS bzw. für Landgebiete dieser Räume abgeleitet (Abbildung 6.17).

Die PEF des ACE-Index für das gesamte nordindische Ozeanbecken ist im Allgemeinen in der ENSO-Kaltphase am größten und in der Warmphase am kleinsten. Für den beckenweiten nordwestpazifischen ACE-Index ist hingegen die PEF während El Niño am größten und während La Niña am kleinsten. Für die ACE über dem gesamten australischen Becken ist der Unterschied zwischen den PEF der einzelnen ENSO-Phasen annähernd Null. Dies ist mit der räumlichen Festlegung von AUS zu erklären (siehe Abschnitt 6.2). Der Unterschied zwischen den PEF der einzelnen ENSO-Phasen ist im Nordwestpazifik generell am größten. Betrachtet man die ACE über Landgebieten ist sowohl für NI als auch für AUS die PEF in der ENSO-Kaltphase im Allgemeinen am größten und in der Warmphase am geringsten. Für WNP ist im Gegensatz dazu der Unterschied zwischen den PEF der einzelnen ENSO-Phasen gering.

Diese Ergebnisse stimmen gut mit den Resultaten aus Abschnitt 6.2 überein und ermöglichen für die verschiedenen (Teil-)Regionen des Raums Asien und Ozeanien und für die einzelnen ENSO-Phasen eine Quantifizierung der Überschreitungswahrscheinlichkeit eines bestimmten ACE-Schwellwerts — und somit eine verbesserte Bewertung der mit Wirbelstürmen einhergehenden Gefährdung.





**Abbildung 6.17:** PEF des monatlichen ACE-Index in  $10^4$  J/kg für NI (oben), WNP (Mitte) und AUS (unten), für das gesamte Becken (links) bzw. für Landgebiete des jeweiligen Raums (rechts) und für El Niño (rot), neutrale Bedingungen (grün) und La Niña (blau), Januar 1980–Dezember 2005. Ordinate: Überschreitungswahrscheinlichkeit; Abszisse: ACE-Schwellwert.

Die in diesem Kapitel für verschiedene Regionen des indopazifischen Raums abgeleitete ENSO-Abhängigkeit der Aktivität/Intensität tropischer Zyklone und ihrer versicherungsrelevanten Schäden kann nun, auf Grundlage von operationell durchgeführten ENSO-Vorhersagen und unter Berücksichtigung des typischen jahreszeitlichen Zyklus der ENSO-Episoden (siehe Abschnitt 2.1), mehrere Monate im voraus vorhergesagt werden. Dies ermöglicht Rückversicherungen, aber nicht nur diesen, eine frühzeitige (mit einer Vorlaufzeit von einigen Monaten) Bewertung der zu erwartenden, mit tropischen Wirbelstürmen einhergehenden Gefährdungen im Raum Asien und Ozeanien.

Dennoch wäre es wichtig zu untersuchen, welche natürlichen Klimaschwankungen den Großteil der restlichen Varianz erklären. In diesem Zusammenhang sind sicherlich die quasi-

zweijährige Schwingung QBO, Variabilitäten der Monsundynamik und der *Indian Ocean Dipole* (IOD), ein gekoppeltes Ozean–Atmosphäre–Zirkulationssystem im Indik, von besonderer Bedeutung für die interannuelle Veränderlichkeit tropischer Zyklone im Raum Indischer Ozean und Westpazifik. Außerdem müssten Wechselwirkungen zwischen diesen Klimavariabilitäten und ENSO berücksichtigt werden.

# 7 Vorhersage des saisonalen Gefährdungspotenzials nordwestpazifischer Taifune

In diesem Kapitel wird ein statistisches Modell vorgestellt, welches bereits am Ende der laufenden Saison eine Vorhersage des Gefährdungspotenzials nordwestpazifischer Taifune der Folgesaison ermöglicht.

## 7.1 Modellbeschreibung und –verifikation

### 7.1.1 Modellgleichung

Das in dieser Arbeit verwendete lineare Regressionsmodell dient dazu, den Zusammenhang zwischen einer Zielgröße (abhängige Variable;  $y$ ) und einer bzw. zwei Ausgangsgrößen (unabhängige Variablen, Prädiktoren;  $x_1, x_2$ ) zu erfassen (Wilks 2006):

$$y = b_0 + b_1x_1 (+ b_2x_2) + \epsilon. \quad (7.1)$$

Die Parameter  $b_0, b_1$  und  $b_2$  sind die Regressionskoeffizienten der Ausgangsvariablen, und  $\epsilon$  ist ein zufälliger Fehler. Die Prädiktoren werden üblicherweise normalisiert, um die zugehörigen Regressionskoeffizienten direkt miteinander vergleichen zu können. Um Werte zwischen dem Minimal- und Maximalwert von  $x$  in einen Bereich zwischen Null und eins zu normalisieren, wurde folgende Formel angewandt:

$$x' = \frac{x - \min(x)}{\max(x) - \min(x)}. \quad (7.2)$$

Als Modell-Zielgröße wird in dieser Arbeit der mittlere ACE-Index für den Höhepunkt der Taifunsaison im Nordwestpazifik (JASON) und für Landgebiete des WNP (bzw. für den gesamten nordwestpazifischen Raum  $\rightarrow$  Anhang A.4) gewählt. Mittlere anomale Meeresoberflächentemperaturen für die vergangene Saison (JASON) und bestimmte Bereiche des Pazifiks dienen als Ausgangsvariablen des Modells (siehe Abschnitt 7.2). Die Zeitspanne von 1970 bis 2006 bildet den Untersuchungszeitraum. Diese Periode wird in einen 20-jährigen *Trainingszeitraum* (1970–1989) und in einen 16-jährigen *Verifikationszeitraum* (1990–2005) unterteilt.

### 7.1.2 Beurteilung der Vorhersageleistung

#### Skalare Genauigkeitsmaße

Zur Bewertung der Vorhersageleistung des Modells werden neben linearen Korrelationskoeffizienten (und deren Signifikanz) auch so genannte *Skill Scores* ( $SS_{klim}$ ) berechnet (Wilks 2006):

$$SS_{klim} = \frac{MQA - MQA_{klim}}{0 - MQA_{klim}} = 1 - \frac{MQA}{MQA_{klim}} \quad (7.3)$$

mit

$$MQA = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (y_k - o_k)^2 \quad (7.4)$$

und

$$MQA_{klim} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (\bar{o} - o_k)^2. \quad (7.5)$$

MQA steht für mittlere quadratische Abweichung,  $n$  ist der Stichprobenumfang,  $y$  die Vorhersage,  $o$  die Beobachtung und  $\bar{o}$  die klimatologische Vorhersage.  $SS_{klim}$  ist gleich Null, wenn die Vorhersage gleich der klimatologischen Vorhersage ist.  $SS_{klim}$  ist gleich eins, wenn die Differenz zwischen Vorhersage und Beobachtung gleich Null ist (optimale Vorhersage). Ein  $SS_{klim}$  von 0,5 bedeutet beispielsweise eine Verbesserung der Vorhersage um 50 % gegenüber der klimatologischen Vorhersage.  $SS_{klim}$  ist kleiner Null, wenn die Differenz zwischen Vorhersage und Beobachtung größer als die Differenz zwischen klimatologischer Vorhersage und Beobachtung ist. Nur Vorhersagen mit einem  $SS_{klim}$  größer Null sind brauchbar.

## Diagnostische Verifikation

Die Stärke skalarer Genauigkeitsmaße (wie  $SS_{klim}$ ) nämlich die Zusammenfassung der Vorhersageleistung in nur einer Größe, ist gleichzeitig deren Schwäche. Die diagnostische Verifikation stellt eine Alternative zu diesen Maßen dar. Verschiedene Teilaspekte der Vorhersagequalität können mit Hilfe dieser Art der Verifikation untersucht werden.

Die gemeinsame Verteilung der Vorhersagen ( $y$ ) und Beobachtungen ( $o$ ) kann folgendermaßen formuliert werden (Wilks 2006):

$$p(y_i, o_j) = Pr \{y_i \cap o_j\}, \quad i=1, \dots, I \text{ und } j=1, \dots, J. \quad (7.6)$$

Da sowohl die Vorhersagen als auch die dazugehörigen Beobachtungen eine Vielzahl verschiedener Werte annehmen können, wird die gemeinsame Verteilung  $p(y_i, o_j)$  meist faktorisiert. Nachfolgend wird die Kalibrierung–Verfeinerung–Faktorisierung<sup>1</sup> (CRF) verwendet:

$$p(y_i, o_j) = p(o_j | y_i) p(y_i) \quad (7.7)$$

Die gemeinsame Verteilung der Vorhersagen und Beobachtungen ist demzufolge das Produkt aus der bedingten Wahrscheinlichkeit der Beobachtungen für jede der verschiedenen Vorhersagen und der unbedingten Häufigkeitsverteilung der Vorhersagen.

Mit Hilfe so genannter *Conditional–Quantile–Plots* (CQP) ist es möglich, bestimmte Teilaspekte der gemeinsamen Verteilung der Vorhersagen und Beobachtungen kontinuierlicher Parameter graphisch darzustellen. Hierfür sind Vorhersagen und Beobachtungen in übereinstimmende Klassen gleicher Breite einzuteilen. Vorhersagen und Beobachtungen werden mit der Klimatologie standardisiert. Die standardisierte Vorhersage (bzw. Beobachtung) ist demzufolge gleich eins, wenn die Vorhersage (bzw. Beobachtung) gleich der Klimatologie ist. Ein CQP enthält zwei Teile, welche die beiden Faktoren der CRF darstellen:  $p(o_j | y_i)$  wird in Form ausgesuchter Quantile (0,5–Quantil, 0,25 und 0,75–Quantil, 0,1 und 0,9–Quantil) veranschaulicht. Diese sind mit der 1:1–Diagonalen zu vergleichen, welche die perfekte Vorhersage darstellt. Es müssen sämtliche Quantile betrachtet werden, um

<sup>1</sup>engl. calibration–refinement factorization

die Vorhersagequalität vollständig beurteilen zu können. Die Vorhersagen sind genau dann gut kalibriert, wenn die Quantile einheitlich annähernd parallel zur 1:1–Diagonalen verlaufen. Für Klassen mit einem Stichprobenumfang kleiner fünf werden in dieser Arbeit keine bedingten Verteilungen erstellt, da sich bei einem derart kleinen Umfang keine sinnvollen Quantile ermitteln lassen. Aufschluss über die absoluten Häufigkeiten der einzelnen Vorhersagen  $p(y_i)$  erhält man durch die graphische Darstellung dieser in einem Histogramm.

Vier Aspekte der Vorhersagequalität lassen sich einem CQP entnehmen (vgl. auch Deutschländer 2003):

- ▶ Das Ausmaß der Abweichung vom Erwartungswert nennt man *Verzerrung*. Die Verzerrung ist groß, wenn die Mehrzahl der Mediane der bedingten Verteilungen ober- bzw. unterhalb der 1:1–Diagonalen liegen.
- ▶ Die *Schärfe* bezieht sich auf die unbedingten Häufigkeitsverteilungen der Vorhersagen. Vorhersagen, die selten und wenig (bzw. oft und beträchtlich) vom klimatologischen Mittel abweichen, weisen eine geringe (bzw. große) Schärfe auf.
- ▶ Die *Verlässlichkeit* gibt an, inwiefern die bedingten Beobachtungen mit den jeweilig dazugehörigen Vorhersagen übereinstimmen. Das heißt, je kleiner die Summe der Differenzen zwischen den Vorhersagen und den Medianen der entsprechenden Verteilungen ist, desto größer ist die Verlässlichkeit. Die Verlässlichkeit kann durch Betrachtung des Median–Trends beurteilt werden: Eine optimale Verlässlichkeit liegt vor, wenn die Steigung der Geraden gleich eins ist. Je mehr die Steigung vom Wert eins abweicht, desto weniger verlässlich sind die Vorhersagen. Ist die Steigung deutlich größer eins, würden schärfere Vorhersagen zu einer Annäherung an die optimale Vorhersage beitragen. Bei einer Steigung zwischen Null und eins führen im Gegensatz dazu konservativere Vorhersagen zu einer verbesserten Verlässlichkeit.
- ▶ Die *Auflösung* beschreibt die Differenz zwischen den Werten der einzelnen Mediane. Je größer dieser Unterschied ist, desto mehr sind die Vorhersagen fähig die einzelnen Beobachtungen aufzulösen. Es existiert keine Auflösung, wenn sämtliche Werte der Mediane in der gleichen Größenordnung liegen. Je größer also die Steigung des Median–Trends, desto höher ist die Auflösung.

Die diagnostische Verifikation in Form eines CQP ermöglicht somit die Identifikation spezieller Stärken und Schwächen der angewandten Methode in Bezug auf die verschiedenen Teilaspekte der Vorhersagequalität.

## Cox–Regression

Zusätzlich wird die Vorhersagequalität bestimmter Prädiktoren mit Hilfe des in Abschnitt 3.6.3 beschriebenen Cox–Regressionsmodells quantifiziert. Folgende Parameter des CRM ermöglichen eine Beurteilung der Vorhersageleistung der verwendeten Modell–Ausgangsvariablen: Regressionskoeffizient  $\beta$  der Ausgangsgröße,  $\alpha$ –Koeffizient ( $e^\beta$ ), Standardfehler<sup>2</sup> (SE) von  $\beta$ ,  $z = \beta/SE(\beta)$ , Bestimmtheitskoeffizient  $r^2$  ( $0 \leq r^2 \leq 1$ ) und statistische

---

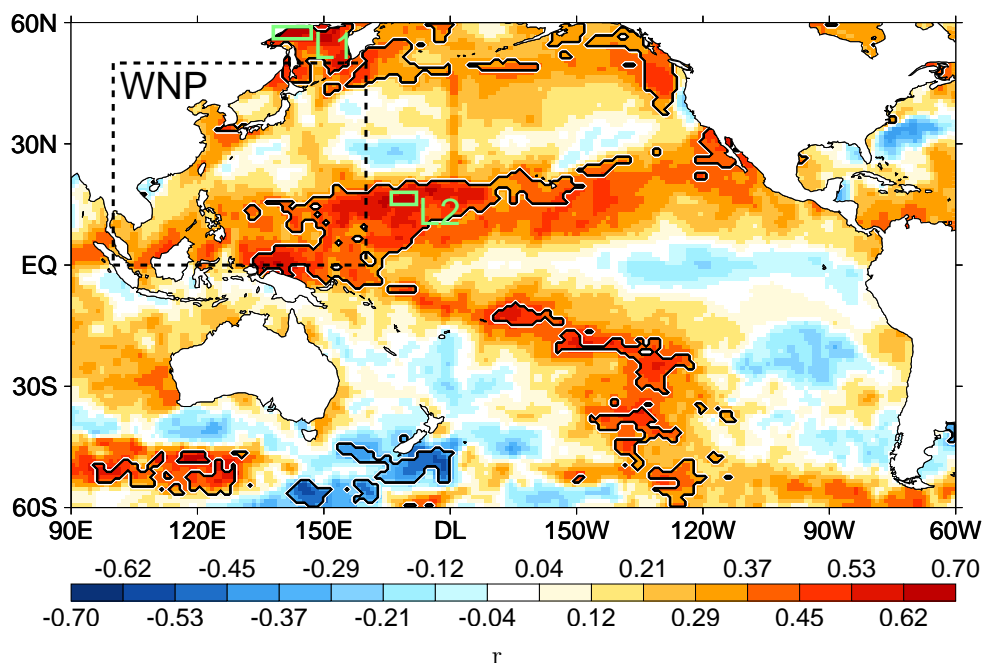
<sup>2</sup>engl. standard error

Signifikanz von  $\beta$ . In dieser Arbeit ist  $\beta$  statistisch signifikant (bzw. hochsignifikant), wenn  $\beta$  mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 5 % (bzw. 1 %) von Null verschieden ist.

Anmerkung: Der Standardfehler des Regressionskoeffizienten beschreibt die Streuung der Ausprägungen des Koeffizienten in mehreren Stichproben um den entsprechenden Koeffizienten im Populationsmodell, d.h. in dem Modell, das man bei Betrachtung der gesamten Population erhalten hätte. Der Bestimmtheitskoeffizient  $r^2$  gibt den Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz an. Je höher dieser Anteil ist, desto besser erfasst das Modell den tatsächlichen Zusammenhang zwischen Ziel- und Ausgangsgröße.

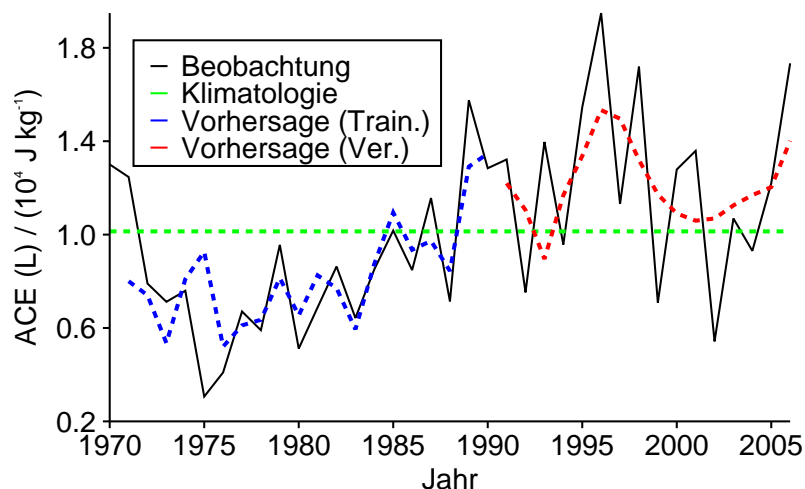
## 7.2 Vorhersage der saisonalen ACE über Land

Wählt man in Gleichung 7.1 den ACE-Index für Landgebiete des nordwestpazifischen Raums und die vergangene Saison (JASON) als Ausgangsvariable (nachfolgend als  $x_P$  bezeichnet, wobei P für Persistenz steht), um die entsprechende ACE der Folgesaison (JASON) vorherzusagen, erzielt man eine gegenüber der Klimatologie deutlich verschlechterte Vorhersage. Für den Verifikationszeitraum ist  $SS_{\text{klim}}$  gleich -0,29 und die Korrelation zwischen Vorhersage und Beobachtung beträgt -16 % und ist statistisch nicht signifikant. Zu erklären ist dies dadurch, dass die Zeitreihe der ACE für Landgebiete des WNP und den Zeitraum JASON von 1970 bis 2006 nur schwach autokorreliert ist: Die Lag<sup>3</sup>-1-Autokorrelation ist lediglich 0,30. Der ACE-Index für Landgebiete des WNP und die vergangene Saison ist demzufolge nicht geeignet, die ACE der Folgesaison vorherzusagen.



**Abbildung 7.1:** Korrelationen zwischen der mittleren anomalen HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) an jedem  $1^\circ \times 1^\circ$ -Gitterpunkt des Raums  $60^\circ\text{S}$ – $60^\circ\text{N}$ ,  $90^\circ\text{E}$ – $60^\circ\text{W}$  und der mittleren anomalen ACE für Landgebiete des WNP und die Folgesaison (JASON), 1970–2006. Gebiete mit statistisch signifikanten Korrelationen sind mit Konturlinien umschlossen. Das Untersuchungsgebiet WNP und die Räume L1 und L2 sind durch Rechtecke gekennzeichnet.

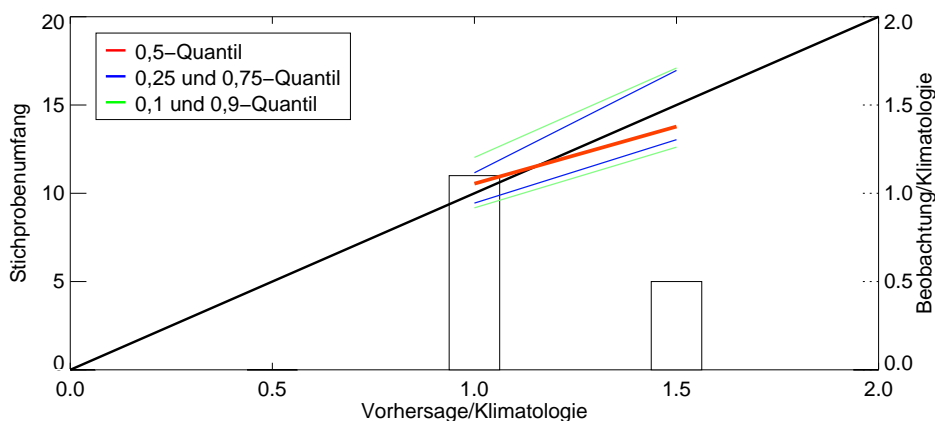
<sup>3</sup>Zeitverschiebung



**Abbildung 7.2:** Vorhersage des ACE-Index für Landgebiete des WNP und die Folgesaison (JASON) am Ende der vergangenen Saison mit  $x_{L1}$  und  $x_{L2}$  als Ausgangsgrößen, 1970–2006. Beobachtung in schwarz, Klimatologie in grün, Vorhersage für den Trainingszeitraum in blau und für den Verifikationszeitraum in rot.

Abbildung 7.1 zeigt für die Zeitspanne von 1970 bis 2006 eine Karte der Korrelationen zwischen der mittleren anomalen HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) an jedem  $1^\circ \times 1^\circ$ -Gitterpunkt des Pazifiks und der mittleren anomalen ACE für Landgebiete des nordwestpazifischen Raums und die Folgesaison (JASON). Mit Hilfe dieser Karte wurden die Gebiete mit den größten ( $|r| \geq 0,6$ ) und statistisch signifikanten Korrelationen identifiziert, welche im Folgenden als **L1** ( $56^\circ\text{N}$ – $59^\circ\text{N}$ ,  $138^\circ\text{E}$ – $147^\circ\text{E}$ ) und **L2** ( $15^\circ\text{N}$ – $18^\circ\text{N}$ ,  $166^\circ\text{E}$ – $172^\circ\text{E}$ ) bezeichnet werden. Mittlere SST-Anomalien wurden für diese beiden Gebiete und JASON berechnet ( $x_{L1}$  und  $x_{L2}$ ), mit Gleichung 7.2 normalisiert und anschließend als Ausgangsgrößen in Gleichung 7.1 verwendet.

Mit  $x_{L1}$  (bzw.  $x_{L2}$ ) als Ausgangsvariable ist die Vorhersageleistung gegenüber der Klimatologie deutlich gesteigert: Für den Verifikationszeitraum ist  $SS_{\text{klim}}$  gleich 0,33 (bzw. 0,32) und der Korrelationskoeffizient zwischen Vorhersage und Beobachtung beträgt 43 % (bzw. 47 %) und ist statistisch signifikant. Verwendet man sowohl  $x_{L1}$  als auch  $x_{L2}$  in Gleichung 7.1, lässt sich die Vorhersageleistung nochmals steigern (Abbildung 7.2). In diesem Fall ist für den



**Abbildung 7.3:** CQP für die in Abbildung 7.2 gezeigte Vorhersage der ACE und den Verifikationszeitraum.

Verifikationszeitraum die Vorhersage sogar um 43 % besser als die Klimatologie, und der lineare Korrelationskoeffizient zwischen Vorhersage und Beobachtung beträgt 52 % und ist statistisch signifikant. Folgende Regressionskoeffizienten lassen für normalisierte Prädiktoren ableiten:  $\mathbf{b}_0=4369,5 \text{ J kg}^{-1}$ ,  $\mathbf{b}_1=6042,4 \text{ J kg}^{-1}$  und  $\mathbf{b}_2=5033,7 \text{ J kg}^{-1}$ .

Aus dem für den Verifikationszeitraum erzeugten CQP in Abbildung 7.3 geht hervor, dass die Verzerrung der Vorhersage gering ist. Die Schärfe ist zwar gering, aber die Vorhersagen weichen zumindest teilweise vom klimatologischen Mittel ab. Verlässlichkeit und Auflösung der Vorhersage sind brauchbar.

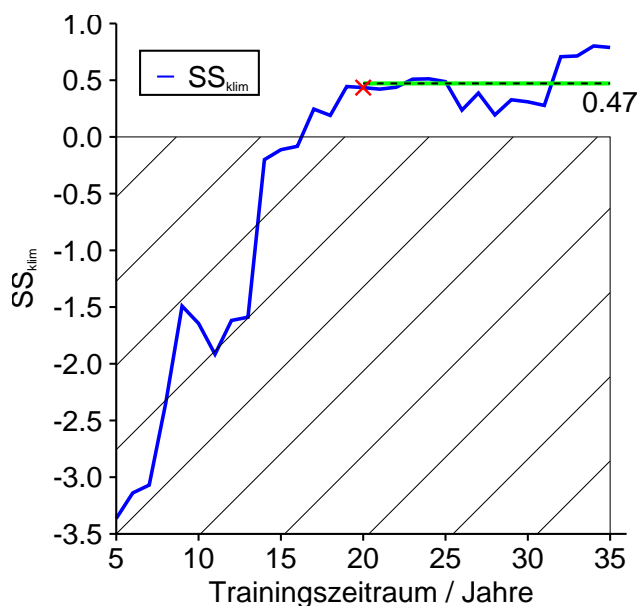
Die Vorhersageleistung der verwendeten Modell–Ausgangsgrößen lässt sich auch anhand verschiedener CRM–Ausgabeparameter ableiten (Tabelle 7.1). Für  $x_P$  ist der Regressionskoeffizient  $\beta$  annähernd Null. Die Überschreitungswahrscheinlichkeit ändert sich demzufolge nicht in Abhängigkeit von  $x_P$ . Sowohl für  $x_{L1}$  als auch für  $x_{L2}$  ist  $\beta$  negativ, d.h. wenn sich die Variable  $x_{L1}$  bzw.  $x_{L2}$  erhöht (bzw. erniedrigt), hat dies eine Zunahme (bzw. Abnahme) der Überschreitungswahrscheinlichkeit zur Folge. Die Prädiktoren  $x_{L1}$  und  $x_{L2}$  haben außerdem statistisch hochsignifikante Regressionskoeffizienten, d.h. der Zusammenhang zwischen Zielgröße und Ausgangsvariablen ist statistisch nicht zufällig. Für  $x_{L1}$  und  $x_{L2}$  ist  $\beta$  etwa viereinhalb mal so groß wie der geschätzte Standardfehler des Koeffizienten. Für  $x_{L1}$  (bzw.  $x_{L2}$ ) ist  $r^2$  gleich 0,44 (bzw. 0,46). Verwendet man sowohl  $x_{L1}$  als auch  $x_{L2}$  als Kovariaten im CRM ist das Bestimmtheitsmaß sogar größer 50 %.

Man kann also folgern, dass mit dem in dieser Arbeit entwickelten statistischen Modell bereits am Ende der laufenden Saison die ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums der Folgesaison gut abgeschätzt werden kann. Verwendet man  $x_{L1}$  und  $x_{L2}$  als Modell–Ausgangsvariablen ist für den Verifikationszeitraum die Vorhersageleistung um etwa 43 % gegenüber der Klimatologie verbessert. Auch das Vorzeichen der Änderung wird gut modelliert ( $r = 0,52$ ). Eine diagnostische Verifikation zeigte, dass die Verzerrung der Vorhersage gering ist. Die Verlässlichkeit und die Auflösung des Modells sind brauchbar. Die Schärfe des Modells ist zwar gering, allerdings weichen die Vorhersagen zumindest teilweise vom klimatologischen Mittel ab. Aus einem CRM geht hervor, dass für die Zeitspanne von 1970 bis 2006 ein starker und statistisch hochsignifikanter Zusammenhang zwischen  $x_{L1}$  bzw.  $x_{L2}$  und der ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums besteht.

**Tabelle 7.1:** Vorhersage der ACE für Landgebiete des WNP und die Folgesaison (JASON) am Ende der vergangenen Saison. Aufgelistet sind die Ausgabeparameter eines CRM zur Beurteilung der Vorhersageleistung der Prädiktoren  $x_P$ ,  $x_{L1}$  und  $x_{L2}$ , 1970–2006: Regressionskoeffizient  $\beta$  der Ausgangsvariable,  $\alpha$ -Koeffizient ( $e^\beta$ ), Standardfehler (SE) von  $\beta$ ,  $z = \beta/SE(\beta)$ , Bestimmtheitskoeffizient  $r^2$ , p-Wert (Irrtumswahrscheinlichkeit; Likelihood-Quotienten-Test — Nullhypothese:  $\beta$  ist gleich Null bzw. sowohl  $\beta_1$  als auch  $\beta_2$  sind gleich Null).

Kovariate	$\beta$	$e^\beta$	SE( $\beta$ )	$z$	$r^2$	p
$x_P$	$-1,08 \cdot 10^{-4}$	1,00	$5,58 \cdot 10^{-5}$	-1,94	0,11	0,04
$x_{L1}$	-2,02	0,13	0,46	-4,42	0,44	$4,31 \cdot 10^{-6}$
$x_{L2}$	-3,86	0,02	0,88	-4,42	0,46	$2,19 \cdot 10^{-6}$
$x_{L1}$ & $x_{L2}$	-1,25 & -2,57	0,29 & 0,08	0,56 & 1,05	-2,23 & -2,46	0,53 $1,11 \cdot 10^{-6}$	





**Abbildung 7.4:** Vorhersage der ACE für Landgebiete des WNP und die Folgesaison (JASON) am Ende der vergangenen Saison mit  $x_{L1}$  und  $x_{L2}$  als Prädiktoren, 1970–2006. Dargestellt ist  $SS_{klim}$  für den Verifikationszeitraum in Abhängigkeit von der Länge des Trainingszeitraums in Jahren (ab 1970).  $SS_{klim}$  ist bis zu einem Trainingszeitraum von 16 Jahren (1970–1985) negativ und danach positiv (die Schraffur kennzeichnet den negativen Wertebereich von  $SS_{klim}$ ).  $SS_{klim}$  für eine Trainingszeitspanne von 20 Jahren (1970–1989) ist durch ein rotes  $\times$  gekennzeichnet. Der mittlere  $SS_{klim}$  für Trainingszeiträume von 20 bis 35 Jahren (ab 1970) beträgt 0,47 und ist durch eine grüne Linie dargestellt.

Eine weitere Steigerung der Vorhersageleistung ist wahrscheinlich, wenn die gesamte zur Verfügung stehende Zeitspanne von 1970 bis 2006 zur Ableitung der Modellparameter verwendet wird (Abbildung 7.4). Mit einem Trainingszeitraum von beispielsweise 35 Jahren (1970–2004) ist die Vorhersage der ACE für das Jahr 2006 um etwa 80 % gegenüber der klimatologischen Vorhersage verbessert. Der mittlere  $SS_{klim}$  für Trainingszeitspannen von 20 bis 35 Jahren (ab 1970) beträgt 0,47.

Für einen Trainingszeitraum von 1970 bis 2006 lässt sich folgende Prognosegleichung ableiten:

$$y = 4067,8 \frac{J}{kg} + 5924,3 \frac{J}{kg} \cdot x'_1 + 5829,6 \frac{J}{kg} \cdot x'_2 + \epsilon. \quad (7.8)$$

Die Zielgröße  $y$  ist der ACE-Index für Landgebiete des WNP und die Folgesaison (JASON) in  $J/kg$ , die Ausgangsgröße  $x'_1$  (bzw.  $x'_2$ ) ist die normalisierte (Gleichung 7.2) anomale HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) im Gebiet L1 (bzw. L2) und  $\epsilon$  steht für den zufälligen Fehler des Regressionsmodells.

Statistische Vorhersagen der saisonalen Häufigkeit von Taifunen im Nordwestpazifik werden operationell an verschiedenen Vorhersagezentren durchgeführt (Abschnitt 2.2.4). Diese Zentren stellen in der Regel ihre Prognosen im Frühjahr bzw. –sommer bereit, d.h. unmittelbar vor der Taifunsaison. Im Gegensatz dazu ermöglicht das in dieser Arbeit entwickelte Modell bereits am Ende der laufenden Saison eine quantitative Abschätzung der ACE im Nordwestpazifik der Folgesaison. Dies gibt unter anderem Rückversicherungen einen gewissen „Informationsvorsprung“ in ihrer Geschäftsplanung.

Die Leistung vieler operationell betriebener statistischer Modelle zur Vorhersage der saisonalen Häufigkeit tropischer Zyklone ist stark von der Güte der ENSO-Vorhersagen abhängig, da in vielen Modellen Indizes, welche den zukünftigen ENSO-Zustand beschreiben, zu den wichtigsten Prädiktoren zählen. Das hier vorgestellte statistische Modell ist unabhängig von diesen ENSO-Vorhersagen und demzufolge auch unabhängig von der ENSO-Vorhersagbarkeitsgrenze zwischen April und Juni.

Das entwickelte Modell soll eine möglichst genaue Vorhersage des saisonalen Schadenspotenzials bereitstellen. Deshalb wird nicht wie in den meisten anderen Modellen die beckenweite Häufigkeit tropischer Zyklone abgeschätzt, sondern die ACE über Land.

Die SST ist nicht der einzige Parameter, welcher im Nordwestpazifik die Entwicklung und Intensivierung tropischer Sturmsysteme beeinflusst (Abschnitt 2.2.2). Zur Verbesserung des in dieser Arbeit entwickelten statistischen Modells wäre es daher denkbar, neben der SST andere Größen als Modell-AusgangsvARIABLEN zu verwenden, wie beispielsweise die Temperatur der obersten Ozeanschicht, die MSE, die relative Vorticity oder die vertikale Windscherung für bestimmte Gebiete des Pazifiks und die vorangegangene Saison. Es ist zu überprüfen, ob dieser multiple Regressionsansatz zu einer Verbesserung der Vorhersageleistung führen würde. Der Vorteil bei der Verwendung der SST als einzigen Prädiktor besteht allerdings darin, dass HadISST-1.1-SST-Felder vom UK-Met Office regelmäßig und zeitnah aktualisiert werden. Somit können auch die SST-Indizes unmittelbar bestimmt und in das Vorhersagemodell eingebaut werden.

Ergänzend wäre es sinnvoll, ein Modell zu entwickeln, welches eine Abschätzung der saisonalen ACE über verschiedenen Ländern bzw. Regionen des nordwestpazifischen Raums (z.B. Japan, China, Südostasien) ermöglicht. Außerdem wäre ein Modell denkbar, mit welchem es möglich ist, die einzelnen Anteile des ACE-Index (d.h.  $ACE_{TS}$ ,  $ACE_{Kat. 1}$  bis  $ACE_{Kat. 5}$ ) vorherzusagen. Diese Kategorisierung des ACE-Index könnte zu einer verbesserten Gefährdungsbewertung beitragen, da die intersaisonale Variabilität der Energie von Sturmsystemen unterschiedlicher Stärke unabhängig voneinander untersucht und vorhergesagt werden könnte.

# 8 Änderungen nordwestpazifischer Taifune auf großen Zeitskalen

Tropische Zyklone im Nordwestpazifik und die mit diesen Systemen einhergehenden Schäden variieren auf jahreszeitlichen (Kapitel 5), interannuellen (Kapitel 6) und inter-/multidekadischen Zeitskalen. Diese inter-/multidekadischen Variabilitäten tropischer Wirbelstürme und ihrer Schäden im nordwestpazifischen Raum werden nachfolgend untersucht, wobei besonders auf folgende Fragestellungen eingegangen wird:

- Besteht für den nordwestpazifischen Raum und inter-/multidekadische Zeitskalen ein direkter Zusammenhang zwischen ACE und der Häufigkeit von Wirbelsturmschäden?
- Können inter-/multidekadische Änderungen der ACE und Schäden tropischer Zyklone im WNP mit natürlichen Klimaschwankungen korreliert werden?
- Ändert sich die (interdekadische) Variabilität der nordwestpazifischen ACE in einem sich wandelnden Klima?

## 8.1 Hauptperiodizitäten von ACE und Wirbelsturmschäden

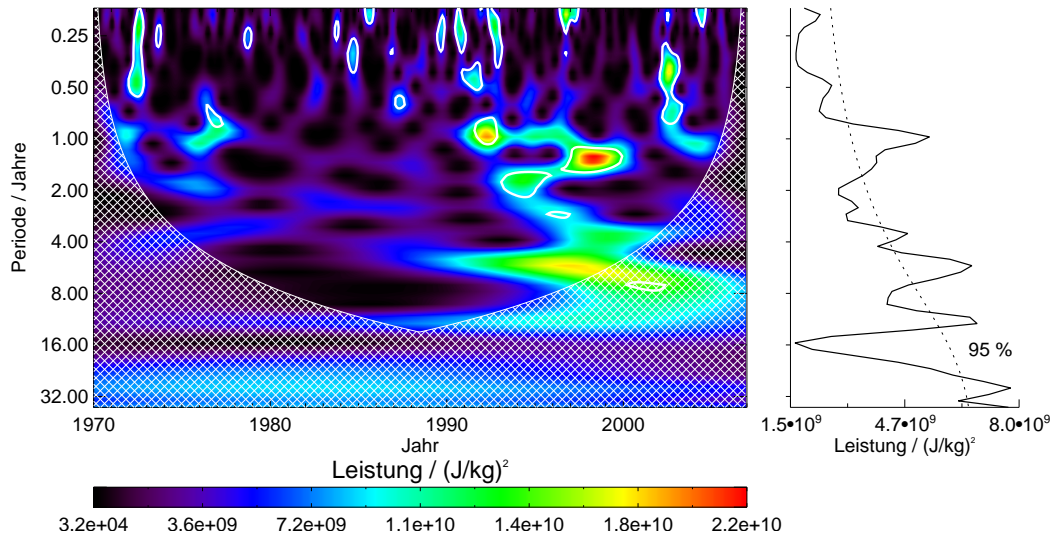
Im Folgenden werden für den nordwestpazifischen Raum Zeitreihen des ACE-Index und der Häufigkeit von Schadensereignissen durch tropische Zyklone mit einer Wavelet-Analyse untersucht. Diese Analysemethode ermöglicht es, die dominierenden Moden der Variabilität dieser Zeitreihen zu bestimmen, und zum anderen zu zeigen wie diese Moden zeitlich variieren (siehe Abschnitt 3.6.2 und Anhang A.3.2).

### Beckenweiter ACE-Index

Für die Zeitreihe der anomalen monatlichen ACE über dem gesamten nordwestpazifischen Raum von Januar 1970 bis Dezember 2006 lassen sich mehrere statistisch signifikante Periodizitäten ableiten (Abbildung 8.1): 0,8–1,6 Jahre, 3,6–3,9 Jahre, 4,6–6,6 Jahre, 11,0–12,0 Jahre, 26,2–31,2 Jahre und 37,1 Jahre. Die Ausgangszeitreihe kann demzufolge als eine Überlagerung mehrerer Schwingungen unterschiedlicher Periode (interannuell, inter- und multidekadisch) interpretiert werden.

### ACE über Land

Anhand des globalen Wavelet-Spektrums der entsprechenden ACE-Zeitreihe für Landgebiete des WNP lassen sich drei statistisch signifikante Periodizitäten bestimmen (Abbildung 8.2): 0,9–1,2 Jahre, 2,3–2,8 Jahre und 22,0–37,1 Jahre. Es ist auffällig, dass im Gegensatz zur beckenweiten nordwestpazifischen ACE verhältnismäßig wenig Leistung im typischen interannuellen und interdekadischen ENSO-Frequenzbereich (Abschnitt 4.1) konzentriert ist.

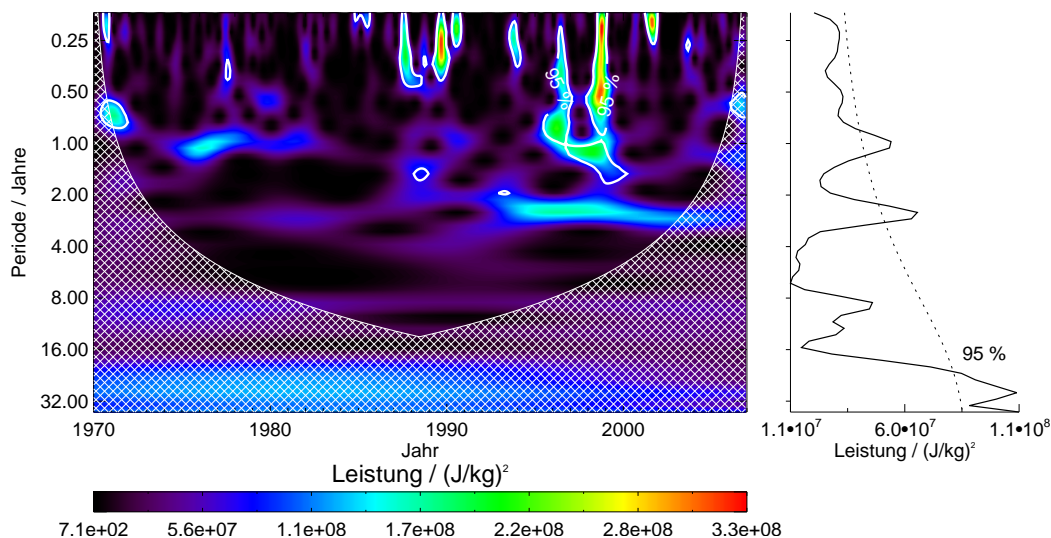


**Abbildung 8.1:** Analog zu Abbildung 4.1, verwendete Zeitreihe: Anomaler monatlicher ACE-Index für WNP.

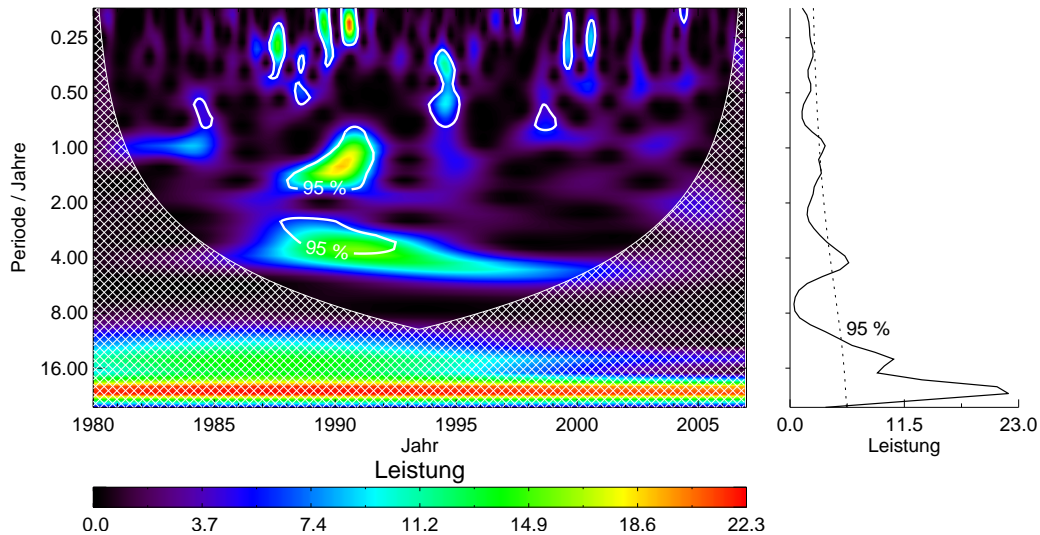
Dies ist mitunter darauf zurückzuführen, dass ENSO-bedingte Änderungen der ACE über Südostasien und Südchina gegensätzlich zu den Variationen über Nordchina, der koreanischen Halbinsel und Japan sind. Das ENSO-Signal ist somit nicht in der Zeitreihe der ACE für Landgebiete des WNP nachweisbar, obwohl für die einzelnen Teilregionen Ost- und Südasiens ein Zusammenhang zwischen ENSO und ACE besteht (Kapitel 6).

### Häufigkeit von Wirbelsturmschäden

Für die Zeitreihe der anomalen monatlichen Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum von Januar 1980 bis Dezember 2006 lassen sich ebenfalls mehrere statistisch signifikante Periodizitäten ableiten (Abbildung 8.3): 0,9–1,1 Jahre, 1,4 Jahre, 3,6–4,6 Jahre und 12,0–24,0 Jahre. Die größte Leistung ist, ähnlich wie bei der vorange-



**Abbildung 8.2:** Wie Abbildung 4.1, verwendete Zeitreihe: Anomale monatliche ACE über Landgebieten des WNP.



**Abbildung 8.3:** Analog zu Abbildung 4.1, verwendete Zeitreihe: Anomale monatliche Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen im nordwestpazifischen Raum (alle Munich-Re-Schadenskategorien), Januar 1980–Dezember 2006.

hend analysierten Zeitreihe der ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums, im inter-/multidekadischen Frequenzband konzentriert (Maximalwert bei einer Periode von 22 Jahren). Ein Vergleich der globalen Wavelet-Spektren beider Zeitreihen ergibt unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Längen der Reihen, dass beide Größen statistisch signifikante Leistung im Frequenzbereich von 22,0 bis 24,0 Jahren besitzen.

## 8.2 Inter-/multidekadische Variabilitäten tropischer Zyklone und ihrer Schäden

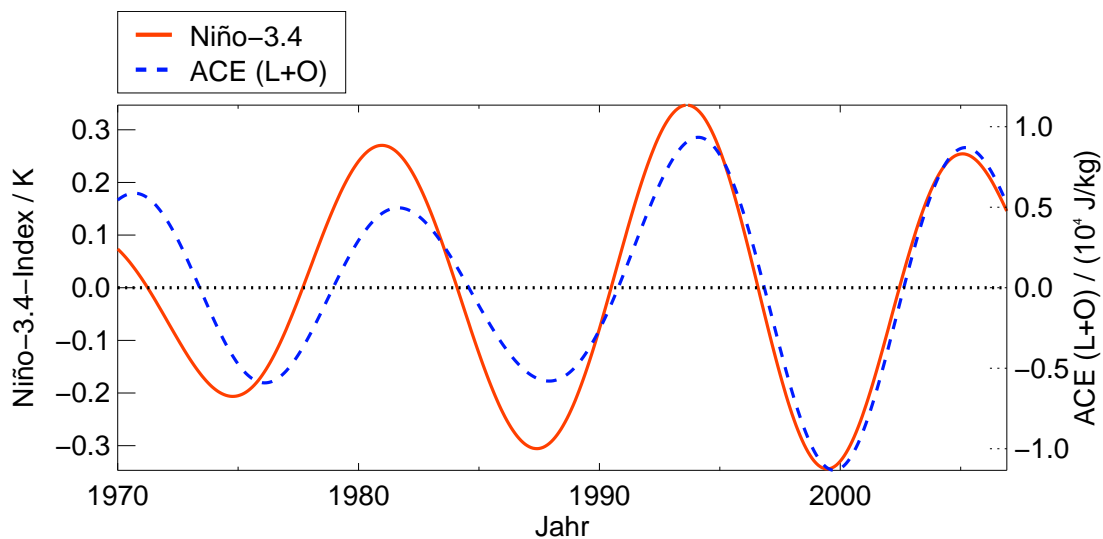
Übereinstimmend mit früheren Studien wurden auch in dieser Arbeit Schwankungen der ACE im Nordwestpazifik auf Zeitskalen von (mehreren) Jahrzehnten nachgewiesen. Vorangegangene Arbeiten brachten diese inter-/multidekadischen Änderungen tropischer Sturmsysteme über dem Nordwestpazifik mit Variabilitäten von für die Entwicklung, Intensivierung und Zugrichtung tropischer Wirbelstürme relevanten atmosphärischen und ozeanischen Parametern im Bereich des Nordpazifiks in Zusammenhang — wie beispielsweise niederfrequenten Änderungen der SST im zentralen, tropischen Pazifik oder einem Wechselwirken zwischen inter-/multidekadischen Variabilitäten des ENSO- und PDO-Signals (siehe Abschnitt 2.2.5).

In Abschnitt 4.1 wurde gezeigt, dass die interannuelle Variabilität der SST im Bereich der Niño-3.4-Region gewissermaßen einer interdekadischen Oszillation aufgeprägt ist. Nachfolgend wird untersucht, ob die nachgewiesenen interdekadischen Schwankungen der ACE und Wirbelsturmschäden im WNP auf diese interdekadische (9,3 bis 15,6-jährige) ENSO-Variabilität zurückzuführen sind.

### Interdekadische Zeitskala: 9,3 bis 15,6 Jahre

Der lineare Zusammenhang zwischen der interdekadischen ENSO-Variabilität und der interdekadischen Variabilität der beckenweiten nordwestpazifischen ACE ist stark und für den Referenzzeitraum statistisch signifikant (Abbildung 8.4 und Tabelle 8.1). Auffällig ist, dass die Korrelation zwischen der interdekadischen ENSO-Schwankung und der interdekadischen Variabilität sowohl des beckenweiten ACE-Index als auch der einzelnen Anteile dieses Index (d.h.  $ACE_{TS}$ ,  $ACE_{Kat.1}$ ,  $ACE_{Kat.2+3}$ ,  $ACE_{Kat.4+5}$ ) für die Referenzzeitspanne immer stärker ist als für den gesamten Untersuchungszeitraum (1970–2006). Dies steht möglicherweise mit dem sich im Nordpazifik Mitte/Ende der siebziger Jahre ereigneten großskaligen Regimewechsel in Zusammenhang (Abschnitt 2.1.2).

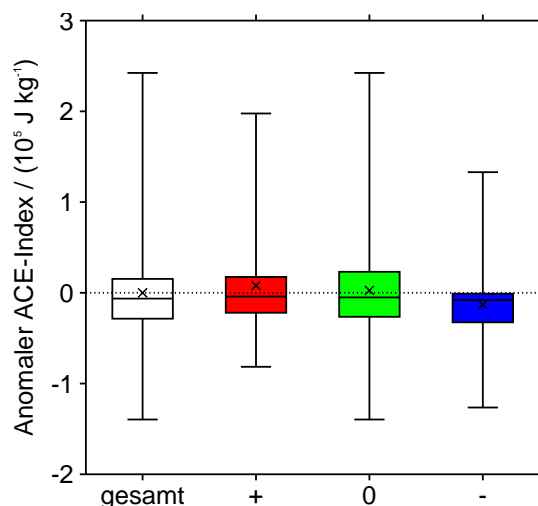
Abbildung 8.5 zeigt Kastengrafiken des anomalen ACE-Index für den gesamten nordwestpazifischen Raum, den Zeitraum von Januar 1970 bis Dezember 2006 und die in Abschnitt 4.1 definierten Phasen der interdekadischen ENSO-Variabilität („plus“, „Null“ und „minus“). Der Durchschnittswert der Verteilung des anomalen ACE-Index für Phase „plus“ (bzw. „Null“) ist positiv (bzw. annähernd Null), während der Mittelwert der Verteilung der anoma-



**Abbildung 8.4:** 9,3–15,6-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe des monatlichen Niño-3.4-Index in K (rot) und 9,3–15,6-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe des anomalen monatlichen ACE-Index für WNP in  $10^4$  J/kg (blau), Januar 1970–Dezember 2006.

**Tabelle 8.1:** Korrelationen zwischen der 9,3–15,6-jährigen Wavelet-gefilterten Zeitreihe des monatlichen Niño-3.4-Index und der 9,3–15,6-jährigen Wavelet-gefilterten Zeitreihe des anomalen monatlichen ACE-Index (bzw. der einzelnen Anteile dieses Index; siehe Tabelle 2.1) für Landgebiete des WNP bzw. für den gesamten nordwestpazifischen Raum und die Zeitspanne von Januar 1970 bis Dezember 2006 (bzw. von Januar 1980 bis Dezember 2005 in Klammern). Statistisch signifikante Korrelationen sind fett hervorgehoben.

	ACE	$ACE_{TS}$	$ACE_{Kat.1}$	$ACE_{Kat.2+3}$	$ACE_{Kat.4+5}$
L	0,54 (0,61)	<b>0,87 (0,94)</b>	0,27 (0,44)	0,52 (0,49)	<b>-0,42 (-0,61)</b>
L+O	0,90 ( <b>0,96</b> )	<b>0,92 (0,95)</b>	0,10 ( <b>0,44</b> )	0,77 ( <b>0,92</b> )	<b>0,91 (0,91)</b>

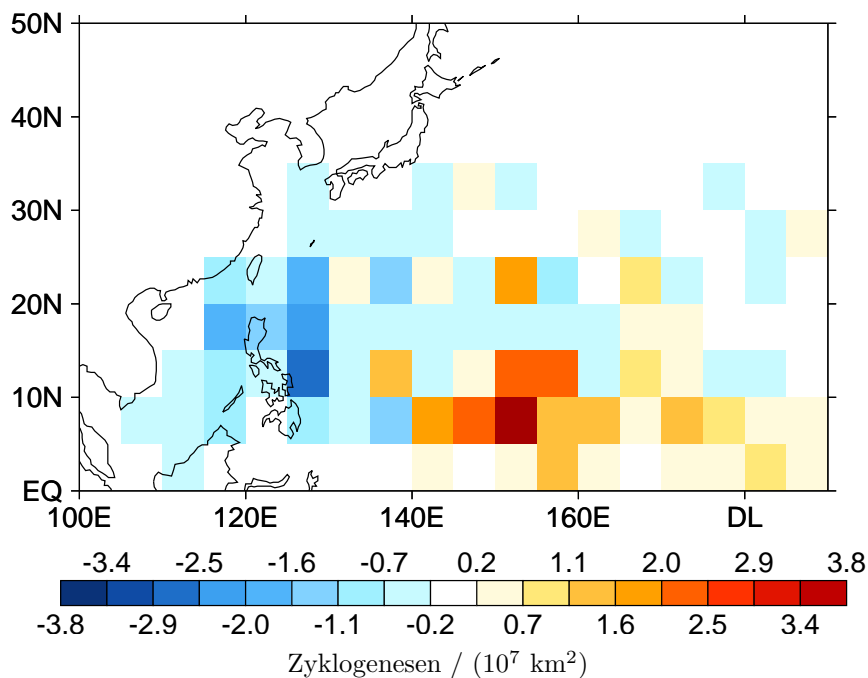


**Abbildung 8.5:** Kastengrafiken der anomalen monatlichen ACE im nordwestpazifischen Raum in  $10^5$  J/kg für den Zeitraum von Januar 1970 bis Dezember 2006 (weiß) und die einzelnen Phasen der interdekadischen ENSO-Variabilität (Phase „plus“ (rot), „Null“ (grün) und „minus“ (blau)). Kastengrafiken werden verwendet, um verschiedene statistische Kennwerte einer Verteilung in Form eines Diagramms darzustellen. Der „Kasten“ wird durch das obere und untere Quartil begrenzt und die Länge des Kastens entspricht dem Interquartilsabstand. Er zeigt an, in welchem Wertebereich die 50 % der Werte liegen, die sich zu gleichen Teilen um den Median (horizontale Linie im Kasten) als Zentralwert der Verteilung anordnen.  $\times$  kennzeichnet den Mittelwert der Datenreihe. Durch  $\perp$  (bzw.  $\top$ ) wird das Minimum (bzw. Maximum) der Verteilung und somit der gesamte Wertebereich dargestellt.

len ACE für Phase „minus“ negativ ist. Die Anwendung eines Wilcoxon–Mann–Whitney–Tests ergibt, dass der Mittelwert der Verteilung des anomalen ACE-Index für Phase „plus“ statistisch signifikant vom Mittelwert der Verteilung für Phase „minus“ verschieden ist. Vergleicht man den Mittelwert der Verteilung für Phase „plus“ (bzw. „minus“) mit dem Mittelwert der Verteilung für Phase „Null“, so ergibt sich, dass diese Durchschnittswerte statistisch nicht signifikant (bzw. statistisch signifikant) voneinander verschieden sind.

Während Phase „plus“ der interdekadischen ENSO-Variabilität verlagern sich die Entstehungsgebiete nordwestpazifischer Taifune, ähnlich wie in der El-Niño-Phase, äquator- und ostwärts (Abbildung 8.6). Im Gegensatz dazu sind die Taifun-Entwicklungsgebiete in Phase „minus“, wie während La Niña, pol- und westwärts verschoben. Das Muster der anomalen SST im Pazifik ähnelt für Phase „plus“ (bzw. „minus“) der interdekadischen ENSO-Variabilität dem charakteristischen SST-Muster während El Niño (bzw. La Niña; ohne Abbildung): In Phase „plus“ (bzw. „minus“) der interdekadischen ENSO-Schwankung sind im zentralen/östlichen, äquatorialen Pazifik die SST-Anomalien typischerweise positiv (bzw. negativ) und die Zyklogensebedingungen dort somit förderlich (bzw. nicht förderlich). Pol- und westwärts dieses Musters sind die Meeresoberflächentemperaturen während Phase „plus“ (bzw. „minus“) im Allgemeinen niedriger (bzw. höher) als im Mittel und die Bedingungen für die Entwicklung tropischer Sturmsysteme demzufolge ungünstig (bzw. günstig). Die für die einzelnen Phasen der interdekadischen ENSO-Variabilität nachgewiesenen Änderungen der beckenweiten nordwestpazifischen ACE können somit auf ENSO-bedingte Schwankungen der SST im Pazifik und damit einhergehenden Verlagerungen der Taifun-Entstehungsgebiete zurückgeführt werden.

Im Gegensatz zur beckenweiten ACE ist die lineare Korrelation zwischen der interdekadi-

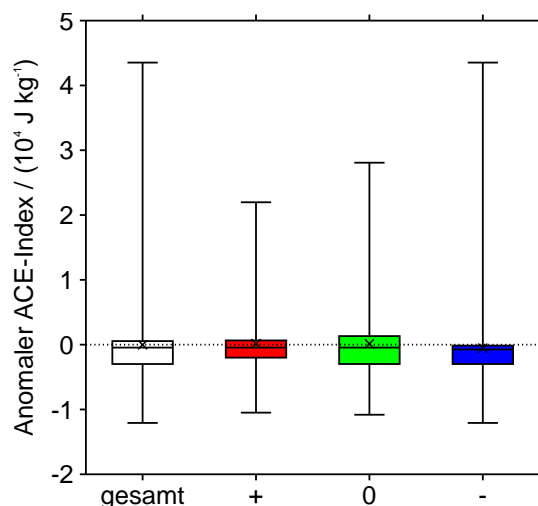


**Abbildung 8.6:** Differenz (Phase „plus“ minus Phase „minus“ der interdekadischen ENSO-Variabilität) der monatlichen Anzahl von Zyklongenese pro  $10^7$  km<sup>2</sup>, 0°–50°N, 100°E–170°W, 5°×5°-Gitterboxen, Januar 1970–Dezember 2006.

schen ENSO-Variabilität und der interdekadischen Änderung der ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums schwächer und sowohl für den Referenzzeitraum als auch für die gesamte Untersuchungszeitspanne statistisch nicht signifikant (Tabelle 8.1). Hingegen ist der lineare Zusammenhang zwischen der interdekadischen ENSO-Schwankung und der interdekadischen Variabilität der einzelnen Beiträge des ACE-Index teilweise stark und statistisch signifikant. Dies gilt vor allem für den Anteil TS. Wiederum ist die Korrelation zwischen der interdekadischen Veränderlichkeit von ENSO und der interdekadischen Änderung der ACE über Landgebieten des WNP (als auch der einzelnen Anteile) für den Referenzzeitraum meist größer als für die gesamte Zeitspanne. Für jede der einzelnen Phasen der interdekadischen ENSO-Variabilität weichen die Mittelwerte der entsprechenden Verteilungen des anomalen ACE-Index für Landgebiete des WNP nur wenig von Null ab (Abbildung 8.7). Ein Wilcoxon-Mann-Whitney-Test zeigt, dass der Mittelwert der Verteilung des anomalen ACE-Index für Phase „plus“ mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von etwa 6 % vom Mittelwert der Verteilung für Phase „minus“ verschieden ist. Die Durchschnittswerte der Verteilungen für Phase „plus“ und „minus“ sind statistisch nicht signifikant vom Mittelwert der Verteilung für Phase „Null“ verschieden.

Die interdekadische Variabilität der Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Wirbelstürme im nordwestpazifischen Raum kann nicht mit der interdekadischen ENSO-Variabilität in Verbindung gebracht werden ( $r = 0,06$  für den Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 2006). Die Mittelwerte der Verteilungen der anomalen Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum für die Phasen „plus“ und „minus“ der interdekadischen ENSO-Variabilität sind annähernd Null (Abbildung 8.8) und gemäß eines Wilcoxon-Mann-Whitney-Tests statistisch nicht signifikant voneinander verschieden. Zudem weichen diese Mittelwerte statistisch nicht signifikant vom Mittelwert der Verteilung für Phase „Null“ ab.

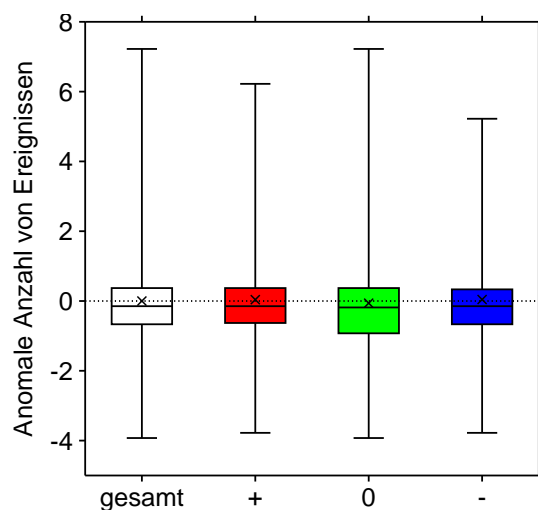




**Abbildung 8.7:** Wie Abbildung 8.5, nur für die anomale monatliche ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums in  $10^4$  J/kg.

Es konnte gezeigt werden, dass die interdekadische ENSO-Variabilität den dominierenden Modus der interdekadischen Variabilität der beckenweiten nordwestpazifischen ACE darstellt. Die für die einzelnen Phasen der interdekadischen ENSO-Schwankung nachgewiesenen Änderungen der ACE im nordwestpazifischen Ozeanbecken sind mit ENSO-bedingten SST-Variabilitäten und damit verbundenen Verlagerungen der Zyklogensegebiete korreliert. Somit bestimmt das ENSO-Phänomen nicht nur die interannuelle (Kapitel 6), sondern auch die interdekadische Veränderlichkeit der ACE im Nordwestpazifik. Im Gegensatz dazu können weder die interdekadische Variabilität der ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums noch die interdekadische Änderung der Häufigkeit von Wirbelsturmschäden in diesem Raum unmittelbar mit der interdekadischen ENSO-Variabilität in Zusammenhang gebracht werden. Für diese beiden Größen lässt sich jedoch eine statistisch signifikante multidekadische Variabilität ableiten, mit einer Periode von über 20 Jahren (siehe Abschnitt 8.1).

Es ist zu untersuchen, ob die beobachtete multidekadische Variabilität der Häufigkeit



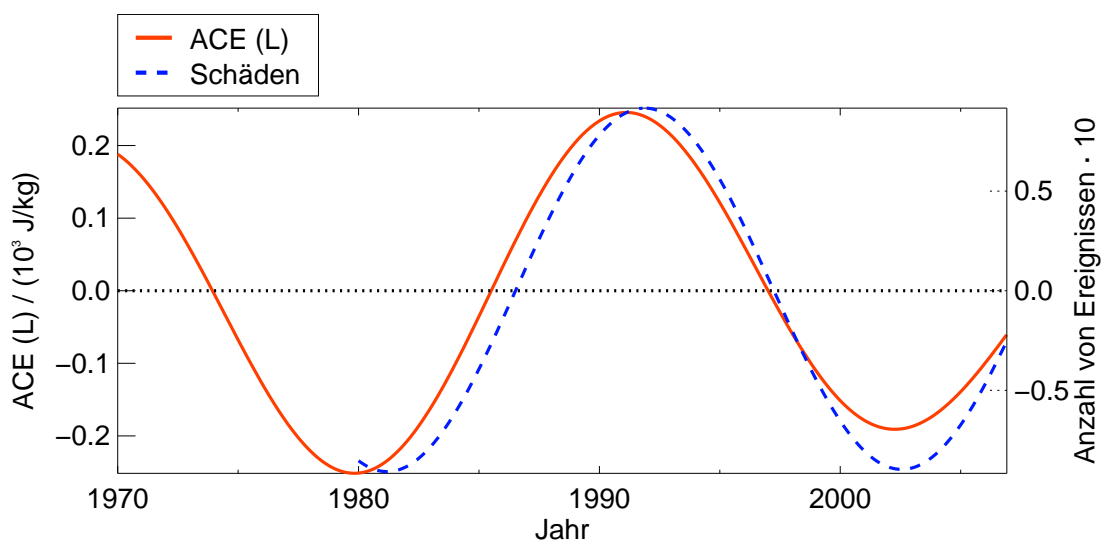
**Abbildung 8.8:** Wie Abbildung 8.5, nur für die anomale monatliche Anzahl von Schadensereignissen durch tropische Wirbelstürme im nordwestpazifischen Raum (alle Munich-Re-Schadenskategorien) und den Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 2006.

von Schadensereignissen durch tropische Zyklone im nordwestpazifischen Raum mit der multidekadischen Änderung der ACE in diesem Raum korreliert ist. Außerdem steht die Zuordnung dieser multidekadischen ACE- und Schadensvariabilitäten zu einem atmosphärischen/ozeanischen Zirkulationssystem aus. Diese beiden Punkte werden nachfolgend untersucht.

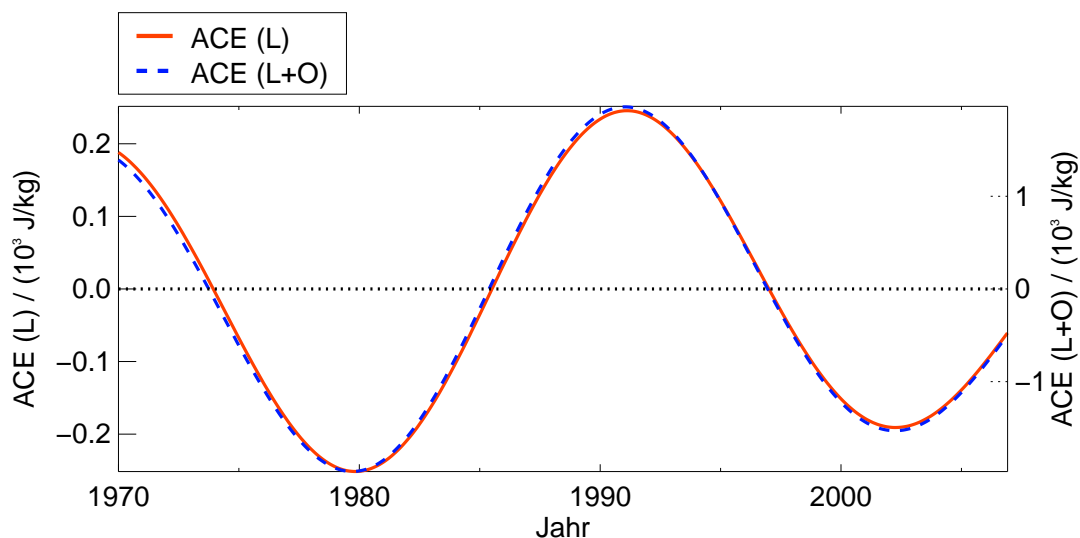
### Multidekadische Zeitskala: 22 bis 24 Jahre

Die Korrelation zwischen der multidekadischen (22 bis 24-jährigen) Variabilität der ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums und der multidekadischen Änderung der Anzahl von Wirbelsturmschäden in diesem Raum beträgt für die Zeitspanne von Januar 1980 bis Dezember 2006 98 % und ist statistisch hochsignifikant (Abbildung 8.9). Für den Zeitraum von Januar 1970 bis Dezember 2006 ist der lineare Zusammenhang zwischen der multidekadischen Variabilität des ACE-Index für Landgebiete des nordwestpazifischen Raums und der multidekadischen Veränderlichkeit der beckenweiten nordwestpazifischen ACE ebenfalls annähernd perfekt und statistisch hochsignifikant (Abbildung 8.10).

Für den Nordwestpazifik und multidekadische Zeitskalen lässt sich also folgern, dass in Phasen hoher (bzw. niedriger) beckenweiter ACE auch eine erhöhte (bzw. erniedrigte) ACE über Land zu erwarten ist. Dies ist in guter Übereinstimmung mit Ergebnissen von Chan und Xu (2009), welche Variabilitäten der Häufigkeit von Taifunen im nordwestpazifischen Raum untersuchten (Abschnitt 2.2.5). Yumoto und Matsuura (2001), welche längere Zeitreihen von Taifunhäufigkeiten im nordwestpazifischen Raum untersuchten und hierfür andere Wirbelsturm-Datensätze verwendeten, konnten sehr ähnliche Hauptperiodizitäten und Phasen der Aktivität ableiten (Abbildung 2.4). Man kann also annehmen, dass die in der vorliegenden Arbeit für verhältnismäßig kurze Reihen nachgewiesenen multidekadischen Schwankungen der ACE (und Schäden tropischer Zyklone) im nordwestpazifischen Raum Teil einer



**Abbildung 8.9:** 22–24-jährige Wavelet–gefilterte Zeitreihe des anomalen monatlichen ACE–Index für Landgebiete des nordwestpazifischen Raums in  $10^3$  J/kg von Januar 1970 bis Dezember 2006 (rot) und 22–24-jährige Wavelet–gefilterte Zeitreihe der anomalen monatlichen Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen im nordwestpazifischen Raum (mal 10; alle Munich–Re–Schadenskategorien) von Januar 1980 bis Dezember 2006 (blau).



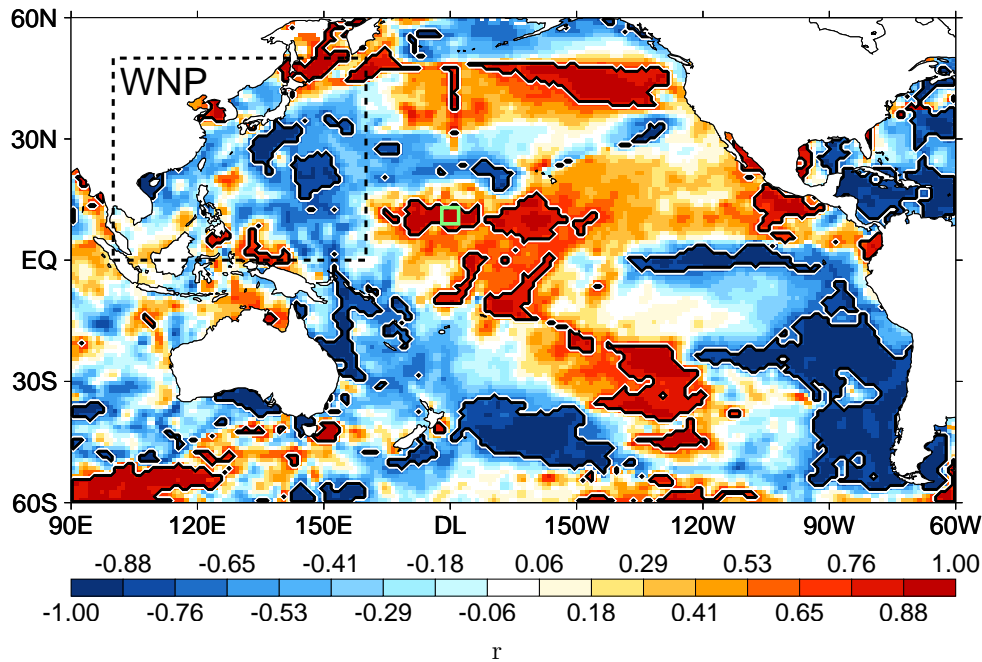
**Abbildung 8.10:** 22–24-jährige Wavelet–gefilterte Zeitreihe der anomalen monatlichen ACE für Landgebiete des WNP in  $10^3$  J/kg (rot) und 22–24-jährige Wavelet–gefilterte Zeitreihe der anomalen monatlichen ACE für WNP in  $10^3$  J/kg (blau), Januar 1970–Dezember 2006.

zeitlich stabilen Schwingung sind.

Eine wichtige neue Erkenntnis ist, dass auf multidekadischen Zeitskalen die Variabilität der Häufigkeit von auf tropische Zyklone zurückzuführenden Schadensereignissen im nordwestpazifischen Raum nahezu perfekt mit der Veränderlichkeit der ACE in diesem Raum korreliert ist. Während auf interannuellen Zeitskalen sozioökonomische Faktoren die dominierende Ursache für Variabilitäten der Eintrittswahrscheinlichkeit von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum darstellen, spielen diese Änderungsfaktoren auf großen (multidekadischen) Zeitskalen eine vermutlich untergeordnete Rolle. Man kann also für multidekadische Zeitskalen folgern, dass Änderungen der Aktivität und Intensität tropischer Zyklone im nordwestpazifischen Raum eindeutig die Variabilität damit einhergehender Schäden in diesem Raum bestimmen. Nachfolgend wird untersucht, ob diese multidekadischen Zyklen der ACE und Schäden tropischer Wirbelstürme im nordwestpazifischen Raum auf eine natürliche Klimavariabilität zurückzuführen sind.

Die multidekadische Änderung von ENSO, genauer des Niño–3.4–Index, kann weder mit der multidekadischen Variabilität der anomalen ACE für Landgebiete des WNP bzw. für den gesamten nordwestpazifischen Raum ( $r = -0,12$  bzw.  $r = -0,09$ , Januar 1970–Dezember 2006) noch mit der multidekadischen Veränderlichkeit der anomalen Anzahl von Wirbelsturmschäden in diesem Raum ( $r = -0,22$ , Januar 1980–Dezember 2006) korreliert werden. Demzufolge ist eine Zuordnung zu einem anderen Prozess erforderlich.

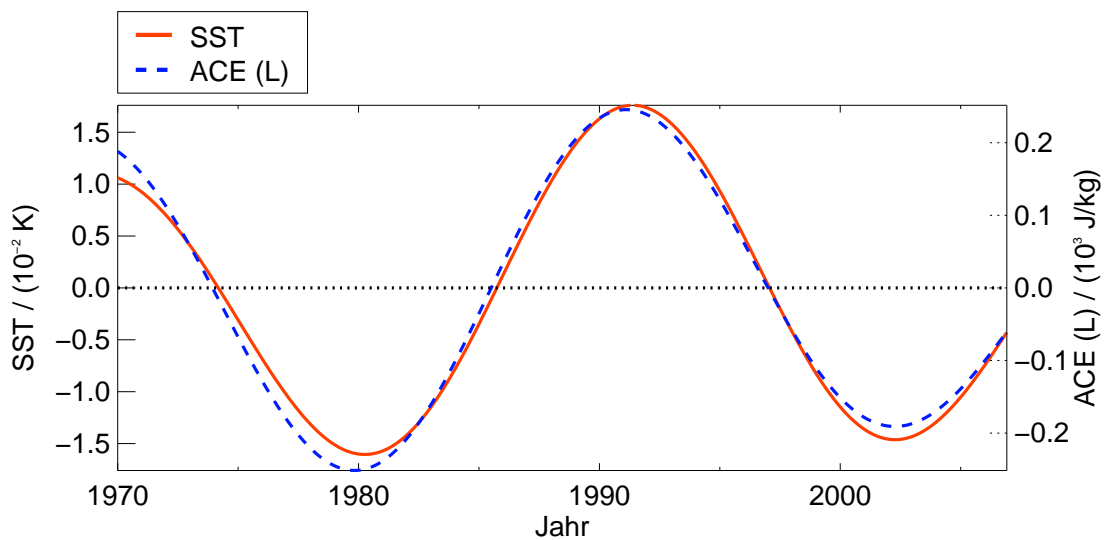
Ein möglicher Zusammenhang zwischen den nachgewiesenen multidekadischen Änderungen der ACE im nordwestpazifischen Raum und multidekadischen SST–Variabilitäten im Pazifik wird in Abbildung 8.11 untersucht. Dargestellt ist eine Karte der Korrelationen zwischen multidekadischen Oszillationen der SST (HadISST–1.1) an jedem  $1^\circ \times 1^\circ$ –Gitterpunkt des Pazifiks und multidekadischen Variabilitäten der ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums für die Zeitspanne von Januar 1970 bis Dezember 2006. Für eine Region im tropischen Nordpazifik ( $9^\circ\text{N}$ – $13^\circ\text{N}$ ,  $178^\circ\text{E}$ – $178^\circ\text{W}$ ) mit sehr hohen und statistisch signifikanten Korrelationen, welche im Bereich der Entstehungsgebiete nordwestpazifischer



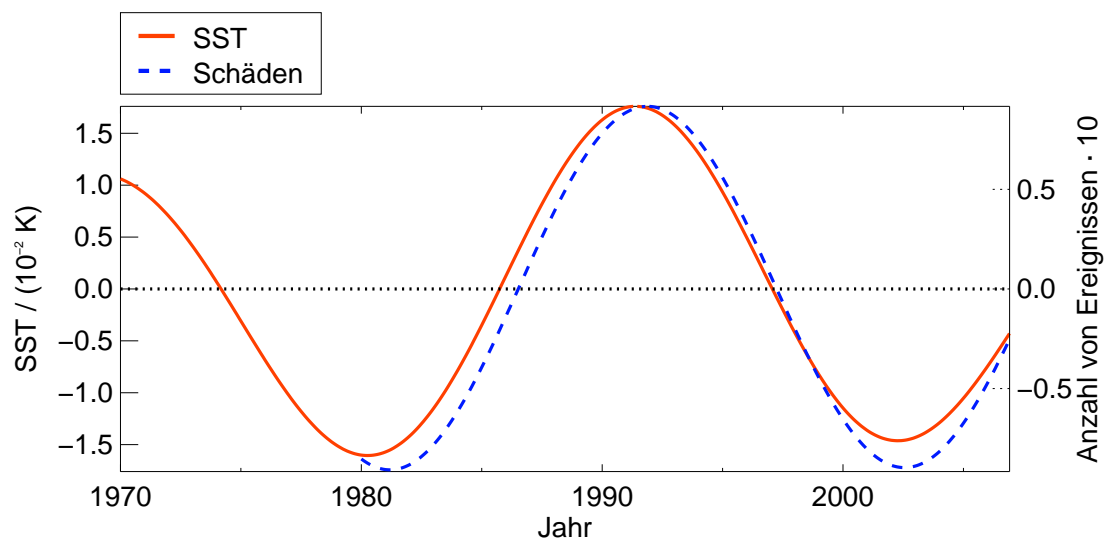
**Abbildung 8.11:** Korrelationen zwischen der 22–24-jährigen Wavelet-gefilterten Zeitreihe der anomalen monatlichen HadISST–1.1–SST an jedem  $1^\circ \times 1^\circ$ -Gitterpunkt des Raums  $60^\circ\text{S}–60^\circ\text{N}$ ,  $90^\circ\text{E}–60^\circ\text{W}$  und der 22–24-jährigen Wavelet-gefilterten Zeitreihe des anomalen monatlichen ACE-Index für Landgebiete des WNP, Januar 1970–Dezember 2006. Gebiete mit statistisch signifikanten Korrelationen sind mit Konturlinien umschlossen. Das Untersuchungsgebiet WNP und der Raum  $9^\circ\text{N}–13^\circ\text{N}$ ,  $178^\circ\text{E}–178^\circ\text{W}$  sind jeweils durch ein Rechteck gekennzeichnet.

Wirbelstürme liegt, wurden Monatswerte der mittleren anomalen SST berechnet und anschließend die 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe dieses SST-Index erzeugt.

Der lineare Zusammenhang zwischen dieser Zeitreihe, welche gewissermaßen die multideka-

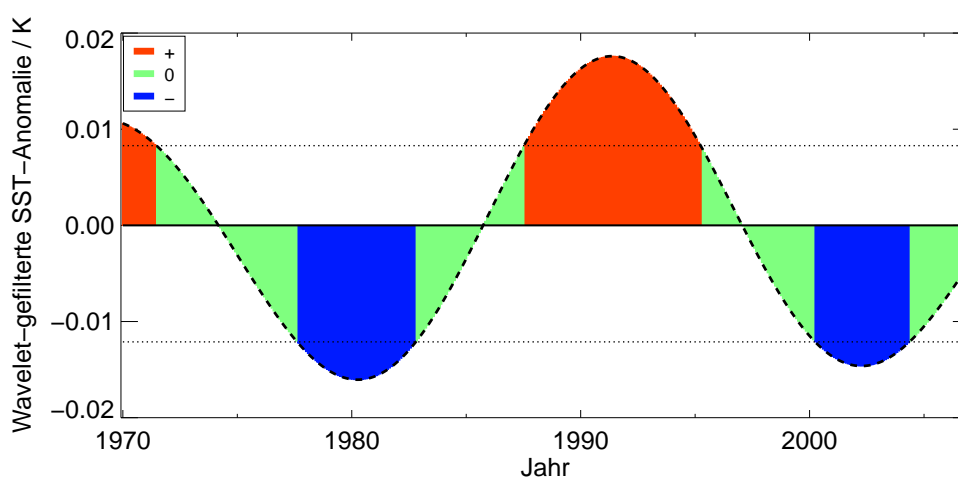


**Abbildung 8.12:** 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe der monatlichen SST-Anomalie (HadISST–1.1) für den Raum  $9^\circ\text{N}–13^\circ\text{N}$ ,  $178^\circ\text{E}–178^\circ\text{W}$  in  $10^{-2}$  K (rot) und 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe des anomalen monatlichen ACE-Index für Landgebiete des nordwestpazifischen Raums in  $10^3$  J/kg (blau), Januar 1970–Dezember 2006.

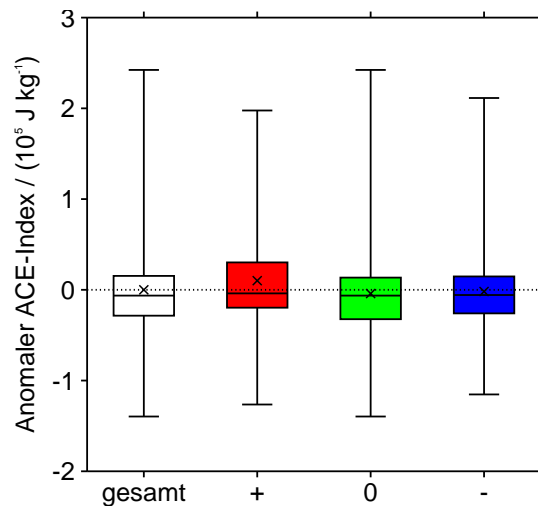


**Abbildung 8.13:** 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe der anomalen monatlichen HadISST-1.1-SST im Raum  $9^{\circ}\text{N}$ – $13^{\circ}\text{N}$ ,  $178^{\circ}\text{E}$ – $178^{\circ}\text{W}$  in  $10^{-2}$  K von Januar 1970 bis Dezember 2006 (rot) und 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe der anomalen monatlichen Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum (mal 10; alle Munich-Re-Schadenskategorien) von Januar 1980 bis Dezember 2006 (blau).

dische SST-Variabilität in einem Teil des tropischen Nordpazifiks beschreibt, und der multidekadischen Veränderlichkeit der ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums ist annähernd perfekt ( $r = 0,99$ ) und statistisch hochsignifikant (Abbildung 8.12). Die Korrelation zwischen der multidekadischen SST-Variabilität und der multidekadischen Änderung der Häufigkeit von Schadensereignissen durch tropische Zyklone im nordwestpazifischen Raum ist für den Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 2006 ebenfalls nahezu perfekt ( $r = 0,99$ ) und statistisch hochsignifikant (Abbildung 8.13). Multidekadische Oszillationen der SST im Bereich der Entwicklungsgebiete nordwestpazifischer Taifune können folglich mit den beobachteten multidekadischen Zyklen der ACE und Schäden tropischer Zyklone im



**Abbildung 8.14:** 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe der anomalen monatlichen HadISST-1.1-SST im Raum  $9^{\circ}\text{N}$ – $13^{\circ}\text{N}$ ,  $178^{\circ}\text{E}$ – $178^{\circ}\text{W}$  in K (schwarze gestrichelte Linie), Januar 1970–Dezember 2006. Unterschieden werden die Phasen „plus“ (rot), „Null“ (grün) und „minus“ (blau). Das obere und untere Quartil ( $8 \cdot 10^{-3}$  K und  $-1,2 \cdot 10^{-2}$  K) sind durch gepunktete Linien dargestellt.

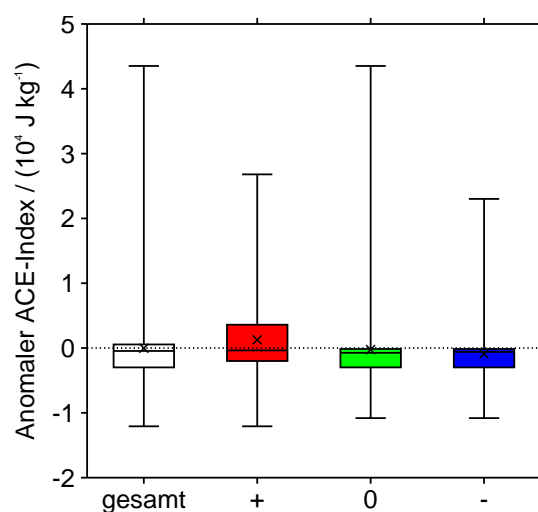


**Abbildung 8.15:** Kastengrafiken der anomalen monatlichen ACE im WNP in  $10^5$  J/kg für den Zeitraum von Januar 1970 bis Dezember 2006 (weiß) und die einzelnen Phasen der multidekadischen SST-Variabilität im Bereich des tropischen Nordpazifiks (Phase „plus“ (rot), Phase „Null“ (grün) und Phase „minus“ (blau)).

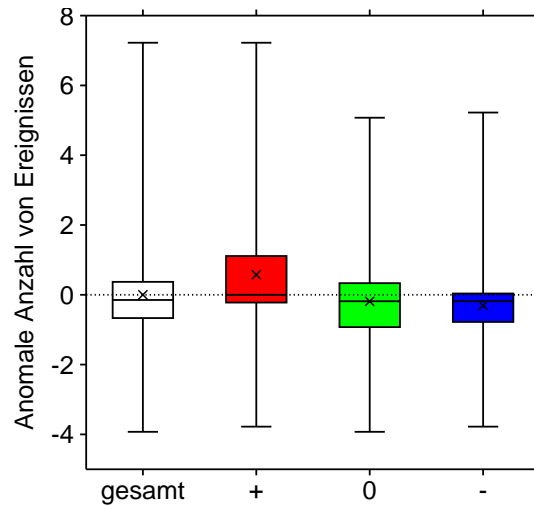
nordwestpazifischen Raum in Verbindung gebracht werden.

Die 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe der anomalen monatlichen SST im Raum  $9^\circ\text{N}$ – $13^\circ\text{N}$ ,  $178^\circ\text{E}$ – $178^\circ\text{W}$  von Januar 1970 bis Dezember 2006 wurde anschließend verwendet, um die einzelnen Phasen der multidekadischen SST-Variabilität zu definieren: Die oberen 25 % dieser Verteilung wurden, analog zur Klassifizierung der Phasen der interdekadischen ENSO-Variabilität (Abschnitt 4.1), als Phase „plus“ klassifiziert, die unteren 25 % als Phase „minus“ und Werte zwischen dem oberen und unteren Quartil als Phase „Null“ (Abbildung 8.14).

Abbildung 8.15 zeigt, dass der Mittelwert der Verteilung der anomalen ACE über dem gesamten Nordwestpazifik für Phase „plus“ der multidekadischen SST-Variabilität positiv ist. Dagegen ist der Mittelwert der Verteilung des anomalen ACE-Index für Phase „Null“ bzw.

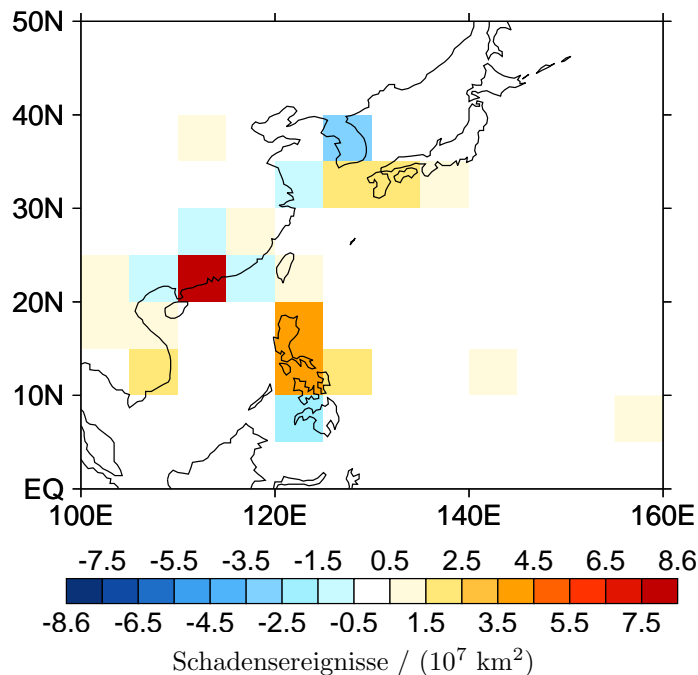


**Abbildung 8.16:** Wie Abbildung 8.15, nur für die anomale monatliche ACE über Landgebieten des WNP in  $10^4$  J/kg.

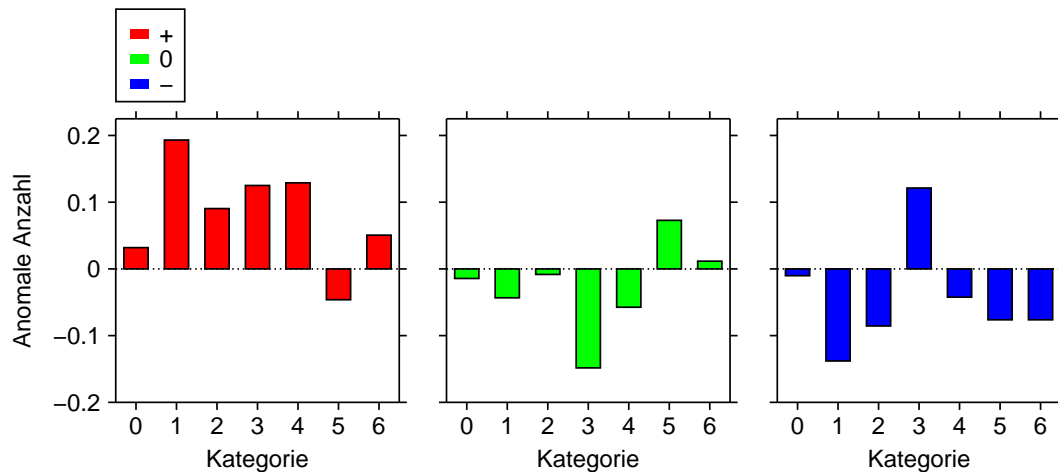


**Abbildung 8.17:** Wie Abbildung 8.15, nur für die anomale monatliche Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum (alle Munich-Re-Schadenskategorien) und den Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 2006.

„minus“ leicht negativ. Ein Wilcoxon-Mann-Whitney-Test ergibt, dass der Mittelwert der Verteilung des anomalen ACE-Index für Phase „plus“ und der Mittelwert der Verteilung für Phase „minus“ statistisch nicht signifikant voneinander verschieden sind. Der Durchschnittswert der Verteilung für Phase „plus“ und der Durchschnittswert für Phase „Null“ sind hingegen statistisch signifikant voneinander verschieden. Der Mittelwert der Verteilung für Phase „minus“ ist statistisch nicht signifikant vom Mittelwert der Verteilung für Phase „Null“ verschieden.



**Abbildung 8.18:** Differenz (Phase „plus“ minus Phase „minus“ der multidekadischen SST-Variabilität im Bereich des tropischen Nordpazifiks) der Anzahl von Wirbelsturmschäden (alle Munich-Re-Katastrophenklassen) pro  $10^7 \text{ km}^2$ ,  $0^\circ\text{--}50^\circ\text{N}$ ,  $100^\circ\text{E--}160^\circ\text{E}$ ,  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, Januar 1980–Dezember 2006.



**Abbildung 8.19:** Anomale monatliche Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum für die Phasen „plus“ (rot, links), „Null“ (grün, Mitte) und „minus“ (blau, rechts) der multidekadischen SST-Variabilität im Bereich des tropischen Nordpazifiks und für die einzelnen Munich-Re-Schadenskategorien, Januar 1980–Dezember 2006.

Aus Abbildung 8.16 lassen sich ähnliche Rückschlüsse ziehen, aber mit dem wichtigen Unterschied, dass der Mittelwert der Verteilung der anomalen ACE über Landgebieten des nordwestpazifischen Raums für Phase „plus“ und der Durchschnittswert der entsprechenden Verteilung für Phase „minus“ statistisch signifikant voneinander verschieden sind.

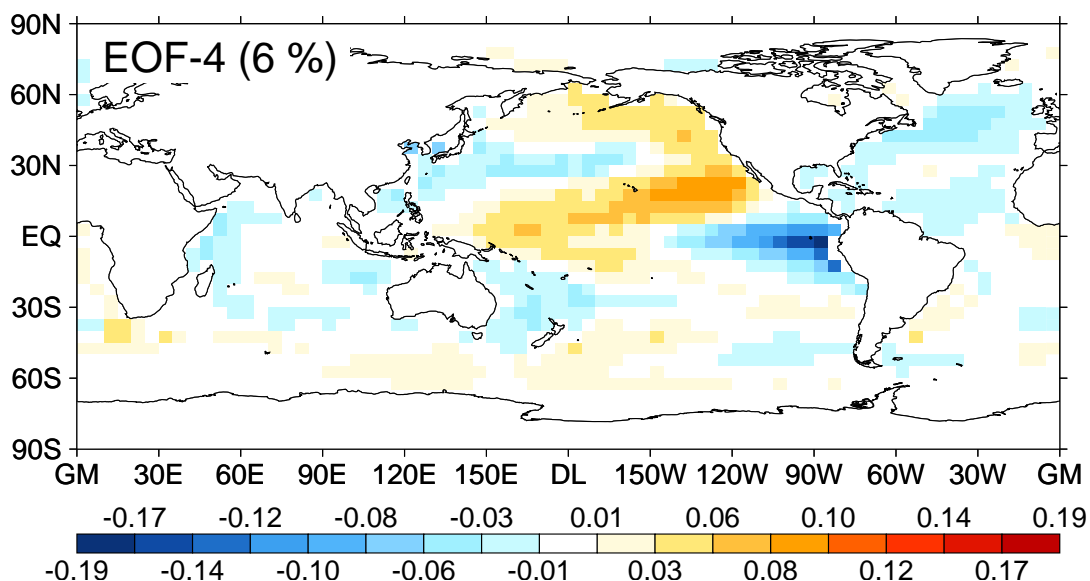
Der Mittelwert der Verteilung der anomalen Anzahl von Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum für Phase „plus“ (bzw. „minus“) der multidekadischen SST-Variabilität ist positiv (bzw. negativ; Abbildung 8.17). Ein Wilcoxon-Mann-Whitney-Test zeigt, dass diese Mittelwerte statistisch signifikant voneinander verschieden sind. Der Mittelwert der Verteilung der anomalen Anzahl von Schadensereignissen für Phase „plus“ (bzw. „minus“) und der Mittelwert der Verteilung für Phase „Null“ sind statistisch signifikant (bzw. nicht signifikant) verschieden. Aus Abbildung 8.18 geht hervor, dass in Phase „plus“ (bzw. „minus“) der multidekadischen SST-Variabilität die Anomalie der Anzahl von durch tropische Zyklone verursachten Schadensereignissen in den meisten Gebieten des nordwestpazifischen Raums positiv (bzw. negativ) ist. Abbildung 8.19 zeigt zudem, dass während Phase „plus“ (bzw. „minus“) die Eintrittswahrscheinlichkeit von Schadensereignissen durch nordwestpazifische Wirbelstürme für die meisten Munich-Re-Schadenskategorien erhöht (bzw. erniedrigt) ist.

### Moden der Klimavariabilität

Um zu überprüfen, ob die für multidekadische Zeitskalen nachgewiesenen Veränderlichkeiten der SST im Bereich des tropischen Nordpazifiks (bzw. der ACE und Wirbelsturmschäden im WNP) auf einen dominierenden Modus der globalen SST- bzw. Klimavariabilität zurückzuführen sind, wurden globale jährliche Felder der SST für den 57-jährigen Zeitraum von 1950 bis 2006 mit einer Hauptkomponentenanalyse untersucht.

Diese Analyse ergab, dass von den berechneten führenden EOF-Mustern (genauer EOF-1 bis EOF-5) das Muster der vierten EOF (Abbildung 8.20) dem in Abbildung 8.11 gezeigten räumlichen Muster der Korrelationen zwischen der multidekadischen Variabilität der SST in verschiedenen Bereichen des Pazifiks und der multidekadischen Veränderlichkeit der ACE

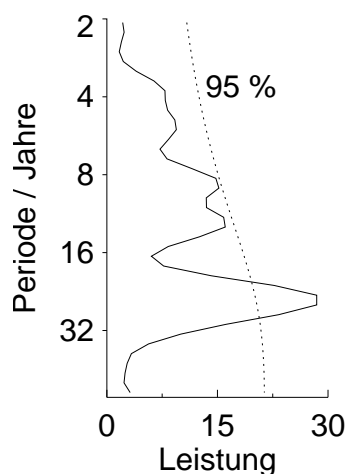




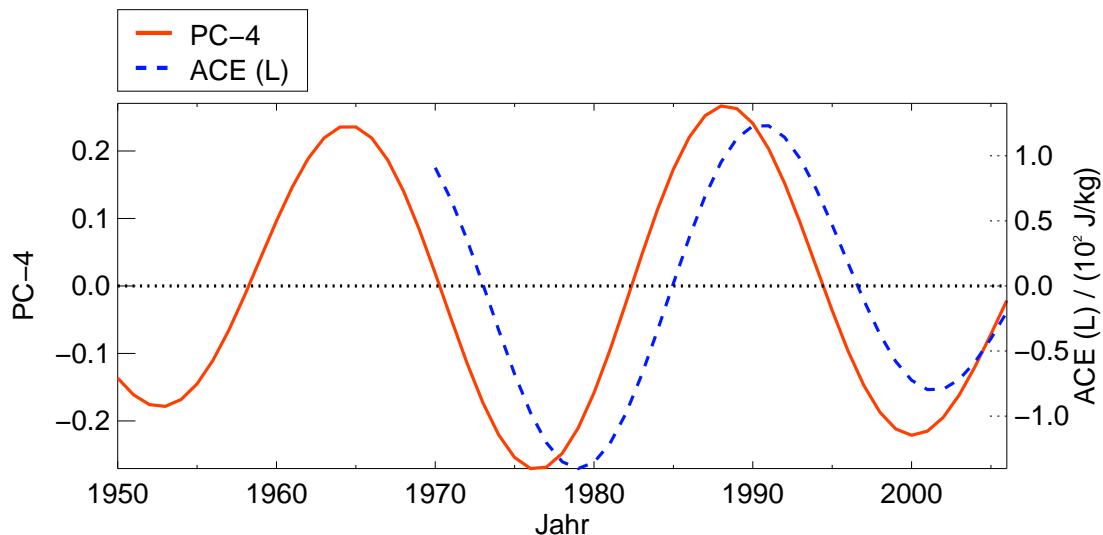
**Abbildung 8.20:** Räumliches Muster der vierten Kovarianzmatrix-EOF der globalen jährlichen SST (HadISST-1.1),  $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitterboxen, 1950-2006.

über Landgebieten des WNP am ähnlichsten ist. Das EOF-4-Muster und die dazugehörige Zeitreihe der vierten Hauptkomponente erklären etwa 6 % der Gesamtvarianz. Die Zeitreihe der PC-4 unterliegt für den Zeitraum von 1950 bis 2006 einer statistisch signifikanten multidekadischen Variabilität, mit einer Periode von etwa 21 bis 28 Jahren (Abbildung 8.21). Das in Abbildung 8.20 dargestellte EOF-Muster variiert somit auf ähnlichen Zeitskalen wie die ACE im Nordwestpazifik bzw. die Häufigkeit von Wirbelsturmschäden in diesem Raum. Die Korrelation zwischen der multidekadischen (22 bis 24-jährigen) Variabilität der PC-4-Zeitreihe und der multidekadischen Veränderlichkeit der ACE über dem gesamten Nordwestpazifik (bzw. über Landgebieten dieses Raums) ist für den „überlappenden“ Zeitraum von 1970 bis 2006 mit 83 % (bzw. 77 %) stark und statistisch signifikant (Abbildung 8.22).

Führt man analog zu den vorangegangenen Untersuchungen eine EOF-Analyse für die eigentliche Untersuchungszeitspanne von 1970 bis 2006 durch, zeigt sich, dass das für die-



**Abbildung 8.21:** Globales Wavelet-Spektrum mit 95%-Konfidenzniveau (gestrichelte Linie) für die Zeitreihe der vierten Hauptkomponente der globalen jährlichen SST (HadISST-1.1), 1950-2006. Ordinate: Fourier-Periode in Jahren; Abszisse: Leistung.



**Abbildung 8.22:** 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe der vierten Hauptkomponente der globalen jährlichen HadISST–1.1–SST von 1950 bis 2006 (rot) und 22–24-jährige Wavelet-gefilterte Zeitreihe des anomalen jährlichen ACE-Index für Landgebiete des nordwestpazifischen Raums in  $10^2$  J/kg von 1970 bis 2006 (blau).

sen Zeitraum abgeleitete Muster der dritten EOF (ohne Abbildung) dem Muster in Abbildung 8.20 entspricht und zusammen mit der Zeitreihe der dazugehörigen Hauptkomponente etwa 8 % der Varianz im Ausgangsdatensatz erklären kann. Während das räumliche Muster der ersten (bzw. zweiten) EOF und die Zeitreihe der entsprechenden Hauptkomponente die Beeinflussung der globalen SST durch ENSO (bzw. die globale Erwärmungstendenz der Ozeane) nachbilden (ohne Abbildung), könnte das in Abbildung 8.20 gezeigte EOF-Muster und die dazugehörige Zeitreihe der Hauptkomponente einem dominierenden Modus der globalen multidekadischen Klimavariabilität entsprechen, welcher nicht unmittelbar mit der PDO in Zusammenhang gebracht werden kann (ohne Abbildung). Das EOF-Muster in Abbildung 8.20 ähnelt vielmehr dem Muster der (rotierten) EOF in Mestas-Nuñez und Enfield (1999), welches die so genannte *Eastern North Pacific Decadal Variability* beschreibt. Es ist allerdings zu beachten, dass die Interpretation der räumlichen Veranschaulichung der Eigenvektoren als unkorrelierter Modus der Variabilität im Falle der dritten (bzw. vierten) Hauptkomponente nur bedingt zulässig ist (Abschnitt 3.6.1).

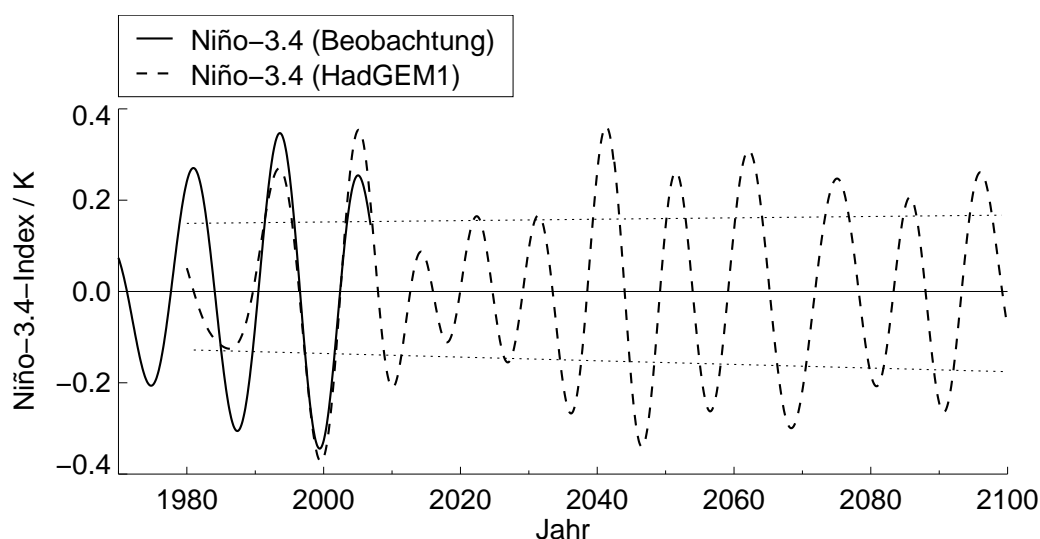
Es lässt sich dennoch folgern, dass die nachgewiesenen multidekadischen Oszillationen der ACE und Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum möglicherweise auf eine zeitlich stabile globale (multidekadische) SST- bzw. Klimavariabilität zurückzuführen sind. Diese Hypothese ist in weiterführenden Untersuchungen auf ihre Richtigkeit zu überprüfen. Folgende Analysen wären beispielsweise nötig: Anhand von Reanalysedaten atmosphärischer und ozeanischer Variablen, welche mit der Entwicklung und Intensivierung tropischer Wirbelstürme korreliert sind, ist zu untersuchen, wie sich die Zyklonogenese- und Intensivierungsbedingungen im Nordpazifik in den einzelnen Phasen der multidekadischen SST-Variabilität verändern. Solche Untersuchungen würden helfen, die physikalischen Mechanismen des für große Zeitskalen nachgewiesenen Zusammenhangs zwischen Variabilitäten der ACE bzw. Wirbelsturmschäden im nordwestpazifischen Raum und Oszillationen der SST im tropischen Pazifik zu verstehen.

## 8.3 Interdekadische Variabilität der nordwestpazifischen ACE im Klimawandel

Aus Abschnitt 8.2 geht hervor, dass die interdekadische Variabilität der beckenweiten nordwestpazifischen ACE mit der interdekadischen Änderung der SST in der Niño–3.4–Region korreliert ist. Um auf Grundlage dieses Zusammenhangs Aussagen über zukünftige Entwicklungen der nordwestpazifischen ACE machen zu können, wird beispielhaft eine HadGEM1–Klimaänderungssimulation (Abschnitt 3.4.2) ausgewertet.

Der Frequenzbereich der interdekadischen ENSO–Variabilität wird mit HadGEM1 gut simuliert (Abschnitt 4.2). Abbildung 8.23 zeigt, dass ab Anfang der neunziger Jahre die beobachtete und mit HadGEM1 simulierte interdekadische ENSO–Variabilität in Phase sind. Diese Übereinstimmung muss als zufällig angesehen werden. Es lässt sich aber folgern, dass die Amplitude der interdekadischen ENSO–Variabilität mit HadGEM1 im Allgemeinen gut simuliert wird. Gemäß der analysierten HadGEM1–Simulation setzt sich die interdekadische Oszillation von ENSO und somit auch der nordwestpazifischen ACE in einem sich ändernden Klima fort. Die Amplitude dieser Schwingung variiert zwar teilweise stark, es lässt sich aber kein eindeutiger Trend ableiten.

Solche Abschätzungen ermöglichen professionellen Risikoträgern wie etwa Rückversicherungen eine mittel– bis langfristige Bewertung der mit Taifunen einhergehenden Gefährdung im nordwestpazifischen Raum. Zur Beurteilung der Unsicherheit dieser Aussage ist es allerdings nötig mehrere Modell–Realisierungen, am besten unterschiedlicher globaler Klimamodelle, zu untersuchen. Dadurch könnte der Einfluss von Modelleigenheiten berücksichtigt werden. Die Auswertung verschiedener Klimaszenarien würde zudem die Bandbreite möglicher zukünftiger Änderungen der SST im tropischen Pazifik und somit der tropischen Wirbelstürme im nordwestpazifischen Raum aufdecken.



**Abbildung 8.23:** 9,3–15,6–jährige Wavelet–gefilterte Zeitreihe des beobachteten monatlichen Niño–3.4–Index in K von Januar 1970 bis Dezember 2006 (durchgezogen) und 9,3–15,6–jährige Wavelet–gefilterte Zeitreihe der monatlichen HadGEM1–SST für die Niño–3.4–Region in K von Januar 1980 bis Dezember 2009 (gestrichelt). Der mit der Methode der kleinsten Quadrate berechnete lineare Trend der positiven bzw. negativen Werte des HadGEM1–Niño–3.4–Index ist gepunktet dargestellt.



# 9 Schlussfolgerungen und Ausblick

## Schlussfolgerungen

Die vorliegende Doktorarbeit entstand in enger Zusammenarbeit mit einer großen Rückversicherung, der Munich Re. Die zentralen Forschungsfragen dieser Arbeit wurden großteils auf die Bedürfnisse dieses Rückversicherers abgestimmt. Einige Ergebnisse dieser Dissertation finden im Risikomanagement der Munich Re Anwendung.

Das Besondere dieser Arbeit ist die ganzheitliche Betrachtungsweise des Raums Indischer Ozean und Westpazifik. Neu ist für diesen Raum die Verknüpfung von atmosphärischen Maßen tropischer Zyklone mit Schadendaten, welche die sozioökonomischen Auswirkungen tropischer Wirbelstürme beschreiben. Diese Arbeit leistet somit einen Beitrag zum besseren Verständnis der Variabilitäten tropischer Zyklone und ihrer Schäden in den einzelnen Regionen des indopazifischen Raums und zeigt Methoden zur Vorhersage dieser Variabilitäten auf.

Die wichtigsten Ergebnisse dieser Dissertation sind nachfolgend stichpunktartig zusammengefasst:

- ▶ Tropische Wirbelstürme im Raum Indik und Westpazifik und ihre versicherungsrelevanten Schäden variieren auf jahreszeitlichen, interannuellen und inter- bzw. multidekadischen Zeitskalen.
- ▶ Das ENSO-Phänomen, welches auf interannuellen und interdekadischen Zeitskalen oszilliert, ist der dominierende Modus der interannuellen Variabilität tropischer Zyklone im indopazifischen Raum.
- ▶ Interannuelle Änderungen der Häufigkeit von auf tropische Wirbelstürme zurückzuführenden Schadensereignissen werden in vielen Regionen des Raums Asien und Ozeanien von sozioökonomischen Faktoren dominiert. Dennoch ist für große Teile des indopazifischen Raums, insbesondere für Ost- und Südostasien, das ENSO-Signal in Wirbelsturm-Schadendaten nachweisbar.
- ▶ Die ENSO-Abhängigkeit tropischer Zyklone und ihrer Schäden in den verschiedenen Regionen des Raums Indik und Westpazifik kann auf ENSO-bedingte Änderungen atmosphärischer und ozeanischer Bedingungen zurückgeführt werden, welche die Entwicklung, Intensivierung und Zugrichtung tropischer Zyklone beeinflussen.
- ▶ Mit dem entwickelten statistischen Vorhersagemodell ist bereits am Ende der laufenden Taifunsaison im Nordwestpazifik eine quantitative und gegenüber der Klimatologie bzw. Persistenz-Vorhersage deutlich verbesserte Abschätzung der ACE im nordwestpazifischen Raum der Folgesaison möglich — und somit des saisonalen Gefährdungspotenzials in diesem Raum.
- ▶ Die interdekadische Veränderlichkeit der beckenweiten nordwestpazifischen ACE wird größtenteils von der interdekadischen ENSO-Variabilität bestimmt. Letztere besteht gemäß einer HadGEM1-Simulation auch in einem sich wandelnden Klima, ohne dass aber die Amplitude dieser Schwingung einem ausgeprägten zeitlichen Trend unterliegt.

- ▶ Auf multidekadischen Zeitskalen ist die Variabilität der Anzahl von Schäden durch tropische Wirbelstürme im nordwestpazifischen Raum annähernd perfekt mit der Veränderlichkeit der ACE in diesem Raum korreliert. Diese multidekadischen Schwankungen der ACE und Wirbelsturmschäden können wiederum mit multidekadischen Oszillationen der SST im Bereich des tropischen Nordpazifiks in Verbindung gebracht werden.
- ▶ Die nachgewiesenen multidekadischen Oszillationen der ACE und Schäden tropischer Wirbelstürme im nordwestpazifischen Raum können möglicherweise auf einen stabilen Modus der globalen multidekadischen SST- bzw. Klimavariabilität zurückgeführt werden — dies wäre in einer noch erforderlichen Studie zu klären.
- ▶ Auf großen Zeitskalen (mehrere Jahrzehnte) und im nordwestpazifischen Raum spielen sozioökonomische Faktoren für die Häufigkeit von Schadensereignissen durch tropische Zyklone eine untergeordnete Rolle.

## Ausblick

Eine Übertragung der in dieser Arbeit entwickelten und vor allem auf das nordwestpazifische Ozeanbecken angewandten Untersuchungsmethoden auf die restlichen Ozeanbecken des indopazifischen Raums bzw. auf den Nordostpazifik und Nordatlantik wäre sinnvoll.

Solche Analysen wurden im Rahmen dieser Dissertation bereits begonnen. So wurden beispielsweise Zeitreihen der Anzahl von auf die Küste der USA treffenden Hurrikane und der durch diese Systeme verursachten normalisierten Schäden (in USD) für die über hundertjährige Zeitspanne von 1900 bis 2007 analog zu dem in dieser Arbeit verwendeten Ansatz mit einer Wavelet-Analyse untersucht. Die Normalisierung der aus NatCatSERVICE-Schadendaten abgeleiteten US-Hurrikan-Schäden, d.h. die Anpassung der Daten an Veränderungen sozioökonomischer Faktoren, erfolgte durch die Munich Re auf Grundlage eines dort entwickelten Normalisierungsverfahrens, mit welchem die Schadenshöhen auf das Vergleichsjahr 2005 angepasst wurden. Diese Analysen ergaben, dass sowohl die Anzahl von die Küste der USA erreichenden Hurrikane als auch die normalisierten US-Hurrikan-Schadenshöhen auf Zeitskalen von mehreren Jahrzehnten variieren, genauer mit einer Periode von etwa 50 bis 100 Jahren. Diese multidekadischen Hurrikanhäufigkeits- und Schadenszyklen konnten auf multidekadische Oszillationen der SST im tropischen Nordatlantik zurückgeführt werden, im Bereich der typischen Entstehungsgebiete nordatlantischer Wirbelstürme. Wobei diese multidekadischen SST-Zyklen im (sub-)tropischen Nordatlantik wiederum mit Änderungen der AMO korreliert sind.

Diese auf verhältnismäßig langen Zeitreihen beruhenden Ergebnisse könnten einen Beitrag zum besseren Verständnis von multidekadischen Variabilitäten tropischer Zyklone im Nordatlantik und ihrer sozioökonomischen Auswirkungen leisten. Weiterführende Untersuchungen sind allerdings nötig, um den Zusammenhang zwischen multidekadischen SST-Variabilitäten im tropischen Nordatlantik und multidekadischen Veränderlichkeiten der Anzahl von Hurrikane, welche an der Küstenlinie der USA auf Land treffen und dort Schäden verursachen, besser zu verstehen.

Von Seiten der Munich Re werden gegenwärtig große Anstrengungen unternommen, ähnlich wie für die USA, auch für den Raum Asien und Ozeanien Wirbelsturmschäden zu normalisieren, was allerdings schwierig ist, da für die meisten Länder Asiens und Ozeaniens im

Allgemeinen nur wenige Informationen über gesellschaftliche und wirtschaftliche Entwicklungen vorhanden bzw. frei zugänglich sind. Eine Anwendung der in dieser Arbeit entwickelten Untersuchungsmethoden auf normalisierte Schadendaten wäre wünschenswert, da nicht nur Variabilitäten der Eintrittshäufigkeit von Schäden, sondern auch der Schadenshöhe analysiert werden könnten. Letzteres war in der vorliegenden Arbeit nur mit Hilfe der von der Munich Re durchgeführten Schadenskategorisierung möglich.

Tropische Wirbelstürme zählen zwar zu den zerstörerischsten Naturkatastrophen, dennoch wäre eine Übertragung der in dieser Arbeit entwickelten und angewandten Untersuchungsmethoden auf andere Extremwetterereignisse, wie beispielsweise extratropische Stürme, Tornados, Starkniederschläge, Hagel, Temperaturextreme oder Dürren, denkbar und erfolgversprechend.





# A Anhang

## A.1 Grundlagen — Weiterführende Erläuterungen

### A.1.1 Auswirkungen von ENSO auf tropische Zyklone im Indik und Südpazifik

#### Südwestpazifik und südlicher Indischer Ozean

Sowohl für den südlichen Indik als auch für den Südwestpazifik konnte ein Zusammenhang zwischen ENSO und der Häufigkeit tropischer Zyklone nachgewiesen werden (z.B. Nicholls 1979, 1984; Revell und Goulter 1986; Hastings 1990; Evans und Allan 1992; Basher und Zheng 1995; Nicholls et al. 1998; Camargo et al. 2007; Kuleshov et al. 2008, 2009). Hastings (1990) und Evans und Allan (1992) zeigten, dass während El Niño die Anzahl tropischer Zyklone im Bereich Nordostaustraliens typischerweise erniedrigt und im Südwestpazifik im Allgemeinen erhöht ist. Gegenteiliges gilt für La Niña. Im Südwestpazifik verlagern sich die Zyklogensegebiete während El Niño (bzw. La Niña) typischerweise äquator- und ostwärts (bzw. pol- und westwärts; z.B. Revell und Goulter 1986; Basher und Zheng 1995). Diese Ergebnisse sind in guter Übereinstimmung mit Kuleshov et al. (2009), welche ihre Analysen auf Grundlage eines vom National Climate Centre des Australian Bureau of Meteorology (BOM) erzeugten Datensatzes (Kuleshov et al. 2008) machten.

Kuleshov et al. (2009) zeigten außerdem, dass in der El-Niño-Phase die Anzahl von Entstehungsorten tropischer Wirbelstürme im westlichen (bzw. östlichen) Teil des südlichen Indischen Ozeans größer (bzw. kleiner) als im Mittel ist. Die Muster sind während La Niña entgegengesetzt. Zudem verlagern sich im südlichen Indik die Entstehungsgebiete tropischer Zyklone während El Niño (bzw. La Niña) typischerweise äquatorwärts (bzw. polwärts). Im östlichen Teil des südindischen Ozeanbeckens, also im Bereich der Westküste Australiens, ist die Häufigkeit tropischer Wirbelstürme in der La-Niña-Phase in der Regel größer als während El Niño. Man kann also folgern, dass in Australien die Eintrittswahrscheinlichkeit tropischer Zyklone während El Niño (bzw. La Niña) erniedrigt (bzw. erhöht) ist.

#### Nördlicher Indischer Ozean

Wenige Studien beschäftigten sich bisher mit der Untersuchung eines möglichen Zusammenhangs zwischen ENSO und Zyklonen im nördlichen Indik. Singh et al. (2000) zeigten für eine 122-jährige Zeitreihe (1877–1998) des India Meteorological Department (IMD), dass es für die Monate vor und nach Einsetzen des indischen Sommermonsuns einen verhältnismäßig schwachen (aber statistisch signifikanten) linearen Zusammenhang zwischen ENSO und der Häufigkeit von Zyklonen über dem Golf von Bengalen gibt. Während El Niño (bzw. La Niña) ist die Eintrittswahrscheinlichkeit tropischer Wirbelstürme in diesem Raum tendenziell erniedrigt (bzw. erhöht). Der Zusammenhang zwischen ENSO und der Zyklonhäufigkeit über dem Arabischen Meer sei hingegen statistisch nicht signifikant.

## A.1.2 Saisonale Vorhersage tropischer Wirbelstürme — Dynamische Modelle

Klimamodelle sind in der Lage, Störungen zu simulieren, welche in ihren physikalischen Merkmalen tropischen Zyklonen ähneln, aber typischerweise größer und schwächer als beobachtete Systeme sind (z.B. Manabe et al. 1970; Bengtsson et al. 1982). Die horizontale Auflösung der gegenwärtig zur Verfügung stehenden Modelle ist noch unzureichend, um die komplexe Struktur tropischer Wirbelstürme zu simulieren. Die Klimamodelle mit der derzeit höchsten räumlichen Auflösung haben eine horizontale Maschenweite von etwa 20 km (Oouchi et al. 2006). Chen et al. (2007) zeigten, dass ein Gitterabstand von etwa einem Kilometer nötig wäre, um die Struktur tropischer Zyklone ausreichend genau zu simulieren. Die in Klimamodellen mit einer höheren Auflösung simulierten Störungen sind also in der Regel realistischer als solche, die mit einer niedrigeren Auflösung simuliert wurden (z.B. Bengtsson et al. 1995). Einige Klimamodelle sind gegenwärtig dazu geeignet operationelle Vorhersagen der saisonalen Häufigkeit tropischer Wirbelstürme bereitzustellen. Solche Modelle sind im Allgemeinen in der Lage die typischen ENSO–Wechselwirkungen nachzubilden (z.B. Vitart et al. 1997).

Auf dynamischen Modellen basierende Vorhersagen der saisonalen Anzahl tropischer Wirbelstürme werden am IRI, ECMWF und UK–Met Office erstellt — wobei nur das IRI und das ECMWF für den nordwestpazifischen Raum saisonale Vorhersagen bereitstellen. Die Vorhersagen des ECMWF und des UK–Met Office basieren auf AOGCM (Vitart und Stockdale 2001). Im Gegensatz dazu wird bei den IRI–Vorhersagen zuerst ein Ensemble von SST–Szenarien erzeugt (aus statistischen und dynamischen Modellen), mit welchen anschließend Atmosphären–Klimamodelle angetrieben werden. An allen drei Instituten werden die simulierten Wirbelsturm–ähnlichen Störungen in den Ausgabefeldern der Atmosphären–Klimamodelle festgestellt und deren räumliche Verlagerung verfolgt (z.B. Camargo und Zebiak 2002). Neben Vorhersagen der saisonalen Häufigkeit tropischer Zyklone stellt das IRI zudem Prognosen der saisonalen ACE für verschiedene Ozeanbecken der Nordhemisphäre bereit. Die Vorhersagen des IRI sind probabilistisch, wobei drei Aktivitätskategorien unterschieden werden.

Es ist sinnvoll, die saisonale Variabilität tropischer Zyklone beispielsweise im Nordwestpazifik mit einem Vorhersagen–Ensemble abzuleiten. Im Allgemeinen erzeugt die Kombination von Ergebnissen verschiedener Klimamodelle (Multi–Modell–Vorhersage) verglichen mit der Ensemble–Vorhersage eines einzelnen dynamischen Modells bessere Vorhersagen (Vitart 2006). European Seasonal to Interannual Prediction (EUROSIP)–Prognosen, die europäischen (ECMWF, UK–Met Office und Météo France) Multi–Modell–Vorhersagen der saisonalen Häufigkeit tropischer Wirbelstürme, weisen eine gute Vorhersageleistung auf (Vitart et al. 2007). Allerdings verursacht die verhältnismäßig grobe Auflösung der derzeit zur Verfügung stehenden Klimamodelle die größten Probleme. Es ist zu erwarten, dass sich die Vorhersageleistung mit zukünftigen dynamischen Modellen (mit einer höheren Auflösung) verbessert.

Ein alternativer Ansatz zur Abschätzung der saisonalen Häufigkeit tropischer Zyklone besteht darin atmosphärische und ozeanische Zyklonogenese– und Intensivierungsbedingungen mit dynamischen Modellen zu simulieren (z.B. Ryan und Watterson 1992; McDonald et al. 2005; Camargo et al. 2007).

### A.1.3 Tropische Zyklone im Klimawandel

Folgende Frage wird aktuell äußerst kontrovers diskutiert: Besteht ein Zusammenhang zwischen den weltweit beobachteten Änderungen der Häufigkeit und Intensität tropischer Zyklone und der anthropogen beeinflussten Erderwärmung?

Eine Hypothese ist, dass der in den letzten Jahren global beobachtete Anstieg der Anzahl intensiver tropischer Wirbelstürme auf einen Anstieg der globalen SST zurückzuführen ist, welcher wiederum mit dem durch den Menschen verursachten Klimawandel in Verbindung gebracht werden kann (z.B. Emanuel 2005a, 2005b; Webster et al. 2005, 2006; Hoyos et al. 2006; Holland und Webster 2007; Saunders und Lea 2008).

Neben weiteren Autoren zweifeln Landsea (2005) und Chan (2006) dies an: Unter Berücksichtigung längerer Zeitreihen ginge hervor, dass der weltweit nachgewiesene Anstieg der Anzahl intensiver tropischer Wirbelstürme als Teil einer multidekadischen Variabilität zu interpretieren sei. Außerdem weisen sie darauf hin, dass die verbesserte Satelliten-Abdeckung, neue Analysemethoden und operationelle Änderungen an den verschiedenen Vorhersagezentren zu Diskontinuitäten in den Abschätzungen der Intensitäten tropischer Zyklone und somit (ab etwa Anfang der neunziger Jahre) zu einer häufigeren Detektierung intensiver Sturmsysteme geführt hätten. Insbesondere in den Regionen der Erde, in welchen Flugzeug-Ortungen und Intensitätsmessungen tropischer Zyklone nicht operationell zur Verfügung standen, sind die Intensitätsabschätzungen in den Datensätzen der einzelnen Vorhersagezentren teilweise sehr unterschiedlich, was die Unsicherheit der abgeleiteten zeitlichen Trends erhöht (z.B. Kamahori et al. 2006; Wu et al. 2006). So lässt sich beispielsweise für den nordwestpazifischen Raum, in welchem die Lufteerkundung 1987 eingestellt wurde, aus Daten des JTWC ein zeitlicher Anstieg der Häufigkeit intensiver tropischer Zyklone ableiten. Während aus Daten sowohl der JMA als auch des HKO ein negativer zeitlicher Trend hervorgeht. Knaff und Sampson (2006) und Knaff und Zehr (2007) zeigten außerdem, dass unter Verwendung eines konsistenten Zusammenhangs zwischen Windgeschwindigkeit und Bodendruck der von manchen Autoren nachgewiesene positive Trend deutlich reduziert würde.

Kossin et al. (2007) erzeugten basierend auf Satellitendaten einen konsistenten, globalen (Reanalyse-)Datensatz der Wirbelsturmintensitäten (für den Zeitraum von 1983 bis 2005). Sie konnten für kein Ozeanbecken außer für den Atlantik einen positiven zeitlichen Trend der Intensitäten tropischer Wirbelstürme ableiten. Elsner et al. (2008) verwendeten für ihre Analysen ebenfalls einen homogenen Datensatz der Intensitäten tropischer Zyklone (von 1981 bis 2006). Sie konzentrierten sich auf die maximale Windgeschwindigkeit, welche ein tropischer Wirbelsturm während seiner Lebenszeit erreicht. Sie konnten für jedes Ozeanbecken, insbesondere für den Nordatlantik, eine zunehmende Tendenz der maximalen Intensität der allerstärksten Wirbelstürme nachweisen, obwohl nicht alle zeitlichen Trends statistisch signifikant waren.

Liu und Fearn (1993), Liu et al. (2001), Chenoweth (2006), Donnelly und Woodruff (2007) und Woodruff et al. (2009) versuchten, die vorgeschichtliche Aktivität tropischer Zyklone in verschiedenen Regionen der Erde mit Hilfe geologischer Proxies, wie beispielsweise Sedimentablagerungen, Mikrofossilien, Tropfsteinen oder Korallen, bzw. mittels historischer Berichte und Dokumente abzuschätzen, um so ausgehend von vergangenen Variabilitäten tropischer Zyklone möglicherweise auf zukünftige Entwicklungen schließen zu können. Diese Nebendisziplin der Paläoklimatologie wird *Paläotempestologie* genannt. Mit dieser Methode konnten

Variabilitäten tropischer Wirbelstürme auf Zeitskalen von Jahrzehnten bis Jahrhunderten nachgewiesen werden.

Globale Klimamodelle stellen nicht nur für saisonale Vorhersagen tropischer Wirbelstürme (Anhang A.1.2), sondern auch für Abschätzungen zukünftiger Häufigkeiten bzw. Intensitäten tropischer Zyklone in einem sich wandelnden Klima ein immer wichtiger werdendes Werkzeug dar. Neben einigen anderen Autoren untersuchten Bengtsson et al. (1996, 2007), Sugi et al. (2002), Oouchi et al. (2006), Yoshimura et al. (2006) und Gualdi et al. (2008) die Auswirkungen der globalen Erderwärmung auf die in globalen Klimamodellen simulierten Wirbelsturm-ähnlichen Störungen. Obwohl die Ergebnisse der einzelnen Simulationen teilweise sehr unterschiedlich sind, lassen sie dennoch in einem sich wandelnden Klima auf eine globale Abnahme der Anzahl tropischer Wirbelstürme bei einer gleichzeitigen Zunahme der Intensität und Niederschlagsrate schließen (z.B. Bengtsson et al. 2007).

Die räumliche Auflösung heutiger Klimamodelle ist noch zu gering, um die Struktur tropischer Zyklone ausreichend genau zu simulieren (Anhang A.1.2). Die Probleme, welche sich dadurch ergeben, können umgangen werden, indem man regionale Modelle mit einer hohen räumlichen Auflösung in globale Klimamodelle „nestet“. In diesem Ansatz liefert das globale Klimamodell die Anfangs- und Randbedingungen für das regionale Modell. Dieser Ansatz wurde auf idealisierte Klimaänderungsszenarien angewandt (Knutson et al. 1998; Knutson und Tuleya 2004), auf das Klima des späten zwanzigsten Jahrhunderts (Knutson et al. 2007) und auf zukünftige Klimaverhältnisse im Zuge einer globalen Erwärmung (Knutson et al. 2008). Knutson et al. (2008) verwendeten ein regionales Modell des nordatlantischen Beckens, wobei ein Ensemble der Ergebnisse von insgesamt 18 globalen Klimamodellen, welche für den IPCC-AR4 verwendet wurden, die Anfangs- und Randbedingungen für das regionale Modell bereitstellte. Dies ergab, dass in einem zukünftigen Klima die Häufigkeit tropischer Zyklone im Nordatlantik abnehmen, aber der mit tropischen Wirbelstürmen einhergehende Niederschlag beträchtlich zunehmen wird. Emanuel et al. (2008) kamen mit einem *Downscaling* von IPCC-AR4-Klimaänderungssimulationen zu ähnlichen Ergebnissen. Eine anthropogen beeinflusste Erderwärmung führt demnach weltweit zu einer Abnahme der Häufigkeit tropischer Zyklone, wobei deren Intensität in manchen Regionen der Erde zunimmt. Bender et al. (2010), welche ebenfalls einen *Downscaling*-Ansatz verwendeten, gehen bis zum Ende des 21. Jahrhunderts sogar von einer Verdoppelung der Anzahl besonders starker Wirbelstürme (Kategorie vier und fünf der Saffir-Simpson-Skala) im Nordatlantik aus.

Vecchi und Soden (2007) zeigten durch verschiedene Klimaänderungssimulationen, dass es bei einer globalen Erderwärmung wahrscheinlich zu einem Anstieg der Windscherung über dem Nordatlantik kommt. Dies würde zu einer Verringerung der Häufigkeit und Intensität tropischer Zyklone in diesem Becken führen, unter der Voraussetzung dass gleichzeitig alle anderen Bedingungen für die Genese und Intensivierung tropischer Sturmsysteme gleich blieben.

Es zeigt sich, dass gegenwärtig noch keine übereinstimmende Meinung darüber besteht inwieweit der anthropogene Treibhauseffekt die Häufigkeit und Intensität tropischer Wirbelstürme in den verschiedenen Teilen der Erde beeinflusste bzw. zukünftig beeinflussen wird. Dies birgt großes Potenzial für weitere Forschung.

## A.2 TRMM

TRMM ist eine Ende November 1997 gestartete, gemeinsame Mission der NASA und der Japan Aerospace Exploration Agency (JAXA; Kummerow et al. 1998, 2000; TRMM 2009). Die Flughöhe des TRMM-Satelliten beträgt etwa 400 km und der Neigungswinkel der Umlaufbahn ist ungefähr  $35^\circ$ , was eine globale Abtastung von  $35^\circ\text{S}$  bis  $35^\circ\text{N}$  ermöglicht. Die Anzahl der Orbits pro Tag ist etwa 16, wobei eine vollständige Umrundung der Erde ungefähr 90 Minuten dauert.

### Niederschlag

Der TRMM-Satellit trägt drei Instrumente zur Ableitung der Niederschlagsrate:

- ▶ **Precipitation Radar (PR)**: Elektronisch abtastendes Niederschlagsradar, welches im Frequenzbereich von 13,8 GHz arbeitet.
- ▶ **TRMM Microwave Imager (TMI)**: Passives Mikrowellenradiometer mit neun Kanälen — 10,65 GHz H/V, 19,35 GHz H/V, 21,3 GHz H, 37,0 GHz H/V und 85,5 GHz H/V; wobei H (bzw. V) für horizontal (bzw. vertikal) polarisiert steht.
- ▶ **Visible and Infrared Scanner (VIRS)**: 5-Kanal-Radiometer für sichtbares Licht und Infrarotstrahlung bzw. für die Frequenzbänder 0,63, 1,61, 3,75, 10,8 und  $12,0\ \mu\text{m}$ .

Die Schwadbreite<sup>1</sup> und räumliche Auflösung dieser Sensoren an der Erdoberfläche ist in Abbildung A.1 zusammengefasst.

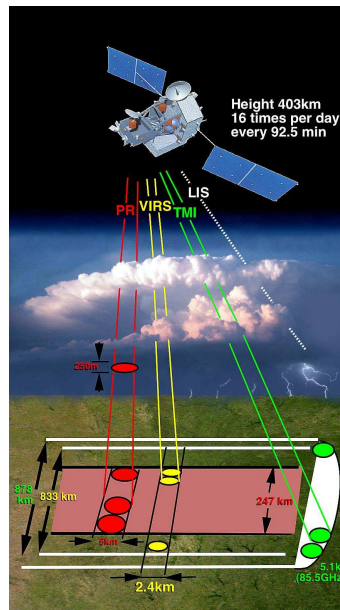
Das zeitlich und räumlich hochaufgelöste Niederschlagsdatenprodukt TRMM-3B42 (V6) basiert auf Messungen von PR und TMI, genauer auf den orbitalen Niederschlagsprodukten 2B31<sup>2</sup> und 2A12<sup>3</sup> (Huffman et al. 2007; TRMM-3B42 2009). Kombiniert werden diese Messungen mit Niederschlagsabschätzungen der Mikrowellenradiometer SSM/I an Bord des DMSP, Advanced Microwave Scanning Radiometer-Earth Observing System (AMSR-E) an Bord der NASA-Mission Aqua und Advanced Microwave Sounding Unit-B (AMSU-B) auf der Satelliten-Serie der National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA). Ein weiterer Hauptbestandteil des 3B42-Datensatzes sind Messungen von Sensoren einer Reihe geostationärer Satelliten, nämlich Geostationary Meteorological Satellite (GMS) der JMA, Geostationary Operational Environmental Satellite-E/-W (GOES-E, GOES-W) der NOAA, Meteosat-7 und Meteosat-5 der European Organisation for the Exploitation of Meteorological Satellites (EUMETSAT) und NOAA-12. Daten von Niederschlagsmessern an der Erdoberfläche bilden einen weiteren wichtigen Baustein des 3B42-Datensatzes. Im 3B42-Niederschlagsprodukt sind somit sowohl Satellitenmessungen als auch In-situ-Messungen des Niederschlags zusammengeführt. TRMM-3B42 enthält für das Gebiet von  $50^\circ\text{S}$  bis  $50^\circ\text{N}$  und den Zeitraum ab Dezember 1997 Felder ( $0,25^\circ \times 0,25^\circ$ ) der dreistündigen Niederschlagsrate (in  $\text{mm h}^{-1}$ ).

---

<sup>1</sup>engl. swath width

<sup>2</sup>Combined Rainfall Profile (PR, TMI)

<sup>3</sup>TMI Hydrometeor Profile



**Abbildung A.1:** Schwadbreite und räumliche Auflösung der einzelnen TRMM-Instrumente an der Erdoberfläche (TRMM 2009).

## Blitze

LIS ist ein optischer Sensor an Bord des TRMM-Satelliten zur Erfassung von Blitzen entlang der Satellitenumlaufbahn (Christian et al. 1999, 2000), d.h. von elektrischen Entladungen innerhalb der Wolke (Wolkenblitz) oder zwischen dem Erdboden und der Wolke (Erdblitz). LIS hat eine Schwadbreite von ungefähr 600 km und detektiert bzw. lokalisiert Blitze mit einer Auflösung von etwa 3 km (Nadir). Orte und Zeitpunkte der von TRMM-LIS erfassten Blitze sind TRMM-LIS (2007) zu entnehmen.

Blitzdetektoren sind auch für geostationäre Wettersatelliten geplant, für den GOES-Satellit der nächsten Generation und die Meteosat Third Generation-Satelliten. Als Alternative dazu gibt es bereits heute bodengestützte Netzwerke zur Blitzerfassung und -lokalisierung. Mit Hilfe von niederfrequenten oder sehr niederfrequenten<sup>4</sup> (VLF) elektromagnetischen Netzwerken können Blitze aus großer Entfernung kontinuierlich detektiert werden. Solche Netzwerke existieren auf regionaler Ebene in vielen Ländern der Erde: Beispielsweise das National Lightning Detection Network (NLDN) in den USA, das Rede Integrada Nacional de Detecção de Descargas Atmosféricas (RINDAT) in Brasilien, das Japanese Lightning Detection Network (JLDN) oder die European Cooperation for Lightning Detection (EUCLID). Seit jüngerer Zeit bestehen außerdem globale Netzwerke, wie beispielsweise das World Wide Lightning Location Network (WWLLN; Lay et al. 2007). Das WWLLN umfasst gegenwärtig weltweit etwa 40 Stationen. Jede dieser Stationen empfängt ununterbrochen VLF-Impulse, welche von Blitzentladungen im Umkreis von mehreren tausend Kilometern emittiert wurden. Allerdings werden mit dieser Methode nur ein Bruchteil der Gesamtzahl von Blitzen (Rodger et al. 2006) und in erster Linie Erdblitze detektiert. Man erhält zudem keine Information über beispielsweise die Polarität oder den Spitzenstrom des erfassten Potentialausgleichs. Globale WWLLN-Blitzdaten sind für den Zeitraum ab Januar 2004 kommerziell verfügbar (WWLLN 2009).

<sup>4</sup>engl. very low-frequency; 3–30 kHz

## A.3 Statistische Analysemethoden

### A.3.1 Hauptkomponentenanalyse — Fortsetzung

Die Datenmatrix  $[X]$  (der Ausgangsdaten  $\mathbf{x}$ ) hat die Dimension  $(n \times K)$  oder (Zeit  $\times$  Raum).  $[X']$  ist folgendermaßen definiert:

$$\underbrace{[X']}_{(n \times K)} = \underbrace{[X]}_{(n \times K)} - \frac{1}{n} \underbrace{[1]}_{(n \times n)} \underbrace{[X]}_{(n \times K)}. \quad (\text{A.1})$$

$[1]$  ist eine  $(n \times n)$ -Matrix, deren Elemente alle gleich eins sind.

Bei Ausgangsdaten auf einem einheitlichen Breite-Länge-Gitter würde eine Hauptkomponentenanalyse aufgrund der Meridiankonvergenz die Merkmale in hohen (bzw. niedrigen) Breiten betonen (bzw. untertreiben). Eine Möglichkeit, diesen Effekt zu verhindern, besteht darin, die Ausgangsdaten mit  $\sqrt{\cos \varphi}$  zu multiplizieren, wobei  $\varphi$  für die geographische Breite des jeweiligen Gitterpunkts steht.

Die PCA kann sowohl anhand der Kovarianzmatrix  $[S]$  als auch mit der Korrelationsmatrix  $[R]$  durchgeführt werden.  $[S]$  ist eine symmetrische  $(K \times K)$ -Matrix. Sie ist das Produkt aus der Datenmatrix  $[X']$  und ihrer Transponierten dividiert durch den Faktor  $(n - 1)$ :

$$\underbrace{[S]}_{(K \times K)} = \frac{1}{n - 1} \underbrace{[X']^T}_{(K \times n)} \underbrace{[X']}_{(n \times K)}. \quad (\text{A.2})$$

Die  $(K \times K)$ -Korrelationsmatrix lässt sich mit der Kovarianzmatrix berechnen:

$$\underbrace{[R]}_{(K \times K)} = \underbrace{[D]^{-1}}_{(K \times K)} \underbrace{[S]}_{(K \times K)} \underbrace{[D]^{-1}}_{(K \times K)} \quad (\text{A.3})$$

bzw.

$$\underbrace{[R]}_{(K \times K)} = \frac{1}{n - 1} \underbrace{[D]^{-1}}_{(K \times K)} \underbrace{[X']^T}_{(K \times n)} \underbrace{[X']}_{(n \times K)} \underbrace{[D]^{-1}}_{(K \times K)}. \quad (\text{A.4})$$

$[D]$  ist eine  $(K \times K)$ -Diagonalmatrix, auf deren Diagonale die Standardabweichungen der  $K$  Variablen angeordnet sind. Das heißt, bis auf die Hauptdiagonale, deren Elemente die Wurzeln der entsprechenden Elemente von  $[S]$  sind, besteht  $[D]$  ausschließlich aus Nullen ( $d_{k,k} = \sqrt{s_{k,k}}$ ;  $k=1, \dots, K$ ).  $[D]^{-1}$  ist die Inverse von  $[D]$ . Da  $[D]$  diagonal ist, ist  $[D]^{-1}$  ebenfalls eine Diagonalmatrix, deren Diagonalelemente die Kehrwerte der Diagonalelemente von  $[D]$  sind.

Es ist möglich, mit einer Singulärwertzerlegung die Eigenwerte ( $\lambda_k$ ;  $k=1, \dots, K$ ) und Eigenvektoren ( $\mathbf{e}_k$ ;  $k=1, \dots, K$ ) symmetrischer Matrizen zu bestimmen, wie beispielsweise von  $[S]$ . Die Singulärwertzerlegung einer beliebigen rechteckigen  $(n \times K)$ -Matrix  $[M]$  ist folgendermaßen definiert:

$$\underbrace{[M]}_{(n \times K)} = \underbrace{[A]}_{(n \times K)} \underbrace{[\Omega]}_{(K \times K)} \underbrace{[B]^T}_{(K \times K)}, \quad n \geq K. \quad (\text{A.5})$$

Die  $K$  Spalten von  $[A]$  (bzw.  $[B]$ ) werden als linke (bzw. rechte) Singulärvektoren ( $\mathbf{a}_k$  bzw.  $\mathbf{b}_k$ ;  $k=1, \dots, K$ ) bezeichnet. Außerdem gilt:  $[A]^T [A] = [B]^T [B] = [B] [B]^T = [I]$ , wobei  $[I]$  die

$(K \times K)$ -Einheitsmatrix ist. Die Matrix  $[\Omega]$  ist diagonal, und ihre nichtnegativen Elemente sind die so genannten Singulärwerte  $(\omega_k; k=1, \dots, K)$  von  $[M]$ . Wenn  $[M]$  quadratisch und symmetrisch ist, wie im Fall von  $[S]$ , vereinfacht sich Gleichung A.5 zu Gleichung A.6, mit  $[A]=[B]=[E]$  und  $[\Omega]=[\Lambda]$ :

$$\underbrace{[M]}_{(K \times K)} = \underbrace{[E]}_{(K \times K)} \underbrace{[\Lambda]}_{(K \times K)} \underbrace{[E]^T}_{(K \times K)}. \quad (\text{A.6})$$

$[\Lambda]$  ist eine  $(K \times K)$ -Diagonalmatrix, auf deren Hauptdiagonale die  $K$  Eigenwerte von  $[M]$  angeordnet sind. Alle restlichen Elemente von  $[\Lambda]$  sind gleich Null. Die  $K$  Eigenvektoren der Matrix  $[M]$  bilden die Spalten der  $(K \times K)$ -Matrix  $[E]$ .  $[E]$  ist orthogonal, wobei gilt:  $[E]^T=[E]^{-1}$  und  $[E][E]^T=[E]^T[E]=[I]$ . Die  $K$  Eigenwert-Eigenvektor-Paare enthalten die gleiche Information wie die symmetrische Matrix  $[M]$ , aus welcher sie errechnet wurden. Diese Eigenwert-Eigenvektor-Paare können als Transformation von  $[M]$  angesehen werden (Spektral- bzw. Jordanzerlegung). Die Eigenwerte und Eigenvektoren der Kovarianzmatrix werden üblicherweise mit einer Singulärwertzerlegung der Matrix  $(n-1)^{-1}[X']$  ermittelt. Die Eigenwerte von  $[S]$  sind die Quadrate der Singulärwerte von  $(n-1)^{-1}[X']$ , d.h.  $\lambda_k=\omega_k^2$ . Die Eigenvektoren der Kovarianzmatrix sind die rechten Singulärvektoren von  $(n-1)^{-1}[X']$ , d.h.  $[E]=[B]$  oder  $\mathbf{e}_k=\mathbf{b}_k$ . Die Transponierte von  $[E]$  geht dann in die EOF-Analysegleichung 3.8 ein, und die Hauptkomponenten  $u_m$  lassen sich bestimmen.

Die Korrelationsmatrix der Hauptkomponenten  $[R_u]$  ist die Einheitsmatrix  $[I]$ . Die Kovarianzen zwischen Paaren der  $u_m$  sind alle gleich Null, so dass die entsprechende Kovarianzmatrix diagonal ist. Die Kovarianzmatrix der PC  $[S_u]$  erhält man durch die Diagonalisierung von  $[S_{x'}]$ , und dies ist wiederum die Diagonalmatrix  $[\Lambda]$  der Eigenwerte von  $[S]$ :

$$[S_u] = \text{Var}([E]^T \mathbf{x}') = [E]^T [S_{x'}] [E] = [E]^{-1} [S_{x'}] [E] = [\Lambda]. \quad (\text{A.7})$$

Daraus folgt, dass die Varianz der  $m^{\text{ten}}$  Hauptkomponente  $u_m$  der  $m^{\text{te}}$  Eigenwert  $\lambda_m$  ist. Jede Hauptkomponente erklärt einen Teil der Gesamtvarianz der Ausgangsdaten  $\mathbf{x}'$ , wobei das Bestimmtheitsmaß der  $m^{\text{ten}}$  Hauptkomponente  $R_m^2$  folgendermaßen definiert ist:

$$R_m^2 = \frac{\lambda_m}{\sum_{k=1}^K \lambda_k} \cdot 100 \% = \frac{\lambda_m}{\sum_{k=1}^K s_{k,k}} \cdot 100 \%. \quad (\text{A.8})$$

Das heißt, die Summe der Varianzen von  $\mathbf{x}'$  ist gleich der Summe der Varianzen der PC.

### A.3.2 Wavelet-Analyse — Statistische Signifikanz

Um die statistische Signifikanz von Wavelet-Leistungen in lokalen und globalen Wavelet-Spektren bestimmen zu können, muss zunächst ein geeignetes Hintergrundspektrum gewählt werden (Torrence und Compo 1998). Es wird vorausgesetzt, dass verschiedene Realisierungen eines (geophysikalischen) Prozesses zufällig um dieses mittlere bzw. erwartete Hintergrundspektrum verteilt sind. Als geeignetes Hintergrundspektrum wird oft entweder das Spektrum für „weißes Rauschen“ (konstante Amplitude, unabhängig von der Frequenz) oder für „rotes Rauschen“ (zunehmende Amplitude mit abnehmender Frequenz) gewählt. Durch Wahl einer geeigneten Lag-1-Autokorrelation  $\alpha$  kann ein Spektrum für rotes Rauschen folgendermaßen erzeugt werden:

$$P_k = \frac{1 - \alpha^2}{1 + \alpha^2 - 2\alpha \cos(2\pi k/N)}, \quad (\text{A.9})$$



wobei der Frequenz-Index  $k$  von 0 bis  $N/2$  variiert. Für  $\alpha=0$  erhält man ein Spektrum für weißes Rauschen.

Wenn ein Maximalwert im lokalen bzw. globalen Wavelet-Spektrum der untersuchten Zeitreihe statistisch signifikant über dem vorgegebenen Hintergrundspektrum liegt, dann wird dieses Merkmal (mit einer bestimmten Irrtumswahrscheinlichkeit) als wahr angesehen.

### Lokales Wavelet-Spektrum

Wenn  $x_n$  eine normalverteilte Zufallsgröße ist, dann sind sowohl der Real- als auch Imaginärteil von  $\hat{x}_k$  (Gleichung 3.11) normalverteilt (Chatfield 1989). Da das Quadrat einer normalverteilten Variable Chi-Quadrat-verteilt ist mit einem Freiheitsgrad, ist  $|\hat{x}_k|^2$  Chi-Quadrat-verteilt mit zwei Freiheitsgraden (nachfolgend als  $\chi_2^2$  bezeichnet; Jenkins und Watts 1968). Die Verteilung des lokalen Wavelet-Spektrums ist äquivalent dazu ebenfalls Chi-Quadrat-verteilt mit zwei Freiheitsgraden:  $|W_n(s)|^2$  (normalisiert mit der Varianz  $\sigma^2$ ) hat die Verteilung  $P_{k\chi_2^2/2}$  (Torrence und Compo 1998). In dieser Arbeit wird das globale Wavelet-Spektrum als Hintergrundspektrum gewählt, um die statistische Signifikanz von Merkmalen im zugehörigen lokalen Wavelet-Spektrum zu testen (analog zu Kestin et al. 1998) — und nicht etwa ein Spektrum für rotes Rauschen (Gleichung A.9).

Um das 95%-Konfidenzniveau (Signifikanzniveau von 5 %) für die einzelnen Wavelet-Skalen zu erhalten, multipliziert man das entsprechende Hintergrundspektrum (hier das globale Wavelet-Spektrum) mit dem 95<sup>ten</sup> Perzentilwert für  $\chi_2^2$  und dividiert das Ergebnis durch zwei (d.h. durch die Anzahl der Freiheitsgrade). Leistungen im lokalen Wavelet-Spektrum größer als das zugehörige 95%-Konfidenzniveau sind in dieser Arbeit statistisch signifikant.

### Globales Wavelet-Spektrum

Zur Bestimmung der statistischen Signifikanz von Maximalwerten im globalen Wavelet-Spektrum wird ein so genannter Zeit-Mittel-Test angewandt (Torrence und Compo 1998). Das zeitlich gemittelte lokale Wavelet-Spektrum über eine bestimmte Periode ist (analog zu Gleichung 3.15) definiert als:

$$\bar{W}_n^2(s) = \frac{1}{n_a} \sum_{n=n_1}^{n_2} |W_n(s)|^2. \quad (\text{A.10})$$

Der neue Index  $n$  wird willkürlich dem Mittelwert von  $n_1$  und  $n_2$  zugeordnet.  $n_a$  ist die Anzahl von Punkten über welche zeitlich gemittelt wird:  $n_a = n_2 - n_1 + 1$ . Durch das Glätten des Wavelet-Spektrums mit Gleichung A.10, nimmt einerseits die Anzahl von Freiheitsgraden an jedem Punkt zu, und andererseits kann die statistische Signifikanz von Maximalwerten der Wavelet-Leistung erhöht werden.

Das 95%-Konfidenzniveau als Funktion der Wavelet-Skala wird folgendermaßen berechnet: Das Hintergrundspektrum für weißes Rauschen wird mit dem 95<sup>ten</sup> Perzentilwert der Verteilung  $\chi_\nu^2$  multipliziert und durch  $\nu$  dividiert.  $\chi_\nu^2$  steht für eine Chi-Quadrat-Verteilung mit  $\nu$  Freiheitsgraden, wobei  $\nu$  folgendermaßen definiert ist:

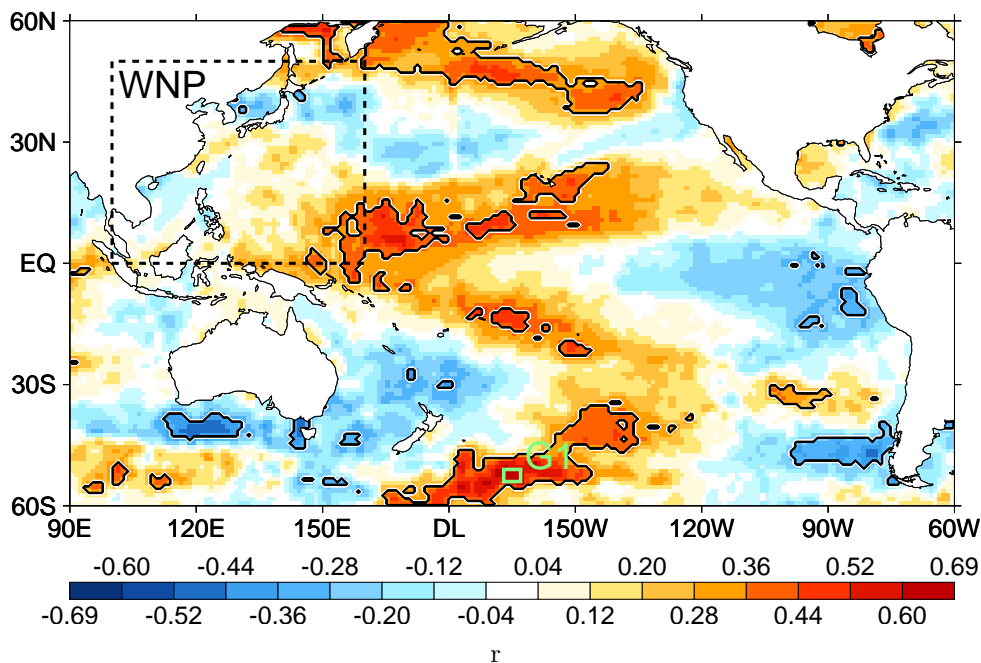
$$\nu = 2\sqrt{1 + \left(\frac{n_a \delta t}{\gamma s}\right)^2}. \quad (\text{A.11})$$

$\gamma$  ist ein Dekorrelationsfaktor, welcher für eine Morlet–Wavelet–Funktion (mit  $\omega_0=6$ ) gleich 2,32 ist. Aus Gleichung A.11 geht hervor, dass  $\nu$  proportional zu  $n_a$  bzw. zu  $s^{-1}$  ist. Wenn die in das Mittel eingehenden Punkte im Bereich des COI liegen, wird  $n_a$  verringert, um die verringerte Amplitude (und Information) in diesem Bereich auszudrücken. Leistungen im globalen Wavelet–Spektrum größer als das entsprechende 95–%–Konfidenzniveau werden als statistisch signifikant bezeichnet.

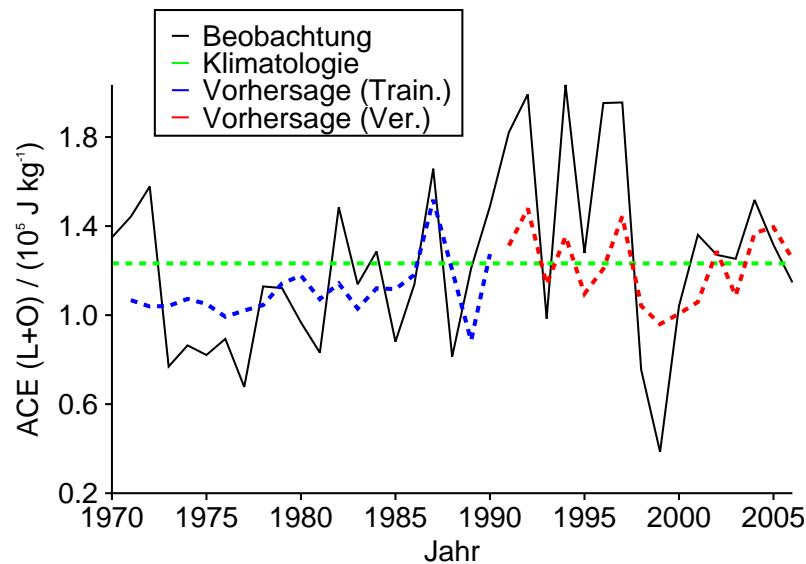
## A.4 Saisonale Vorhersage der beckenweiten nordwestpazifischen ACE

Die Zeitreihe des ACE-Index für den gesamten nordwestpazifischen Raum, JASON und die Zeitspanne von 1970 bis 2006 ist ähnlich wie die ACE für Landgebiete des WNP (Abschnitt 7.2) nur schwach autokorreliert: Die Lag-1-Autokorrelation ist 0,26. Verwendet man den beckenweiten nordwestpazifischen ACE-Index der vergangenen Saison (JASON; nachfolgend als  $\hat{x}_P$  bezeichnet) als Prädiktor in Gleichung 7.1, um die ACE der Folgesaison (JASON) zu prognostizieren, erzielt man eine gegenüber der Klimatologie deutlich verschlechterte Vorhersage. Für den Verifikationszeitraum ist  $SS_{klim}$  gleich -0,14 und der Korrelationskoeffizient zwischen Vorhersage und Beobachtung beträgt 19 % und ist statistisch nicht signifikant. Der ACE-Index für WNP und die vergangene Saison ist demzufolge nicht dafür geeignet die ACE der Folgesaison vorherzusagen.

In Abbildung A.2 ist, analog zu Abbildung 7.1, für den Zeitraum von 1970 bis 2006 eine Karte der Korrelationen zwischen der mittleren anomalen HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) an jedem  $1^\circ \times 1^\circ$ -Gitterpunkt des pazifischen Beckens und der mittleren anomalen ACE für WNP und die Folgesaison (JASON) dargestellt. Das Gebiet mit den größten ( $|r| \geq 0,6$ ) und statistisch signifikanten Korrelationen wird nachfolgend als **G1** ( $51^\circ\text{S}$ – $54^\circ\text{S}$ ,  $167^\circ\text{W}$ – $163^\circ\text{W}$ ) bezeichnet. Mittlere Werte der anomalen SST wurden für dieses Gebiet und JASON bestimmt (im Folgenden als  $\hat{x}_{G1}$  bezeichnet), mit Gleichung 7.2 normalisiert und anschließend als Ausgangsgröße in Gleichung 7.1 verwendet. Folgende Koeffizienten lassen sich ableiten:  $\mathbf{b}_0 = 88508,8 \text{ J kg}^{-1}$  und  $\mathbf{b}_1 = 63314,2 \text{ J kg}^{-1}$ .



**Abbildung A.2:** Korrelationen zwischen der mittleren anomalen HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) an jedem  $1^\circ \times 1^\circ$ -Gitterpunkt des Raums  $60^\circ\text{S}$ – $60^\circ\text{N}$ ,  $90^\circ\text{E}$ – $60^\circ\text{W}$  und der mittleren anomalen ACE für WNP und die Folgesaison (JASON), 1970–2006. Gebiete mit statistisch signifikanten Korrelationen sind mit Konturlinien umschlossen. Das Untersuchungsgebiet WNP und der Raum G1 sind jeweils durch ein Rechteck gekennzeichnet.

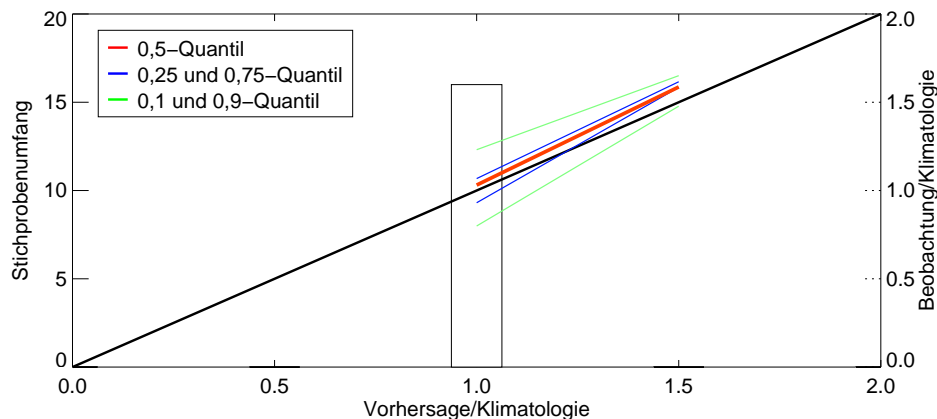


**Abbildung A.3:** Vorhersage der ACE für WNP und die Folgesaison (JASON) am Ende der vergangenen Saison mit  $\hat{x}_{G1}$  als Prädiktor, 1970–2006. Beobachtung in schwarz, Klimatologie in grün, Vorhersage für den Trainingszeitraum in blau und für den Verifikationszeitraum in rot.

Mit  $\hat{x}_{G1}$  als Prädiktor ist die Vorhersageleistung gegenüber der klimatologischen Vorhersage deutlich gesteigert: Für den Verifikationszeitraum ergibt sich ein  $SS_{\text{klim}}$  von 0,36 und ein Korrelationskoeffizient zwischen Vorhersage und Beobachtung von 77 %, welcher statistisch hochsignifikant ist (Abbildung A.3).

Abbildung A.4 zeigt, dass die Verzerrung der Vorhersage im Verifikationszeitraum gering ist. Die Schärfe ist gering, da die Vorhersagen nur selten und meist wenig vom klimatologischen Mittel abweichen. Die Verlässlichkeit ist gut, wobei schärfere Vorhersagen zu einer Annäherung an die perfekte Vorhersage führen würden. Die Steigung des Median-Trends ist annähernd bzw. größer eins, demzufolge ist die Auflösung gut.

Die mit einem CRM abgeleitete Vorhersageleistung der Prädiktoren  $\hat{x}_P$  und  $\hat{x}_{G1}$  ist in Tabelle A.1 zusammengefasst, wobei die Zeitspanne von 1970 bis 2006 den Untersuchungszeitraum bildet. Für  $\hat{x}_P$  ist der Regressionskoeffizient  $\beta$  annähernd Null und demzufolge



**Abbildung A.4:** CQP für die in Abbildung A.3 gezeigte Vorhersage der ACE und die Verifikationszeitspanne.

**Tabelle A.1:** Vorhersage des ACE-Index für WNP und die Folgesaison (JASON) am Ende der vergangenen Saison. Aufgelistet sind die Ausgabegrößen eines CRM (analog zu Tabelle 7.1) zur Beurteilung der Vorhersageleistung der Prädiktoren  $\hat{x}_P$  und  $\hat{x}_{G1}$ , 1970–2006.

Kovariate	$\beta$	$e^\beta$	$SE(\beta)$	$z$	$r^2$	$p$
$\hat{x}_P$	$-6,91 \cdot 10^{-6}$	1,00	$4,90 \cdot 10^{-6}$	-1,41	0,05	0,15
$\hat{x}_{G1}$	-4,37	0,01	1,14	-3,83	0,37	$4,21 \cdot 10^{-5}$

$e^\beta$  annähernd eins. Dies bedeutet, dass sich die Überschreitungswahrscheinlichkeit nicht in Abhängigkeit von der betreffenden Einflussvariable  $\hat{x}_P$  ändert. Für  $\hat{x}_{G1}$  ist  $\beta$  negativ, d.h. wenn sich die Variable  $\hat{x}_{G1}$  erhöht (bzw. erniedrigt), hat dies eine Zunahme (bzw. Abnahme) der Überschreitungswahrscheinlichkeit zur Folge. Die Kovariate  $\hat{x}_{G1}$  hat zudem einen statistisch hochsignifikanten Regressionskoeffizienten  $\beta$ . Für  $\hat{x}_{G1}$  ist  $\beta$  etwa vier mal so groß wie der geschätzte Standardfehler des Koeffizienten. Der Bestimmtheitskoeffizient für  $\hat{x}_{G1}$  beträgt 0,37.

Mit dem in dieser Arbeit verwendeten Ansatz ist also nicht nur eine gegenüber der Klimatologie bzw. Persistenz-Vorhersage verbesserte Abschätzung der saisonalen ACE über Landgebieten des WNP möglich (Abschnitt 7.2), sondern auch der saisonalen ACE im gesamten nordwestpazifischen Raum.



# Abkürzungsverzeichnis

Im Folgenden werden die in dieser Arbeit verwendeten Abkürzungen in alphabetischer Reihenfolge genannt.

<b>Abkürzung</b>	<b>Bedeutung</b>
ACE	Accumulated cyclone energy
AMIP	Atmospheric Model Intercomparison Project
AMO	Atlantic Multidecadal Oscillation
AMSRE	Advanced Microwave Scanning Radiometer–Earth Observing System
AMSU–B	Advanced Microwave Sounding Unit–B
AOGCM	Atmosphere–ocean coupled general circulation model
AR4	Fourth Assessment Report
AUS	Australischer Raum (0°–50°S, 100°E–180°E)
BOM	Bureau of Meteorology
CGCM	Coupled general circulation model
CMA	China Meteorological Administration
COI	Cone of influence
CPC	Climate Prediction Center
CQP	Conditional quantile plot
CRF	Calibration–refinement factorization
CRM	Cox proportional–hazards regression model
CWB	Central Weather Bureau
DMSF	Defense Meteorological Satellite Program
ECMWF	European Centre for Medium–Range Weather Forecasts
ENACT	Enhanced Ocean Data Assimilation and Climate Prediction
ENSEMBLES	Ensemble–based Predictions of Climate Changes and their Impacts
ENSO	El Niño/Southern Oscillation
EOF	Empirical orthogonal function
ERA	European Centre for Medium–Range Weather Forecasts Re–analysis
EUCLID	European Cooperation for Lightning Detection
EUMETSAT	European Organisation for the Exploitation of Meteorological Satellites
EUROSIP	European Seasonal to Interannual Prediction
GCM	General circulation model
GMS	Geostationary Meteorological Satellite
GOES	Geostationary Operational Environmental Satellite
GTS	Global Telecommunication System
HadGEM1	Hadley Centre Global Environmental Model–Version 1
HadISST–1.1	Hadley Centre Sea Ice and Sea Surface Temperature Data Set–Version 1.1
HKO	Hong Kong Observatory
IMD	India Meteorological Department
IOD	Indian Ocean Dipole
IPCC	Intergovernmental Panel on Climate Change
IRI	International Research Institute for Climate and Society
JASON	Juli–August–September–Oktober
JAXA	Japan Aerospace Exploration Agency

Fortsetzung auf nächster Seite

<b>Abkürzung</b>	<b>Bedeutung</b>
JLDN	Japanese Lightning Detection Network
JMA	Japan Meteorological Agency
JTWC	Joint Typhoon Warning Center
LAR	Laboratory for Atmospheric Research
LIS	Lightning Imaging Sensor
Meteosat	Meteorological Satellite
MJO	Madden–Julian Oscillation
MODIS	Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer
NASA	National Aeronautics and Space Administration
NCAR	National Center for Atmospheric Research
NI	Nordindischer Raum (0°–50°N, 40°E–100°E)
NLDN	National Lightning Detection Network
NOAA	National Oceanic and Atmospheric Administration
ORA–S3	Ocean Re–Analysis System 3
PAGASA	Philippine Atmospheric, Geophysical and Astronomical Services Administration
PC, PCA	Principal component (analysis)
PCMDI	Program for Climate Model Diagnosis and Intercomparison
PDI	Power dissipation index
PDO	Pacific Decadal Oscillation
PR	Precipitation Radar
QBO	Quasi–Biennial Oscillation
RINDAT	Rede Integrada Nacional de Detecção de Descargas Atmosféricas
RSMC	Regional Specialized Meteorological Center
SRES	Special Report on Emissions Scenarios
SSM/I	Special Sensor Microwave/Imager
SST	Sea surface temperature
STI	Shanghai Typhoon Institute
TC	Tropical cyclone
TMI	Tropical Rainfall Measuring Mission Microwave Imager
TRMM	Tropical Rainfall Measuring Mission
TS	Tropical storm
TSR	Tropical Storm Risk
UK	United Kingdom
US, USA	United States (of America)
USD	US–Dollar
VIRS	Visible and Infrared Scanner
VLF	Very low–frequency
WNP	Nordwestpazifischer Raum (0°–50°N, 100°E–160°E)
WWLLN	World Wide Lightning Location Network



# Symbolverzeichnis

Die in dieser Arbeit verwendeten Symbole sind nachfolgend abschnittsweise nach ihrer Nennung im Text zusammengefasst.

Symbol	Bedeutung	Abschnitt
$v_{max}$	Maximale Windgeschwindigkeit	1.1
MSE	Moist static energy (J/kg)	2.2.2 ↓
$c_p$	Spezifische Wärmekapazität von trockener Luft bei konstantem Druck; $c_p=1005,7 \pm 2,5 \text{ J kg}^{-1} \text{ K}^{-1}$	
T	Lufttemperatur (K)	
g	Schwerebeschleunigung ( $\text{m s}^{-2}$ )	
$\varphi$	Geographische Breite	
z	Höhe über Grund (m)	
$Z_g$	Geopotentielle Höhe (m)	
$L_v$	Latente Verdunstungswärme; $L_v \approx 2,5 \cdot 10^6 \text{ J kg}^{-1}$	
q	Spezifische Feuchte	
$\kappa$	Flächenkorrekturfaktor	3.3.1 ↓
$r_E$	Erdradius; $r_E \approx 6368 \text{ km}$	
$\varphi, \lambda$	Geographische Breite und Länge	
$P_1$	Startpunkt im sphärischen Dreieck	
$P_2$	Zielpunkt im sphärischen Dreieck	
$P_n$	Bezugspunkt im sphärischen Dreieck (Nordpol)	
P	Wegpunkt auf dem Großkreisbogen	
a, b	Meridianbögen	
c	Großkreisbogen (Orthodrome)	
$\alpha_{1,2}$	Startwinkel im sphärischen Dreieck	
$\alpha'_{1,2}$	Ankunftswinkel im sphärischen Dreieck	
$\gamma$	Winkel im sphärischen Dreieck	
$\pi$	Kreiszahl; $\pi \approx 3,14$	
$\theta_{300}$	Mittlere potenzielle Temperatur der obersten Ozeanschicht (bis zu einer Wassertiefe von 300 m)	3.4.3
n	Zeitindex	3.6.1, A.3.1 ↓
t	Expliziter Zeitindex (zwischen 1 und n)	
K	Raumindex	
$\mathbf{x}$	Eindimensionaler Vektor; $\mathbf{x} = [x_1, x_2, \dots, x_K]$	
$\bar{\mathbf{x}}$	Mittelwert des Vektors $\mathbf{x}$	
$\mathbf{x}'$	Anomalie des Vektors $\mathbf{x}$ ; $\mathbf{x}' = \mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}}$	
[X]	Datenmatrix ( $n \times K$ )	
[1]	$(n \times n)$ -Matrix mit allen Elementen gleich eins	
[X']	Anomale Datenmatrix ( $n \times K$ ); $[X'] = [X] - 1/n [1] [X]$	
[S]	Kovarianzmatrix ( $K \times K$ )	
$s_{k,k}$	Diagonalelemente von [S], $k=1, \dots, K$	
[R]	Korrelationsmatrix ( $K \times K$ )	
[D]	Diagonalmatrix ( $K \times K$ )	
$d_{k,k}$	Diagonalelemente von [D], $k=1, \dots, K$	

Fortsetzung auf nächster Seite

Symbol	Bedeutung	Abschnitt
$[D]^{-1}$	Inverse der $(K \times K)$ -Diagonalmatrix $[D]$	
$[M]$	Beliebige $(n \times K)$ -Matrix; $[M] = [A] [\Omega] [B]^T$	
$[A]$	$(n \times K)$ -Matrix, wobei die $K$ Spalten von $[A]$ als linke Singulärvektoren bezeichnet werden	
$\mathbf{a}_k$	Linker Singulärvektor, $k=1, \dots, K$	
$[\Omega]$	$(K \times K)$ -Diagonalmatrix deren nichtnegative Elemente die Singulärwerte der $(n \times K)$ -Matrix $[M]$ darstellen	
$\omega_k$	Singulärwert, $k=1, \dots, K$	
$[B]^T$	Transponierte der $(K \times K)$ -Matrix $[B]$ , wobei die $K$ Spalten von $[B]$ die rechten Singulärvektoren bilden	
$\mathbf{b}_k$	Rechter Singulärvektor, $k=1, \dots, K$	
$[\Lambda]$	$(K \times K)$ -Diagonalmatrix auf deren Diagonale die $K$ Eigenwerte der $(K \times K)$ -Matrix $[M]$ angeordnet sind, wobei $[M] = [E] [\Lambda] [E]^T$	
$\lambda_k, \lambda_m$	Eigenwert, $k=1, \dots, K$ bzw. $m=1, \dots, M$	
$[E]$	$(K \times K)$ -Matrix deren Spalten die $K$ Eigenvektoren der $(K \times K)$ -Matrix $[M]$ bilden	
$[E]^{-1}$	Inverse von $[E]$	
$[E]^T$	Transponierte von $[E]$	
$[I]$	Einheitsmatrix	
$\mathbf{e}_k$	Eigenvektor, $k=1, \dots, K$	
$e_{km}$	Eigenvektorelement, $k=1, \dots, K$ und $m=1, \dots, M$	
$\mathbf{u}(t)$	Hauptkomponenten in Abhängigkeit von der Zeit $t$	
$u_m$	$m^{\text{te}}$ Hauptkomponente, $m=1, \dots, M$	
$[R_u]$	Korrelationsmatrix der Hauptkomponenten	
$[S_u]$	Kovarianzmatrix der Hauptkomponenten	
Var	Varianz	
$R_m^2$	Bestimmtheitsmaß der $m^{\text{ten}}$ Hauptkomponente, $m=1, \dots, M$	
$\Psi_0$	Wavelet-Funktion	3.6.2, A.3.2 ↓
$\eta$	Zeitparameter	
$i$	Imaginäre Einheit; $i^2=-1$	
$\omega_0$	Anzahl von Oszillationen im Wavelet	
$x_n$	Diskrete Zeitreihe der Länge $N$	
$N$	Länge der Zeitreihe	
$W_n(s)$	Kontinuierliche Wavelet-Transformation einer Zeitreihe als Funktion der Wavelet-Skala	
$s$	Wavelet-Skala	
$n$	Lokalisierter Zeitindex	
$\Psi$	Skalierte und umgewandelte Version von $\Psi_0(\eta)$	
$\delta t$	Länge des Zeitschritts	
$(*)$	Komplex konjugiert	
$\hat{x}_k$	Diskrete Fourier-Transformation der Reihe $x_n$ , $k=0, \dots, N-1$	
$k$	Frequenz-Index	
$\hat{\Psi}$	Fourier-transformiertes $\Psi$	
$\omega_k$	Winkelfrequenz	
$s_0$	Kleinste auflösbare Skala	

Symbol	Bedeutung	Abschnitt
J	Größte Skala	
$\delta j$	Skalenschrittweite	
$\lambda_F$	Fourier-Periode	
$\tau_s$	e-Responsezeit	
$\bar{W}^2(s)$	Globales Wavelet-Spektrum abhängig von der Wavelet-Skala	
$x'_n$	Wavelet-gefilterte Zeitreihe der Länge N	
$C_\delta$	Rekonstruktionsfaktor	
$\Re$	Realteil	
$P_k$	Hintergrundspektrum, $k=0, \dots, N/2$	
$\alpha$	Lag-1-Autokorrelation	
$\chi_2^2$	Chi-Quadrat-Verteilung mit zwei Freiheitsgraden	
$\bar{W}_n^2(s)$	Zeitlich gemittelt Wavelet-Spektrum über einen bestimmten Zeitraum als Funktion der Wavelet-Skala	
$n_a$	Anzahl von Punkten über welche zeitlich gemittelt wird; $n_a = n_2 - n_1 + 1$	
$\chi_2^\nu$	Chi-Quadrat-Verteilung mit $\nu$ Freiheitsgraden	
$\nu$	Anzahl der Freiheitsgrade	
$\gamma$	Dekorrelationsfaktor	
$h(t   X)$	Hazardrate zum Zeitpunkt t in Abhängigkeit von X	3.6.3, 7.1.2 ↓
t	Zeit-Schwellwert	
X	Einflussvariable (Kovariate)	
$h_0(t)$	Basis-Hazardwert	
$\beta$	Regressionskoeffizient von X	
$\alpha$	$\alpha = \exp(\beta)$	
$PEF(y   X)$	Überschreitungswahrscheinlichkeitsfunktion des Hazards y als Funktion von X	
y	Schwellwert einer beliebigen Gefährdung	
$PEF_0(y)$	Basis-PEF	
SE	Standardfehler	
z	$z = \beta/SE(\beta)$	
$r^2$	Bestimmtheitskoeffizient ( $0 \leq r^2 \leq 1$ )	
p	Irrtumswahrscheinlichkeit für irrtümliches Verwerfen einer eigentlich richtigen Nullhypothese	
$H_0$	Nullhypothese	3.7 ↓
$n_1, n_2$	Anzahl der Elemente von Stichprobe eins bzw. zwei	
n	Anzahl der Elemente der zusammengefassten Verteilung; $n = n_1 + n_2$	
$U_1, U_2$	Testgröße für Stichprobe eins bzw. zwei	
U	$U = \min(U_1, U_2)$	
$U_{krit.}$	Kritische Testgröße	
$\alpha_S$	Signifikanzniveau	
$x_1, x_2$	Zeitreihe eins bzw. zwei	
r	Linearer Korrelationskoeffizient (nach Pearson; $0 \leq r \leq 1$ )	
Z	Fisher-Z-Testgröße	
N	Anzahl der Surrogate	

Fortsetzung auf nächster Seite

Symbol	Bedeutung	Abschnitt
$\mu, \sigma$	Mittelwert bzw. Standardabweichung der Verteilung der N Testgrößen Z	
$\zeta$	$\zeta = (Z - \mu) / \sigma$	
y	Zielgröße (abhängige Variable)	7.1.1 ↓
x	Ausgangsgröße (unabhängige Variable, Prädiktor)	
b	Regressionskoeffizient	
$\epsilon$	Zufälliger Fehler	
$x'$	Normalisierte Ausgangsgröße	
min, max	Minimum, Maximum	
$SS_{\text{klim}}$	Skill Score bezüglich der klimatologischen Vorhersage	7.1.2 ↓
n	Stichprobenumfang	
o	Beobachtung	
$\bar{o}$	Klimatologische Vorhersage	
MQA	Mittlere quadratische Abweichung	
$MQA_{\text{klim}}$	Mittlere quadratische Abweichung der klimatologischen Vorhersage	
$p(y_i, o_j)$	Gemeinsame Verteilung der Vorhersagen (y) und Beobachtungen (o), i=1, ..., I bzw. j=1, ..., J	
$p(o_j   y_i)$	Bedingte Wahrscheinlichkeit der Beobachtungen für jede der verschiedenen Vorhersagen	
$p(y_i)$	Unbedingte Häufigkeitsverteilung der Vorhersagen	
$x_P$	Mittlerer ACE-Index der vergangenen Saison (JASON) für Landgebiete des WNP, wobei P für Persistenz steht	7.2 ↓
$x_{L1}$	Mittlere anomale HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) im Raum 56°N–59°N, 138°E–147°E (L1)	
$x_{L2}$	Mittlere anomale HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) im Raum 15°N–18°N, 166°E–172°E (L2)	
$\hat{x}_P$	Mittlere ACE der vergangenen Saison (JASON) im WNP	A.4 ↓
$\hat{x}_{G1}$	Mittlere anomale HadISST-1.1-SST der vergangenen Saison (JASON) im Raum 51°S–54°S, 167°W–163°W (G1)	

# Literatur

- AchutaRao, K., und K. R. Sperber, 2002: Simulation of the El Niño Southern Oscillation: Results from the Coupled Model Intercomparison Project. *Climate Dynamics*, **19**, 191–209.
- AchutaRao, K., und K. R. Sperber, 2006: ENSO simulation in coupled ocean–atmosphere models: Are the current models better? *Climate Dynamics*, **27**, 1–15.
- An, S.–I., und B. Wang, 2000: Interdecadal change of the structure of the ENSO mode and its impact on the ENSO frequency. *Journal of Climate*, **13**, 2044–2055.
- Atkinson, G., 1977: Proposed system for near real time monitoring of global tropical circulation and weather patterns. In: *11th Technical Conference on Hurricanes and Tropical Meteorology, Miami Beach, December 13–16, 1977*.
- Australian BOM, 2009: Tropical cyclones in western Australia – Climatology. Website. <http://www.bom.gov.au/weather/wa/cyclone/about/climatology.shtml>, aufgerufen im Oktober 2009.
- Balmaseda, M. A., A. Vidard, und D. L. T. Anderson, 2007: *The ECMWF System 3 ocean analysis system*. ECMWF Technical Memorandum, No. 508.
- Balmaseda, M. A., A. Vidard, und D. L. T. Anderson, 2008: The ECMWF ocean analysis system: ORA–S3. *Monthly Weather Review*, **136**, 3018–3034.
- Barnett, T. P., D. W. Pierce, M. Latif, D. Dommenges, und R. Saravanan, 1999: Interdecadal interactions between the tropics and midlatitudes in the Pacific basin. *Geophysical Research Letters*, **26**, 615–618.
- Barnston, A. G., M. Chelliah, und S. B. Goldenberg, 1997: Documentation of a highly ENSO–related SST region in the equatorial Pacific. *Atmosphere–Ocean*, **35**, 367–383.
- Basher, R. E., und X. Zheng, 1995: Tropical cyclones in the southwest Pacific: Spatial patterns and relationships to Southern Oscillation and sea surface temperature. *Journal of Climate*, **8**, 1249–1260.
- Behera, S. K., und T. Yamagata, 2003: Influence of the Indian Ocean Dipole on the Southern Oscillation. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **81**, 169–177.
- Bell, G. D., M. S. Halpert, R. C. Schnell, R. W. Higgins, J. Lawrimore, V. E. Kousky, R. Tinker, W. Thiaw, M. Chelliah, und A. Artusa, 2000: Climate assessment for 1999. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **81**, S1–S50.
- Bender, M. A., T. R. Knutson, R. E. Tuleya, J. J. Sirutis, G. A. Vecchi, S. T. Garner, und I. M. Held, 2010: Modeled impact of anthropogenic warming on the frequency of intense Atlantic hurricanes. *Science*, **327**, 454–458.
- Bengtsson, L., M. Botzet, und M. Esch, 1995: Hurricane–type vortices in a general circulation model. *Tellus A*, **47**, 175–196.
- Bengtsson, L., M. Botzet, und M. Esch, 1996: Will greenhouse gas–induced warming over the next 50 years lead to higher frequency and greater intensity of hurricanes? *Tellus A*, **48**, 57–73.
- Bengtsson, L., H. Böttge, und M. Kanamitsu, 1982: Simulation of hurricane–type vortices in a general circulation model. *Tellus*, **34**, 440–457.
- Bengtsson, L., K. I. Hodges, M. Esch, N. Keenlyside, L. Kornbleuh, J.–J. Luo, und T. Yamagata, 2007: How may tropical cyclones change in a warmer climate? *Tellus A*, **59**, 539–561.
- Berz, G., 2008: Versicherungsrisiko „Klimawandel“. *Promet*, **34**, 3–9.

- Bjerknes, J., 1969: Atmospheric teleconnections from the equatorial Pacific. *Monthly Weather Review*, **97**, 163–172.
- Briegel, L. M., und W. M. Frank, 1997: Large-scale influences on tropical cyclogenesis in the western North Pacific. *Monthly Weather Review*, **125**, 1397–1413.
- Camargo, S. J., A. G. Barnston, P. J. Klotzbach, und C. W. Landsea, 2007: Seasonal tropical cyclone forecasts. *WMO Bulletin*, **56**, 297–309.
- Camargo, S. J., K. A. Emanuel, und A. H. Sobel, 2007: Use of a genesis potential index to diagnose ENSO effects on tropical cyclone genesis. *Journal of Climate*, **20**, 4819–4834.
- Camargo, S. J., und A. H. Sobel, 2005: Western North Pacific tropical cyclone intensity and ENSO. *Journal of Climate*, **18**, 2996–3006.
- Camargo, S. J., A. H. Sobel, A. G. Barnston, und K. A. Emanuel, 2007: Tropical cyclone genesis potential index in climate models. *Tellus A*, **59**, 428–443.
- Camargo, S. J., und S. E. Zebiak, 2002: Improving the detection and tracking of tropical storms in atmospheric general circulation models. *Weather and Forecasting*, **17**, 1152–1162.
- Cervený, R. S., und L. E. Newman, 2000: Climatological relationships between tropical cyclones and rainfall. *Monthly Weather Review*, **128**, 3329–3336.
- Chan, J. C. L., 1985: Tropical cyclone activity in the northwest Pacific in relation to the El Niño/Southern Oscillation phenomenon. *Monthly Weather Review*, **113**, 599–606.
- Chan, J. C. L., 1995: Tropical cyclone activity in the western North Pacific in relation to the stratospheric Quasi-Biennial Oscillation. *Monthly Weather Review*, **123**, 2567–2571.
- Chan, J. C. L., 2000: Tropical cyclone activity over the western North Pacific associated with El Niño and La Niña events. *Journal of Climate*, **13**, 2960–2972.
- Chan, J. C. L., 2006: Comments on “Changes in tropical cyclone number, duration, and intensity in a warming environment”. *Science*, **311**, 1713b.
- Chan, J. C. L., 2007: Interannual variations of intense typhoon activity. *Tellus A*, **59**, 455–460.
- Chan, J. C. L., 2008: Decadal variations of intense typhoon occurrence in the western North Pacific. *Proceedings of the Royal Society A*, **464**, 249–272.
- Chan, J. C. L., und W. M. Gray, 1982: Tropical cyclone movement and surrounding flow relationships. *Monthly Weather Review*, **110**, 1354–1374.
- Chan, J. C. L., und R. H. F. Kwok, 1999: Tropical cyclone genesis in a global NWP model. *Monthly Weather Review*, **127**, 611–624.
- Chan, J. C. L., und K. S. Liu, 2004: Global warming and western North Pacific typhoon activity from an observational perspective. *Journal of Climate*, **17**, 4590–4602.
- Chan, J. C. L., J. E. Shi, und C. M. Lam, 1998: Seasonal forecasting of tropical cyclone activity over the western North Pacific and the South China Sea. *Weather and Forecasting*, **13**, 997–1004.
- Chan, J. C. L., J. E. Shi, und K. S. Liu, 2001: Improvements in the seasonal forecasting of tropical cyclone activity over the western North Pacific. *Weather and Forecasting*, **16**, 491–498.
- Chan, J. C. L., und M. Xu, 2009: Inter-annual and inter-decadal variations of landfalling tropical cyclones in East Asia. Part I: Time series analysis. *International Journal of Climatology*, **29**, 1285–1293.
- Chatfield, C., 1989: *The analysis of time series: An introduction*. Chapman and Hall.
- Chen, S. S., J. A. Knaff, und F. D. Marks, 2006: Effects of vertical wind shear and storm motion on tropical cyclone rainfall asymmetries deduced from TRMM. *Monthly Weather Review*, **134**, 3190–3208.

- Chen, S. S., J. F. Price, W. Zhao, M. A. Donelan, und E. J. Walsh, 2007: The CBLAST–hurricane program and the next–generation fully coupled atmosphere–wave–ocean models for hurricane research and prediction. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **88**, 311–317.
- Chenoweth, M., 2006: A reassessment of historical Atlantic basin tropical cyclone activity, 1700–1855. *Climatic Change*, **76**, 169–240.
- Chia, H. H., und C. F. Ropelewski, 2002: The interannual variability in the genesis location of tropical cyclones in the northwest Pacific. *Journal of Climate*, **15**, 2934–2944.
- Christian, H. J., R. J. Blakeslee, S. J. Goodman, und D. A. Mach, 2000: Algorithm Theoretical Basis Document (ATBD) for the Lightning Imaging Sensor (LIS). NASA, George C. Marshall Space Flight Center, 53 pp.
- Christian, H. J., R. J. Blakeslee, S. J. Goodman, D. A. Mach, M. F. Stewart, D. E. Buechler, W. J. Koshak, J. M. Hall, W. L. Boeck, K. T. Driscoll, und D. J. Boccippio, 1999: The Lightning Imaging Sensor. In: *Proceedings of the 11th International Conference on Atmospheric Electricity, Gunterville, Alabama, June 7–11, 1999*.
- Chu, J.–H., C. R. Sampson, A. S. Levine, und E. Fukada, 2002: The Joint Typhoon Warning Center tropical cyclone best–tracks, 1945–2000. Naval Research Laboratory, Washington, D. C.
- Chu, P.–S., und J. Wang, 1997: Tropical cyclone occurrences in the vicinity of Hawaii: Are the differences between El Niño years significant? *Journal of Climate*, **10**, 2683–2689.
- Clark, J. D., und P.–S. Chu, 2002: Interannual variation of tropical cyclone activity over the central North Pacific. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **80**, 403–418.
- Collins, M., S. F. B. Tett, und C. Cooper, 2001: The internal climate variability of HadCM3, a version of the Hadley Centre Coupled Model without flux adjustments. *Climate Dynamics*, **17**, 61–81.
- Conover, W. J., 1999: *Practical nonparametric statistics* (3 ed.). Wiley.
- Cox, D. R., 1972: Regression models and life–tables (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, **34B**, 187–220.
- Cox, D. R., und D. Oakes, 1984: *Analysis of Survival Data*. Chapman and Hall.
- CPC, 2009: Monthly atmospheric & SST indices. Website. <http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/>, aufgerufen im Oktober 2009.
- Davey, M. K., M. Huddleston, K. R. Sperber, P. Braconnot, F. Bryan, D. Chen, R. A. Colman, C. Cooper, U. Cubasch, P. Delecluse, D. DeWitt, L. Fairhead, G. Flato, C. Gordon, T. Hogan, M. Ji, M. Kimoto, A. Kitoh, T. R. Knutson, M. Latif, H. Le Treut, T. Li, S. Manabe, C. R. Mechoso, G. A. Meehl, S. B. Power, E. Roeckner, L. Terray, A. Vintzileos, R. Voß, B. Wang, W. M. Washington, I. Yoshikawa, J. Y. Yu, S. Yukimoto, und S. E. Zebiak, 2002: STOIC: A study of coupled model climatology and variability in tropical ocean regions. *Climate Dynamics*, **18**, 403–420.
- Delecluse, P., M. K. Davey, Y. Kitamura, S. G. H. Philander, M. Suarez, und L. Bengtsson, 1998: Coupled general circulation modeling of the tropical Pacific. *Journal of Geophysical Research*, **103**, 14357–14373.
- Deser, C., M. A. Alexander, S.–P. Xie, und A. S. Phillips, 2010: Sea surface temperature variability: Patterns and mechanisms. *Annual Review of Marine Science*, **2**, 115–143.
- Deuschländer, T., 2003: *Über Möglichkeiten und Grenzen der statistischen Langfristprognose*. Doktorarbeit, Freie Universität Berlin.
- DiMego, G. J., und L. F. Bosart, 1982: The transformation of tropical storm Agnes into an extratropical cyclone. Part I: The observed fields and vertical motion computations. *Monthly Weather Review*, **110**, 385–411.

- Dommenget, D., und M. Latif, 2002: A cautionary note on the interpretation of EOFs. *Journal of Climate*, **15**, 216–225.
- Dong, B., R. T. Sutton, und A. A. Scaife, 2006: Multidecadal modulation of El Niño–Southern Oscillation (ENSO) variance by Atlantic Ocean sea surface temperatures. *Geophysical Research Letters*, **33**, L08705, doi:10.1029/2006GL025766.
- Dong, K., 1988: El Niño and tropical cyclone frequency in the Australian region and the Northwest Pacific. *Australian Meteorological Magazine*, **36**, 219–225.
- Donnelly, J. P., und J. D. Woodruff, 2007: Intense hurricane activity over the past 5000 years controlled by El Niño and the West African monsoon. *Nature*, **447**, 465–468.
- Dvorak, V., 1975: Tropical cyclone intensity analysis and forecasting from satellite imagery. *Monthly Weather Review*, **103**, 420–430.
- Dvorak, V., 1984: Tropical cyclone intensity analysis using satellite data. NOAA Tech. Rep. NESDIS 11, 47 pp. Available from NOAA/NESDIS, 5200 Auth Rd., Washington, DC 20233.
- Dvorak, V., 1995: Tropical clouds and cloud systems observed in satellite imagery: Tropical cyclones. Workbook Vol. 2. Available from NOAA/NESDIS, 5200 Auth Rd., Washington, DC 20233.
- Elsner, J. B., J. P. Kossin, und T. H. Jagger, 2008: The increasing intensity of the strongest tropical cyclones. *Nature*, **455**, 92–95.
- Elsner, J. B., und K. B. Liu, 2003: Examining the ENSO–typhoon hypothesis. *Climate Research*, **25**, 43–54.
- Emanuel, K. A., 1994: *Atmospheric Convection*. Oxford University Press, New York.
- Emanuel, K. A., 2005a: Emanuel replies. *Nature*, **438**, E13.
- Emanuel, K. A., 2005b: Increasing destructiveness of tropical cyclones over the past 30 years. *Nature*, **436**, 686–688.
- Emanuel, K. A., R. Sundararajan, und J. Williams, 2008: Hurricanes and global warming: Results from downscaling IPCC AR4 simulations. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **89**, 347–367.
- ERA-40, 2009: ERA 40, synoptic monthly means. Website. [http://data-portal.ecmwf.int/data/d/era40\\_mnth/](http://data-portal.ecmwf.int/data/d/era40_mnth/), aufgerufen im Oktober 2009.
- Evans, J. L., und R. J. Allan, 1992: El Niño/Southern Oscillation modification to the structure of the monsoon and tropical cyclone activity in the Australasian region. *International Journal of Climatology*, **12**, 611–623.
- Farge, M., 1992: Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annual Review of Fluid Mechanics*, **24**, 395–457.
- Fox, J., 2002: Cox proportional–hazards regression for survival data. Appendix to an R and S-PLUS companion to applied regression.
- George, J. E., und W. M. Gray, 1976: Tropical cyclone motion and surrounding parameter relationships. *Journal of Applied Meteorology*, **15**, 1252–1264.
- Goddard, L., und M. Dilley, 2005: El Niño: Catastrophe or opportunity? *Journal of Climate*, **18**, 651–665.
- Goh, A. Z. C., und J. C. L. Chan, 2009: Interannual and interdecadal variations of tropical cyclone activity in the South China Sea. *International Journal of Climatology*.
- Gray, W. M., 1968: Global view of the origin of tropical disturbances and storms. *Monthly Weather Review*, **96**, 669–700.



- Gray, W. M., 1979: Hurricanes: Their formation, structure, and likely role in the tropical circulation. *Meteorology over the Tropical Oceans*, D. B. Shaw, Ed., Royal Meteorological Society, 155–218.
- Gray, W. M., 1998: The formation of tropical cyclones. *Meteorology and Atmospheric Physics*, **67**, 37–69.
- Gu, D., und S. G. H. Philander, 1995: Secular changes of annual and interannual variability in the tropics during the past century. *Journal of Climate*, **8**, 864–876.
- Gu, D., und S. G. H. Philander, 1997: Interdecadal climate fluctuations that depend on exchanges between the tropics and extratropics. *Science*, **275**, 805–807.
- Gualdi, S., E. Scoccimarro, und A. Navarra, 2008: Changes in tropical cyclone activity due to global warming: Results from a high-resolution coupled general circulation model. *Journal of Climate*, **21**, 5204–5228.
- Hastings, P. A., 1990: Southern Oscillation influences on tropical cyclone activity in the Australian/South-West Pacific region. *International Journal of Climatology*, **10**, 291–298.
- Ho, C. H., J. J. Baik, J. H. Kim, D. Y. Gong, und C. H. Sui, 2004: Interdecadal changes in summertime typhoon tracks. *Journal of Climate*, **17**, 1767–1776.
- Holland, G. J., und P. J. Webster, 2007: Heightend tropical cyclone activity in the North Atlantic: Natural variability or climate trend? *Philosophical Transactions of the Royal Society A*, **365**, 2695–2716.
- Hoyos, C. D., P. A. Agudelo, P. J. Webster, und J. A. Curry, 2006: Deconvolution of the factors contributing to the increase in global hurricane intensity. *Science*, **312**, 94–97.
- Huffman, G. J., R. F. Adler, D. T. Bolvin, G. Gu, E. J. Nelkin, K. P. Bowman, Y. Hong, E. F. Stocker, und D. B. Wolff, 2007: The TRMM Multisatellite Precipitation Analysis (TMPA): Quasi-global, multiyear, combined-sensor precipitation estimates at fine scales. *Journal of Hydrometeorology*, **8**, 38–55.
- Hurrell, J. W., J. J. Hack, D. Shea, J. M. Caron, und J. Rosinski, 2008: A new sea surface temperature and sea ice boundary dataset for the Community Atmosphere Model. *Journal of Climate*, **21**, 5145–5153.
- IMD, 2009: India Meteorological Department – Cyclone page. Website. <http://www.imd.gov.in/section/nhac/dynamic/cyclone.htm>, aufgerufen im Oktober 2009.
- IPCC, 2007: *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 996 pp.
- Jenkins, G. M., und D. G. Watts, 1968: *Spectral analysis and its applications*. Holden-Day.
- Johns, T. C., C. F. Durman, H. T. Banks, M. J. Roberts, A. J. McLaren, J. K. Ridley, C. A. Senior, K. D. Williams, A. Jones, G. J. Rickard, S. Cusack, W. J. Ingram, M. Crucifix, D. M. H. Sexton, M. M. Joshi, B.-W. Dong, H. Spencer, R. S. R. Hill, J. M. Gregory, A. B. Keen, A. K. Pardaens, J. A. Lowe, A. Bodas-Salcedo, S. Stark, und Y. Searl, 2006: The new Hadley Centre climate model (HadGEM1): Evaluation of coupled simulations. *Journal of Climate*, **19**, 1327–1353.
- JTWC, 2009: JTWC tropical cyclone best track data site. Website. [http://metocph.nmci.navy.mil/jtwc/best\\_tracks/](http://metocph.nmci.navy.mil/jtwc/best_tracks/), aufgerufen im Oktober 2009.
- JTWC-FAQ, 2009: JTWC Frequently Asked Questions (FAQ). Website. <http://metocph.nmci.navy.mil/jtwc/menu/JTFAQ.html>, aufgerufen im Oktober 2009.
- Kamahori, H., N. Yamazaki, N. Mannoji, und K. Takahashi, 2006: Variability in intense tropical cyclone days in the western North Pacific. *SOLA*, **2**, 104–107.

- Kerr, R. A., 2000: A North Atlantic climate pacemaker for the centuries. *Science*, **288**, 1984–1985.
- Kestin, T. A., D. J. Karoly, J.–I. Yano, and N. Rayner, 1998: Time–frequency variability of ENSO and stochastic simulations. *Journal of Climate*, **11**, 2258–2272.
- Kleeman, R., J. P. McCreary, Jr., and B. A. Klinger, 1999: A mechanism for generating ENSO decadal variability. *Geophysical Research Letters*, **26**, 1743–1746.
- Knaff, J. A., and C. R. Sampson, 2006: Reanalysis of West Pacific tropical cyclone maximum intensity 1966–1987. In: *27th Conference on Hurricanes and Tropical Meteorology, Monterey, April 24–28, 2006*.
- Knaff, J. A., and R. M. Zehr, 2007: Reexamination of tropical–cyclone wind–pressure relationships. *Weather and Forecasting*, **22**, 71–88.
- Knutson, T. R., J. J. Sirutis, S. T. Garner, I. M. Held, and R. E. Tuleya, 2007: Simulation of the recent multidecadal increase of Atlantic hurricane activity using an 18–km–grid regional model. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **88**, 1549–1565.
- Knutson, T. R., J. J. Sirutis, S. T. Garner, G. A. Vecchi, and I. M. Held, 2008: Simulated reduction in Atlantic hurricane frequency under twenty–first–century warming conditions. *Nature Geoscience*, **1**, 359–364.
- Knutson, T. R., and R. E. Tuleya, 2004: Impacts of CO<sub>2</sub>–induced warming on simulated hurricane intensity and precipitation: Sensitivity to the choice of climate model and convective parameterization. *Journal of Climate*, **17**, 3477–3495.
- Knutson, T. R., R. E. Tuleya, and Y. Kurihara, 1998: Simulated increase of hurricane intensities in a CO<sub>2</sub>–warmed climate. *Science*, **279**, 1018–1020.
- Konrad, II, C. E., M. F. Meaux, and D. A. Meaux, 2002: Relationships between tropical cyclone attributes and precipitation totals: Considerations of scale. *International Journal of Climatology*, **22**, 237–247.
- Kossin, J. P., K. R. Knapp, D. J. Vimont, R. J. Murnane, and B. A. Harper, 2007: A globally consistent reanalysis of hurricane variability and trends. *Geophysical Research Letters*, **34**, L04815, doi:10.1029/2006GL028836.
- Kubota, H., and J. C. L. Chan, 2009: Interdecadal variability of tropical cyclone landfall in the Philippines from 1902 to 2005. *Geophysical Research Letters*, **36**, L12802, doi:10.1029/2009GL038108.
- Kuleshov, Y., F. C. Ming, L. Qi, I. Chouaibou, C. Hoareau, and F. Roux, 2009: Tropical cyclone genesis in the Southern Hemisphere and its relationship with the ENSO. *Annales Geophysicae*, **27**, 2523–2538.
- Kuleshov, Y., L. Qi, R. Fawcett, and D. Jones, 2008: On tropical cyclone activity in the Southern Hemisphere: Trends and the ENSO connection. *Geophysical Research Letters*, **35**, L14S08, doi:10.1029/2007GL032983.
- Kummerow, C., W. Barnes, T. Kozu, J. Shiue, and J. Simpson, 1998: The Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) sensor package. *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, **15**, 809–817.
- Kummerow, C., J. Simpson, O. Thiele, W. Barnes, A. T. C. Chang, E. Stocker, R. F. Adler, A. Hou, R. Kakar, F. Wentz, P. Ashcroft, T. Kozu, Y. Hong, K. Okamoto, T. Iguchi, H. Kuroiwa, E. Im, Z. Haddad, G. Huffman, B. Ferrier, W. S. Olson, E. Zipser, E. A. Smith, T. T. Wilheit, G. North, T. Krishnamurti, and K. Nakamura, 2000: The status of the Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM) after two years in orbit. *Journal of Applied Meteorology*, **39**, 1965–1982.

- Landsea, C. W., 2005: Hurricanes and global warming. *Nature*, **438**, E11–E12.
- Landsea, C. W., C. Anderson, N. Charles, G. Clark, J. Dunion, J. Fernandez–Partagas, P. Hungerford, C. Neumann, und M. Zimmer, 2004: *Hurricanes and Typhoons: Past, Present, and Future*, Chapter The Atlantic database re–analysis project: Documentation for the 1851–1910 alterations and additions to the HURDAT database, pp. 177–221. Columbia University Press.
- Larson, J., Y. Zhou, und R. W. Higgins, 2005: Characteristics of landfalling tropical cyclones in the United States and Mexico: Climatology and interannual variability. *Journal of Climate*, **18**, 1247–1262.
- Latif, M., 2003: Simulation und Vorhersage von ENSO–Extremen. *Promet*, **29**, 72–79.
- Latif, M., 2006: Das El Niño/Southern Oscillation–Phänomen. *Promet*, **32**, 123–129.
- Latif, M., K. Sperber, J. Arblaster, P. Braconnot, D. Chen, A. Colman, U. Cubasch, C. Cooper, P. Delecluse, D. Dewitt, L. Fairhead, G. Flato, T. Hogan, M. Ji, M. Kimoto, A. Kitoh, T. Knutson, H. Le Treut, T. Li, S. Manabe, O. Marti, C. Mechoso, G. Meehl, S. Power, E. Roeckner, J. Sirven, L. Terray, A. Vintzileos, R. Voß, B. Wang, W. Washington, I. Yoshikawa, J. Yu, und S. Zebiak, 2001: ENSIP: The El Niño Simulation Intercomparison Project. *Climate Dynamics*, **18**, 255–276.
- Lau, K.–M., Y. P. Zhou, und H.–T. Wu, 2008: Have tropical cyclones been feeding more extreme rainfall? *Journal of Geophysical Research*, **113**, D23113, doi:10.1029/2008JD009963.
- Lay, E. H., A. R. Jacobson, R. H. Holzworth, C. J. Rodger, und R. L. Dowden, 2007: Local time variation in land/ocean lightning flash density as measured by the World Wide Lightning Detection Network. *Journal of Geophysical Research*, **112**, D13111, doi:10.1029/2006JD007944.
- Lea, A. S., und M. A. Saunders, 2006: Seasonal prediction of typhoon activity in the Northwest Pacific basin. In: *27th Conference on Hurricanes and Tropical Meteorology, Monterey, April 24–28, 2006*.
- Liebmann, B., H. H. Hendon, und J. D. Glick, 1994: The relationship between tropical cyclones of the western Pacific and Indian Oceans and the Madden–Julian Oscillation. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **72**, 401–411.
- Lin, J.–L., 2007: Interdecadal variability of ENSO in 21 IPCC AR4 coupled GCMs. *Geophysical Research Letters*, **34**, L12702, doi:10.1029/2006GL028937.
- Liu, K.–B., und M. L. Fearn, 1993: Lake–sediment record of late Holocene hurricane activities from coastal Alabama. *Geology*, **21**, 793–796.
- Liu, K.–B., C. Shen, und K.–S. Louie, 2001: A 1,000–year history of typhoon landfalls in Guangdong, southern China, reconstructed from chinese historical documentary records. *Annals of the Association of American Geographers*, **91**, 453–464.
- Liu, K. S., und J. C. L. Chan, 2003: Climatological characteristics and seasonal forecasting of tropical cyclones making landfall along the South China coast. *Monthly Weather Review*, **131**, 1650–1662.
- Liu, K. S., und J. C. L. Chan, 2008: Interdecadal variability of western North Pacific tropical cyclone tracks. *Journal of Climate*, **21**, 4464–4476.
- Lloyd–Hughes, B., M. A. Saunders, und P. Rockett, 2004: A consolidated CLIPER model for improved August–September ENSO prediction skill. *Weather and Forecasting*, **19**, 1089–1105.
- Luo, Y., L. M. Rothstein, R.–H. Zhang, und A. J. Busalacchi, 2005: On the connection between South Pacific subtropical spiciness anomalies and decadal equatorial variability in an ocean general circulation model. *Journal of Geophysical Research*, **110**, C10002, doi:10.1029/2004JC002655.

- Maia, A. H. M., und H. Meinke, 2008: Quantifying climate-related risks and uncertainties using Cox regression models. *CLIVAR Exchanges*, **13**, 23–27.
- Mak, M., 1995: Orthogonal wavelet analysis: Interannual variability in the sea surface temperature. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **76**, 2179–2186.
- Manabe, S., J. L. Holloway, und H. M. Stone, 1970: Tropical circulation in a time-integration of a global model of the atmosphere. *Journal of the Atmospheric Sciences*, **27**, 580–613.
- Mantua, N. J., S. R. Hare, Y. Zhang, J. Wallace, und R. C. Francis, 1997: A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **78**, 1069–1079.
- Martin, G. M., M. A. Ringer, V. D. Pope, A. Jones, C. Dearden, und T. J. Hinton, 2006: The physical properties of the atmosphere in the new Hadley Centre Global Environmental Model (HadGEM1). Part I: Model description and global climatology. *Journal of Climate*, **19**, 1274–1301.
- Mashiko, W., H. Niino, und T. Kato, 2009: Numerical simulation of tornadogenesis in an outer-rainband minisupercell of Typhoon Shanshan on 17 September 2006. *Monthly Weather Review*, **137**, 4238–4260.
- Mason, S. J., und L. Goddard, 2001: Probabilistic precipitation anomalies associated with ENSO. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **82**, 619–638.
- Matsuura, T., M. Yumoto, und S. Iizuka, 2003: A mechanism of interdecadal variability of tropical cyclone activity over the western North Pacific. *Climate Dynamics*, **21**, 105–117.
- McBride, J. L., M. R. Haylock, und N. Nicholls, 2003: Relationships between the maritime continent heat source and the El Niño–Southern Oscillation phenomenon. *Journal of Climate*, **16**, 2905–2914.
- McBride, J. L., und R. Zehr, 1981: Observational analysis of tropical cyclone formation. Part II: Comparison of non-developing versus developing systems. *Journal of the Atmospheric Sciences*, **38**, 1132–1151.
- McDonald, R. E., D. G. Bleaken, D. R. Cresswell, V. D. Pope, und C. A. Senior, 2005: Tropical storms: Representation and diagnosis in climate models and the impact of climate change. *Climate Dynamics*, **25**, 19–36.
- Meehl, G. A., P. R. Gent, J. M. Arblaster, B. L. Otto–Bliesner, E. C. Brady, und A. Craig, 2001: Factors that affect the amplitude of El Niño in global coupled climate models. *Climate Dynamics*, **17**, 515–526.
- Mestas-Nuñez, A. M., und D. B. Enfield, 1999: Rotated global modes of non-ENSO sea surface temperature variability. *Journal of Climate*, **12**, 2734–2746.
- Molinari, J., P. K. Moore, und V. P. Idone, 1999: Convective structure of hurricanes as revealed by lightning locations. *Monthly Weather Review*, **127**, 520–534.
- Molinari, J., P. K. Moore, V. P. Idone, R. W. Henderson, und A. B. Saljoughy, 1994: Cloud-to-ground lightning in Hurricane Andrew. *Journal of Geophysical Research*, **99**, 16665–16676.
- Munich Re, 2003: *NatCatSERVICE – Wegweiser durch die Münchener-Rück-Datenbank der Naturkatastrophen*. Munich Re GeoRisikoForschung.
- Munich Re, 2009a: Große Wetterkatastrophen 1950–2008: Prozentuale Verteilung weltweit (Stand: Januar 2009). Website. [http://www.munichre.com/de/ts/geo\\_risks/natcatservice/default.aspx](http://www.munichre.com/de/ts/geo_risks/natcatservice/default.aspx), aufgerufen im Oktober 2009.
- Munich Re, 2009b: *Topics Geo Naturkatastrophen 2008 – Analysen, Bewertungen, Positionen*. Edition Wissen.

- Nakicenovic, N., J. Alcamo, G. Davis, B. de Vries, J. Fenhann, S. Gaffin, K. Gregory, A. Grubler, T. Y. Jung, T. Kram, E. L. La Rovere, L. Michaelis, S. Mori, T. Morita, W. Pepper, H. M. Pitcher, L. Price, K. Riahi, A. Roehrl, H.-H. Rogner, A. Sankovski, M. Schlesinger, P. Shukla, S. J. Smith, R. Swart, S. van Rooijen, N. Victor, und Z. Dadi, 2000: *Special Report on Emissions Scenarios: A Special Report of Working Group III of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, U.K., 599 pp.
- NASA, 2010: Cyclone Nargis floods. Website. [http://www.nasa.gov/mission\\_pages/hurricanes/archives/2008/h2008\\_nargis.html](http://www.nasa.gov/mission_pages/hurricanes/archives/2008/h2008_nargis.html), aufgerufen im April 2010.
- NASA-LAS, 2009: MY NASA DATA live access server intermediate – Land mask 1.0 degree. Website. <http://myasadata.larc.nasa.gov/las15/servlets/constrain?var=11>, aufgerufen im Juli 2009.
- NHC, 2010: Saffir–Simpson Hurricane Wind Scale. Website. <http://www.nhc.noaa.gov/aboutsshs.shtml>, aufgerufen im Februar 2010.
- Nicholls, N., 1979: A possible method for predicting seasonal tropical cyclone activity in the Australian region. *Monthly Weather Review*, **107**, 1221–1224.
- Nicholls, N., 1984: The Southern Oscillation, sea–surface–temperature, and interannual fluctuations in Australian tropical cyclone climatology. *International Journal of Climatology*, **4**, 661–670.
- Nicholls, N., C. W. Landsea, und J. Gill, 1998: Recent trends in Australian region tropical cyclone activity. *Meteorology and Atmospheric Physics*, **65**, 197–205.
- Nitta, T., und S. Yamada, 1989: Recent warming of tropical sea surface temperature and its relationship to the Northern Hemisphere circulation. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **67**, 187–193.
- Nordhaus, W. D., 2006: The economics of hurricanes in the United States. NBER Working Papers 12813, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Oouchi, K., J. Yoshimura, H. Yoshimura, R. Mizuta, S. Kusunoki, und A. Noda, 2006: Tropical cyclone climatology in a global–warming climate as simulated in a 20 km–mesh global atmospheric model: Frequency and wind intensity analyses. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **84**, 259–276.
- ORA-S3, 2009: ECMWF ORA–S3 ocean analysis data. Website. <http://ensembles.ecmwf.int/thredds/catalog.html>, aufgerufen im Oktober 2009.
- Palmen, E., 1958: Vertical circulation and release of kinetic energy during the development of hurricane Hazel into an extratropical cyclone. *Tellus*, **10**, 1–23.
- PCMDI, 2007: AMIP II observed SST & sea ice data at 1×1 degree resolution. Website. [http://www.pcmdi.llnl.gov/projects/amip/AMIP2EXPDSN/BCS/amipobs\\_dwnld.php](http://www.pcmdi.llnl.gov/projects/amip/AMIP2EXPDSN/BCS/amipobs_dwnld.php), aufgerufen im November 2007.
- Percival, D. P., 1995: On estimation of the wavelet variance. *Biometrika*, **82**, 619–631.
- Pielke, Jr., R. A., J. Gratz, C. W. Landsea, D. Collins, M. A. Saunders, und R. Musulin, 2008: Normalized hurricane damage in the United States: 1900–2005. *Natural Hazards Review*, **9**, 29–42.
- Pielke, Jr., R. A., und C. W. Landsea, 1998: Normalized hurricane damages in the United States: 1925–1995. *Weather and Forecasting*, **13**, 621–631.
- Quinn, W. H., und V. T. Neal, 1984: Recent climate change and the 1982–83 El Niño. In: *Proceedings of the 8th Annual Climate Diagnostic Workshop, Downsville, ON, Canada, NOAA*, pp. 148–154.

- Quinn, W. H., und V. T. Neal, 1985: Recent long-term climate change over the eastern tropical and subtropical Pacific and its ramifications. In: *Proceedings of the 9th Annual Climate Diagnostic Workshop, Corvallis, OR, NOAA*, pp. 101–109.
- R, 2010: The R project for statistical computing. Website. <http://www.r-project.org/>, aufgerufen im Mai 2010.
- Rayner, N. A., D. E. Parker, E. B. Horton, C. K. Folland, L. V. Alexander, D. P. Rowell, E. C. Kent, und A. Kaplan, 2003: Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century. *Journal of Geophysical Research*, **108**, 4407, doi:10.1029/2002JD002670.
- Revell, C. G., und S. W. Goulter, 1986: South Pacific tropical cyclones and the Southern Oscillation. *Monthly Weather Review*, **114**, 1138–1145.
- Ritchie, E. A., und G. J. Holland, 1999: Large-scale patterns associated with tropical cyclogenesis in the western Pacific. *Monthly Weather Review*, **127**, 2027–2043.
- Rodger, C. J., S. Werner, J. B. Brundell, E. H. Lay, N. R. Thomson, R. H. Holzworth, und R. L. Dowden, 2006: Detection efficiency of the VLF World-Wide Lightning Location Network (WWLLN): Initial case study. *Annales Geophysicae*, **24**, 3197–3214.
- Rodgers, E. B., R. F. Adler, und H. F. Pierce, 2000: Contribution of tropical cyclones to the North Pacific climatological rainfall as observed from satellites. *Journal of Applied Meteorology*, **39**, 1658–1678.
- Rodgers, E. B., R. F. Adler, und H. F. Pierce, 2001: Contribution of tropical cyclones to the North Atlantic climatological rainfall as observed from satellites. *Journal of Applied Meteorology*, **40**, 1785–1800.
- Roeckner, E., J. M. Oberhuber, A. Bacher, M. Christoph, und I. Kirchner, 1996: ENSO variability and atmospheric response in a global coupled atmosphere–ocean model GCM. *Climate Dynamics*, **12**, 737–754.
- Ryan, B. F., und I. G. Watterson, 1992: Tropical cyclone frequencies inferred from Gray’s yearly genesis parameter: Validation of GCM tropical climate. *Geophysical Research Letters*, **19**, 1831–1834.
- Sachs, A., 2007: Using spatial analysis to establish a relationship between hurricane attributes and damages. <http://www.gis.dce.harvard.edu/sachs.pdf>, aufgerufen im Oktober 2009.
- Samsury, C. E., und R. E. Orville, 1994: Cloud-to-ground lightning in tropical cyclones: A study of Hurricanes Hugo (1989) and Jerry (1989). *Monthly Weather Review*, **122**, 1887–1896.
- Saunders, M. A., R. E. Chandler, C. J. Merchant, und F. P. Roberts, 2000: Atlantic hurricanes and NW Pacific typhoons: ENSO spatial impacts on occurrence and landfall. *Geophysical Research Letters*, **27**, 1147–1150.
- Saunders, M. A., und A. S. Lea, 2008: Large contribution of sea surface warming to recent increase in Atlantic hurricane activity. *Nature*, **451**, 557–560.
- Schmidt, S., C. Kemfert, und P. Höpfe, 2009a: The impact of socio-economics and climate change on tropical cyclone losses in the USA. *Regional Environmental Change*.
- Schmidt, S., C. Kemfert, und P. Höpfe, 2009b: Tropical cyclone losses in the USA and the impact of climate change – A trend analysis based on data from a new approach to adjusting storm losses. *Environmental Impact Assessment Review*, **6**, 359–369.
- Schnur, R., und G. Hegerl, 2003: Geben die gekoppelten Ozean–Atmosphärenmodelle die natürliche Klimavariabilität wieder? *Promet*, **29**, 63–71.
- Schopf, P. S., und M. J. Suarez, 1988: Vacillations in a coupled ocean–atmosphere model. *Journal of the Atmospheric Sciences*, **45**, 549–566.

- Schwarz, F. K., 1970: The unprecedented rains associated with the remnants of Hurricane Camille. *Monthly Weather Review*, **98**, 851–859.
- Shao, X.-M., J. Harlin, M. Stock, M. Stanley, A. Regan, K. Wiens, T. Hamlin, M. Pongratz, D. Suszcynsky, und T. Light, 2005: Katrina and Rita were lit up with lightning. *EOS, Transactions American Geophysical Union*, **86**.
- Shepherd, J. M., A. Grundstein, und T. L. Mote, 2007: Quantifying the contribution of tropical cyclones to extreme rainfall along the coastal southeastern United States. *Geophysical Research Letters*, **34**, L23810, doi:10.1029/2007GL031694.
- Sigl, R., 1977: *Ebene und sphärische Trigonometrie mit Anwendungen auf Kartographie, Geodäsie und Astronomie*. Herbert Wichmann Verlag Karlsruhe.
- Singh, O. P., T. M. Ali Khan, und M. S. Rahman, 2000: Changes in the frequency of tropical cyclones over the North Indian Ocean. *Meteorology and Atmospheric Physics*, **75**, 11–20.
- Sobel, A. H., und E. D. Maloney, 2000: Effect of ENSO and MJO on the western North Pacific tropical cyclones. *Geophysical Research Letters*, **27**, 1739–1742.
- Solorzano, N. N., J. N. Thomas, und R. H. Holzworth, 2008: Global studies of tropical cyclones using the World Wide Lightning Location Network. In: *Third Conference on Meteorological Applications of Lightning Data – Extended Abstracts*.
- Southern, R. L., 1979: The global socio-economic impact of tropical cyclones. *Australian Meteorological Magazine*, **27**, 175–195.
- Sugi, M., A. Noda, und N. Sato, 2002: Influence of global warming on tropical cyclone climatology: An experiment with the JMA Global Model. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **80**, 249–272.
- Suzuki, O., H. Niino, H. Ohno, und H. Nirasawa, 2000: Tornado-producing mini supercells associated with Typhoon 9019. *Monthly Weather Review*, **128**, 1868–1882.
- Timmermann, A., S. I. An, U. Krebs, und H. Goosse, 2005: ENSO suppression due to weakening of the North Atlantic thermohaline circulation. *Journal of Climate*, **18**, 3122–3139.
- Torrence, C., und G. P. Compo, 1998: A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **79**, 61–78.
- Torrence, C., und G. P. Compo, 2010: A practical guide to wavelet analysis. Website. <http://atoc.colorado.edu/research/wavelets/>, aufgerufen im Februar 2010.
- Trenberth, K. E., 1997: The definition of El Niño. *Bulletin of the American Meteorological Society*, **78**, 2771–2777.
- Trenberth, K. E., und T. J. Hoar, 1996: The 1990–1995 El Niño–Southern Oscillation event: Longest on record. *Geophysical Research Letters*, **23**, 57–60.
- TRMM, 2009: TRMM – Tropical Rainfall Measuring Mission. Website. <http://trmm.gsfc.nasa.gov/>, aufgerufen im Oktober 2009.
- TRMM-3B42, 2009: TRMM product 3B42 (V6). Website. [http://disc.sci.gsfc.nasa.gov/precipitation/documentation/TRMM\\_README/TRMM\\_3B42\\_readme.shtml/](http://disc.sci.gsfc.nasa.gov/precipitation/documentation/TRMM_README/TRMM_3B42_readme.shtml/), aufgerufen im Oktober 2009.
- TRMM-LIS, 2007: GHRC data pool – LIS data. Website. <http://datapool.nsstc.nasa.gov/>, aufgerufen im November 2007.
- Tukey, J. W., 1977: *Exploratory data analysis*. Addison–Wesley Reading, Massachusetts, 688 pp.
- UK–Met Office, 2009a: HadGEM SST and ice datasets. Website. [http://hadobs.metoffice.com/hadgem\\_sst/](http://hadobs.metoffice.com/hadgem_sst/), aufgerufen im Oktober 2009.

- UK–Met Office, 2009b: Met Office – HadISST 1.1 – Global sea ice coverage and sea surface temperature data (1870–present). Website. <http://badc.nerc.ac.uk/data/hadisst/>, aufgerufen im Oktober 2009.
- UK–Met Office, 2010: Hadley Centre sea ice and sea surface temperature data set (HadISST). Website. <http://hadobs.metoffice.com/hadisst/>, aufgerufen im Mai 2010.
- Uppala, S. M., P. W. Kållberg, A. J. Simmons, U. Andrae, V. Da Costa Bechtold, M. Fiorino, J. K. Gibson, J. Haseler, A. Hernandez, G. A. Kelly, X. Li, K. Onogi, S. Saarinen, N. Sokka, R. P. Allan, E. Andersson, K. Arpe, M. A. Balmaseda, A. C. M. Beljaars, L. Van De Berg, J. Bidlot, N. Bormann, S. Caires, F. Chevallier, A. Dethof, M. Dragosavac, M. Fisher, M. Fuentes, S. Hagemann, E. Hólm, B. J. Hoskins, L. Isaksen, P. A. E. M. Janssen, R. Jenne, A. P. McNally, J.–F. Mahfouf, J.–J. Morcrette, N. A. Rayner, R. W. Saunders, P. Simon, A. Sterl, K. E. Trenberth, A. Untch, D. Vasiljevic, P. Viterbo, und J. Woollen, 2005: The ERA–40 re–analysis. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, **131**, 2961–3012.
- Vecchi, G. A., und B. J. Soden, 2007: Increased tropical Atlantic wind shear in model projections of global warming. *Geophysical Research Letters*, **34**, L08702, doi:10.1029/2006GL028905.
- Verdon, D. C., und S. W. Franks, 2006: Long–term behaviour of ENSO: Interactions with the PDO over the past 400 years inferred from paleoclimate records. *Geophysical Research Letters*, **33**, L06712, doi:10.1029/2005GL025052.
- Vitart, F. D., 2006: Seasonal forecasting of tropical storm frequency using a multi–model ensemble. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, **132**, 647–666.
- Vitart, F. D., J. L. Anderson, und W. F. Stern, 1997: Simulation of interannual variability of tropical storm frequency in an ensemble of GCM integrations. *Journal of Climate*, **10**, 745–760.
- Vitart, F. D., M. R. Huddleston, M. Déqué, D. Peake, T. N. Palmer, T. N. Stockdale, M. K. Davey, S. Inenson, und A. Weisheimer, 2007: Dynamically–based seasonal forecasts of Atlantic tropical storm activity issued in June by EUROSIP. *Geophysical Research Letters*, **34**, L16815, doi:10.1029/2007GL030740.
- Vitart, F. D., und T. N. Stockdale, 2001: Seasonal forecasting of tropical storms using coupled GCM integrations. *Monthly Weather Review*, **129**, 2521–2537.
- Walker, G. T., 1923: Correlation in seasonal variations of weather. VIII: A preliminary study of world weather. *Memoirs of the Indian Meteorological Department*, **24**, 75–131.
- Wang, B., 1995: Interdecadal changes in El Niño onset in the last four decades. *Journal of Climate*, **8**, 267–285.
- Wang, B., und J. C. L. Chan, 2002: How strong ENSO events affect tropical storm activity over the western North Pacific. *Journal of Climate*, **15**, 1643–1658.
- Wang, B., und Y. Wang, 1996: Temporal structure of the Southern Oscillation as revealed by waveform and wavelet analysis. *Journal of Climate*, **9**, 1586–1598.
- Wang, L., K.–H. Lau, C. H. Fung, und J. P. Gan, 2007: The relative vorticity of ocean surface winds from the QuikSCAT satellite and its effects on the geneses of tropical cyclones in the South China Sea. *Tellus A*, **59**, 562–569.
- Wang, X., D. Wang, und W. Zhou, 2009: Decadal variability of twentieth–century El Niño and La Niña occurrence from observations and IPCC AR4 coupled models. *Geophysical Research Letters*, **36**, L11701, doi:10.1029/2009GL037929.
- Wang, X.–L., und F. M. Ren, 2008: Variations in frequency and intensity of landfall tropical cyclones over China during 1951–2004. *Marine Forecasts*, **25**, 65–73.



- Webster, P. J., J. A. Curry, J. Liu, und G. J. Holland, 2006: Response to “Comment on ‘Changes in tropical cyclone number, duration, and intensity in a warming environment’”. *Science*, **311**, 1713.
- Webster, P. J., G. J. Holland, J. A. Curry, und H.–R. Chang, 2005: Changes in tropical cyclone number, duration, and intensity in a warming environment. *Science*, **309**, 1844–1846.
- Wilks, D. S., 2006: *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences* (2 ed.). Academic Press.
- Woodruff, J. D., J. P. Donnelly, und A. Okusu, 2009: Exploring typhoon variability over the mid-to-late Holocene: Evidence of extreme coastal flooding from Kamikoshiki, Japan. *Quaternary Science Reviews*, **28**, 1774–1785.
- Wu, G., und N.–C. Lau, 1992: A GCM simulation of the relationship between tropical-storm formation and ENSO. *Monthly Weather Review*, **120**, 958–977.
- Wu, L., B. Wang, und S. Geng, 2005: Growing typhoon influence on East Asia. *Geophysical Research Letters*, **32**, L18703, doi:10.1029/2005GL022937.
- Wu, M. C., W. L. Chang, und W. M. Leung, 2004: Impacts of El Niño/Southern Oscillation events on tropical cyclone landfalling activity in the western North Pacific. *Journal of Climate*, **17**, 1419–1428.
- Wu, M. C., K. H. Yeung, und W. L. Chang, 2006: Trends in western North Pacific tropical cyclone intensity. *EOS*, **87**, 537–538.
- WWLLN, 2009: World Wide Lightning Location Network. Website. <http://webflash.ess.washington.edu/>, aufgerufen im Oktober 2009.
- Wyrtki, K., 1975: El Niño – The dynamic response of the equatorial Pacific Ocean to atmospheric forcing. *Journal of Physical Oceanography*, **5**, 572–584.
- Yoshimura, J., S. Masato, und A. Noda, 2006: How may tropical cyclones change in a warmer climate? *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **84**, 405–428.
- Yumoto, M., und T. Matsuura, 2001: Interdecadal variability of tropical cyclone activity in the western North Pacific. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **79**, 23–35.
- Yumoto, M., T. Matsuura, und S. Iizuka, 2003: Interdecadal variability of tropical cyclone frequency over the western North Pacific in a high-resolution atmosphere–ocean coupled GCM. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, **81**, 1069–1086.
- Zhang, R. H., A. J. Busalacchi, und D. G. DeWitt, 2008: The roles of atmospheric stochastic forcing (SF) and oceanic entrainment temperature ( $T_e$ ) in decadal modulation of ENSO. *Journal of Climate*, **21**, 674–704.



# Danksagung

Die vorliegende Doktorarbeit wurde am Institut für Physik der Atmosphäre (IPA) des Deutschen Zentrums für Luft- und Raumfahrt (DLR) erstellt und entstand in enger Zusammenarbeit mit der Geo-Risiko-Abteilung der Munich Re. Die Munich Re finanzierte diese Arbeit und betraute das DLR mit dessen Durchführung. Im Folgenden möchte ich einigen Personen danken, welche zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben.

- ▶ An erster Stelle danke ich Prof. Dr. Robert Sausen, Leiter der DLR-IPA-Abteilung Dynamik der Atmosphäre und Erstgutachter dieser Arbeit, für sein beständiges Interesse an dieser Arbeit und für einige wichtige Anregungen.
- ▶ Prof. Dr. Peter Höppe, Leiter der Geo-Risiko-Abteilung der Munich Re, danke ich für die Übernahme des Zweitgutachtens dieser Arbeit.
- ▶ Ich danke sehr Dr. Nikolai Dotzek, welcher die vorliegende Arbeit hauptsächlich betreute und mir immer wieder half, über den Tellerrand der Wissenschaft hinaus, die Anwendbarkeit meiner Arbeit zu sehen.
- ▶ Mein besonderer Dank gilt Dr. Eberhard Faust, Leiter der Klima-Risiko-Forschung der Munich Re, für die gute und herzliche Zusammenarbeit und seine Begeisterungsfähigkeit für meine Arbeit.
- ▶ Dank gilt zudem Petra Löw und Angelika Wirtz von der Munich Re für die Aufarbeitung und Zurverfügungstellung der NatCatSERVICE-Schadendaten.
- ▶ Ich danke sehr meinen Kollegen vom DLR-IPA und insbesondere diesen aus der Abteilung Dynamik der Atmosphäre für ihre fachlichen Ratschläge, für die gute, loyale und respektvolle Arbeitsatmosphäre und für einige schöne, nicht-dienstliche Unternehmungen. In diesem Zusammenhang danke ich Winfried Beer, dem IT-Manager des DLR-IPA, für seine immer passenden Tipps und Tricks bei Computerproblemen.
- ▶ Besonderer Dank gilt meinen Eltern und meiner Schwester für ihre Durchhalte-Parolen und ihre ständige Unterstützung. Außerdem danke ich meinen lieben Freunden für die Ski-, Berg- und sonstigen Pausen während des Doktorarbeit-Marathons.

# Lebenslauf

---

## PERSÖNLICHE DATEN

Name Christoph Simon Welker  
Geburtsdatum/–ort 17. Dezember 1980 in Weilheim (Oberbayern)

## SCHULBILDUNG

1987 – 1991 Grundschule Murnau  
1991 – 2000 Staffelsee–Gymnasium Murnau  
**Abschluss:** Abitur, Juni 2000

## STUDIUM

2001 – 2002 Studium der Diplom Geoökologie an der Universität Bayreuth  
2002 – 2007 Studium der Diplom Meteorologie und Geophysik an der Leopold–Franzens–Universität Innsbruck  
**Titel der Diplomarbeit:** *Studies of snow characteristics in Dronning Maud Land, Antarctica, by means of satellite–borne microwave radiometry*  
**Abschluss:** Mag. rer. nat., März 2007  
2005 Einsemestriges Auslandsstudium an der Universität São Paulo im Fachbereich Meteorologie und Ozeanographie

## PROMOTION

2007 – 2010 Doktorarbeit am Institut für Physik der Atmosphäre des Deutschen Zentrums für Luft– und Raumfahrt in Kooperation mit der Geo–Risiko–Abteilung der Munich Re

---