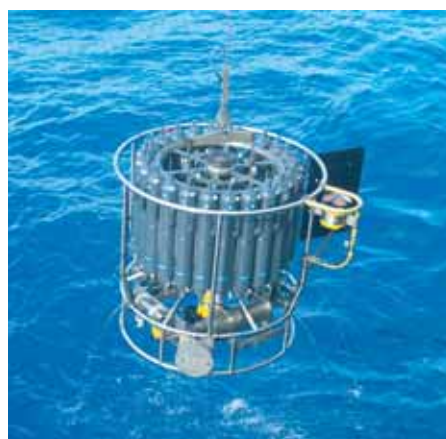




Zeitreihenanalyse von regionalen Temperatur- und Niederschlagssimulationen in Deutschland

Katharina G. Bülow



Hinweis

Die Berichte zur Erdsystemforschung werden vom Max-Planck-Institut für Meteorologie in Hamburg in unregelmäßiger Abfolge herausgegeben.

Sie enthalten wissenschaftliche und technische Beiträge, inklusive Dissertationen.

Die Beiträge geben nicht notwendigerweise die Auffassung des Instituts wieder.

Die "Berichte zur Erdsystemforschung" führen die vorherigen Reihen "Reports" und "Examensarbeiten" weiter.

Notice

The Reports on Earth System Science are published by the Max Planck Institute for Meteorology in Hamburg. They appear in irregular intervals.

They contain scientific and technical contributions, including Ph. D. theses.

The Reports do not necessarily reflect the opinion of the Institute.

The "Reports on Earth System Science" continue the former "Reports" and "Examensarbeiten" of the Max Planck Institute.



Anschrift / Address

Max-Planck-Institut für Meteorologie
Bundesstrasse 53
20146 Hamburg
Deutschland

Tel.: +49-(0)40-4 11 73-0
Fax: +49-(0)40-4 11 73-298
Web: www.mpimet.mpg.de

Layout:

Bettina Diallo, PR & Grafik

Titelfotos:

vorne:

Christian Klepp - Jochem Marotzke - Christian Klepp

hinten:

Clotilde Dubois - Christian Klepp - Katsumasa Tanaka

Zeitreihenanalyse von regionalen
Temperatur- und Niederschlagssimulationen
in Deutschland

Katharina G. Bülow

aus Hamburg

Hamburg 2009

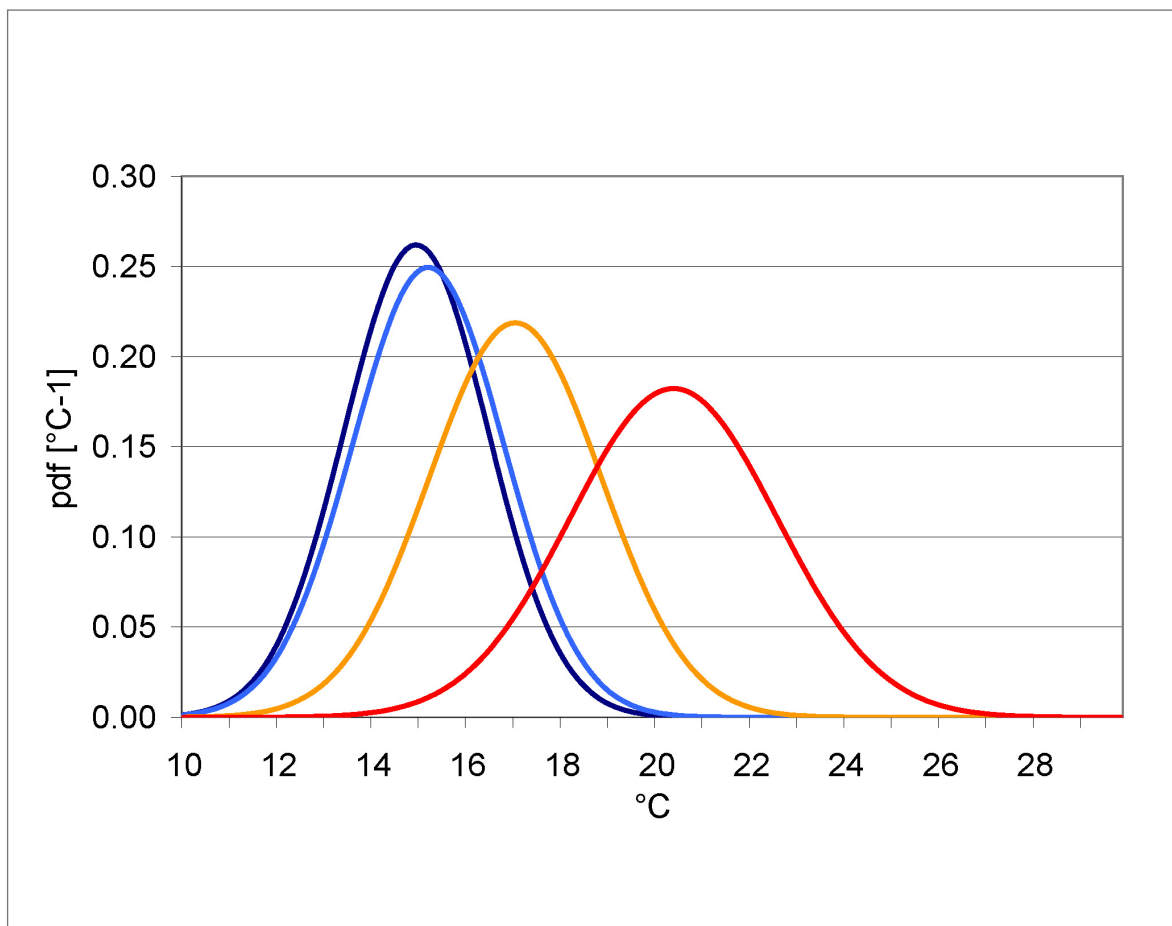
Katharina G. Bülow
Max-Planck-Institut für Meteorologie
Bundesstrasse 53
20146 Hamburg
Germany

Als Dissertation angenommen
vom Department Geowissenschaften der Universität Hamburg

auf Grund der Gutachten von
Prof. Dr. Daniela Jacob
und
Prof. Dr. Hartmut Graßl

Hamburg, den 7. Dezember 2009
Prof. Dr. Jürgen Oßenbrügge
Leiter des Departments für Geowissenschaften

Zeitreihenanalyse von regionalen Temperatur- und Niederschlagssimulationen in Deutschland



Katharina G. Bülow

Hamburg 2009

Zusammenfassung

In dieser Arbeit werden mögliche Klimaänderungen im 21. Jahrhundert in Deutschland erforscht. Zu diesem Zweck werden monatliche Temperatur- und Niederschlagszeitreihen des regionalen Klimamodells REMO mit einer horizontalen Auflösung von 10 km für den Zeitraum von 1950 bis 2099 untersucht. Als angenommene zukünftige Treibhausgaskonzentrationen liegen den Modellrechnungen die drei Szenarien A1B, B1 und A2 des „International Panel on Climate Change“ zugrunde.

Die Änderungen der mittleren Klimagrößen, die Änderungen der Klimavariabilität und die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Extremereignissen in den simulierten Zeitreihen wurden mit der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung untersucht. Dafür werden die Zeitreihen jeder einzelnen Gitterbox durch zeitabhängige Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen beschrieben. Für die gaußverteilten Monatsmitteltemperaturen sind der Mittelwert μ und die Standardabweichung σ und für die gumbelverteilten monatlichen Niederschlagssummen der Lageparameter a und der Streuparameter b der Verteilung bestimmt worden.

Um die Genauigkeit der Ergebnisse des Regionalmodells festzustellen, wurden zwei Vergleiche durchgeführt. Zum einen wurde der Validierungslauf, angetrieben mit Reanalysen, der das heutige Klima genau wiedergibt, mit Beobachtungen verglichen. Die Modellergebnisse wurden überwiegend bestätigt. Eine Ausnahme bildet die Sommertemperatur, die vom Modell deutlich überschätzt wird. Zum anderen wurden die mittleren Größen für Temperatur und Niederschlag des Kontrolllaufs, angetrieben von ECHAM5/MPI-OM, mit Beobachtungen des DWD verglichen. Auch dieser Vergleich hat die Modellergebnisse zumeist bestätigt. Hier wurde eine Überschätzung des Sommerniederschlags festgestellt.

In allen Szenarien wurde ein deutliches Signal für eine Änderung der Trendfunktion des Mittelwerts der Temperatur entdeckt. In den Szenarien A1B und A2 steigt der Mittelwert der Temperatur ab 2000 exponentiell bis 2099 um 5 K an, im Szenario B1 mit 3.5 K geringer. Im Szenario A1B wurde eine klare Änderung in der Temperaturvariabilität für Süddeutschland ermittelt. Sie nimmt dort im Sommer zu. Der große Temperaturanstieg und die sommerliche Variabilitätszunahme weisen auf eine Entwicklung zu einem neuen Klima in Süddeutschland am Ende des 21. Jahrhunderts hin. Im Szenario A1B traten flächendeckend in ganz Deutschland ein extrem kalter Winter sowie ein extrem warmes Frühjahr und ein ebenso warmer Herbst auf. Für Szenario B1 wurden keine Temperaturextreme festgestellt und für Szenario A2 ein heißer Sommer. Die Auswertung der Niederschlagssummen deuten im Norden auf eine Zunahme des Niederschlags im Winter hin und auf eine Abnahme im Sommer, ohne dass sich die Auftrittswahrscheinlichkeit für feuchte Monate verringerte. Es könnte in Norddeutschland mit einer Zunahme von örtlichen Starkniederschlägen im Sommer zu rechnen sein.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
1.1	Extremereignisse in Europa im 21. Jahrhundert und in Deutschland im 20. Jahrhundert	2
1.2	Bisherige Ergebnisse der hier verwendeten Klimamodelle	3
1.3	Ziel der Arbeit, methodisches Vorgehen und Aufbau	4
2	Klimamodelle und Szenarien	7
2.1	Das Globalmodell	7
2.2	Das Regionalmodell	8
2.3	Antrieb für das Regionalmodell	10
2.4	Emissionsszenarien	11
3	Klimavariablen und strukturorientierte Zeitreihenentwicklung	13
3.1	Gauß-Verteilung	14
3.2	Gumbel-Verteilung	15
3.3	Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung	16
3.3.1	Gauß-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion	16
3.3.2	Gumbel-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion	21
3.3.3	Modellfunktionen und schrittweise Regression	25
3.3.4	Anmerkung zur numerischen Minimierung	27
3.3.5	Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test	28
4	Validierung der Klimasimulationen	29
4.1	Beobachtungen	29

4.2	Horizontaler Temperaturvergleich der Ergebnisse des Validierungslaufs mit Beobachtungen	30
4.3	Horizontaler Vergleich des simulierten Niederschlags mit Beobachtungen	34
4.4	Validierung der Ergebnisse für den Mittelwert und die Standardabweichung der Temperatur	36
4.5	Validierung der Ergebnisse für den Lageparameter und die Streuung des Niederschlags	51
4.6	Zusammenfassung der Validierung	60
5	Extremereignisse in den Beobachtungen und im Validierungslauf	63
5.1	Der Hitzesommer 2003	63
5.2	Das Elbehochwasser 2002	66
6	Temperaturprojektionen für das 21. Jahrhundert	71
7	Niederschlagsprojektionen für das 21. Jahrhundert	89
8	Zusammenfassung	103
9	Diskussion	107
	Literaturverzeichnis	109
	Abkürzungen	115
	Danksagung	117
A	Tabelle der Ergebnisse des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests	119
B	Ergebnisse für die Standardabweichung der Monatsmitteltemperaturen, berechnet von REMO unter Annahme der SRES-Szenarien A1B, B1, A2	121
C	Die Donau- und Rheineinzugsgebiete im Vergleich zum Elbeeinzugsgebiet	125
D	Extreme Temperaturen der REMO-Simulationen für die Szenarien A1B, B1, A2	133
E	Ergebnisse für die monatlichen Niederschlagssummen, berechnet von REMO unter Annahme der SRES-Szenarien A1B, B1 und A2	139

F	Extreme Niederschläge der REMO-Simulationen für die Szenarien A1B, B1, A2	145
----------	--	------------

1 Einleitung

Gegenwärtig herrscht ein großes wissenschaftliches Interesse an der Untersuchung von extremen Temperatur- und Niederschlagsereignissen. Extremereignisse treten nur sehr selten auf und sind daher schwierig zu untersuchen. Eine fast vollständige Liste aller Extremereignisse des 20. Jahrhunderts in Deutschland findet man in Bissolli et al. (2001). Die in Deutschland aufgetretenen starken Überschwemmungen und extremen Niederschläge der letzten 15 Jahre sind in Schönwiese und Trömel (2006) beschrieben und historische Niedrigwasserstände des Rheins in Beck et al. (2004). Das Elbehochwasser im Jahr 2002 und der Hitzesommer 2003 waren katastrophale Extremereignisse in Deutschland in der jüngsten Vergangenheit. Sie waren Einzelereignisse („Jahrhunderthochwasser“), die durch ein unglückliches Zusammentreffen verschiedener meteorologischer Faktoren entstanden waren.

„Die gesamtwirtschaftlichen Schäden des Elbehochwassers 2002 für Deutschland lagen bei 9.4 Mrd. Euro. Im Jahre 2005 verursachten die großen Überschwemmungen an Elbe, Moldau, Donau und ihren Nebenflüssen europaweit volkswirtschaftliche Schäden von 18.5 Mrd. Euro. Der Hitzesommer 2003 kostete rund 7000 Menschen in Deutschland das Leben“ (Mahrenholz et al., 2005).

Abgesehen von den großen wirtschaftlichen Schäden, die durch Extremereignisse verursacht werden, werden viele Lebensbereiche in Zukunft von steigenden mittleren Temperaturen beeinflusst, darunter die Gesundheit der Menschen, das Ökosystem, insbesondere die von Dürren bedrohte Landwirtschaft, sowie die Wasserqualität und Wasserverfügbarkeit. Auch die alpine Schneedecke, die den Wasserabfluss in die Flüsse kontrolliert, deren Ursprung in den Alpen liegt, wird durch steigende Temperaturen stark beeinflusst. Bereits im 20. Jahrhundert wurde ein Anstieg der Temperatur in Deutschland festgestellt, der durch die zunehmenden Treibhausgaskonzentrationen in der Atmosphäre verursacht worden ist. Die Industriegesellschaften greifen nachhaltig in das Klimasystem ein, indem ihre Treibhausgasemissionen weiter zunehmen (Houghton et al., 2001). Um die möglichen Entwicklungen der Treibhausgasemissionen für das 21. Jahrhundert vorherzusagen, sind vom „Intergovernmental Panel on Climate Research“ (IPCC) mehrere Szenarien auf der Grundlage unterschiedlicher Annahmen über Energiegewinnung, Wirtschaftswachstum und Bevölkerungswachstum entwickelt worden (Einzelheiten in Kapitel 2.4).

Es ist wichtig zu wissen, unter welchen Klimabedingungen die Menschen am Ende des 21. Jahrhunderts leben werden. Der Hitzesommer des Jahres 2003 gehört heute noch zu den Extremereignissen, aber seine Auftrittswahrscheinlichkeit könnte sich im Laufe des 21. Jahrhunderts erhöhen. War der Sommer 2003 nur ein Vorgeschmack dessen, was auf die Menschen am Ende des 21. Jahrhunderts zukommt? Mit den Worten Beniston's: „A shape of things to come“ (Beniston, 2004)? In dieser Arbeit soll ein Blick in die Zukunft geworfen und eine von vielen Möglichkeiten aufgezeigt werden, wie sich das Klima im 21. Jahrhundert in Deutschland verändern könnte.

1.1 Extremereignisse in Europa im 21. Jahrhundert und in Deutschland im 20. Jahrhundert

Es gibt mittlerweile viele Untersuchungen, wie sich die Auftrittswahrscheinlichkeiten der Extremereignisse im 21. Jahrhundert verändern werden. Bekannt ist die Arbeit von Schär et al. (2004), die zeigt, dass eine Zunahme der Auftrittswahrscheinlichkeit extremer Sommertemperaturen sowohl durch steigende Mitteltemperaturen als auch durch eine Zunahme der Variabilität der Sommertemperaturen bedingt ist. Auch Beniston zeigt, dass eine Hitzewelle im Sommer am Ende des 21. Jahrhunderts zur Normalität gehören könnte (Beniston (2004); Beniston und Diaz (2004); Beniston und Stephenson (2004); Beniston und Goyette (2007)). Scherrer et al. (2005) weisen auf eine Änderung der Temperaturverteilung für Europa in den Ergebnissen globaler Klimamodellläufe (general climate models, GCM) hin. Frei et al. (2006) haben die extremen Niederschläge verschiedener regionaler Klimamodelle (regional climate models, RCM) für Europa untersucht; sie fanden noch grosse Abweichungen zwischen den Modellergebnissen. Pal et al. (2004) kamen zu ähnlichen Ergebnissen. In verschiedenen regionalen Klimamodellen wurde im Vergleich der Zeiträume 1961–1990 und 2071–2100 eine Intensivierung der Tagesniederschläge simuliert (99% Perzentil) bei gleichzeitiger Abnahme des mittleren Niederschlags (Frei et al. (1998); Christensen und Christensen (2004)); Semmler und Jacob (2004)). Auch wenn die Sommer trockener werden, könnte das Auftreten von Starkniederschlägen ansteigen. Für Deutschland wurde eine detaillierte Untersuchung anhand von Beobachtungsdaten hinsichtlich des Extremwertverhaltens durchgeführt. Der im Industriezeitalter eingetretene globale Klimawandel ist in den letzten Jahrzehnten am Temperaturanstieg („Global Warming“) sehr deutlich abzulesen (Schönwiese, 2005). Die Beobachtungen zeigen einen progressiven Erwärmungstrend in Deutschland. Die Eintrittswahrscheinlichkeit von heißen Sommern wie im Jahr 2003 ist im Zeitraum von 1760 bis 2003 um den Faktor 20 gestiegen, wobei dieser Anstieg in den letzten zwei Jahrzehnten beobachtet wurde (Schönwiese et al., 2004).

Die zeitlichen Veränderungen des Niederschlags zeigen in Deutschland im 20. Jahrhundert regional bzw. subregional so komplizierte Strukturen, dass eine einfache Charakterisierung schwer fällt. Am wichtigsten erscheint eine langfristige winterliche Zunahme im Zeitraum von 1901 bis 2000 insbesondere im Westen und Süden. Jedoch verdient der Sommer insofern eine besondere Betrachtung, als sich Trends zu mehr Trockenheit mit episodischen Starkniederschlägen überlagern, säkular vor allem in Sachsen, aber auch im Südwesten und Nordosten (Trömel und Schönwiese (2005); Schönwiese und Trömel (2006); Trömel und Schönwiese (2007a); Trömel und Schönwiese (2007b)). An der Beobachtungsstation Hohenpeißenberg wurde ein bedeutsamer Anstieg der Tage mit Niederschlag über 30 mm beobachtet: Von 2.8 Tagen im Jahr 1879 auf 5.2 Tage im Jahr 2000 (Fricke und Kaminski, 2001).

Nach der Clausius-Clapeyronschen-Gleichung steigt der Sättigungswasserdampfdruck pro Grad Erwärmung um etwa 6 %. Die Atmosphäre ist somit bei höheren Temperaturen in der Lage, mehr Feuchtigkeit zu speichern, die wiederum als Niederschlag abgegeben werden kann. Dieser Zusammenhang allein kann aber noch nicht das Auftreten von Starkniederschlägen mit Rekordhöhen von weit über 100 mm erklären. Derart große Niederschlagsmengen, die auf eine Intensivierung des Wasserkreislaufs hindeuten, können nur bei großräumigem Transport feuchter Luftmassen und Konvergenz von wasserdampfgesättigter Luft aus einem großen Einzugsgebiet auftreten (Frei et al. (1998); Fricke und Kaminski (2002)). Von Gerstengarbe und Werner (2005) haben im Sommer Zunahmen der Wetterlagen TrM (Troglage Mitteleuropa) und BM (Hochdruckbrücken über Mitteleuropa) im Zeitraum von 1881 bis 2001 festgestellt. Die Wetterlage TrM beinhaltet die sogenannte Vb-Zugbahn von Tiefdruckgebieten, die von der Adria nach Polen führt. Mudelsee et al.

(2004) kamen dagegen nicht zu dem Schluss, dass die Vb-Zugbahnen zugenommen haben.

Zusammenfassend wird deutlich, dass verschiedene Wissenschaftler mit unterschiedlichen Methoden noch keine eindeutige Aussage über Niederschlagsänderungen in den Beobachtungsdaten für Deutschland machen können. Die Ergebnisse widersprechen sich allerdings nicht, denn der Niederschlag ist horizontal hoch variabel und die Untersuchungen an einer einzelnen Station können keine Information für ganz Deutschland liefern. Zudem unterliegt der Niederschlag sehr starken dekadischen Schwankungen, und der Zeitraum für die Untersuchung der Niederschlagsänderung ist noch nicht lang genug, um ein eindeutiges Signal feststellen und als Ursache die Treibhausgasemissionen festlegen zu können.

Die Antwort auf die Frage, was unter diesen Bedingungen eine weitere Untersuchung rechtfertigt, gibt Abschnitt 1.3 der Einleitung. Zuvor soll noch näher auf die Ergebnisse der in dieser Arbeit verwendeten Klimamodelle eingegangen werden.

1.2 Bisherige Ergebnisse der hier verwendeten Klimamodelle

Das globale Klimamodell ECHAM5/MPI-OM liefert Informationen über die globalen Änderungen der Atmosphäre und der Ozeane und ihrer Zirkulation unter Annahme verschiedener Treibhausgaskonzentrationen. Diese Informationen liegen auf einem räumlichen Gitter in Abständen von 200 km vor, was für die Untersuchung lokal auftretender extremer Temperaturen und Niederschläge zu ungenau ist. Deshalb wurden die Informationen des Globalmodells als Initialisierung und Randantrieb für das regionale Klimamodell REMO verwendet, das mit einer horizontalen Auflösung von 50 km feiner auflöst. Eine noch feinere Auflösung wird möglich, wenn dieser Vorgang wiederholt wird und man die Ergebnisse von REMO als Initialisierung und Randantrieb für eine horizontale Auflösung von 10 km verwendet. Diese feine horizontale Auflösung ermöglicht es, alle orographischen Strukturen bis hin zu den Mittelgebirgen aufzulösen und somit auch die zugehörigen Klimaprozesse. Das regionale Klimamodell stellt zwar immer noch eine Vereinfachung der natürlichen Prozesse dar, es kann aber durch die hohe Auflösung komplexere Vorgänge erfassen.

Im Projekt „Prudence“ sind die Ergebnisse von elf regionalen Klimamodellsimulationen miteinander verglichen worden (Christensen und Christensen, 2007). Es liefert die bisher umfassendsten Ergebnisse zur Untersuchung von Unsicherheiten in der regionalen Klimamodellierung für das 21. Jahrhundert in Europa. Die Aussagen eines regionalen Klimamodells hängen neben der internen Variabilität, die freilaufende Klimamodelle besitzen, sehr stark von der individuellen Modellformulierung, dem antreibenden Globalmodell und den vorgeschriebenen Emissionen ab (Déqué, 2007). Ein stark verkürzter Überblick über einige der wichtigsten Ergebnisse ergibt folgendes Bild: In den RCM-Simulationen der Oberflächentemperatur konnte gerade im Sommer und Winter ein starker positiver Bias in allen Modellergebnissen im Vergleich zu dem als Referenz dienenden CRU-Datensatz (Climate Research Unit) festgestellt werden (Jacob et al., 2007). Die Variabilität der beobachteten Sommertemperaturen wird von den Modellen überschätzt. Alle Modelle weisen eine deutliche Zunahme der Variabilität für den Szenarienzeitraum 2070–2100 im Vergleich zum Kontrollzeitraum 1961–1990 auf (Vidale et al., 2007). Die Zunahme der Temperaturvariabilität im Szenario ist größer als die Zunahme der Mitteltemperatur (Kjellström et al., 2007). Der Zusammenhang zwischen Energie- und Wasserhaushalt an der Oberfläche und der Temperaturvariabilität wird von Lenderink et al. (2007) bestätigt. Ebenso zeigen alle Modelle eine deutliche Niederschlagszunahme mit steigenden Temperaturen im Winter und eine Tendenz zu trockeneren und

wärmeren Sommern, speziell in Südeuropa. Für die Extremereignisse im Szenarienzeitraum wird von allen Modellen (GCM und RCM) die Möglichkeit einer Zunahme von Hitzewellen im Vergleich zum Kontrollzeitraum prognostiziert, da die Variabilität der Sommertemperaturen stärker ist als die Zunahme der mittleren Temperaturen (Beniston et al., 2007). Die Vorhersage von Starkniederschlägen hängt sehr von der Wahl des Modells ab. Eine definitive Aussage konnte für die Starkniederschläge im Winter getroffen werden, die in Nord- und Zentraleuropa zu- und in Südeuropa abnehmen. Alle Modelle sagen frühere und längere Trockenperioden im Mittelmeerraum voraus. Speziell die Änderungen der extremen Niederschläge werden erheblich von den Zirkulationen des antreibenden GCMs bestimmt, die stark von den Beobachtungen abweichen. Alle GCMs sagen zu warme und feuchte Winter vorher, da die östliche Strömung fehlt (van Ulden et al., 2007).

1.3 Ziel der Arbeit, methodisches Vorgehen und Aufbau

Es stellt sich nun die Frage, warum in einer weiteren Arbeit das Temperatur- und Niederschlagsverhalten im 21. Jahrhundert in Deutschland untersucht wird. Folgende Gründe rechtfertigen das Vorhaben:

In dieser Arbeit sind die aktuellsten Modellergebnisse von ECHAM5/MPI-OM und REMO verwendet worden, die erstmals für eine durchgängige Zeitreihe von 1950 bis 2100 für drei verschiedene Szenarien (A1B, B1 und A2) vorliegen und die horizontal fein aufgelöst sind. Das ist wichtig, um Änderungen im Niederschlag bestimmen zu können, weil der Niederschlag mit feinen orographischen Strukturen verknüpft ist und starken dekadischen Schwankungen unterliegt.

Auf dieser Grundlage kann folgenden Fragen nachgegangen werden:

- Ab wann und um wieviel werden sich die Temperatur und der Niederschlag ändern? Wie groß sind die Unterschiede zwischen den einzelnen Szenarien A1B, B1 und A2?
- Wird das heutige Klima erhalten bleiben oder könnte in Zukunft in Deutschland ein neues Klima herrschen, bedingt durch Änderungen der mittleren Temperatur und des Niederschlags sowie durch Änderungen von deren Variabilität?
- Werden Extremereignisse auftreten?
- Entstehen regionale Unterschiede? Gibt es bestimmte Gebiete, die von der Klimaänderung stärker betroffen sind als andere?
- Sind die Änderungen in bestimmten Jahreszeiten besonders ausgeprägt?

Zur Klärung dieser Fragen eignet sich die statistische Analyse von Häufigkeitsverteilungen der Zeitreihendaten. Diese Verteilungen heißen in normierter Form Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen (Probability Density Functions, PDF). Eine Häufung von Extremereignissen kann beispielsweise durch einen Trend im Mittelwert der gesamten Zeitreihe entstanden sein oder durch eine Zunahme der Streuung oder durch eine Kombination aus beiden Faktoren.

Die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung erlaubt die zeitabhängige Berechnung von Verteilungsparametern (Grieser et al. (2002); Trömel (2004); Trömel und Schönwiese (2005)).

Die Parameter Mittelwert μ und Standardabweichung σ der Gauß-Verteilung bzw. der Lageparameter a und der Streuparameter b der Gumbel-Verteilung lassen sich für jeden beliebigen Zeitpunkt bestimmen. Da die gesamte Zeitreihe in die Untersuchungen eingeht, kann für jeden Zeitpunkt eine Aussage über den Mittelwert und die Streuung der PDF getroffen werden. Es lassen sich der Trend und der progressive Trend angeben. Ebenfalls lässt sich zu jedem beliebigen Zeitpunkt die Wahrscheinlichkeit für Extremwerte berechnen (Schönwiese et al. (2003); Trömel (2004); Jonas et al. (2005)).

Die in der vorliegenden Arbeit als Datengrundlage verwendeten Zeitreihen entstammen den Klimamodellen, die in Kapitel 2 beschrieben werden und die die Treibhausgasemissionen der IPCC-Szenarien berücksichtigen. Die monatlichen Temperatur- und Niederschlagszeitreihen werden mit der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung untersucht, die in Kapitel 3 detailliert vorgestellt wird. Die Beschreibung der Auswertungsergebnisse der Temperatur- und Niederschlagszeitreihen beginnt in Kapitel 4 mit einer ausführlichen Validierung des Reanalysenlaufs und des Kontrolllaufs mit Beobachtungen. Es folgt ein Einblick in die Darstellung des Elbehochwassers und des Hitzesommers 2003 durch die Modellergebnisse (Kapitel 5). Die Ergebnisse der Auswertung der monatlichen Mitteltemperaturen und der monatlichen Niederschlagssummen für die drei SRES-Szenarien A1B, B1 und A2 im Zeitraum von 1950 bis 2099 werden in Kapitel 6 und 7 dargestellt. Die Arbeit endet mit einer Zusammenfassung und der Diskussion der Ergebnisse.

Die drei Simulationen eines einzelnen Klimamodells, die in dieser Arbeit vorgestellt werden, erlauben einen Einblick in mögliche künftige Klimaänderungen. Sie liefern keine verlässliche Prognose der Klimaänderung im 21. Jahrhundert. Anders als für die Ergebnisse von Prudence lassen sich für die Simulationen Unsicherheiten nicht quantifizieren. Diese Modellergebnisse fließen in andere Projekte ein, in denen wiederum umfangreiche Modellvergleiche durchgeführt werden (vgl. mit Kapitel 9).

2 Klimamodelle und Szenarien

2.1 Das Globalmodell

Das gekoppelte globale Ozean-Atmosphäre-Modell ECHAM5/MPI-OM (Jungclaus et al., 2006) besteht aus dem globalen Atmosphären-Zirkulationsmodell ECHAM, das auf der Grundlage des operationellen Wettervorhersagemodells des Europäischen Zentrums für mittelfristige Wetterprognosen ECMWF (Simmons et al., 1989) am Max Planck Institut (MPI) für Meteorologie in Hamburg weiterentwickelt wurde (Roeckner et al. (1996); Roeckner et al. (1999); Roeckner et al. (2003); Roeckner et al. (2004)), sowie aus dem Ozean-Zirkulationsmodell MPI-OM (Marsland et al., 2003), das eine Version des Ozean-Zirkulationsmodells HOPE ist.

ECHAM ist ein spektrales Modell, in dem die prognostischen Variablen Vorticity, Divergenz, Temperatur und Bodenluftdruck durch eine begrenzte Reihenentwicklung von Kugelflächenfunktionen (T63, triangular truncation) repräsentiert werden. Die horizontale Auflösung des Atmosphärenmodells beträgt 1.875° , was am Äquator einem Gitterabstand von etwa 200 km entspricht. Die vertikale Auflösung ist durch 31 ungleichmäßige Schichten von der Erdoberfläche bis zu einem Druck p von 19 hPa bestimmt. Dabei folgen die σ -Koordinaten in einem hybriden ($\sigma - p$) Koordinatensystem an der Erdoberfläche dem Oberflächenprofil und gehen mit zunehmender Höhe allmählich in konstante Druckschichten über. Prozesse, die kleinräumiger als die Maschenweite des Modellgitters sind, wie z.B. kurzwellige und langwellige Strahlung, Wolkenbedeckung, Cumulus-Konvektion, Gravitationswellen und Grenzschicht- und Bodenprozesse, werden mit Hilfe von physikalischen Ansätzen parametrisiert.

Das Ozeanmodell besteht aus den sogenannten „primitiven“ Gleichungen für eine hydrostatische Bousinesque Flüssigkeit mit einer freien Oberfläche. Die horizontale Auflösung beträgt $1,5^\circ$ und entspricht etwa 160 km am Äquator. Die vertikale Auflösung beträgt 40 Schichten. Folgende physikalische Prozesse sind parametrisiert: Diffusion entlang der Isopyknen, horizontale Vermischung von Tracern durch nicht aufgelöste Eddies, vertikale Vermischung durch Eddies, oberflächennahes Vermischen durch Wind, konvektives Overturning und Konvektion, hervorgerufen durch Neigung. Die Konzentration und Dicke des Meereises werden aus den Mittelwerten des dynamischen und thermodynamischen Meereis-Modells berechnet.

Im gekoppelten System gibt das Ozeanmodell an das Atmosphärenmodell folgende Felder weiter: Temperatur an der Oberfläche (SST), Meereiskonzentration, Meereisdicke und Ozeanoberflächengeschwindigkeit. Das Atmosphärenmodell benutzt diese Antriebsdaten für einen gekoppelten Zeitschritt und akkumuliert die antreibenden Flüsse. Diese Flüsse werden dann an den Ozean zurückgegeben. Zusätzlich werden Windstress, Wärme und Süßwasserflüsse an den Ozean übergeben, zur Berechnung der turbulenten Vermischung durch Wind. Die Flüsse werden separat für eisbedeckte und eisfreie Wasserflächenanteile einer Gitterbox berechnet. Der Abfluss und das Kalben von Gletschern werden interaktiv im Atmosphärenmodell behandelt. Die damit zusammenhängenden Süßwasserflüsse werden an den Ozean weitergegeben, ebenso wie die Differenz aus Niederschlag und Verdunstung. Das Besondere dieses gekoppelten Systems ist, dass der Oberflächenwindstress

über dem Ozean im Verhältnis zur Oberflächenströmung berechnet wird. Daher wird für den Impulsfluss keine Oberflächenkorrektur mehr benötigt.

Im Kontrolllauf des Zeitraums 1950 bis 2000 wurden die Treibhausgase CO₂, CH₄, N₂O, CFC, O₃ und Sulfat Aerosole für jedes Jahr aus Beobachtungen und aus chemischen Transportmodellen entnommen. Für die Szenarien werden die Treibhausgas- und Sulfataerosolkonzentrationen für jedes Jahr vorgegeben, wie es für jedes einzelne Szenario A1B, B1 und A2 im „Special Report on Emissions Scenarios“ SRES (Nakicenovic und Swart, 2000) des „Intergovernmental Panel on Climate Change“ (IPCC) festgelegt ist.

2.2 Das Regionalmodell

Das regionale Klimamodell REMO ist ein numerisches dreidimensionales und hydrostatisches Modell. Es wurde innerhalb des „Baltic Sea Experiments“ (BALTEX) am Max-Planck-Institut für Meteorologie in Hamburg entwickelt (Jacob und Podzun (1997); Jacob (2001); Jacob et al. (2001)). REMO ist aus dem Europa-Modell des Deutschen Wetterdienstes hervorgegangen (Majewski et al., 1995).

In REMO wird ein rotiertes sphärisches Koordinatensystem verwendet. Der Äquator des rotierten Systems wird durch die Mitte des Modellgebiets gelegt. Dadurch bleiben die Modellgitterboxen in etwa gleich groß. In REMO können verschiedene horizontale Gitterauflösungen von 10 km bis 100 km verwendet werden. In der vorliegenden Arbeit werden nur Ergebnisse mit einer horizontalen Auflösung von 10 km verwendet. Typischerweise wird in REMO die Atmosphäre in 29 Schichten unterteilt, deren Dicke nach oben zunimmt. Die unteren 3 km der Troposphäre werden dabei besonders gut aufgelöst.

Ein regionales Modell muss grundsätzlich initialisiert werden und benötigt am seitlichen Rand kontinuierlich Informationen über den aktuellen Zustand der globalen Zirkulation. Bei der Initialisierung müssen sämtliche prognostischen Atmosphärenfelder (horizontale Windkomponente, Temperatur, spezifische Feuchte, Flüssigwassergehalt) auf allen Modellflächen vorgegeben werden (Semmler, 2002). Zusätzlich werden der Bodendruck und die Oberflächentemperatur (Erdboden oder Meer) für fünf verschiedene Schichten bis in 10 m Tiefe benötigt, sowie die Bodenfeuchte, die Schneehöhe und Schneetemperatur, und der sogenannte Skin-Reservoir-Inhalt. Das ist die Wassermenge, welche die Vegetation an ihren Oberflächen speichert.

Am seitlichen Rand müssen während des Modelllaufs ebenfalls sämtliche prognostischen Atmosphärenfelder vorgegeben werden. Die seitlichen Randwerte beeinflussen dabei die äußeren acht Reihen des Modellgitters in der Weise, dass diese in der äußersten Reihe fest vorgegeben werden und in den angrenzenden sieben Reihen ihr Einfluss zum Inneren des Modellgebiets hin exponentiell abnimmt.

Außerdem benötigt REMO einige Bodenfelder, die während der Simulation konstant gehalten werden: Orographie, Varianz der Orographie (die es aufgrund der räumlichen Variation innerhalb einer Gitterzelle gibt), Land-Meer-Verteilung, die Bodenrauigkeitslänge, die Bodentextur (Unterscheidung zwischen Sand, Lehm, Ton oder deren Mischformen), die Bodenalbedo, den Vegetationsanteil, den Waldanteil, den Blattflächenindex und die Feldkapazität des Bodens (Rechid, 2001).

REMO kann alternativ mit den physikalischen Parametrisierungen des Europa-Modells des DWD

und mit denen des globalen Klimamodells ECHAM4 (Roeckner et al., 1996) betrieben werden. Für die hier vorliegenden Untersuchungen wurde REMO mit ECHAM4 Physik gerechnet, da diese auf die Klimasimulationen abgestimmt ist.

Weitere detaillierte Informationen über die horizontale Diskretisierung der Modellgleichungen, Initialisierung der Bodenfeuchte, Schneeparametrisierung und obere Randbedingungen werden von Semmler (2002) beschrieben. Die Wolkenparametrisierung wird bei Pfeifer (2006) erklärt. Die Parametrisierung der Landoberflächen (Albedo, Rauigkeitslänge, Vegetations- und Waldbedeckungsgrad, Blattflächenindex, Feldkapazität, Bodenart, Orographie und orographische Varianz) und der Jahresgang der Vegetation (Blattflächenindex, Vegetationsbedeckungsgrad, Bodenalbedo) werden in den Arbeiten von Rechid (2001) und Rechid und Jacob (2005) erläutert.

2.3 Antrieb für das Regionalmodell

REMO übernimmt Druck, Wind, Feuchte und Temperatur aus dem Globalmodelllauf als Randantrieb, der somit auch noch einen gewissen — wenn auch geringen — Einfluss auf die 0.08° Regionalsimulation hat. Es wird für alle Modellsimulationen mit hoher horizontaler Auflösung das doppelt dynamische Downscaling angewendet. Als globaler Antrieb stehen zwei verschiedene Modellergebnisse zur Verfügung: ECHAM5/MPI-OM T63 auf 200×200 km horizontaler Auflösung oder Reanalysen T106 mit 150×150 km horizontaler Auflösung. Diese werden als Randantrieb und für die Bodeninitialisierung für REMO mit 50×50 km horizontaler Auflösung verwendet. Die so entstandenen Ergebnisse werden wiederum als Antrieb für die hochaufgelösten Modellsimulationen von 10×10 km benutzt (Abb. 2.1).

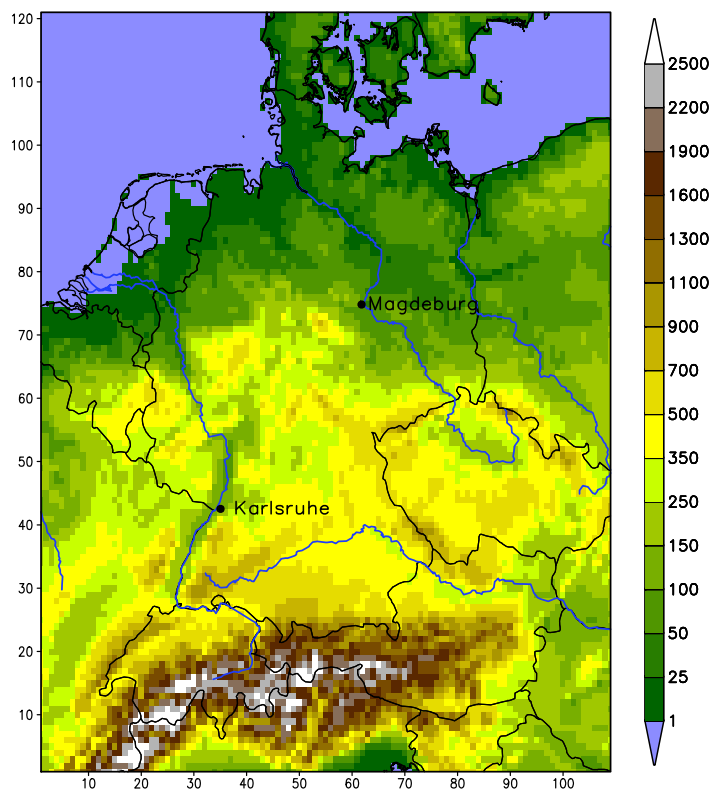


Abbildung 2.1: Orographie [m] mit einer horizontalen Auflösung von 10×10 km

Es wurden drei verschiedene Szenarien ausgewertet (Tabelle 2.1):

Szenario	Antrieb	Zeitraum	horizontale Auflösung	vert. Auflösung
	Reanalysen (ERA15)	1979–2003	10×10 km (REMO 5.7)	27 Schichten
A1B	ECHAM5/MPI-OM	1960–2100	10×10 km (REMO 5.7)	27 Schichten
B1	ECHAM5/MPI-OM	1960–2100	10×10 km (REMO 5.7)	27 Schichten
A2	ECHAM5/MPI-OM	1960–2100	10×10 km (REMO 5.7)	27 Schichten

Tabelle 2.1: Liste der Modellläufe

2.4 Emissionsszenarien

Um realistisch abschätzen zu können, wie sich das Klima in Zukunft entwickeln wird, muss man nicht nur die innere Dynamik des Klimasystems kennen, sondern auch die zukünftige Entwicklung der äußeren Ursachen. Diese ist nicht nur für die natürlichen Antriebe — etwa die Sonne — ungewiss, sondern auch für den Faktor Mensch, der immer mehr an Bedeutung gewinnt. Um diesen abschätzen zu können wurden verschiedene Szenarien entwickelt. Jedes Szenario beschreibt einen plausiblen, auf bestimmte Annahmen beruhenden Entwicklungspfad der Menschheit, der sich auf die zu erwartenden Emissionen, insbesondere an Kohlendioxid (Abb. 2.2) und auf die von Menschen verursachten Umweltveränderungen unterschiedlich auswirkt (Cubasch, 2002). In diese Szenarien

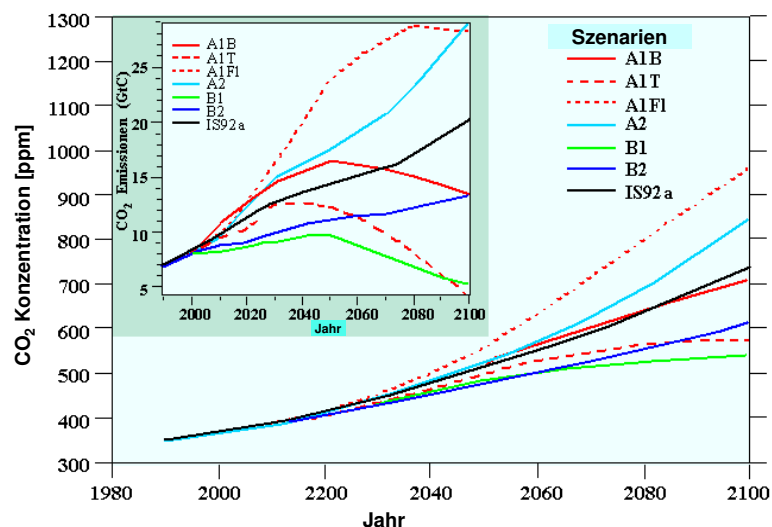


Abbildung 2.2: Globale CO_2 Konzentrationen, Quelle: Houghton et al. (2001)

fließt ein, wie sich die Weltbevölkerung verändern, welchen Lebensstandard sie erreichen, wieviel Energie sie verbrauchen und welche Energieträger man dafür einsetzen wird. Eine Expertengruppe des Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) (Houghton et al., 2001) hat sich auf etwa 35 Emissionsszenarien, die sogenannten SRES-Szenarien, geeinigt, denen verschiedene „story lines“ zugrunde liegen. Diese Vielfalt an Szenarien ist in vier Familien (A1, A2, B1, B2) unterteilt:

Die **A1-Szenarienfamilie** beschreibt eine Welt mit sehr schnellem Wirtschaftswachstum und einer Weltbevölkerung, deren Anzahl in der Mitte des 21. Jahrhunderts ihr Maximum erreichen und danach abnehmen wird. Es wird eine schnelle Einführung neuer und effizienterer Technologien erwartet. Regionale Unterschiede in Lebensstandard und Einkommen werden ausgeglichen.

Die **A2-Szenarienfamilie** nimmt eine weiterhin heterogene Welt an. Man geht von einer gewissen regionalen wirtschaftlichen Unabhängigkeit und dem Erhalt lokaler Unterschiede aus. Die Weltbevölkerung nimmt kontinuierlich zu. Die ökonomische Entwicklung, der Lebensstandard und die Einkommen sind regional sehr unterschiedlich und der technologische Wandel geht nur langsam voran.

Die **B1-Szenarienfamilie** geht wie A1 von einer Weltbevölkerung aus, die nur bis zur Mitte des 21. Jahrhunderts anwächst. Die ökonomische Entwicklung geht aber mehr in Richtung Dienstleistungsgesellschaft und Informationsgesellschaft mit weniger Materialverbrauch und der Einführung

von sauberen und effizienten Technologien. Das Gewicht liegt auf globalen, nachhaltigen Lösungen der ökonomischen, ökologischen und sozialen Probleme.

Die **B2-Szenarienfamilie** unterstellt eine Entwicklung, in der lokale, nachhaltige Lösungen für ökonomische, ökologische und soziale Probleme gefunden werden. Die Bevölkerung steigt kontinuierlich an, jedoch langsamer als in A2. Es gibt eine langsamere ökonomische Entwicklung als in den anderen Szenarien und eine diversifizierte technologische Entwicklung. Der Schwerpunkt liegt auf Umweltschutz und sozialer Gerechtigkeit, auf eher lokaler und regionaler Ebene.

3 Klimavariablen und strukturorientierte Zeitreihenentwicklung

In früheren Arbeiten wurden feste obere und untere Schranken zur Beschreibung und Analyse von Klimaänderungen und Extremereignissen verwendet. Dabei handelt es sich um starre Schranken, die keinen Bezug zu den Änderungen des Mittelwertes und der Streuung der Verteilungsfunktion besitzen, wodurch wichtige Informationen unberücksichtigt bleiben. Zum Beispiel könnten in Zukunft vermehrt heiße Tage auftreten verbunden mit einem positiven Trend im Mittelwert bei konstanter Standardabweichung. Andererseits könnte es sich auch um einen positiven Trend beider Variablen, Mittelwert und Standardabweichung, handeln. Dies wäre ein erstes Anzeichen dafür, dass sich die klimatischen Bedingungen innerhalb des ausgewählten Zeitraumes grundlegend ändern. Daher ist es wichtig, die gesamte Zeitreihe zu analysieren.

Die Zeitreihen der Monatsmitteltemperatur und der mittleren Monatsniederschlagssumme werden hier mit der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung untersucht (Vislocky und Fritsch (1995); Grieser et al. (2002); Trömel (2004); Jonas et al. (2005)). Für die Temperaturzeitreihen wird vorausgesetzt, dass sie der Gauß-Verteilung unterliegen, und für die mittleren Monatsniederschlagssummen, dass sie der Gumbel-Verteilung unterliegen. Ob diese Annahmen richtig sind, wird mit dem Kolmogoroff-Smirnoff-Test geprüft. Bei der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung sind Mittelwert und Standardabweichung der Gauß-Verteilung bzw. Lage- und Streuparameter der Gumbel-Verteilung zeitlich veränderlich als Linearkombination einiger ausgewählter Basisfunktionen. Für eine vorgegebene Zeitreihe werden die Koeffizienten der Basisfunktionen durch schrittweise Regression (von Storch und Zwiers, 1999) und einen Likelihood-Quotiententest ausgewählt (Schrader und Hettmansperger (1980); Trömel (2004)).

Unter Berücksichtigung der zeitlichen Variation der beiden Parameter, die die Verteilung beschreiben, werden die instationären Zeitreihen der Temperatur und des Niederschlags in zeitlich stationäre Residuenreihen umgerechnet. Die Residuenreihen werden anschließend auf das Auftreten von Extremwerten hin untersucht und deren Auftrittswahrscheinlichkeit wird berechnet.

Die Eigenschaften der Gauß-Verteilung und der Gumbel-Verteilung werden in dem folgenden Abschnitt näher beschrieben. Die mathematischen Erläuterungen der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung befinden sich im Abschnitt 3.3.

3.1 Gauß-Verteilung

Die Gauß-Verteilung oder Normalverteilung wird durch die Funktion

$$f_G(y) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2}; \quad y, \mu \in \mathcal{R}, \sigma \in \mathcal{R}^+ \quad (3.1)$$

beschrieben. Sie bildet das Argument y auf die Wahrscheinlichkeit $f_G(y)$ seines Auftretens ab. $\mathcal{R}$ ist die Menge der reellen Zahlen und $\mathcal{R}^+$ die Menge der reellen Zahlen > 0 . Die Verteilungsparameter dieser Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (engl. PDF: Probability density function) sind der Mittelwert μ und die Standardabweichung σ . Die Verteilung ist symmetrisch um μ , wobei σ ein Maß für die Streuung oder graphisch interpretiert die Breite dieser PDF ist. Bei einer Variation des Mittelwerts und konstanter Standardabweichung wird die Kurve formtreu verschoben. Eine Variation von σ bei konstantem μ hingegen verändert die Form der PDF: sie wird mit zunehmendem σ breiter (Abb. 3.1).

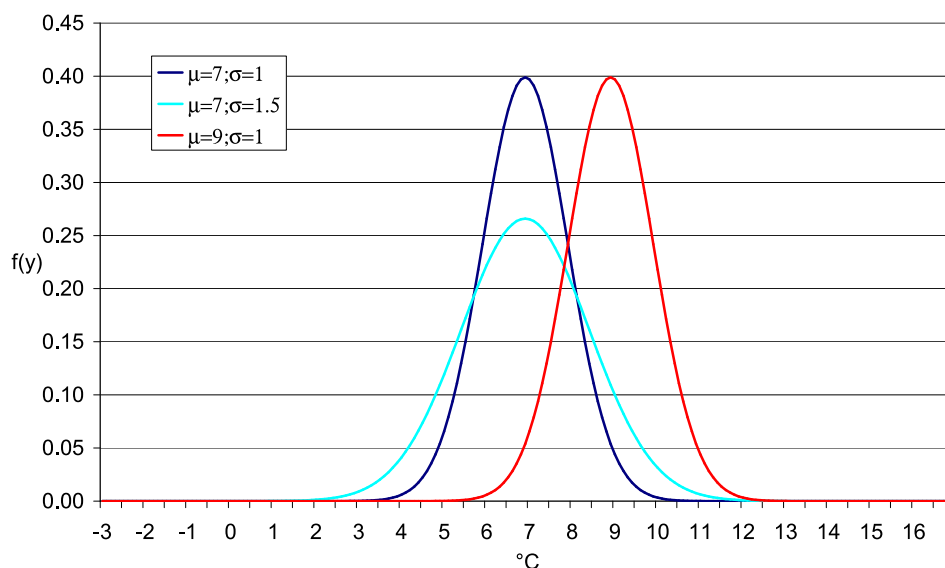


Abbildung 3.1: Gauß'sche-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Temperatur in °C

3.2 Gumbel-Verteilung

Die Gumbel-Verteilung wird beschrieben durch die Funktion

$$f_{GV}(y) = \frac{1}{b} e^{-\frac{y-a}{b}} e^{-e^{-\frac{y-a}{b}}}; \quad y, a \in \mathcal{R}, b \in \mathcal{R}^+. \quad (3.2)$$

$\mathcal{R}$ ist die Menge der reellen Zahlen und $\mathcal{R}^+$ die Menge der reellen Zahlen > 0 . Die beiden Verteilungsparameter sind die Lage a und die Streuung b . Diese PDF ist linkssteil und damit im Gegensatz zur Gauß-Verteilung asymmetrisch. Deswegen eignet sie sich besser zur Modellierung von Niederschlagsdaten als die Gauß-Verteilung. Jedoch ist sie nicht nach unten beschränkt, so dass Niederschlagshöhen unter 0 mm nicht als unmögliche Ereignisse modelliert werden. Bei Variation des Lageparameters a und konstantem Streuparameter b verschiebt sich die PDF wie die Gauß-Verteilung formtreu. Mit zunehmendem Streuparameter b verbreitert sich ihre Form (Abb. 3.2).

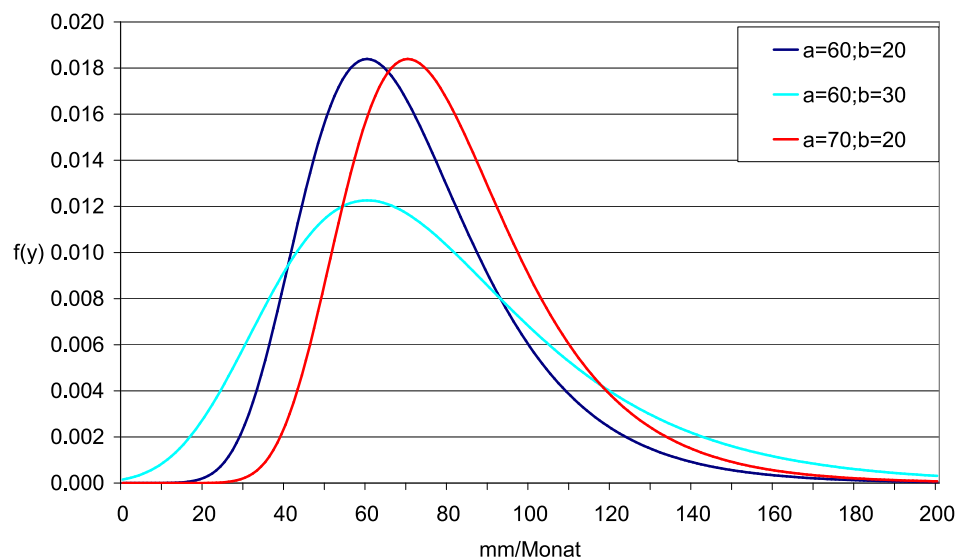


Abbildung 3.2: Gumbel'sche-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion des Niederschlags in mm/Monat

3.3 Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung

Betrachtet werden Zeitreihen $y(t)$, wobei y die Messgröße — Temperatur oder Niederschlag — darstellt und t die Zeit. Die Messungen liegen an n diskreten Zeitpunkten $y_i = y(t_i)$, $i = 1, 2, \dots, n$ vor, wobei der zeitliche Abstand zwischen zwei Messungen konstant ist. Es gilt $t_i = \frac{i}{n}$, so dass die zeitliche Dauer der Messreihe auf eins normiert ist.

Die Elemente der Zeitreihe treten mit Wahrscheinlichkeiten auf, die durch die Gauß-Verteilung und die Gumbel-Verteilung beschrieben werden. Diese Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen werden jeweils durch zwei Parameter charakterisiert: Die Gauß-Verteilung durch den Mittelwert μ und die Standardabweichung σ und die Gumbel-Verteilung durch den Lageparameter a und den Streuparameter b .

Die beiden Parameter, die die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion charakterisieren, sollen zeitlich variieren können. In diesem Fall nennt man die Zeitreihen „instationär“. Die Art der zeitlichen Variation wird vorgegeben. Es handelt sich dabei um Trends und saisonale Variationen, die durch Polynome und trigonometrische Funktionen beschrieben werden. Die Größe dieser deterministischen Anteile wird nach dem Prinzip der optimalen Mutmaßlichkeit (Maximum-Likelihood-Methode) bestimmt.

Anschließend werden die deterministischen Anteile aus der Zeitreihe entfernt, indem die Zeitreihe in die stationäre Residuenreihe transformiert wird. Die Residuenreihe wird dann durch eine Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion mit zwei zeitlich konstanten Parametern, $\mu = 0$ und $\sigma = 1$ bzw. $a = 0$ und $b = 1$, beschrieben.

3.3.1 Gauß-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion

Die Gauß-Verteilung (Normalverteilung) ist durch die Funktion

$$f_G(y_i; \mu_i, \sigma_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i}\right)^2} \quad (3.3)$$

gegeben, wobei der Index i die Zeitabhängigkeit der Messgröße $y_i = y(t_i)$ bezeichnet.

Der Mittelwert μ_i und die Standardabweichung σ_i sind zeitlich veränderlich. μ_i wird als Linearkombination von m zeitabhängigen Funktionen $f_i = f(t_i)$ dargestellt, und σ_i als Linearkombination von l zeitabhängigen Funktionen $g_i = g(t_i)$:

$$\mu_i = \sum_{k=1}^m d^{(k)} f_i^{(k)}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (3.4)$$

$$\sigma_i = \sum_{k=1}^l h^{(k)} g_i^{(k)}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3.5)$$

Die Koeffizienten $d^{(k)}$ und $h^{(k)}$ beschreiben die Messreihe optimal, wenn das Produkt der Funktion (3.3) über alle Zeitpunkte maximal ist (Maximum-Likelihood-Prinzip).

$$\prod_{i=1}^n f_G(y_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i}\right)^2} \quad (3.6)$$

Da die Funktion f_G für positive Werte von σ_i immer positiv ist, kann stattdessen der Logarithmus der Funktion maximiert oder der negative Logarithmus minimiert werden (von Storch und Zwiers (1999)). Dieser ist durch

$$-\ln \prod_{i=1}^n f_G(y_i) = n\sqrt{2\pi} + \sum_{i=1}^n \ln \sigma_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i}\right)^2 \quad (3.7)$$

gegeben. Die Gleichungen (3.4) und (3.5) werden in (3.7) eingesetzt und die Koeffizienten $d^{(k)}$ und $h^{(k)}$ so bestimmt, dass die Funktion minimal ist. Der erste Term in (3.7) ist konstant und kann dabei weggelassen werden:

$$F_G = \sum_{i=1}^n \ln \sigma_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i}\right)^2 \quad (3.8)$$

Das Minimum der negativen Loglikelihood-Funktion F_G liegt dort, wo die ersten Ableitungen der Funktion F_G bzgl. $d^{(k)}$ und $h^{(k)}$ verschwinden:

$$\frac{\partial F_G}{\partial d^{(\alpha)}} = 0 \quad \alpha = 1, 2, \dots, m, \quad (3.9)$$

$$\frac{\partial F_G}{\partial h^{(\beta)}} = 0, \quad \beta = 1, 2, \dots, l. \quad (3.10)$$

Die Ableitungen können mit der Kettenregel berechnet werden:

$$\frac{\partial F_G}{\partial d^{(\alpha)}} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial F_G}{\partial \mu_i} \frac{\partial \mu_i}{\partial d^{(\alpha)}}, \quad \alpha = 1, 2, \dots, m, \quad (3.11)$$

$$\frac{\partial F_G}{\partial h^{(\beta)}} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial F_G}{\partial \sigma_i} \frac{\partial \sigma_i}{\partial h^{(\beta)}}, \quad \beta = 1, 2, \dots, l. \quad (3.12)$$

Aus den Gleichungen (3.4), (3.5) und (3.8) folgen:

$$\frac{\partial \mu_k}{\partial d^{(\alpha)}} = f_k^{(\alpha)}, \quad (3.13)$$

$$\frac{\partial \sigma_k}{\partial h^{(\beta)}} = g_k^{(\beta)}, \quad (3.14)$$

$$\frac{\partial F_G}{\partial \mu_k} = \frac{\mu_k - y_k}{\sigma_k^2}, \quad (3.15)$$

$$\frac{\partial F_G}{\partial \sigma_k} = \frac{1}{\sigma_k} \left[1 - \left(\frac{y_k - \mu_k}{\sigma_k} \right)^2 \right], \quad k = 1, 2, \dots, n, \quad (3.16)$$

und damit ergibt sich für die ersten Ableitungen:

$$\frac{\partial F_G}{\partial d^{(\alpha)}} = \sum_{i=1}^n \frac{\mu_i - y_i}{\sigma_i^2} f_i^{(\alpha)}, \quad \alpha = 1, 2, \dots, m, \quad (3.17)$$

$$\frac{\partial F_G}{\partial h^{(\beta)}} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sigma_i} \left[1 - \left(\frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \right] g_i^{(\beta)}, \quad \beta = 1, 2, \dots, l. \quad (3.18)$$

Zur Bestimmung der Koeffizienten $d^{(\alpha)}$ und $h^{(\beta)}$ im Minimum erhält man aus (3.9), (3.10), (3.17) und (3.18) das folgende System von $m + l$ nichtlinearen Gleichungen:

$$\sum_{i=1}^n \frac{\sum_{k=1}^m d^{(k)} f_i^{(k)} - y_i}{\left(\sum_{k=1}^l h^{(k)} g_i^{(k)} \right)^2} f_i^{(\alpha)} = 0, \quad \alpha = 1, 2, \dots, m,$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{\sigma_i} \left[1 - \left(\frac{y_i - \sum_{k=1}^m d^{(k)} f_i^{(k)}}{\sum_{k=1}^l h^{(k)} g_i^{(k)}} \right)^2 \right] g_i^{(\beta)} = 0, \quad \beta = 1, 2, \dots, l.$$

Die Minimierung wird numerisch mit dem Programm CONMIN und der variablen Metrik-Methode von Shanno und Phua (1976) und Shanno und Phua (1980) durchgeführt.

Residuenreihe und Extremereignisse

Wenn die zwei Parameter μ_i und σ_i als Funktion der Zeit vorliegen, wird die ursprüngliche Zeitreihe in die Residuenreihe transformiert. Diese ist stationär, d.h. sie wird durch zeitlich konstante Parameter $\mu = 0$ und $\sigma = 1$ beschrieben.

Die Transformation erfolgt nach folgender Überlegung: Die Wahrscheinlichkeit, dass in der Originalzeitreihe ein kleinerer (oder größerer) Wert eintritt als der Wert y_i soll genauso groß sein wie in der Residuenreihe für den Wert r_i . Dies ist der Fall, wenn für alle Zeitpunkte, $i = 1, 2, \dots, n$, gilt:

$$\int_{-\infty}^{y_i} f_G(u; \mu_i, \sigma_i) du = \int_{-\infty}^{r_i} f_G(u; 0, 1) du. \quad (3.19)$$

Damit folgt unter Verwendung von (3.3):

$$r_i = \frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3.20)$$

Ein Kolmogoroff-Smirnoff-Test gibt Aufschluss darüber, ob die Residuenreihe tatsächlich in guter Näherung normalverteilt ist, wie anfangs angenommen wurde (Kapitel 3.3.5).

Die Residuenreihe wird nun dahingehend untersucht, ob Extremereignisse auftreten.

Die Wahrscheinlichkeit, dass in einer stationären Zeitreihe mit Mittelwert μ und Standardabweichung σ ein Wert y auftritt, der kleiner ist als eine vorgegebene Schranke Y , ist gegeben durch:

$$P(y < Y) = \int_{-\infty}^Y \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2} dy = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{Y - \mu}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right]. \quad (3.21)$$

Hierbei ist die Fehlerfunktion erf durch die zweite Gleichung definiert.

Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Wert y größer als Y auftritt, ist gegeben durch

$$P(y > Y) = 1 - P(y < Y) = \frac{1}{2} \left[1 - \operatorname{erf} \left(\frac{Y - \mu}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right] = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{\mu - Y}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right]. \quad (3.22)$$

Das Auftreten von nicht extremen Ereignissen wird beschrieben durch die Wahrscheinlichkeiten $P(y > Y)$ im Fall einer kleinen Schranke $Y \ll \mu$ und $P(y < Y)$ im Fall einer großen Schranke $Y \gg \mu$. Unter Verwendung des Absolutbetrages können beide Fälle durch dieselbe Formel beschrieben werden:

$$P(y > Y \ll \mu) = P(y < Y \gg \mu) = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{|\mu - Y|}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right]. \quad (3.23)$$

Für n Wiederholungen ist die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von ausschließlich nicht extremen Werten durch die n -te Potenz von Gleichung (3.23) gegeben:

$$P_n(y > Y \ll \mu) = P_n(y < Y \gg \mu) = \left\{ \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{|\mu - Y|}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right] \right\}^n. \quad (3.24)$$

Dann ist die Wahrscheinlichkeit, dass bei n Wiederholungen ein Extremwert auftritt, gegeben durch:

$$P_n(y < Y \ll \mu) = P_n(y > Y \gg \mu) = 1 - \left\{ \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{|\mu - Y|}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right] \right\}^n. \quad (3.25)$$

Die Residuenreihe hat die Parameter $\mu = 0$ und $\sigma = 1$, also vereinfacht sich dieses Ergebnis zu:

$$P_n(y < Y \ll 0) = P_n(y > Y \gg 0) = 1 - \left\{ \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{|Y|}{\sqrt{2}} \right) \right] \right\}^n. \quad (3.26)$$

Die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Extremwerten in Zeitreihen unterschiedlicher Länge ist in Abb. 3.3 dargestellt.

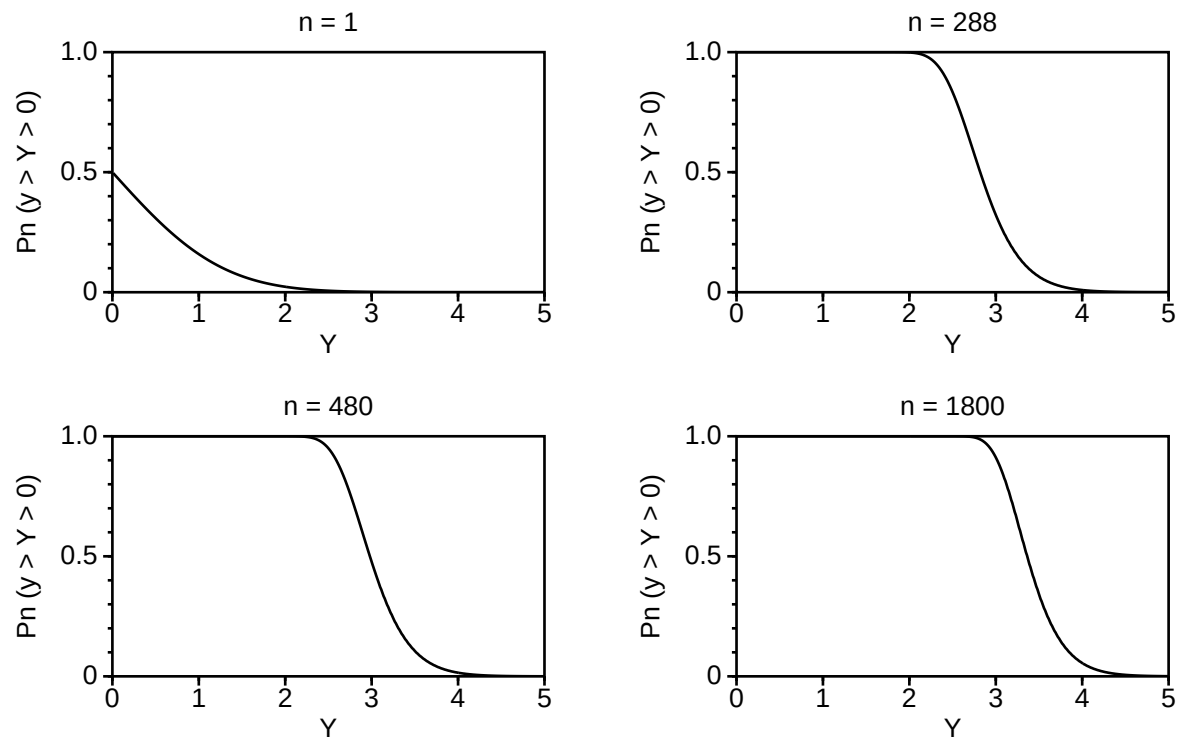


Abbildung 3.3: Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Extremwerten in der Residuenreihe, die Gauß verteilt ist mit $\mu = 0$ und $\sigma = 1$.

3.3.2 Gumbel-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion

Die Gumbel-Verteilung ist gegeben durch die Funktion:

$$f_{GU}(z_i(y_i; a_i, b_i)) = \frac{z_i}{b_i} e^{-z_i}, \quad z_i = e^{-\frac{y_i - a_i}{b_i}}. \quad (3.27)$$

Die beiden zeitabhängigen Parameter a_i und b_i sind durch

$$a_i = \sum_{k=1}^m d^{(k)} f_i^{(k)} \quad (3.28)$$

und

$$b_i = \sum_{k=1}^l h^{(k)} g_i^{(k)} > 0 \quad (3.29)$$

als Linearkombinationen der Basisfunktionen f_i und g_i definiert.

Um die optimalen Koeffizienten $d^{(k)}$ und $h^{(k)}$ zu bestimmen, werden (3.28) und (3.29) in (3.27) eingesetzt und die negative Loglikelihood-Funktion F_{GU} wird bezüglich der Koeffizienten minimiert:

$$F_{GU} = -\ln \prod_{i=1}^n f_{GU}(y_i) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - a_i}{b_i} + \ln b_i + e^{-\frac{y_i - a_i}{b_i}} \right) \quad (3.30)$$

mit a_i und b_i aus (3.28) und (3.29).

Die ersten Ableitungen lauten

$$\frac{\partial F_{GU}}{\partial d^{(\alpha)}} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial F_{GU}}{\partial a_i} \frac{\partial a_i}{\partial d^{(\alpha)}} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial F_{GU}}{\partial a_i} f_i^{(\alpha)} = \frac{1}{b_i} \left(e^{-\frac{y_i - a_i}{b_i}} - 1 \right) f_i^{(\alpha)},$$

$$\alpha = 1, 2, \dots, m \quad (3.31)$$

und

$$\frac{\partial F_{GU}}{\partial h^{(\beta)}} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial F_{GU}}{\partial b_i} \frac{\partial b_i}{\partial h^{(\beta)}} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial F_{GU}}{\partial b_i} g_i^{(\beta)} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{b_i} \left[1 + \frac{y_i - a_i}{b_i} \left(e^{-\frac{y_i - a_i}{b_i}} - 1 \right) \right] g_i^{(\beta)},$$

$$\beta = 1, 2, \dots, l. \quad (3.32)$$

Die Minimierung erfolgt wieder numerisch mit der variablen Metrik-Methode nach Shanno und Phua (1976) und Shanno und Phua (1980).

Residuenreihe und Extremwerte

Die Gumbel-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion mit Parametern a und b ist gegeben durch:

$$f_{GU}(z(y)) = \frac{z}{b} e^{-z}, \quad z = e^{-\frac{y-a}{b}}. \quad (3.33)$$

Es folgt

$$y = a - b \ln z, \quad dy = -\frac{b}{z} dz. \quad (3.34)$$

und

$$\int f_{GU} dy = \int \frac{z}{b} e^{-z} \left(-\frac{b}{z}\right) dz = - \int e^{-z} dz = e^{-z} = e^{-e^{-\frac{y-a}{b}}} \quad (3.35)$$

Also folgt für die kumulative Dichtefunktion der Gumbel-Verteilung:

$$\int_{-\infty}^Y f_{GU} dy = e^{-e^{-\frac{Y-a}{b}}} \quad (3.36)$$

und

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_{GU} dy = 1. \quad (3.37)$$

Aus

$$P(u < y_i) = P(u < r_i), \quad (3.38)$$

$$\int_{-\infty}^{y_i} f_{GU}(u; a, b) du = \int_{-\infty}^{r_i} f_{GU}(u; 0, 1) du, \quad (3.39)$$

ergibt sich

$$e^{-e^{-\frac{y_i-a}{b}}} = e^{-e^{-r_i}} \quad (3.40)$$

Die Residuenreihe wird durch folgende Gleichung aus der Originalzeitreihe berechnet:

$$r_i = \frac{y_i - a_i}{b_i}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3.41)$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Wert y auftritt, der kleiner ist als die Schranke Y , wird definiert durch

$$P(y < Y) = e^{-e^{-\frac{Y-a}{b}}} \quad (3.42)$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass bei n Wiederholungen alle Werte kleiner sind als Y , wird berechnet durch die n -te Potenz

$$P_n(y < Y) = e^{-ne^{-\frac{Y-a}{b}}} \quad (3.43)$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass bei n Wiederholungen ein größerer Wert auftritt, wird bestimmt durch

$$P_n(y > Y) = 1 - e^{-ne^{-\frac{Y-a}{b}}}. \quad (3.44)$$

Für das Auftreten eines großen Extremwertes Y in der Residuenreihe mit $a = 0$ und $b = 1$ folgt:

$$P_n(Y) = 1 - e^{-ne^{-Y}}. \quad (3.45)$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Wert y auftritt, der größer ist als die Schranke Y , ist definiert als

$$P(y > Y) = 1 - e^{-e^{-\frac{Y-a}{b}}} \quad (3.46)$$

und bei n Wiederholungen

$$P_n(y > Y) = \left[1 - e^{-e^{-\frac{Y-a}{b}}} \right]^n. \quad (3.47)$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass bei n Wiederholungen ein kleinerer Wert auftritt, wird berechnet mit

$$P_n(y < Y) = 1 - \left[1 - e^{-e^{-\frac{Y-a}{b}}} \right]^n. \quad (3.48)$$

Also ist die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines kleinen Extremwertes Y in der Residuenreihe mit $a = 0$ und $b = 1$ bestimmt durch

$$P_n(Y) = 1 - \left[1 - e^{-e^{-Y}} \right]^n. \quad (3.49)$$

Die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Extremwerten in Zeitreihen unterschiedlicher Länge ist in Abb. 3.4 dargestellt.

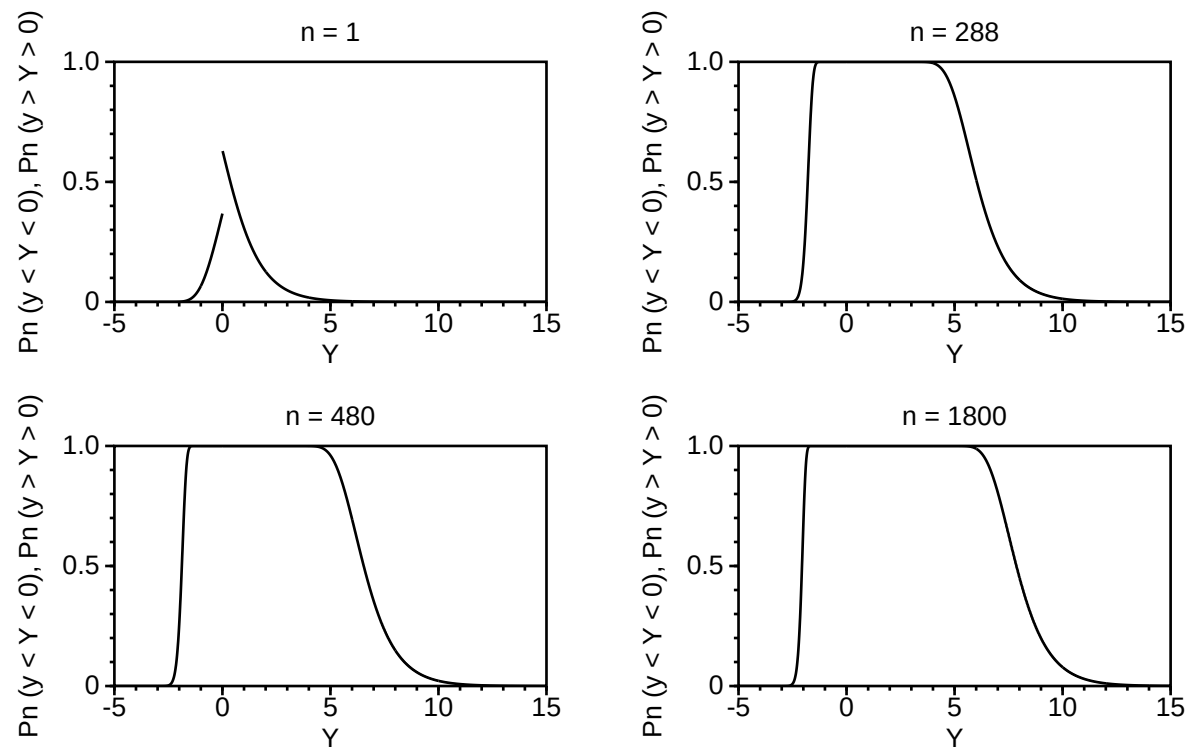


Abbildung 3.4: Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Extremwerten in der Residuenreihe, die Gumbel verteilt ist mit $a = 0$ und $b = 1$.

3.3.3 Modellfunktionen und schrittweise Regression

Um geeignete Funktionen nach und nach in das Modell aufzunehmen, wird die Methode der schrittweisen Regression verwendet, (von Storch und Zwiers (1999); Trömel (2004); Trömel und Schönwiese (2005)).

Anstelle der Gleichungen (3.4) und (3.5) werden die folgenden Linearkombinationen aus 11 Funktionen verwendet:

$$\mu_i = \sum_{k=6}^{11} \left(d^{(k,1)} f_i^{(k,1)} + d^{(k,2)} f_i^{(k,2)} \right) + \sum_{k=1}^5 d^{(k)} f_i^{(k)}, \quad (3.50)$$

$$\sigma_i = \sum_{k=6}^{11} \left(h^{(k,1)} g_i^{(k,1)} + h^{(k,2)} g_i^{(k,2)} \right) + \sum_{k=1}^5 h^{(k)} g_i^{(k)}. \quad (3.51)$$

Für Mittelwert und Standardabweichung werden dieselben Basisfunktionen verwendet: $g^{(k)} = f^{(k)}$. Die Parameter der Gauß-Verteilung μ_i und σ_i werden bei der Gumbel-Verteilung durch a_i und b_i ersetzt.

Die folgenden periodischen Funktionen werden verwendet, wobei sich die Frequenz $\omega = 2\pi n/T$ auf eine Periode T von einem Jahr bezieht.

$$\begin{aligned} f^{(6,1)}(t) &= \cos(\omega t), & f^{(6,2)}(t) &= \sin(\omega t), \\ f^{(7,1)}(t) &= \cos(2\omega t), & f^{(7,2)}(t) &= \sin(2\omega t), \\ f^{(8,1)}(t) &= t \cos(\omega t), & f^{(8,2)}(t) &= t \sin(\omega t), \\ f^{(9,1)}(t) &= t \cos(2\omega t), & f^{(9,2)}(t) &= t \sin(2\omega t), \\ f^{(10,1)}(t) &= t^2 \cos(\omega t) & f^{(10,2)}(t) &= t^2 \sin(\omega t), \\ f^{(11,1)}(t) &= t^2 \cos(2\omega t) & f^{(11,2)}(t) &= t^2 \sin(2\omega t). \end{aligned} \quad (3.52)$$

Die Definition der Amplitude $h^{(k)}$ und der dazugehörigen Phase im Fall der Standardabweichung σ erfolgt auf die gleiche Weise.

Die Funktionen haben Perioden von 12 und 6 Monaten und bilden somit den Jahresgang und die saisonalen Schwankungen ab. Es wurden probeweise auch kürzere Perioden eingesetzt. Dabei entstanden aber keine eindeutigen Ergebnisse. Deswegen wurde die Auswahl auf die leicht zu interpretierenden Perioden beschränkt. Die drei Gruppen der Funktionen (3.52) unterscheiden sich durch den Amplitudenfaktor, der konstant ist oder einen linearen oder quadratischen Anstieg bzw. Abfall mit der Zeit t aufweist. Alternativ kann man auch schreiben

$$d^{(k,1)} \cos(\omega t) + d^{(k,2)} \sin(\omega t) = d^{(k)} \cos(\omega t - \varphi^{(k)}) \quad (3.53)$$

mit Amplitude $d^{(k)}$ und Phase $\varphi^{(k)}$ für $k = 6, \dots, 11$:

$$d^{(k)} = \sqrt{(d^{(6,1)})^2 + (d^{(6,2)})^2}, \quad \varphi^{(k)} = \tan^{-1} \left(\frac{d^{(k,2)}}{d^{(k,1)}} \right) \quad (3.54)$$

Die Funktion $\tan^{-1}$ in Gleichung (3.54) ist so definiert, dass der Phasenwinkel $\varphi^{(k)}$ zwischen 0° und 360° liegt; der Winkel $\varphi^{(k)}$ wird gemessen von der $d^{(k,1)}$ Koordinate in Richtung der $d^{(k,2)}$ Koordinate.

Im Text wird für die Amplituden des Jahresgangs auch die Notation

$$M_{(0,1)} = d^{(6)}, \quad M_{(1,1)} = d^{(8)}, \quad M_{(2,1)} = d^{(10)} \quad (3.55)$$

und für die Amplituden der saisonalen Schwankungen

$$M_{(0,2)} = d^{(7)}, \quad M_{(1,2)} = d^{(9)}, \quad M_{(2,2)} = d^{(11)} \quad (3.56)$$

verwendet, wobei der erste Index die Potenz des Faktors t und der zweite Index die Periode beschreibt. Dieselbe Notation wird für die Standardabweichung eingesetzt mit S statt M und den Koeffizienten h statt d .

Die folgenden Polynome der Ordnung 0 bis 4 beschreiben einen zeitlichen Trend:

$$f^{(k)} = t^{k-1}, \quad k = 1, 2, \dots, 5. \quad (3.57)$$

Die beiden konstanten Funktionen $f^{(1)}$ und $g^{(1)}$ sind von Anfang an im Modell enthalten und ihre Koeffizienten werden zuerst bestimmt. Die Auswahl der ersten Koeffizienten geschieht je nach Verteilung unterschiedlich: Günstige Startwerte für die Gauß-Verteilung erhält man für die numerische Suche nach dem Minimum der Mutmaßlichkeitsfunktion (Maximum-Likelihood-Funktion) mit den üblichen Formeln für Mittelwert und Standardabweichung der Gauß-Verteilung. Bei der Gumbel-Verteilung werden die Koeffizienten der konstanten Funktionen durch Rangregression bestimmt. Schritt für Schritt wird dann eine weitere Funktion dem Modell hinzugefügt. Im Vorwärts-Schritt (forward selection) der schrittweisen Regression wird diejenige Funktion ausgewählt, die das Minimum am stärksten verkleinert. Die Entscheidung, ob diese Funktion einen signifikanten Beitrag leistet, erfolgt durch einen Likelihood-Quotiententest (Schrader und Hettmansperger (1980); Trömel (2004)). Im Rückwärts-Schritt (backward elimination) wird aus den Funktionen, die im Modell verwendet werden, diejenige ausgewählt, die den geringsten Beitrag zum Minimum leistet. Wieder entscheidet ein Likelihood-Quotiententest ob die Funktion aus dem Modell genommen wird.

3.3.4 Anmerkung zur numerischen Minimierung

Wir minimieren eine Funktion F , die nichtlinear bezüglich der Variablen $d^{(k)}$ und $h^{(k)}$ ist. Die Standardabweichung σ der Gauß-Verteilung, der Streuparameter b der Gumbel-Verteilung sind positive Zahlen. Vorgenommen wird eine nichtlineare Minimierung mit linearen Nebenbedingungen (nonlinear optimization with linear constraints). Die n Nebenbedingungen lauten im Fall der Gauß-Verteilung

$$\sigma_i = \sum_{k=1}^l h^{(k)} g_i^{(k)} \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (3.58)$$

im Fall der Gumbel-Verteilung

$$b_i = \sum_{k=1}^l h^{(k)} g_i^{(k)} > 0, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3.59)$$

Die Methode der schrittweisen Regression sorgt dafür, dass das Modell immer nur um eine Funktion erweitert oder reduziert wird. Deshalb liegen immer gute Anfangswerte für die Koeffizienten $d^{(k)}$ und $h^{(k)}$ nahe des Minimums der Funktion F vor, und das Problem kann numerisch als Minimierung ohne Nebenbedingung behandelt werden. Es hat sich gezeigt, dass die Bedingungen (3.58)–(3.59) während des numerischen Verfahrens fast immer erfüllt sind, es sei denn, die Verteilungsfunktion ist ungeeignet.

3.3.5 Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test

Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test ist ein häufig verwendeter statistischer Test, der eine empirische Verteilungsfunktion $S_n(x)$ mit einer spezifischen Verteilungsfunktion $P(x)$ vergleicht (von Storch und Zwiers, 1999). Es wird getestet, ob die Abweichung der beiden Verteilungen voneinander signifikant ist. Die Kolmogoroff-Smirnoff Test-Statistik

$$D = \max_{-\infty < x < \infty} |S_n(x) - P(x)| \quad (3.60)$$

bestimmt die maximale absolute Differenz zwischen der empirischen und der spezifischen kumulativen Verteilung (Press et al., 1992). Die Signifikanz des Tests wird mit der Funktion

$$Q_{KS}(\lambda) = 2 \sum_{j=1}^{\infty} (-1)^{j-1} \exp^{-2j^2 \lambda^2} \quad (3.61)$$

ermittelt. Es handelt sich um eine beschränkte monotone Funktion mit den Grenzwerten

$$Q_{KS}(0) = 1 \quad (3.62)$$

und

$$Q_{KS}(\infty) = 0. \quad (3.63)$$

Nach dieser Funktion wird das Signifikanzniveau eines beobachteten Abstandes D unter Ablehnung der Null-Hypothese, dass beide Verteilungen identisch sind, durch die Formel

$$\text{Wahrscheinlichkeit}(D > \text{beobachtet}) = Q_{KS} \left(\left[\sqrt{N_e} + 0.12 + \frac{0.11}{N_e} \right] D \right) \quad (3.64)$$

bestimmt (Kolmogorov, 1933).

4 Validierung der Klimasimulationen

Um die Güte der Ergebnisse bestimmen zu können, müssen die REMO-Zeitreihen mit Beobachtungen verglichen werden. Es werden zwei Vergleiche durchgeführt: Als erstes werden die Modellergebnisse, die das heutige Klima repräsentieren, mit Beobachtungen verglichen. Dazu wurde REMO Version 5.7 auf 0.44° (50 km) horizontaler Auflösung mit Reanalysen des ECMWF für den Zeitraum 1979 – 1993 und mit Analysen für den Zeitraum 1994 – 2003 angetrieben. Die Ergebnisse beider Simulationsabschnitte mit unterschiedlichem Antrieb wurden als gut befunden, da im Übergang von 1993 zu 1994 kein Bruch in den Wasserhaushaltsgrößen im Modell mit 0.44° horizontaler Auflösung festgestellt werden konnte. Die Ergebnisse dieser Berechnung wurden als Randantrieb für die Simulation mit 0.09° (~ 10 km) horizontaler Auflösung verwendet. Dieser Modelllauf wird als Validierungslauf bezeichnet. Hier ist eine genaue monatliche Übereinstimmung erwünscht. Anschließend werden die mittleren Ergebnisse des Kontrolllaufs mit Beobachtungen verglichen. Für den Kontrolllauf wurde REMO mit dem Globalmodell ECHAM5/MPI-OM (Kapitel 2.1) angetrieben. Da der Kontrolllauf nicht das heutige Wettergeschehen beschreibt, sondern mittlere Klimazustände, werden saisonale dekadische Mittel und deren Variabilitäten miteinander verglichen. Ein freilaufendes GCM kann seine eigene dekadische Variabilität entwickeln.

Für das Rheineinzugsgebiet wurde der Niederschlag (berechnet mit REMO 5.7) sehr detailliert von Richter (2005) mit Beobachtungen verglichen. Außerdem findet man eine ausführliche Validierung im KLIWA-Abschlussbericht (Jacob et al., 2003), und für das Elbeinzugsgebiet vergleichen Jacob und Bülow (2005) Beobachtungen mit Modellergebnissen. Es handelt sich bei den beiden letzten Vergleichen um die Validierung des Modells REMO 5.1 mit einer horizontalen Auflösung von 18 km.

4.1 Beobachtungen

Innerhalb des Projekts KLIWAS der Bundesanstalt für Gewässerkunde wurden vom Deutschen Wetterdienst monatliche Temperaturbeobachtungsdaten für den Zeitraum 1961-2006 und tägliche Niederschlagsbeobachtungsdaten (REGNIE) für den Zeitraum 1961-2004 auf einem 1 km Raster zur Verfügung gestellt. Diese Beobachtungsdaten wurden auf das REMO-Gitter (10 km) gemittelt, so dass die horizontale Auflösung übereinstimmt. Da die Höhe der Beobachtungsdaten nicht genau mit der Modellorographie übereinstimmt, wurden die Temperaturbeobachtungen bei der Erstellung des Rasters mit dem empirischen Faktor, - 0.65 K pro 100 Meter (Kraus, 2004), höhenkorrigiert.

4.2 Horizontaler Temperaturvergleich der Ergebnisse des Validierungslaufs mit Beobachtungen

Für den Vergleich der horizontalen Verteilung der Mitteltemperaturen der Beobachtungen mit den Ergebnissen der REMO Simulationen (Validierungslauf und Kontrolllauf) wurden die langjährigen saisonalen Mittel verwendet.

Beim Vergleich der mittleren 2m-Temperatur des Validierungslaufs mit den Beobachtungen für den Zeitraum 1979 bis 2002 ist in den Ergebnissen des Modells eine deutliche Überschätzung der Temperatur im Frühjahr (März bis Mai), Sommer (Juni bis August) und Herbst (September bis November) zu erkennen, wobei diese Überschätzung von Norden nach Süden von etwa 0.5 auf mehr als 1.5 K zunimmt (Abb. 4.1 bis 4.3).

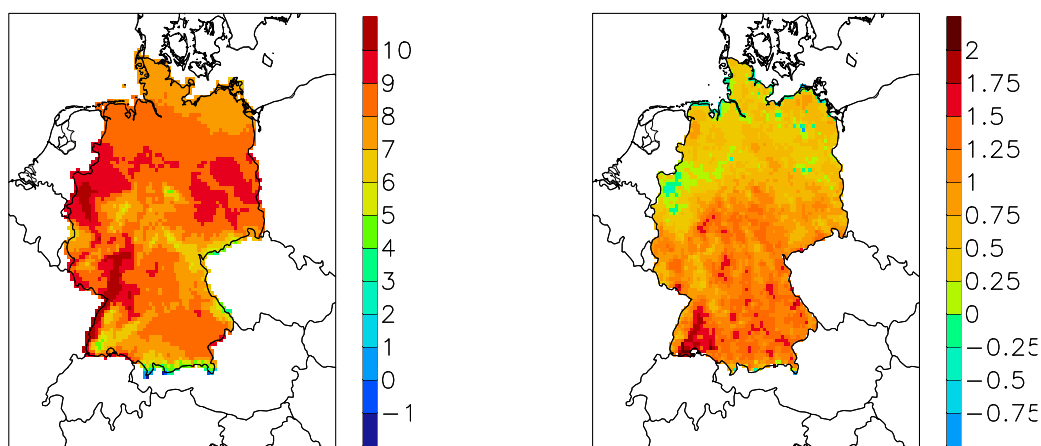


Abbildung 4.1: Temperaturmonatsmittel [$^{\circ}\text{C}$] von März bis Mai. Temperaturrasterdaten des DWD für den Zeitraum 1979–2002 (links) und die Differenz zwischen der 2m-Temperatur des Validierungslauf und den Beobachtsdaten (rechts).

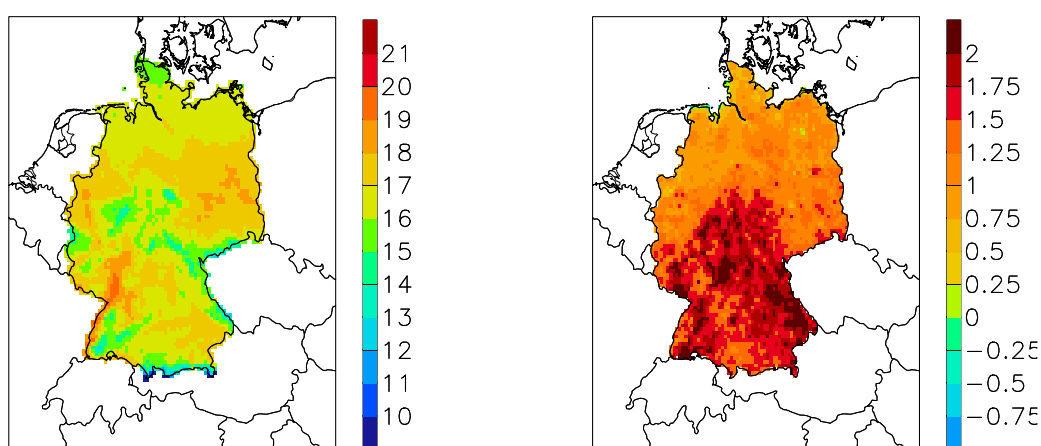


Abbildung 4.2: Temperaturmonatsmittel [$^{\circ}\text{C}$] von Juni bis August, sonst wie Abb. 4.1.

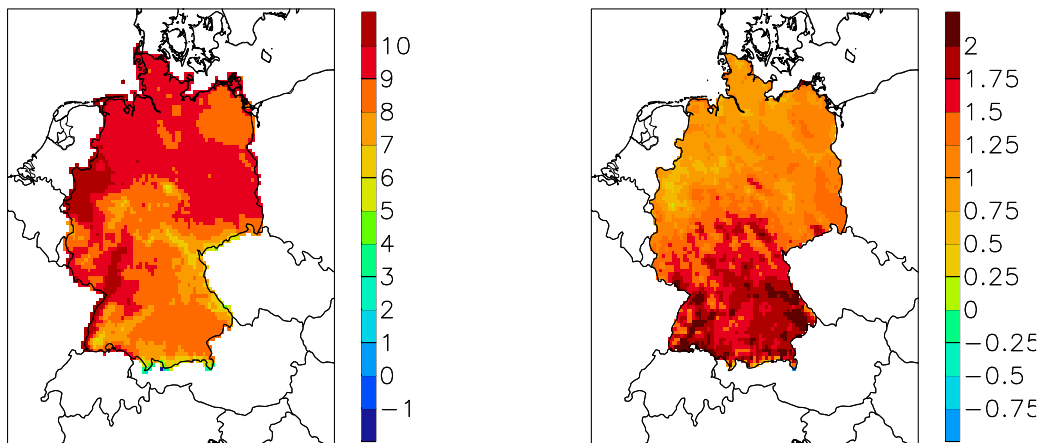


Abbildung 4.3: Temperaturmonatsmittel [$^{\circ}\text{C}$] von September bis November. Temperatur-rasterdaten des DWD für den Zeitraum 1979–2002 (links) und die Differenz zwischen der 2m-Temperatur des Validierungslaufs und den Beobachtsdaten (rechts).

Zu erkennen ist, dass die REMO-Ergebnisse in allen Jahreszeiten in den höheren Lagen, speziell im Schwarzwald, deutlich höhere Temperaturen liefern als die Beobachtungen. Im Sommer ist die Überschätzung in ganz Süddeutschland sehr hoch. Die Modellergebnisse überschätzen die Beobachtung in den Mittelgebirgen um bis zu 1.5 K, wohingegen die restlichen Regionen um 1 K über den Beobachtungen liegen. Der auffällige Nord-Süd-Gradient entsteht durch die zu hohen Temperaturen in den Mittelgebirgen. Im Winter (Dezember bis Februar) sind die Abweichungen zwischen den Ergebnissen des Validierungslaufs und den Beobachtungen geringer. Sie liegen zwischen -0.5 und 0.5 K mit der Unterschätzung der Temperatur im Norden Deutschlands (Abb. 4.4).

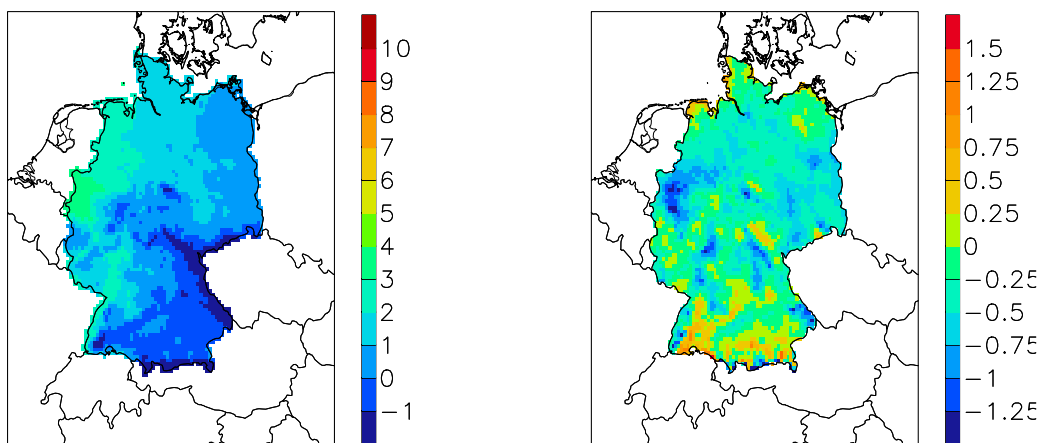


Abbildung 4.4: Temperaturmonatsmittel [$^{\circ}\text{C}$] von Dezember bis Februar, sonst wie Abb. 4.3.

Beim Vergleich der Ergebnisse der langjährigen saisonalen Mitteltemperaturen des Kontrolllaufs im Zeitraum 1961–2000 mit Beobachtungen bestehen große Abweichungen im Frühjahr (Abb. 4.5) und Herbst (Abb. 4.7). In den REMO-Ergebnissen wird die Temperaturen mit 1 K in Norddeutschland überschätzt, und diese Überschätzung nimmt nach Süden stark zu bis auf 2 K.

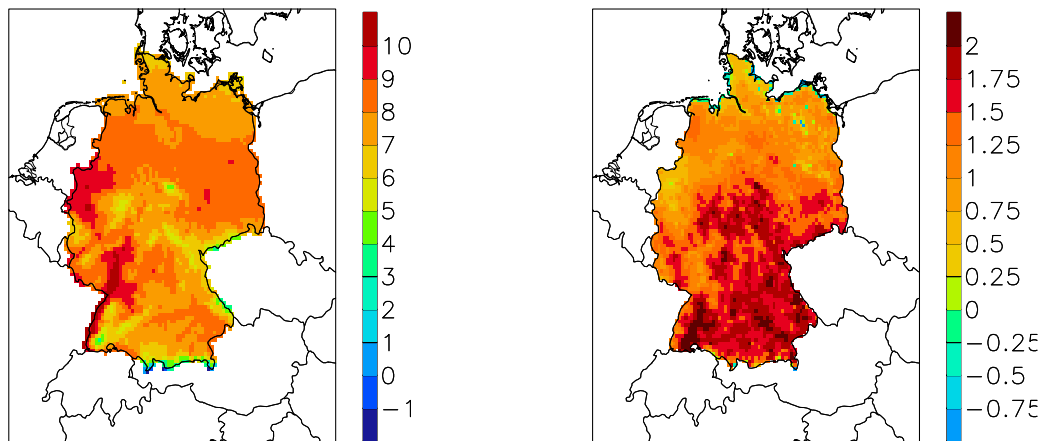


Abbildung 4.5: Temperaturmonatsmittel [°C] von März bis Mai. Temperaturrasterdaten des DWD für den Zeitraum 1961–2000 (links) sowie die Differenz zwischen dem Kontrolllauf und den Beobachtungsdaten (rechts).

Auch im Vergleich des Kontrolllaufs mit Beobachtungen ist die starke mittlere Temperaturüberschätzung in Süddeutschland durch das Modell, wie im Validierungslauf, eine Folge der zu hohen modellierten Temperaturen in den Mittelgebirgen. Im Gegensatz dazu stimmen die Temperaturen des Kontrolllaufs im Sommer und Winter recht gut mit den Beobachtungen überein (Abb. 4.6 und 4.8).

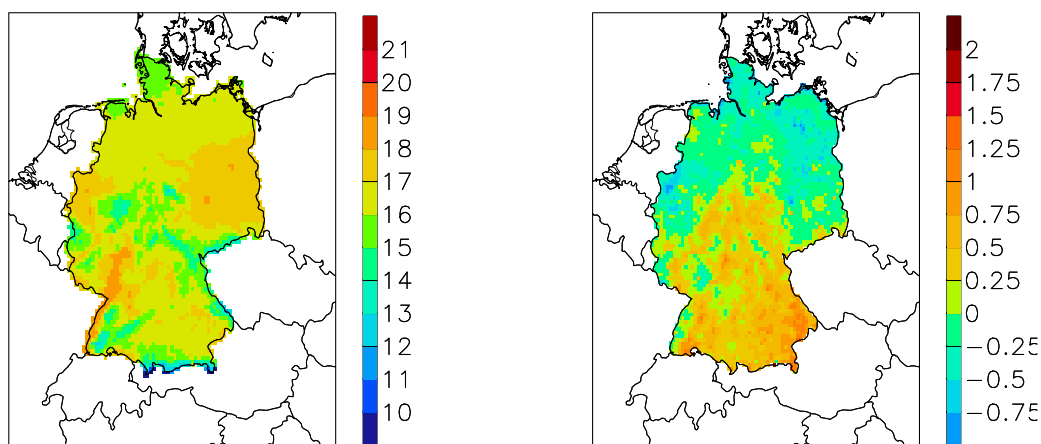


Abbildung 4.6: Temperaturmonatsmittel [°C] von Juni bis August, sonst wie Abb. 4.5.

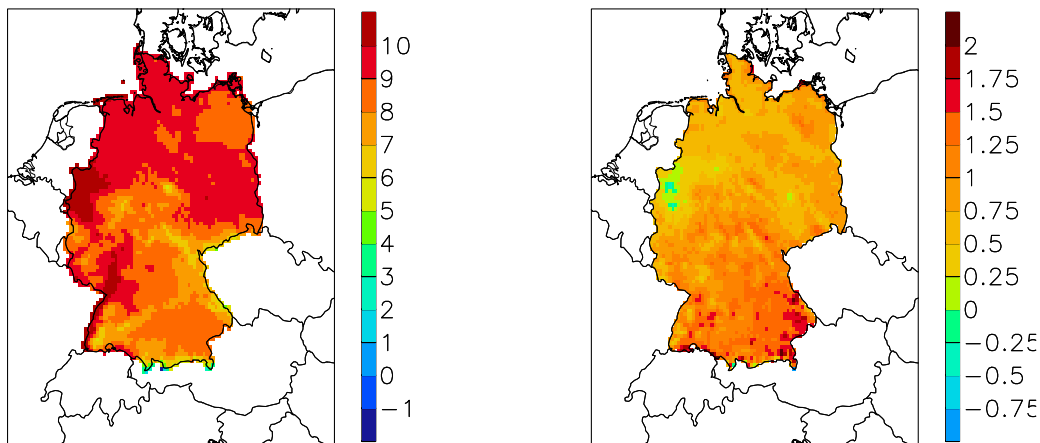


Abbildung 4.7: Temperaturmonatsmittel [$^{\circ}\text{C}$] von September bis November. Temperaturrasterdaten des DWD für den Zeitraum 1961–2000 (links) sowie die Differenz zwischen dem Kontrolllauf und den Beobachtungsdaten (rechts).

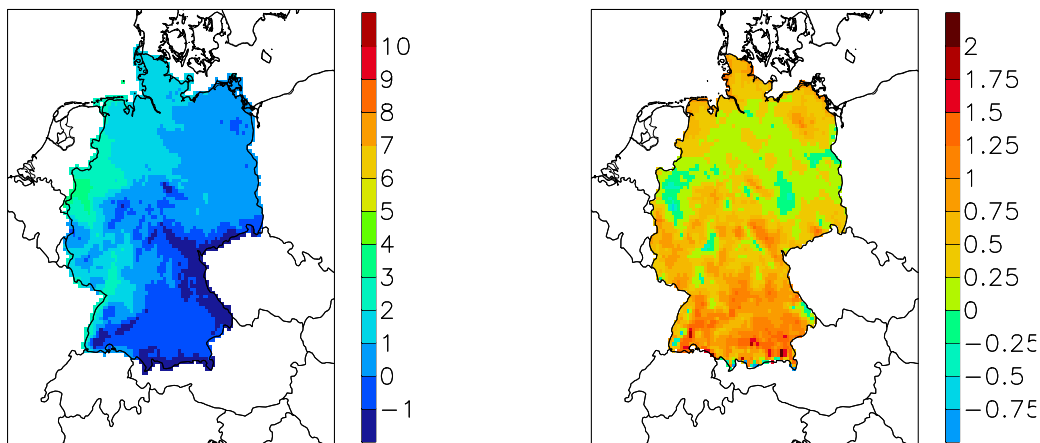


Abbildung 4.8: Temperaturmonatsmittel [$^{\circ}\text{C}$] von Dezember bis Februar. Temperaturrasterdaten des DWD für den Zeitraum 1961–2000 (links) sowie die Differenz zwischen dem Kontrolllauf und den Beobachtungsdaten (rechts).

In allen Jahreszeiten lässt sich ein einheitliches Muster feststellen: Die Abweichung zwischen Beobachtungen und REMO-Ergebnissen ist gleichermaßen im Validierungslauf und im Kontrolllauf im Norden um 1 K geringer als im Süden. Ebenso liegen die Temperaturen in beiden Modellsimulationen in höheren Lagen, insbesondere im Schwarzwald, zu allen Jahreszeiten deutlich höher als die Beobachtungen.

Zwischen den Ergebnissen des Validierungslaufs und denen des Kontrolllaufs besteht ein deutlicher Unterschied im Sommer. Die Temperatur wird im Validierungslauf im Vergleich zu den Beobachtungen deutlich überschätzt, jedoch konnte im Vergleich des Kontrolllaufs mit Beobachtungen eine sehr gute Übereinstimmung festgestellt werden. Dies offenbart, dass die Modellergebnisse auch vom Antrieb abhängen. Den wichtigsten Einfluss auf die Temperatur hat der Niederschlag (siehe Kapitel 4.3).

4.3 Horizontaler Vergleich des simulierten Niederschlags mit Beobachtungen

Für den horizontalen Vergleich der saisonalen mittleren Niederschlagsergebnisse mit Beobachtungen wurden die Rasterdaten des DWD (REGNIE) verwendet. Die Niederschlagsbeobachtungsdaten lagen auf einem 1 km Raster vor und sind auf ein 10 km Gitter gemittelt worden. Die simulierten Niederschläge wurden mit einer horizontalen Auflösung von 10 km berechnet und nachträglich über 9 Gitterboxen gewichtet geglättet.

Im Vergleich der saisonalen Monatsmittelniederschläge des Validierungslaufs für den Zeitraum 1979 bis 2002 mit den Beobachtungen konnte eine sehr gute Übereinstimmung festgestellt werden (Abb. 4.10 und 4.9). Der Sommerniederschlag stimmt sehr gut zwischen Validierungslauf und Beobachtungen überein, während der Winterniederschlag von REMO leicht unterschätzt wird.

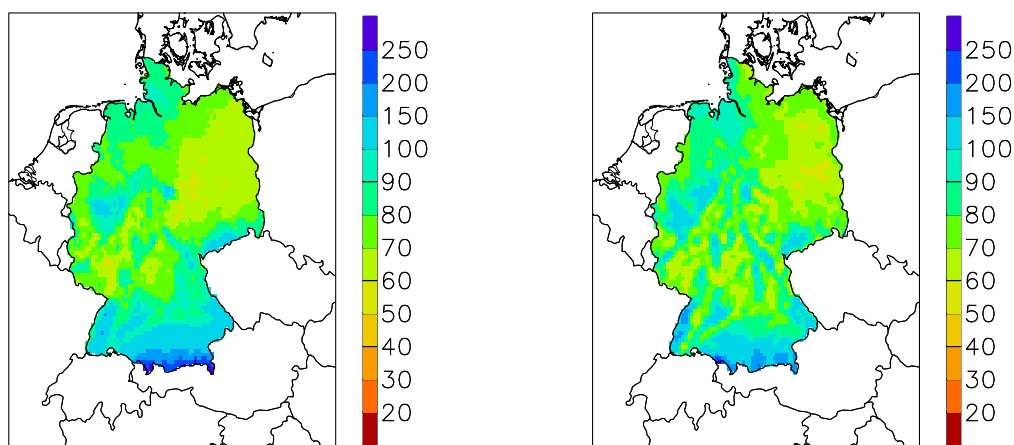


Abbildung 4.9: Monatsmittel von Juni bis August des Niederschlags in [mm/Monat] für den Zeitraum von 1979 bis 2002: Beobachtungsdaten des REGNIE-Datensatzes des DWD (links), REMO-Validierungslauf gewichtet gemittelt über 9 Gitterboxen (rechts).

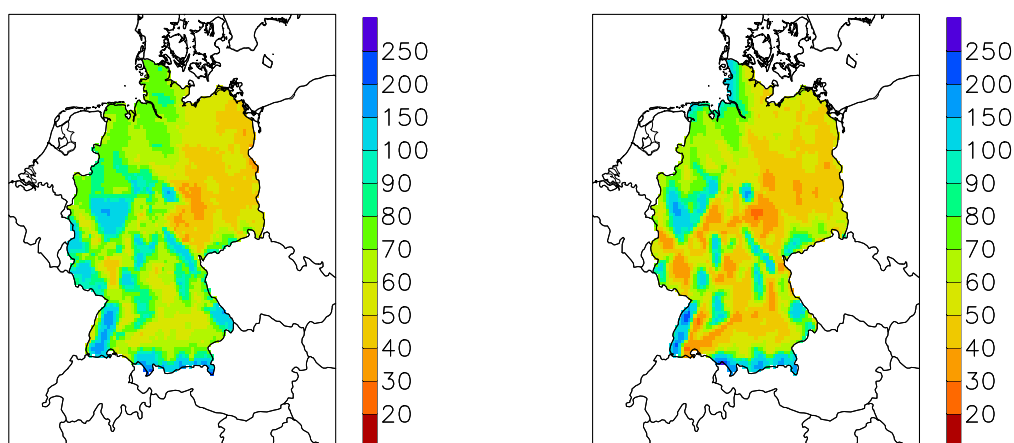


Abbildung 4.10: Monatsmittel von Dezember bis Februar des Niederschlags in [mm/Monat], sonst wie Abb. 4.9.

Im Vergleich der saisonalen Monatsmittel für den Zeitraum 1961 bis 2000 zwischen Niederschlagsbeobachtungen (REGNIE) und Kontrolllauf werden der Sommerniederschlag und der Winterniederschlag von REMO zu hoch angegeben (Abb. 4.11 und 4.12). Der Niederschlag wird von REMO im gesamten Modellgebiet überschätzt. Anders als beim Temperaturvergleich ist kein horizontaler Gradient zu erkennen.

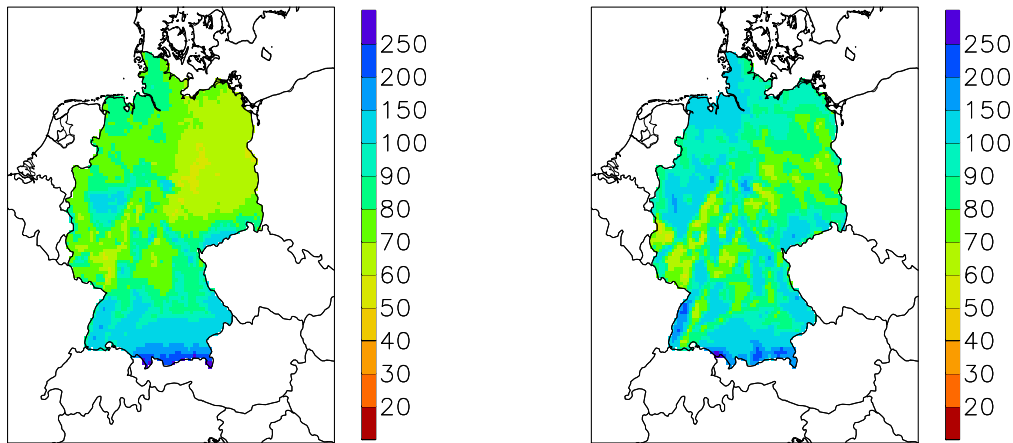


Abbildung 4.11: Monatsmittel von Juni bis August des Niederschlags in [mm/Monat] für den Zeitraum von 1961 bis 2000: Beobachtungsdaten des REGNIE-Datensatzes des DWD (links), REMO-Kontrolllauf gewichtet gemittelt über 9 Gitterboxen (rechts).

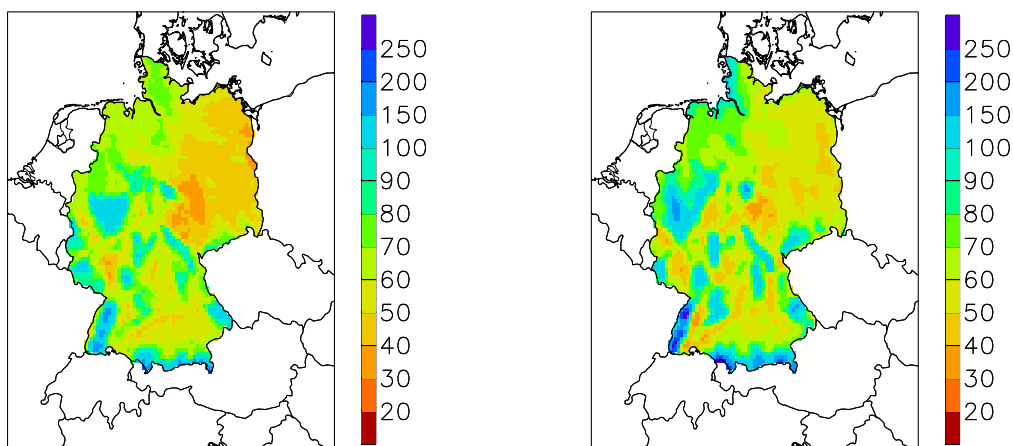


Abbildung 4.12: Monatsmittel von Dezember bis Februar des Niederschlags in [mm/Monat], sonst wie Abb. 4.11.

In den REMO-Niederschlagsergebnissen ist, unabhängig davon, ob es sich um den Validierungslauf oder den Kontrolllauf handelt, ein Versatz des Niederschlags in westlicher Richtung zu erkennen. Auf der dem Wind zugewandten Seite (Luv) fällt der Niederschlag in den orographisch stark strukturierten Regionen in den REMO-Simulationen zu früh. Dies gilt insbesondere im Rheingraben und im Schwarzwald. Der Niederschlag, der im Schwarzwald beobachtet wird, fällt im Modell bereits im Rheingraben. Darüberhinaus ist der Niederschlag nicht nur nach Westen versetzt, sondern tritt auch mit einer zu hohen Intensität auf, so dass für die östlicheren Regionen zu wenig Niederschlag simuliert wird. Das Mitteln über 9 Gitterboxen der Modellergebnisse schwächte dieses Phänomen ab, konnte es jedoch nicht völlig aufheben. Eine weitere Verbesserung erreichte Göttel (2009) durch

die Einführung eines Algorithmus zur Niederschlagsverdriftung, der die horizontale Verteilung des Niederschlags deutlich verbesserte. Unabhängig von der festgestellten Verschiebung des Niederschlags nach Westen wird die orographische Struktur in den Simulationen sehr gut wiedergegeben.

Im Temperaturvergleich des Kontrolllaufs konnte für den Sommer und Winter eine gute Übereinstimmung zu den Beobachtungen festgestellt werden. Jedoch wird der Niederschlag deutlich überschätzt. Der Validierungs- und der Kontrolllauf haben die gleiche horizontale Verteilung der Temperaturabweichungen von den Beobachtungen nur mit unterschiedlicher Intensität. Es besteht ein Nord-Süd-Gradient von 0.5 – 1 K mit der höheren Überschätzung der Temperatur durch das Modell in Süddeutschland. Zusätzlich stimmen die Regionen, in denen das Modell zu hohe Temperaturen simuliert mit den Regionen überein, welche durch orographisch bedingtes Niederschlagsdefizit charakterisiert sind. Im Ergebnis ist also festzuhalten: Für die orographisch stark strukturierten Regionen mit ausgeprägter Unterschätzung der Niederschlagssummen in den Modellergebnissen wurden ebenfalls hohe positive Abweichungen der simulierten Temperaturen von den Beobachtungen festgestellt. Der Süden Deutschlands ist im Vergleich zum Norden stark orographisch strukturiert. Im Süden liegt dementsprechend eine ausgeprägte horizontale Variabilität im Niederschlag vor. Dadurch wird der Nord-Süd-Gradient im Temperaturvergleich noch ausgeprägter.

4.4 Validierung der Ergebnisse für den Mittelwert und die Standardabweichung der Temperatur

Die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung (Kapitel 3) wurde auf die Temperaturbeobachtungsdaten für den Zeitraum 1979 bis 2002 sowie auf den Validierungslauf angewendet. Mittelwert μ und Standardabweichung σ der Beobachtungsdaten werden mit den Modellergebnissen verglichen. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test bestimmt, ob die zu Beginn getroffene Annahme, dass sich die monatliche Mitteltemperatur durch die Gauß-Verteilung beschreiben lässt, zutrifft (Kapitel 3.3.5).

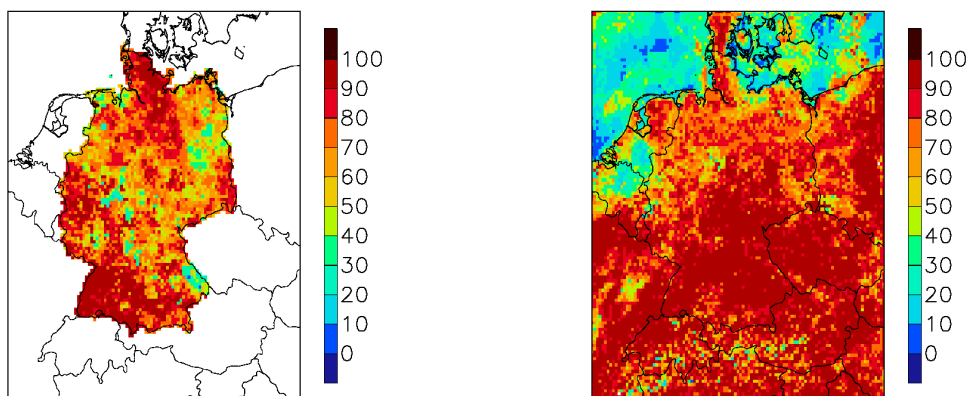


Abbildung 4.13: Kolmogoroff-Smirnoff-Test in [%] der Residuenreihe nach der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung, links der Temperaturbeobachtungszeitreihe und rechts des Validierungslaufs für den Zeitraum 1979 bis 2002.

Die Ergebnisse des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests für den Validierungslauf und die Beobachtungen von 1979 – 2002 liegen in weiten Teilen über 95 % (Tabelle Anhang A). Liegt das Ergebnis des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests über 95 %, trifft in weniger als 5 % der Fälle die anfängliche Vermutung, dass die Monatsmitteltemperatur gaußverteilt sei, nicht zu.

Der Mittelwert μ besteht im Validierungslauf und in den Beobachtungszeitreihen hauptsächlich aus der Summe der konstanten Funktionen $d^{(1)}$, dem linearen Trend $d^{(2)} f^{(2)}$ und dem Jahresgang $M_{(0,1)}$. Die saisonalen Schwankungen $M_{(0,2)}$ treten nur in Süddeutschland auf. Die Konstante $d^{(1)}$ liegt im Validierungslauf deutlich höher als in den Beobachtungen. Sowohl im Validierungslauf als auch in den Beobachtungen steigt die Amplitude des Jahresgangs von Nordosten nach Südwesten mit einem Gradienten von 1 K an. Der Jahresgang des Mittelwerts ändert sich nicht mit der Zeit (Abb. 4.14 und 4.15). Die Amplitude der saisonalen Schwankungen $M_{(0,2)}$ ist mit < 1 K deutlich geringer als der Jahresgang $M_{(0,1)}$. Zusätzlich sind die saisonale Schwankung und der Jahresgang $M_{(0,1)}$ in Phase miteinander, daher fällt die saisonale Schwankung nicht weiter ins Gewicht.

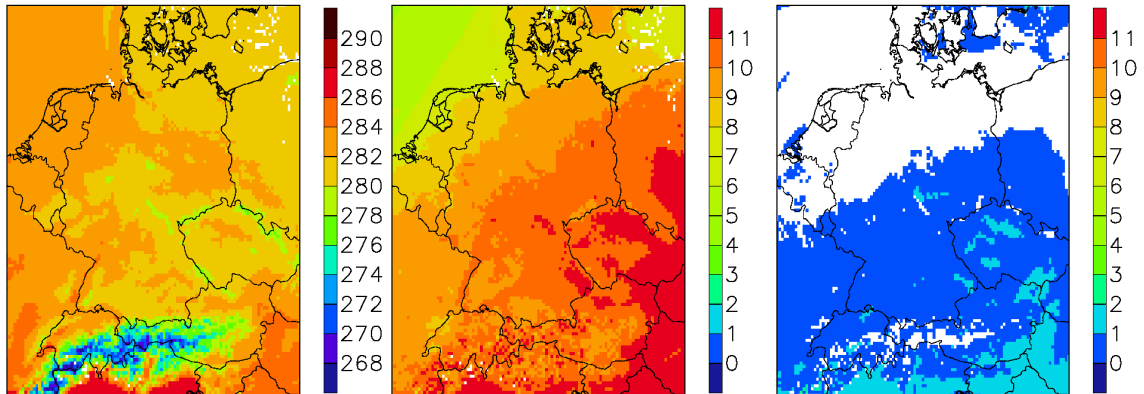


Abbildung 4.14: Koeffizienten der Basisfunktionen des Mittelwerts μ der monatlichen Mitteltemperatur in [K] für den Validierungslauf von 1979 bis 2002: Konstante Funktion $d^{(1)}$ (links), Amplitude des Jahresgangs $M_{(0,1)}$ (Mitte) und saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ (rechts). Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen detektiert.

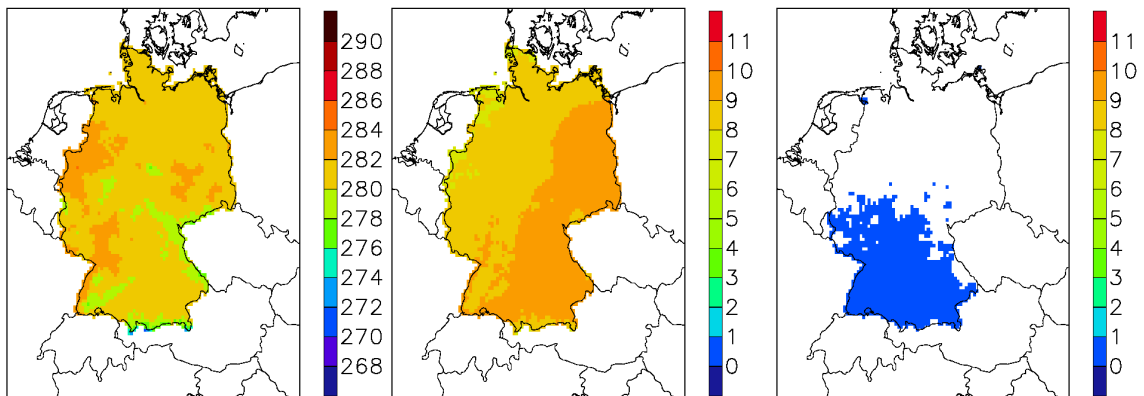


Abbildung 4.15: Beobachtungen statt Validierungslauf; sonst wie Abb. 4.14.

Der Koeffizient des linearen Trends liegt im Modell deutlich über 1.5 K und in den Beobachtungen um 1.5 K (Abb. 4.16).

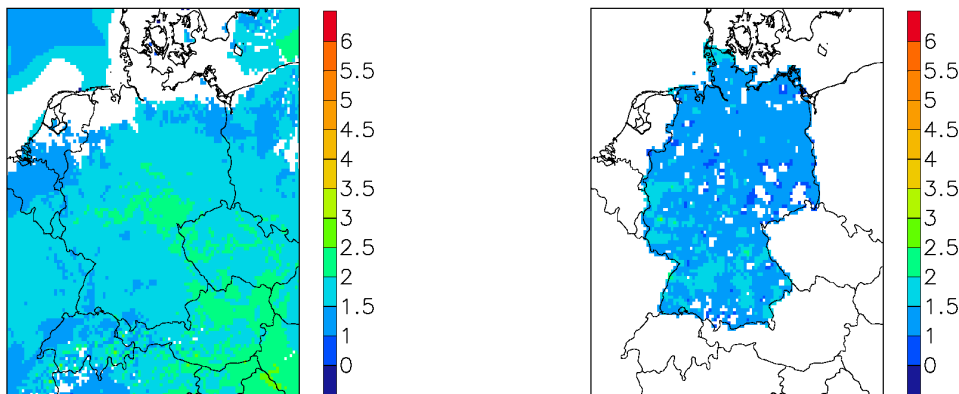


Abbildung 4.16: Koeffizient $d^{(2)}$ des linearen Trends der Basisfunktionen des Mittelwerts μ der monatlichen Mitteltemperatur in [K] für den Validierungslauf (links) und die Beobachtungen (rechts) für den Zeitraum 1979 bis 2002. Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen detektiert.

Bei der horizontalen Darstellung der Koeffizienten lässt sich die zeitliche Entwicklung des Mittelwerts und der Standardabweichung nicht klar erkennen. Daher wurde für Norddeutschland die Station Magdeburg und für Süddeutschland die Station Karlsruhe beispielhaft untersucht. Beide Stationen wurden nach verschiedenen Kriterien ausgewählt: Eine sollte möglichst im Norden liegen und nicht im Küstenbereich oder Erzgebirge und die andere im Süden Deutschlands, ohne vom Alpenklima beeinflusst zu sein. Zusätzlich sollten lange Beobachtungszeitreihen vorhanden sein. Die Ergebnisse der einzelnen Stationen lassen sich auf weite Gebiete, in denen dieselben Funktionen beobachtet wurden, übertragen. Es wurden Ergebnisse der Gitterboxen mit einem Kolmogoroff-Smirnoff-Test über 95 % ausgewählt. Da diese Ergebnisse nicht flächendeckend erzielt wurden, werden auch der geographischen Lage nach nicht korrespondierende Gitterboxen verglichen.

Für Station Magdeburg konnte für die Modellergebnisse die Gitterbox (62,67) und für die Beobachtungen die Gitterbox (62,69) verwendet werden. Es ist zu beachten, dass die Gitterbox der Beobachtungen auf 169 m Höhe und die Modellgitterbox auf 161 m Höhe liegt. Eine Höhenkorrektur entspräche ungefähr + 0.05 K für die Beobachtungen. Die Höhenkorrektur für die Beobachtungszeitreihe ist gering und ist nicht durchgeführt worden, um die ursprünglich erzielten Ergebnisse zu erhalten.

Im Winter unterschätzt der Validierungslauf um 0.5 K den Mittelwert der Beobachtungen für Station Magdeburg und für Station Karlsruhe (Abb. 4.17).

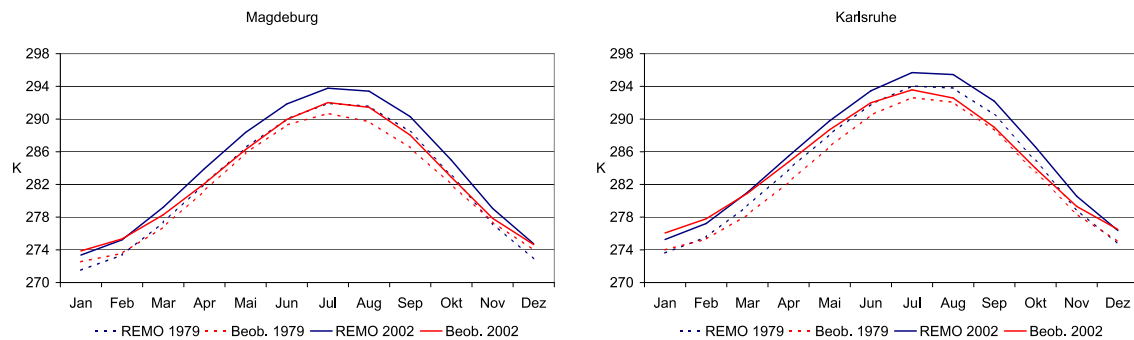


Abbildung 4.17: Der zeitabhängige Mittelwert μ der Temperaturzeitreihe für Beobachtungen (rot) und Validierungslauf (blau). Die gestrichelte Linie stellt das Jahr 1979 und die durchgezogene Linie das Jahr 2002 dar, links für Station Magdeburg und rechts für Station Karlsruhe.

Im Sommer liegt der Mittelwert jedoch im Modell mit 1.5 K für Station Magdeburg und für Station Karlsruhe höher als der Mittelwert der Beobachtungen (für Station Magdeburg Tabelle 4.1 und für Station Karlsruhe Tabelle 4.2).

Magdeburg	REMO (μ)	Beobachtungen(μ)	REMO (σ)	Beobachtungen (σ)
Jan. 1979	271.51	272.55	3.29	2.88
Jan. 1989	272.32	273.12	3.00	2.88
Jan. 1999	273.12	273.43	2.72	2.88
Jan. 2002	273.36	273.87	2.63	2.88
Jul. 1979	291.93	290.69	1.06	1.57
Jul. 1989	292.73	291.27	1.35	1.57
Jul. 1999	293.54	291.84	1.63	1.57
Jul. 2002	293.78	292.02	1.72	1.57

Tabelle 4.1: REMO-Reanalysenlauf im Vergleich zu Beobachtungen: Mittelwert (μ) und Standardabweichung (σ) der Temperatur in [K], exemplarisch dargestellt für 1979, 1989, 1999, 2002 an der Station Magdeburg (REMO: Gitterbox (62,67), Beobachtungen: Gitterbox (62,69))

Karlsruhe	REMO (μ)	Beobachtungen(μ)	REMO (σ)	Beobachtungen (σ)
Jan. 1979	273.61	274.00	2.66	2.44
Jan. 1989	274.33	274.90	2.52	2.44
Jan. 1999	275.05	275.79	2.10	2.44
Jan. 2002	275.26	276.06	1.92	2.44
Jul. 1979	294.03	292.63	1.38	1.56
Jul. 1989	294.75	293.04	1.54	1.56
Jul. 1999	295.47	293.44	1.97	1.56
Jul. 2002	295.69	293.57	2.15	1.56

Tabelle 4.2: REMO-Reanalysenlauf im Vergleich zu Beobachtungen: Mittelwert (μ) und Standardabweichung (σ) der Temperatur in [K], exemplarisch dargestellt für 1979, 1989, 1999, 2002 an der Station Karlsruhe (REMO: Gitterbox (34,43), Beobachtungen: Gitterbox (34,43))

Die Standardabweichung lässt sich in den Beobachtungen und im Validierungslauf für den Zeitraum 1979 bis 2002 als Summe folgender Funktionen beschreiben: Einer Konstanten $h^{(1)}$, des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ und der saisonalen Schwankung $S_{(0,2)}$. Die saisonale Schwankung wurde im Validierungslauf jedoch nur teilweise detektiert (Abb. 4.18 und 4.19). Die Konstante $h^{(1)}$ der Standardabweichung liegt im Validierungslauf um 0.2 K höher als die Konstante in den Beobachtungen. σ wird durch die Summe aller detektierten Funktionen bestimmt. Dies bedeutet für Norddeutschland: Für die Beobachtungen ist σ durch die Summe von drei bestimmten Funktionen festgelegt und im Validierungslauf durch die Summe von zwei Funktionen. Somit besitzt die Variabilität der Beobachtungsdaten im Winter ein Maximum und ein kleineres Maximum im Sommer. Für den Validierungslauf konnte jedoch nur im Winter die maximale Variabilität ermittelt werden, die mit der Variabilität der Beobachtungen übereinstimmt (Abb. 4.22).

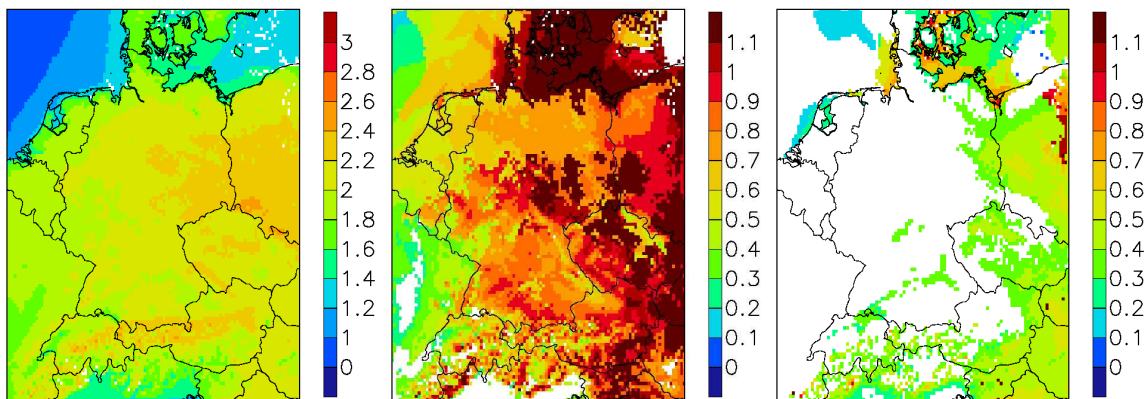


Abbildung 4.18: Koeffizienten der Basisfunktionen der Standardabweichung σ der monatlichen Mitteltemperatur in [K] im Validierungslauf von 1979 bis 2002: Konstante Funktion $h^{(1)}$ (links), Amplitude des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ (Mitte) und saisonale Schwankung $S_{(0,2)}$ (rechts). Für die in weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen detektiert.

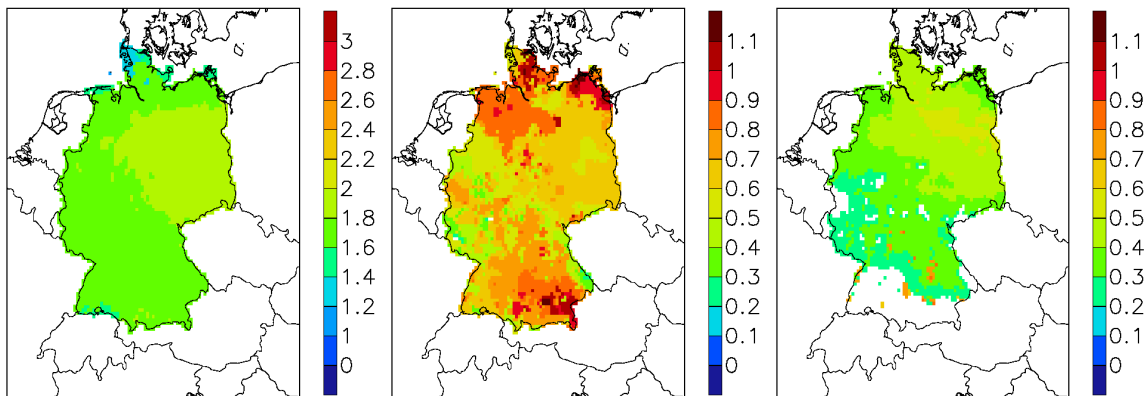


Abbildung 4.19: Beobachtungen statt Validierungslauf; sonst wie Abb. 4.18.

Der Jahresgang $S_{(0,1)}$ der Standardabweichung σ ändert sich mit der Zeit $S_{(2,1)}$ für Süddeutschland (Abb. 4.20 und 4.21) und zwar genau phasenverschoben zum zeitlich konstanten Jahresgang.

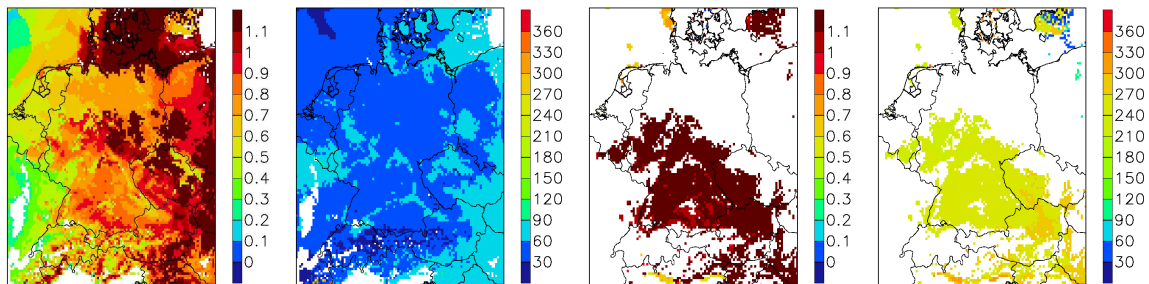


Abbildung 4.20: Koeffizienten der Basisfunktionen der Standardabweichung σ der monatlichen Mitteltemperatur in [K] im Validierungslauf von 1979 bis 2002: Amplitude des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ und dessen Phase (links), sowie die Amplitude des Jahresgangs $S_{(2,1)}$ (rechts) und dessen Phase.

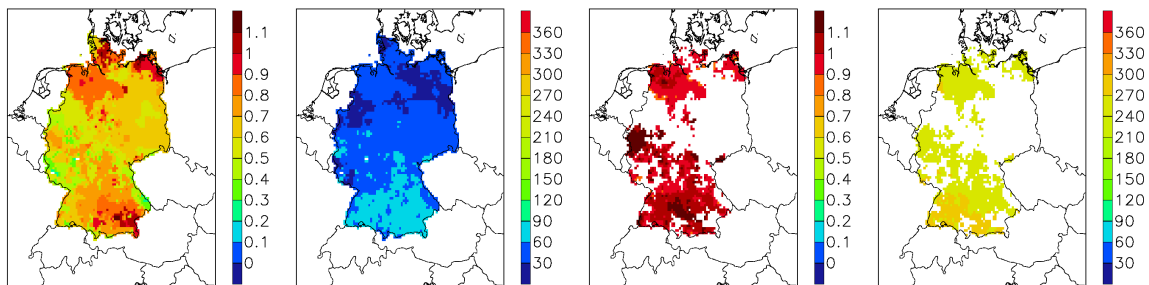


Abbildung 4.21: Beobachtungen statt Validierungslauf; sonst wie Abb. 4.20.

Was die phasenverschobene zeitliche Änderung des Jahresgangs von σ in Süddeutschland bewirkt, lässt sich anhand der einzelnen Stationen am deutlichsten zeigen (Abb. 4.22).

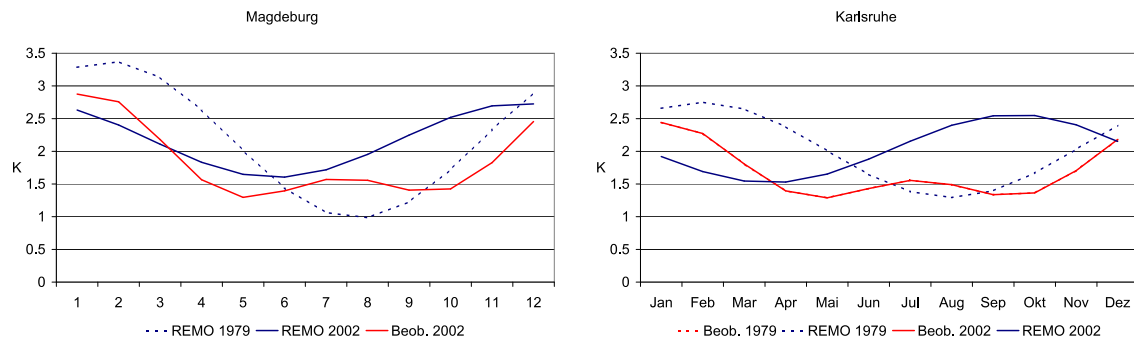


Abbildung 4.22: Die zeitabhängige Standardabweichung σ der Temperaturzeitreihe für Beobachtungen (rot) und Validierungslauf (blau). Die gestrichelte Linie stellt das Jahr 1979 und die durchgezogene Linie das Jahr 2002 dar, links für Station Magdeburg (in den Beobachtungen tritt keine Änderung mit der Zeit auf) und rechts für Station Karlsruhe.

Die berechnete Standardabweichung für Station Magdeburg und Station Karlsruhe lässt sich für die Beobachtungen über den gesamten Zeitraum mit einem konstanten Jahresgang beschreiben. Der Jahresgang der berechneten Standardabweichung des Validierungslaufs variiert leicht mit der Zeit. Die Abweichung der Ergebnisse des Validierungslaufs liegen unter 0,5 K im Vergleich zu den Beobachtungen. Die aus allen Funktionen berechnete Standardabweichung zeigt deutlich die Überschätzung der Variabilität im Modell im Vergleich mit den Beobachtungen während des Frühjahrs und des Herbstes. Im Sommer wurden nur geringe Abweichungen für Station Magdeburg festgestellt; allerdings wird im Modell an Station Karlsruhe am Ende der Zeitreihe die Variabilität stark überschätzt. In Norddeutschland bleibt der Jahresgang der Variabilität über den Zeitraum in den Beobachtungen konstant. Im Validierungslauf ändert sich die Standardabweichung, jedoch bleibt die maximale Standardabweichung im Winter und das Minimum verschiebt sich in den frühen Sommer. Die zeitliche Änderung der Standardabweichung tritt allerdings nicht flächendeckend auf (siehe Abbildung 4.20). Im Gegensatz dazu veränderten sich die Werte in Süddeutschland stark: Die Standardabweichung nimmt im Modell um 0,5 K ab und im Spätsommer (Juli bis September) mit 1 K im Validierungslauf zu (Abb. 4.22).

Die zuletzt beschriebenen Untersuchungen wurden noch einmal durchgeführt. Diesmal wurde die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung auf die Beobachtungsdaten der monatlichen Mitteltemperatur für den Zeitraum 1961 bis 2000 angewendet und auf die Ergebnisse des Kontrolllaufs anstelle des Validierungslaufs.

Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test für die erzielten Ergebnisse liegt in weiten Teilen über 95 %, ausgenommen die nordöstlichste Region Deutschlands.

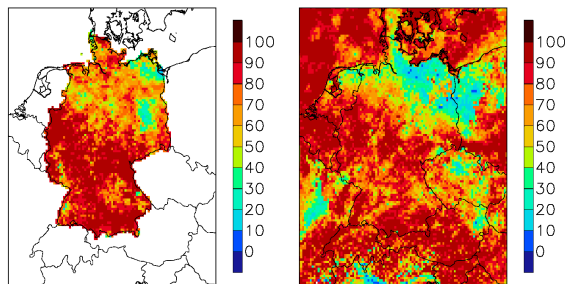
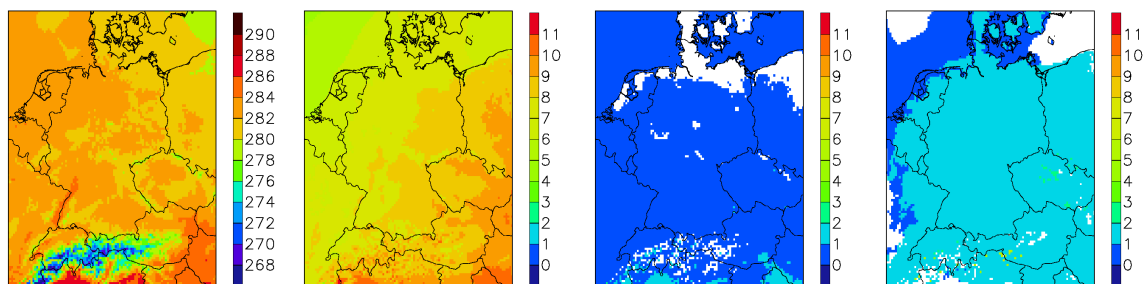


Abbildung 4.23: Kolmogoroff-Smirnoff-Test in [%] der Residuenreihe nach der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung, links der Temperaturbeobachtungszeitreihe und rechts des Kontrolllaufs für den Zeitraum 1961 bis 2000 (Tabelle Anhang A).

Die Ergebnisse zeigen, dass der Mittelwert hauptsächlich als Linearkombination einer konstanten Funktion $d^{(1)}$ und des Jahresgangs $M_{(0,1)}$ sowie der saisonalen Schwankung $M_{(0,2)}$ beschrieben werden kann. Der Koeffizient des Jahresgangs des Kontrolllaufs $M_{(0,1)}$ ist 1 K geringer als der der Beobachtungen, nimmt aber mit der Zeit $M_{(1,1)}$ um 1 K zu. In den Beobachtungen und im Modell ist ein Ost-West-Gradient im Jahresgang von 1 K deutlich zu erkennen.



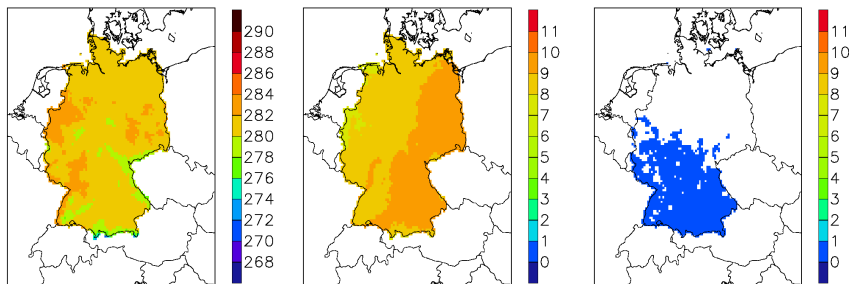


Abbildung 4.24: Koeffizienten der Basisfunktionen des Mittelwerts μ der monatlichen Mitteltemperatur in [K] von 1961 bis 2000 für den Kontrolllauf (oben) und die Beobachtungen (unten): Konstante Funktion $d^{(1)}$ (links), Jahresgang $M_{(0,1)}$ (Mitte links), saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ (Mitte rechts) und Jahresgang $M_{(1,1)}$ (rechts). Für die in weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen ermittelt.

In den Beobachtungen sind an einigen Gitterboxen vereinzelt Trendfunktionen zu erkennen. Sie treten nicht großflächig auf (4.25). Im Kontrolllauf sind keine Trendfunktionen festgestellt worden.

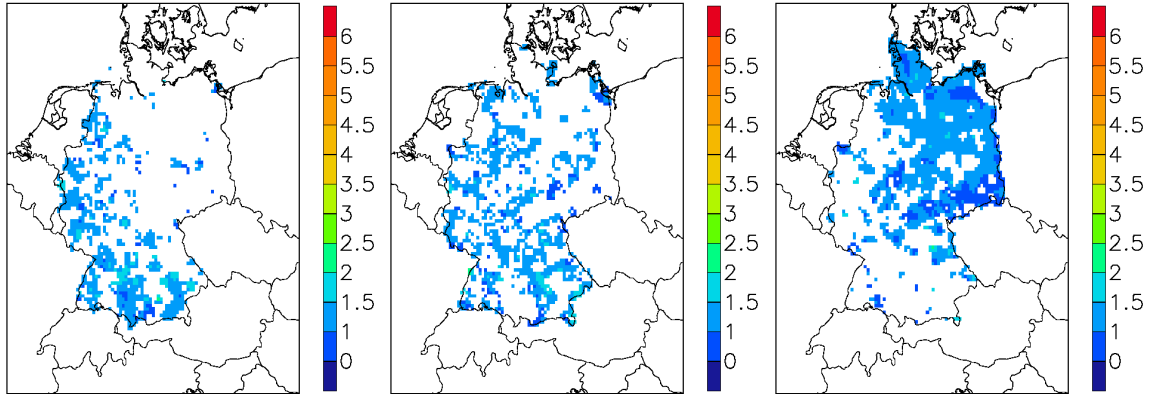


Abbildung 4.25: Koeffizient $d^{(2)}$ für den Trend $\sim t$ (links), $d^{(3)}$ für den Trend $\sim t^2$ (Mitte) und $d^{(4)}$ für den Trend $\sim t^3$ des Mittelwerts μ der monatlichen Mitteltemperatur in [K] der Beobachtungen. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1961 bis 2000. Für die in weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen ermittelt.

Wie zuvor für die Auswertung des Validierungslaufs werden für den Kontrolllauf die Ergebnisse der Gitterboxen mit einem Kolmogoroff-Smirnoff-Test über 95 % ausgewählt. Da dieses Ergebnis nicht flächendeckend erzielt wurde, werden auch der geographischen Lage nach nicht korrespondierende Gitterboxen verglichen. Hier kommt es im Vergleich des Kontrolllaufs mit Beobachtungen jedoch zu gravierenden Abweichungen.

Für Station Magdeburg wurde für die Modellergebnisse die Gitterbox (62,63) und für die Beobachtungen die Gitterbox (63,61) verwendet. Die Gitterbox der Beobachtungen liegt auf 317 m Höhe und die Modellgitterbox auf 253 m Höhe. Der Höhenunterschied beträgt 64 m. Eine Höhenkorrektur entspräche ungefähr + 0.4 K für die Beobachtungen. Für Station Karlsruhe wird der Unterschied noch gravierender. Für die Modellergebnisse wurde die Gitterbox (35,43) auf einer Höhe von 353 m und für die Beobachtungen die Gitterbox (35,41) auf einer Höhe von 110 m miteinander verglichen. Der Höhenunterschied ist 243 m und die Höhenkorrektur entspräche ungefähr - 1.6 K für die Beobachtungen. Dieser große Höhenunterschied lässt den unmittelbaren Vergleich der beiden Gitterboxen nicht mehr zu und schießt auch eine Höhenkorrektur der beobachteten Temperatur aus. Da in der Umgebung von Magdeburg bzw. Karlsruhe keine übereinstimmenden Gitterboxen mit einem Kolmogoroff-Smirnoff-Test von mindestens 95 % detektiert wurden, werden die Ergebnisse für genannten Gitterboxen trotzdem dargestellt und der Leser gebeten die Höhenkorrektur von + 0.4 K bzw. - 1.6 für die Beobachtungen zu berücksichtigen.

An Station Magdeburg und Karlsruhe stimmt der Mittelwert μ gut zwischen Kontrolllauf und Beobachtungen überein.

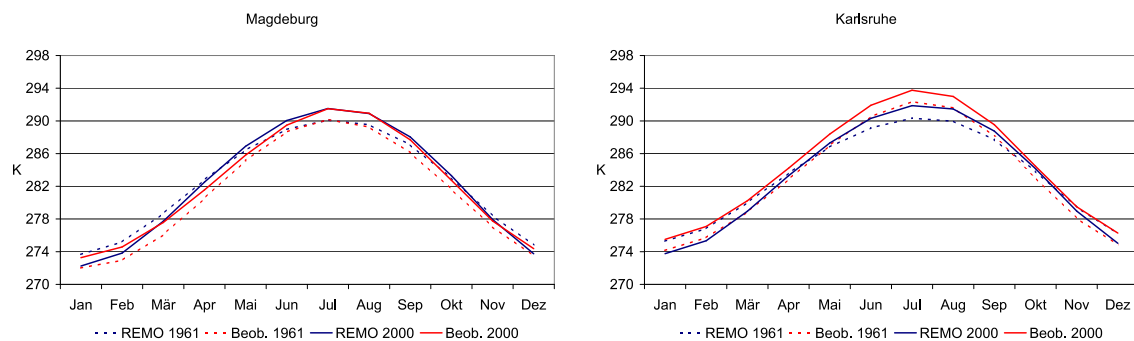


Abbildung 4.26: Jahresgang des Mittelwerts μ der Temperatur für Beobachtungen (rot) und Kontrolllauf (blau). Die gestrichelte Linie stellt das Jahr 1961 und die durchgezogene Linie das Jahr 2000 dar, links für Station Magdeburg (Kontrolllauf: Gitterbox (62,63), Beobachtungen: Gitterbox (63,61)) und rechts für Station Karlsruhe (Kontrolllauf: Gitterbox (35,43), Beobachtungen: Gitterbox (35,41)).

Die Ergebnisse für die Standardabweichung des Kontrolllaufs und der Beobachtungen für den Zeitraum 1961 bis 2000 zeigen eine deutliche Abweichung in einem Punkt: Die Standardabweichung des Kontrolllaufs lässt sich durch die Summe der konstanten Funktion $h^{(1)}$ und den Jahresgang $S_{(0,1)}$ beschreiben, jedoch werden für die Beschreibung der Variabilität der Beobachtungsdaten auch die saisonalen Schwankungen $S_{(0,2)}$ benötigt.

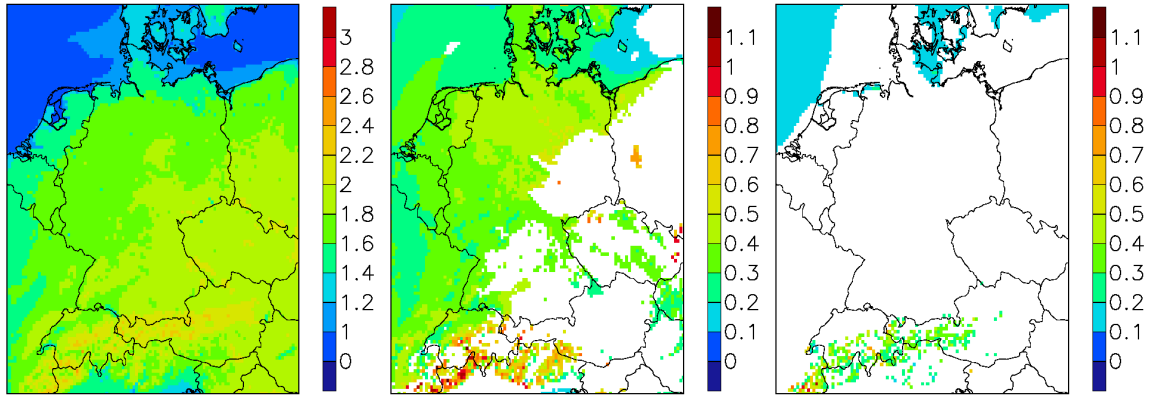


Abbildung 4.27: Koeffizienten der Basisfunktionen der Standardabweichung σ der monatlichen Mitteltemperatur in [K] von 1961 bis 2000 für den Kontrolllauf: Konstante Funktion $d^{(1)}$ (links), Jahresgang $M_{(0,1)}$ (Mitte) und saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ (rechts). Für die in weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen festgestellt.

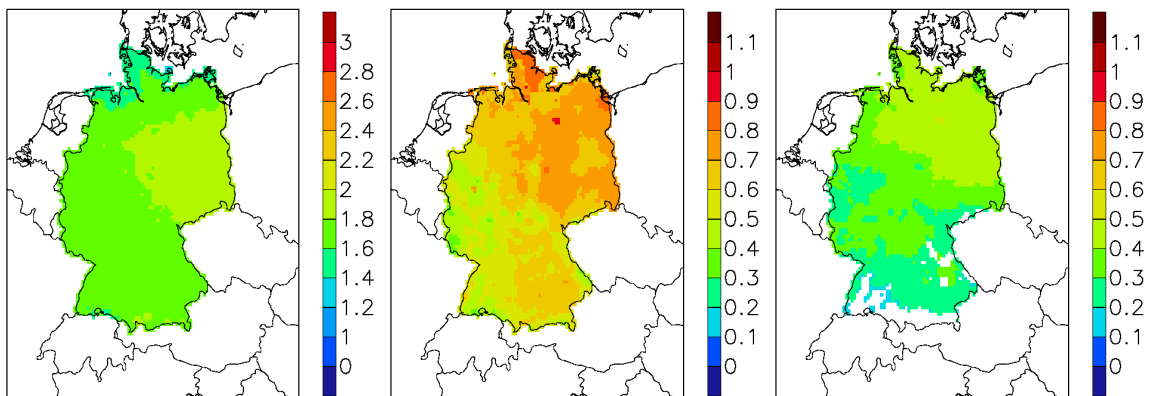


Abbildung 4.28: Beobachtungen statt Kontrolllauf; sonst wie Abb. 4.27.

Die Variabilität der beobachteten monatlichen Mitteltemperaturen weist zwei Maxima im Jahr auf, eines im Winter und ein schwächeres im Spätsommer. Der Kontrolllauf jedoch hat sein Maximum in Magdeburg im Winter und in Karlsruhe eher im Frühjahr und die geringste Variabilität im Sommer bzw. Karlsruhe im Spätsommer (Abb. 4.29). Die Variabilität wird im Kontrolllauf im Winter unterschätzt (0.3 K) und an Station Karlsruhe im Frühjahr deutlich mit 0.5 K überschätzt. Für den Jahresgang der Standardabweichung σ wurden keine zeitlichen Änderungen ermittelt, ausgenommen im Kontrolllauf an Station Magdeburg.

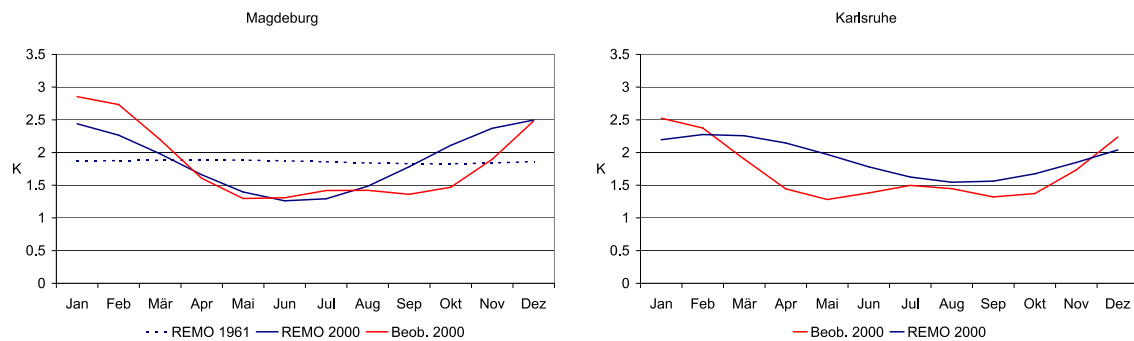


Abbildung 4.29: Jahresgang von σ der Temperaturzeitreihe für Beobachtungen (rot) und Kontrolllauf (blau). Die durchgezogene Linie stellt das Jahr 2000 dar (zeitlich konstant), links für Station Magdeburg und recht für Station Karlsruhe.

Aus der Darstellung des Kontrolllaufs wird deutlich, dass der Kontrolllauf eine „eigene“ dekadische Variabilität repräsentiert (für Station Magdeburg und Karlsruhe Tabelle 4.3). Der Jahresgang der Standardabweichung σ ist über den Zeitraum 1961 – 2000 im Kontrolllauf sowie in den Beobachtungsdaten konstant, dies gilt nicht für den Kontrolllauf an Station Magdeburg. Dies bedeutet, der Jahresgang von σ ist konstant: σ ändert sich in den einzelnen Monaten nicht. Unabhängig vom Antrieb (Reanalysen oder ECHAM5) fällt bei beiden Modellsimulationen auf, dass für die Beschreibung der Standardabweichung σ im Unterschied zu den Beobachtungsdaten keine saisonale Komponente benötigt wird. Die Standardabweichung beider Modellsimulationen überschätzt im Vergleich mit den Beobachtungen stark die Variabilität im Frühjahr.

Magdeburg	REMO (μ)	Beobachtungen(μ)	REMO (σ)	Beobachtungen (σ)
Jan. 1961	273.67	272.01	1.87	2.85
Jan. 1981	272.94	272.15	2.21	2.85
Jan. 2000	272.25	273.27	2.44	2.85
Jul. 1961	290.03	291.17	1.86	1.42
Jul. 1981	290.82	290.33	1.52	1.42
Jul. 2000	291.51	291.49	1.29	1.42
Karlsruhe	REMO (μ)	Beobachtungen(μ)	REMO (σ)	Beobachtungen (σ)
Jan. 1961	275.30	274.15	2.20	2.52
Jan. 1981	274.50	274.51	2.20	2.52
Jan. 2000	273.76	275.50	2.20	2.52
Jul. 1961	290.34	292.36	1.62	1.50
Jul. 1981	291.12	292.74	1.62	1.50
Jul. 2000	291.87	293.75	1.62	1.50

Tabelle 4.3: REMO-Kontrolllauf im Vergleich zu Beobachtungen: Mittelwert (μ) und Standardabweichung (σ) der Temperatur in [K], exemplarisch dargestellt für 1961, 1981, 2000 an Station Magdeburg (REMO: Gitterbox (62,63), Beobachtungen: Gitterbox (63,61) und Karlsruhe (REMO: Gitterbox (35,41), Beobachtungen: Gitterbox (35,43)).

4.5 Validierung der Ergebnisse für den Lageparameter und die Streuung des Niederschlags

Die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung wurde auf die Niederschlagsbeobachtungsdaten (REGNIE) und den Validierungslauf für den Zeitraum von 1979 bis 2002 angewendet. Hierbei wurde angenommen, dass die Niederschlagsdaten durch die Gumbel-Verteilung beschrieben werden können. Der Lageparameter a und die Streuung b der Gumbel Verteilung werden für die Beobachtungsdaten und für die Modellergebnisse ermittelt und verglichen. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test bestimmt, ob die zu Beginn getroffene Annahme, dass sich die monatliche Niederschlagssumme durch die Gumbel-Verteilung beschreiben lässt, zutrifft (Kapitel 3.3.5). Bei der Auswertung der monatlichen Niederschlagssummen ist es wichtig, die Ergebnisse des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests zu beachten (Abb. 4.30).

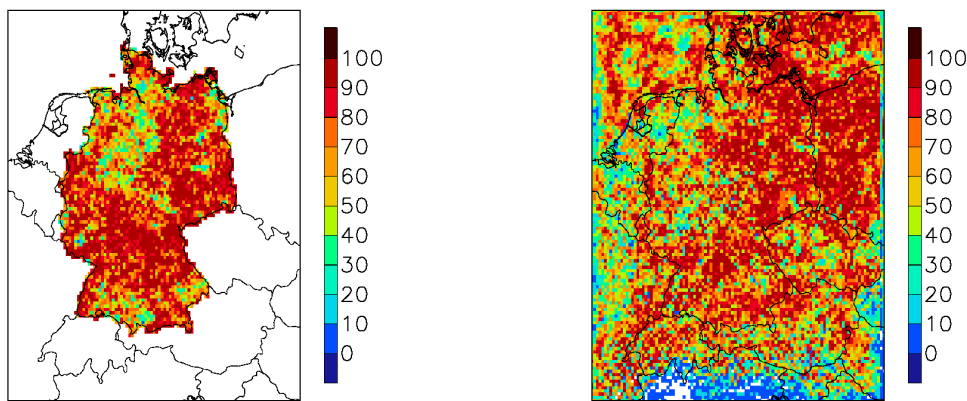


Abbildung 4.30: Kolmogoroff-Smirnoff-Test in [%] der Residuenreihe nach der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung, links der Niederschlagsbeobachtungszeitreihe (REGNIE) und rechts des Validierungslaufs für den Zeitraum 1979 bis 2002.

Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test liegt in Teilen Deutschlands für die Beobachtungen und den Validierungslauf bei über 95 % (Tabelle A). Jedoch zeigt der Test, dass die Annahme, die Niederschlagssummen gehorchten der Gumbel Verteilung, für die Regionen Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen und Hessen nicht zutrifft. Dies wird bei den längeren Zeitreihen der REGNIE Daten noch deutlicher (Abb. 4.37).

Der Lageparameter a lässt sich durch die Summe der konstanten Funktion $d^{(1)}$, in manchen Regionen durch den Jahresgang $M_{(0,1)}$ und durch die saisonalen Schwankungen $M_{(0,2)}$ beschreiben. Die Konstante $d^{(1)}$ des Lageparameters a stimmt gut mit der Konstanten der Beobachtungen überein, ausgenommen in stark strukturiertem Gelände. Dort über- oder unterschätzt das Modell den Niederschlag in Abhängigkeit von der Anströmrichtung. Die saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ ist im Validierungslauf deutlich höher als in den Beobachtungen. Für den Jahresgang $M_{(0,1)}$ konnte hingegen eine gute Übereinstimmung festgestellt werden (Abb. 4.31 und 4.32).

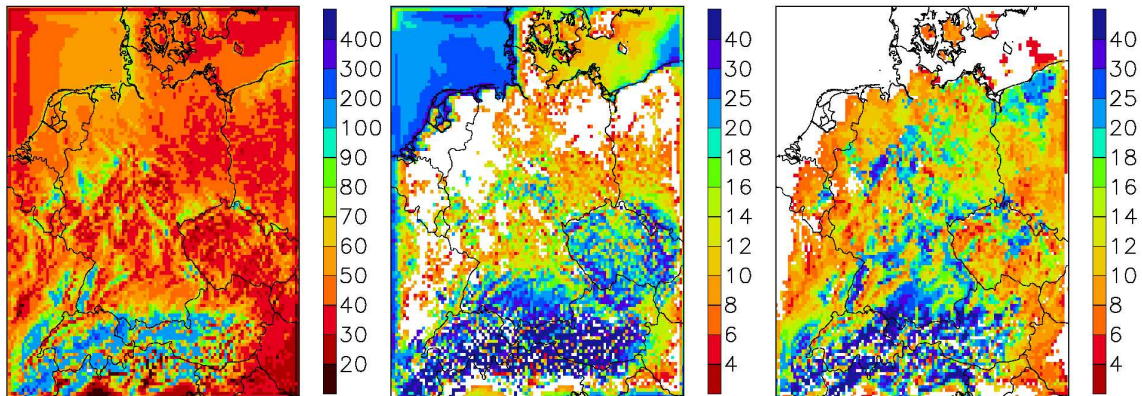


Abbildung 4.31: Strukturierte Zeitreihenzerlegung der monatlichen Niederschlagssummen des Validierungslaufs für den Zeitraum von 1979 bis 2002. Koeffizienten der Basisfunktionen des Lageparameters a der Gumbel-Verteilung in [mm/Monat]: Konstante Funktion $d^{(1)}$ (links), Jahresgang $M_{(0,1)}$ (Mitte) und saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ (rechts). Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen detektiert.

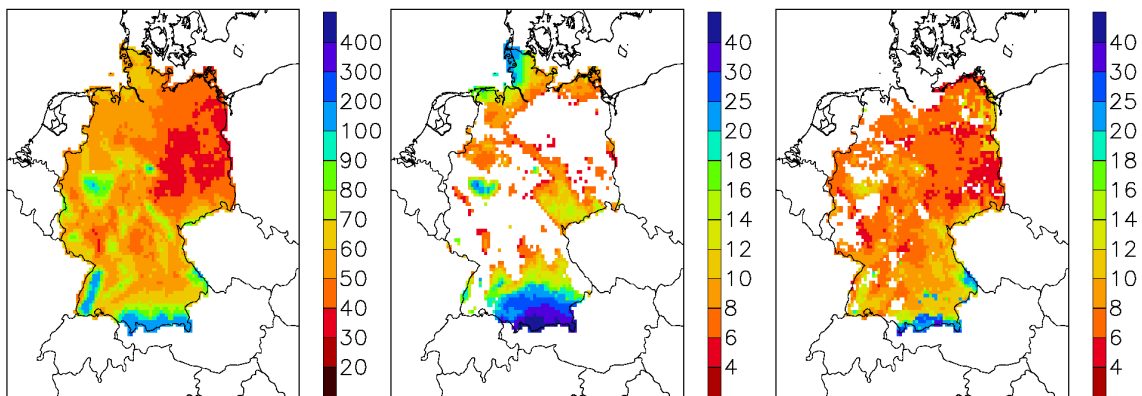


Abbildung 4.32: Koeffizienten der Basisfunktionen des Lageparameters a der Gumbel-Verteilung in [mm/Monat] der Beobachtungsdaten (REGNIE); sonst wie Abb. 4.31.

Der Streuparameter b lässt sich in den Beobachtungen und im Validierungslauf hauptsächlich durch die Konstante $h^{(1)}$ beschreiben. Sie stimmen gut miteinander überein. Nur in Teilregionen wird ein sehr kleiner Jahresgang $S_{(0,1)}$ für die Beschreibung des Streuparameters im Validierungslauf und in den Beobachtungen benötigt (abb. 4.33 und 4.34). Es konnte weder für den Lageparameter noch für den Streuparameter ein Trend festgestellt werden.

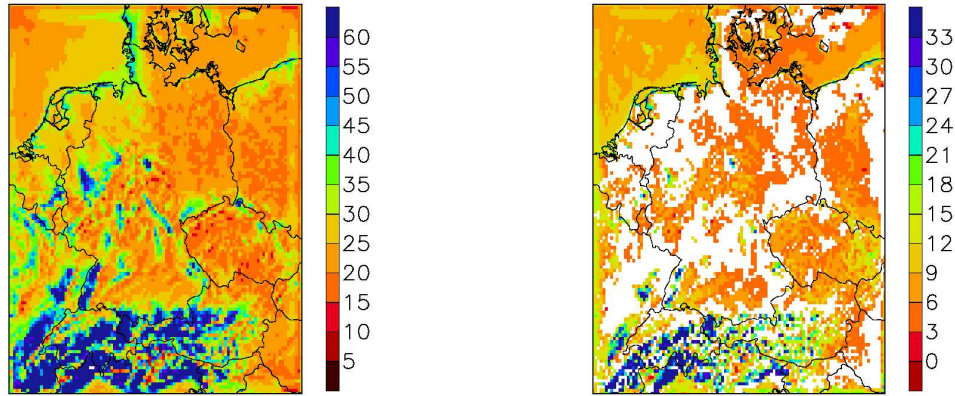


Abbildung 4.33: Strukturierte Zeitreihenzerlegung der monatlichen Niederschlagssummen des Validierungslaufs für den Zeitraum von 1979 bis 2002. Koeffizienten der Basisfunktionen des Streuparameters b der Gumbel-Verteilung in [mm/Monat]: Konstante Funktion $h^{(1)}$ (links), Jahresgang $S_{(0,1)}$ (rechts). Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen ermittelt.

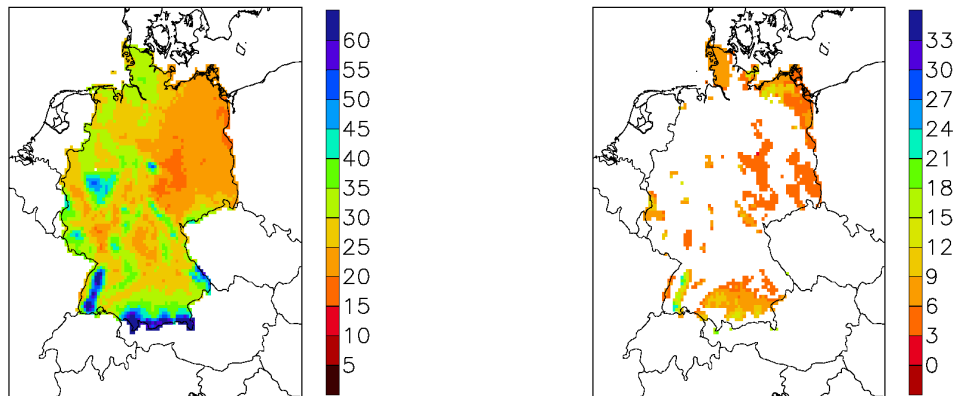


Abbildung 4.34: Koeffizienten der Basisfunktionen des Streuparameters b der Gumbel-Verteilung in [mm/Monat] der Beobachtungsdaten (REGNIE); sonst wie Abb. 4.33.

Die REGNIE Beobachtungsdaten weisen horizontal relativ homogene Muster auf, jedoch variieren die simulierten Niederschläge des Validierungslaufs sehr stark von Gitterbox zu Gitterbox. Als Beispiele für die Stationen Magdeburg und Karlsruhe wurden Ergebnisse der Gitterboxen mit einem Kolmogoroff-Smirnoff-Test über 95 % ausgewählt. Da dies nicht flächendeckend zutraf, kann es auch hier zu Unterschieden zwischen der Wahl der Gitterboxen des Validierungslaufs und der Beobachtungen kommen.

Für beide Stationen Magdeburg und Karlsruhe ändert sich der Lageparameter a nicht mit der Zeit im Validierungslauf und auch nicht in den Beobachtungen (Abb. 4.35 und 4.36). Der Jahresgang des Lageparameter a bleibt konstant über den gesamten Zeitraum 1979 – 2002. Der Lageparameter des Validierungslaufs wird an beiden Stationen im Winter mit um 10 mm/Monat unterschätzt und liegt mit 15 mm/Monat im Sommer deutlich über dem Lageparameter der Beobachtungen. Nur für Station Karlsruhe wurde im Herbst eine sehr deutliche Unterschätzung des Niederschlags in den Modellergebnissen beobachtet. Die Streuung b unterliegt einem leichten Jahresgang im Validierungslauf und liegt im Validierungslauf und in den Beobachtungen um 20 mm/Monat im gesamten Zeitraum.

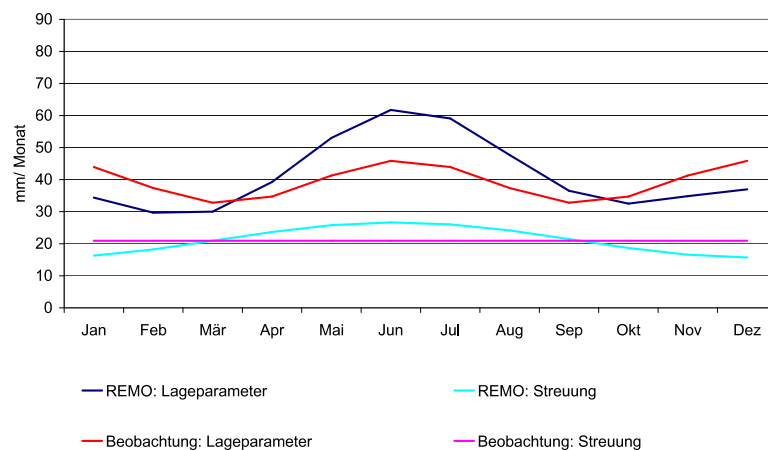


Abbildung 4.35: Magdeburg: Lageparameter a und Streuung b der Monatsniederschlagssumme der Beobachtungen für Gitterbox (60,75) (rot/magenta) und des Validierungslaufs für Gitterbox (60,72) (blau/türkis) im Zeitraum von 1979 bis 2002.

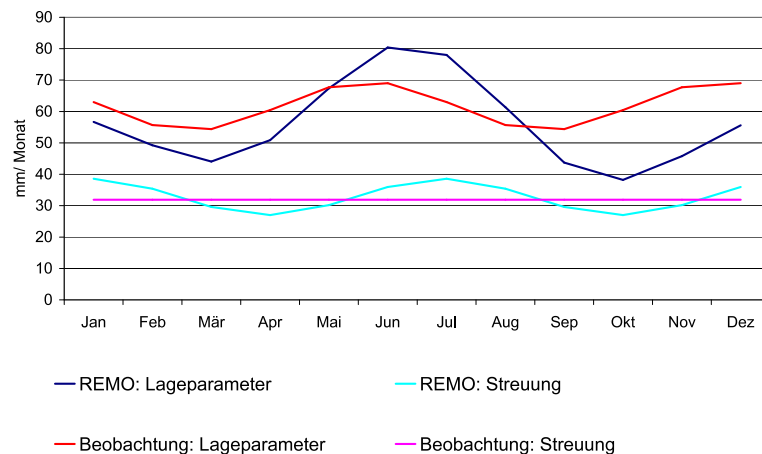


Abbildung 4.36: Karlsruhe: Beobachtungen für Gitterbox (36,42) und Validierungslauf für Gitterbox (36,42); sonst wie Abb. 4.35.

Der Vergleich der Ergebnisse der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der Monatsniederschlagssummen von 1961 bis 2000 des Kontrolllaufs und der Beobachtungen ähnelt sehr dem Vergleich zwischen Validierungslauf und Beobachtungen.

Das Ergebnis des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests liegt auch für den Kontrolllauf in Teilen Deutschlands über 95 % (Tabelle Anhang A). Für die Beobachtungen in den Regionen Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen und Hessen jedoch trifft die Annahme, der Niederschlag entspräche der Gumbel-Verteilung, nicht zu (Abb. 4.37).

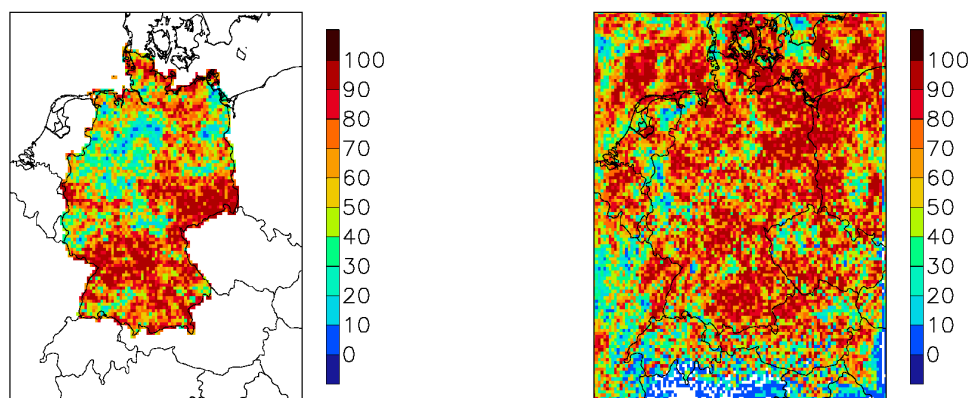


Abbildung 4.37: Kolmogoroff-Smirnoff-Test in [%] der Residuenreihe nach der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung, links der Niederschlagsbeobachtungszeitreihe (REGNIE) und rechts des Kontrolllaufs für den Zeitraum 1961 bis 2000.

Die Konstante $d^{(1)}$ des Lageparameters a des Kontrolllaufs stimmt gut mit den Beobachtungen überein. Auffallend ist, dass der Jahresgang $M_{(0,1)}$ und die saisonalen Schwankungen $M_{(0,2)}$ des Lageparameters im Kontrolllauf deutlich überschätzt werden, speziell in Norddeutschland (Abb. 4.38).

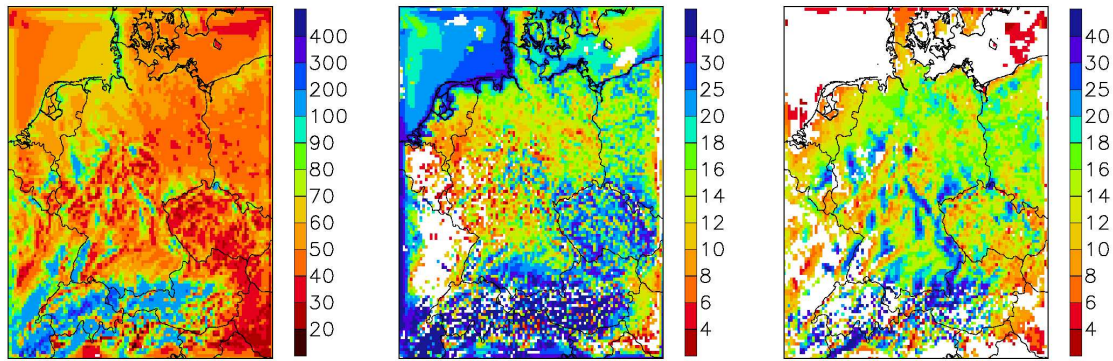


Abbildung 4.38: Koeffizienten der Basisfunktionen des Lageparameters a der monatlichen Niederschlagssummen von 1961 bis 2000 für den Kontrolllauf in [mm/Monat]: Konstante Funktion $d^{(1)}$ (links), Jahresgang $M_{(0,1)}$ (Mitte) und saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ (rechts). Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen detektiert.

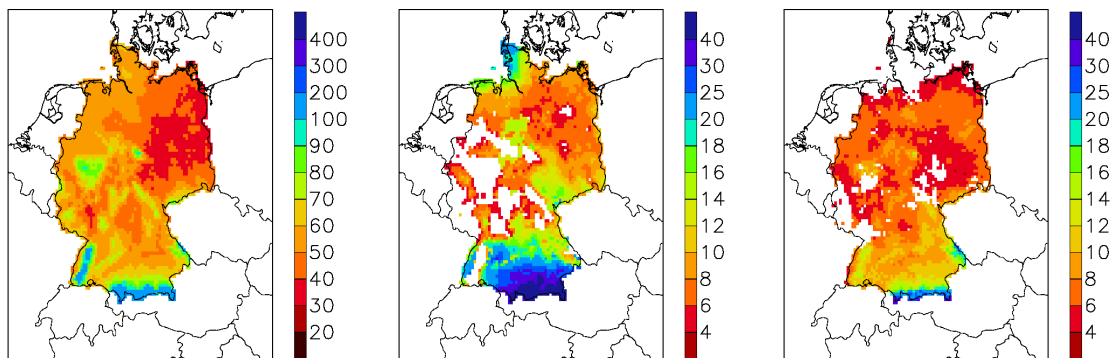


Abbildung 4.39: Beobachtungen statt Kontrolllauf; sonst wie Abb. 4.38.

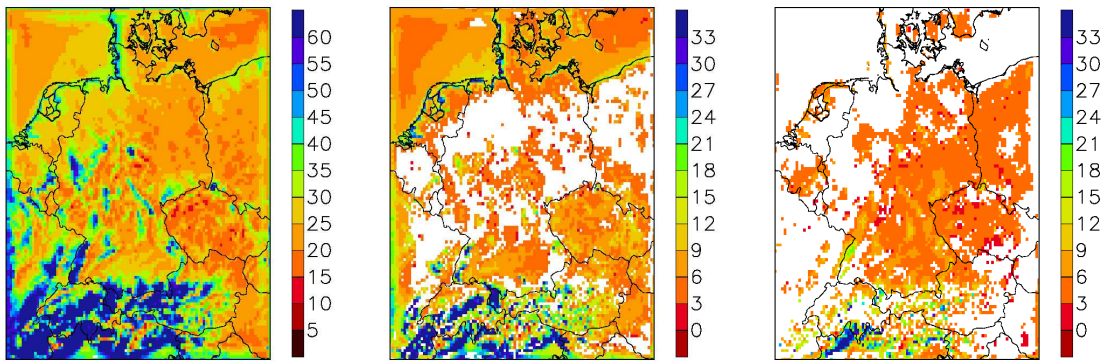


Abbildung 4.40: Koeffizienten der Basisfunktionen des Streuparameters b der monatlichen Niederschlagssummen von 1961 bis 2000 für den Kontrolllauf in [mm/Monat]: Konstante Funktion $d^{(1)}$ (links), Jahresgang $M_{(0,1)}$ (Mitte) und saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ (rechts). Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen detektiert.

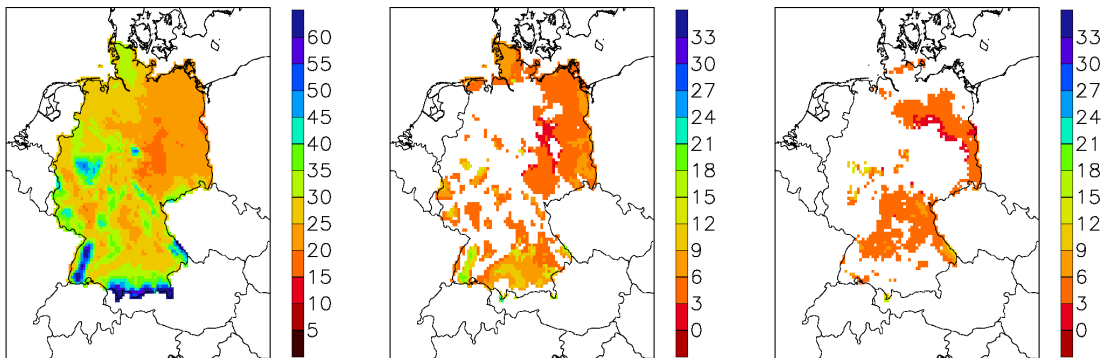


Abbildung 4.41: Beobachtungen statt Kontrolllauf; sonst wie Abb. 4.40.

Der Vergleich des Lage- und Streuparameters der Monatsniederschlagssummen des Kontrolllaufs und der Beobachtungen (1961–2000) fällt an beiden Stationen ähnlich aus. In Magdeburg treten für den Lageparameter a nur geringe Veränderungen im Kontrolllauf auf. Deutlich sichtbar wird, wie stark der Kontrolllauf gerade im Norden den Niederschlag im Winter und Sommer mit bis zu 30 % überschätzt (Abb. 4.42). Die Streuung b im Kontrolllauf ändert sich leicht mit der Zeit und wird vom Kontrolllauf deutlich im Sommer überschätzt.

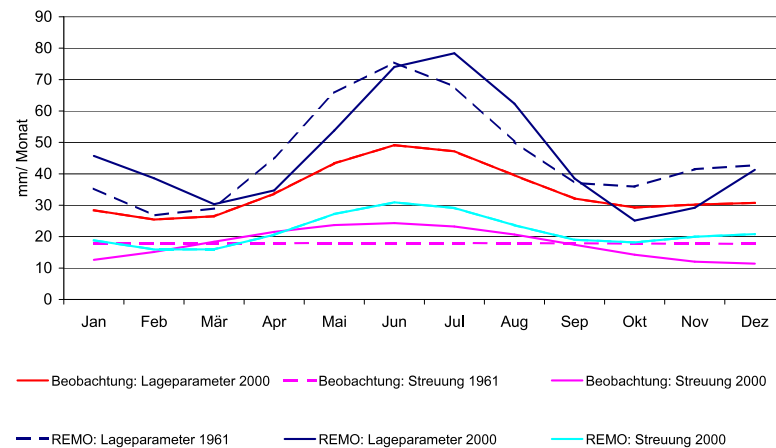


Abbildung 4.42: Magdeburg: Lageparameter a und Streuung b der Monatsniederschlagssumme der Beobachtungen für Gitterbox (60,74) (rot/magenta) und des Kontrolllaufs für Gitterbox (60,74) (blau/türkis) im Zeitraum von 1961 bis 2000.

Für die Station Karlsruhe fällt der Vergleich ganz anders aus. In den Beobachtungsdaten wird für den Lageparameter a von 1961 bis 2000 für die große Region um die Station Karlsruhe keine saisonale Schwankung ermittelt (Abb. 4.39). Erst am Ende der Zeitreihe läßt sich die beobachtete monatliche Niederschlagssumme mit der saisonalen Schwankung beschreiben. Im Kontrolllauf ist die saisonale Schwankung des Lageparameter a konstant. Der Lageparameter wird speziell von Juni bis August um 10–20 % vom Modell im Vergleich mit dem beobachteten Niederschlag überschätzt. Der überschätzte Lageparameter a des Kontrolllaufs weist auch eine stärkere Streuung b auf. Dies war auch an Station Magdeburg zu beobachten.

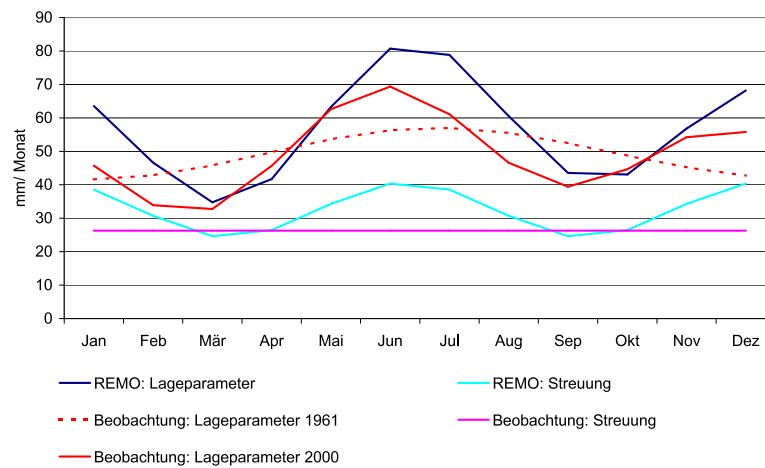


Abbildung 4.43: Station Karlsruhe: Beobachtungen für Gitterbox (36,45) und Kontrolllauf für Gitterbox (36,45); sonst wie Abb. 4.42.

Im Kontrolllauf wird eine Überschätzung der saisonalen Schwankung sichtbar. Daraus folgt eine Überschätzung des Sommer- und Winterniederschlags. Im Kontrolllauf ist die Überschätzung des Lageparameter a im Sommer noch ausgeprägter als im Winter. Im Winter liegen häufig Westwindlagen vor und bewirken ein Ausregnen in Küstennähe sowie an der Luvseite der Gebirge. Dieser Vorgang wird von REMO überinterpretiert. Es bleibt also Feuchte, die in das Modell hineintransportiert wurde, erhalten und wird nicht wieder aus dem Modell heraustransportiert. Der Sommerniederschlag besteht speziell in Süddeutschland zu einem großen Teil aus konvektivem Niederschlag, der nun die Möglichkeit hat, sich stark auszubilden, da viel Feuchte vorhanden ist.

Die Abweichungen der Monatsmitteltemperatur und der Monatsniederschlagssummen des Kontrolllaufs von den Beobachtungen sind konsistent. Der Niederschlag des Kontrolllaufs liegt im Sommer und Winter weit über dem beobachteten Niederschlag, hingegen konnte für die Temperatur eine gute Übereinstimmung festgestellt werden. Im Frühjahr und Herbst übertreffen die Temperaturen des Kontrolllaufs die beobachteten Monatsmitteltemperaturen bei weitem. Die Monatsniederschlagssummen stimmen überein.

Um festzustellen, wie groß der Einfluss des Globalmodells auf die Abweichungen der REMO-Ergebnisse von den Beobachtungen genau ist, wäre eine umfassendere Untersuchung verschiedener Modellgrößen notwendig, der horizontal hochaufgelösten ebenso wie der antreibenden Modellversion mit einer horizontalen Auflösung von 0.44° . Zusätzlich müsste untersucht werden, wie verlässlich die Beobachtungsdaten sind. REMO wird nicht von Beobachtungen angetrieben, sondern von Reanalysen. Es müsste geprüft werden, wie groß die Abweichungen der Reanalysen von den Beobachtungen sind, um genauer einzugrenzen, welcher Anteil der Überschätzung von der Parameterisierung von REMO abhängt und wie groß der Anteil der Überschätzung durch den Antrieb ist.

4.6 Zusammenfassung der Validierung

Der Temperaturvergleich der saisonalen Mittel von Validierungslauf und Beobachtungen für den Zeitraum 1979-2002 weist eine deutliche Überschätzung der Temperatur durch das Modell auf. Das Modell überschätzt um 1 K im Mittel die Beobachtungen. Der Winter bildet eine Ausnahme; hier stimmen Modell und Beobachtungen im saisonalen Mittel sehr gut überein.

Im Vergleich der saisonalen Mitteltemperaturen des Kontrolllaufs von 1961-2000 mit Beobachtungen stimmen die Temperaturen im Sommer und Winter überein. Im Gegensatz dazu werden im Frühjahr und Herbst die Temperaturen im Kontrolllauf um mindestens 1 K überschätzt.

Unabhängig von der Jahreszeit und dem Modellantrieb wird für den Temperaturvergleich ein Gradient von Norden nach Süden beobachtet, mit einer größeren Abweichung der Modellergebnisse von den Beobachtungen im Süden.

Durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung wurden für die Monatstemperaturen die Werte für den Mittelwert μ und die Standardabweichung σ der Gauß-Verteilung bestimmt. Für den Winter konnte für μ eine gute Übereinstimmung zwischen dem Validierungslauf und den Beobachtungen festgestellt werden. Eine sehr deutliche Überschätzung des Mittelwerts μ um 1.5 K gilt für den Sommer. Für den Mittelwert μ wurde ein linearer Trend im Validierungslauf und in den Beobachtungen von ca. 1.5 K errechnet. Der Vergleich für die Standardabweichung σ fällt im Winter zufriedenstellend aus. Hingegen treten sehr große Abweichungen im Frühjahr und Herbst auf; sie erreichen Werte bis zu 0.5 K. Der Jahresgang der Standardabweichung σ ändert sich im Validierungslauf und in den Beobachtungen mit der Zeit deutlich in Süddeutschland. Zu Beginn der Zeitreihe liegt das Maximum im Winter bei 2 – 2.5 K und nimmt zum Ende um 0.5 K ab. Die maximalen Standardabweichungen werden am Ende der Zeitreihe im Spätsommer (Juli bis September) mit über 2 K festgestellt, was eine Zunahme von mindestens 0.5 K bedeutet. Die Abnahme der Variabilität im Winter in Süddeutschland lässt sich mit den überwiegend südwestlichen Strömungen und den damit verbundenen milden Wintern erklären und den nur seltenen östlichen Strömungen, die in den letzten Jahren beobachtet wurden.

Im Vergleich der berechneten Mittelwerte μ und der Standardabweichungen σ des Kontrolllaufs mit Beobachtungen (1961 – 2000) konnte im Sommer für den Mittelwert μ eine gute Übereinstimmung festgestellt werden. Die berechnete Standardabweichung σ wird vom Modell im Winter um 0.5 K deutlich unterschätzt und im Frühjahr an Station Karlsruhe mit 0.5 K deutlich überschätzt.

Der Niederschlagsvergleich fällt für die saisonale mittlere Niederschlagssumme des Validierungslaufs (1979 – 2002) sehr zufriedenstellend aus. Im Kontrolllauf (1961 – 2000) wird die mittlere Niederschlagssumme im Sommer und Winter vom Modell im Vergleich zu den Beobachtungen überschätzt.

Durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung wurden für die monatlichen Niederschlagssummen des Validierungs- und des Kontrolllaufs sowie der Beobachtungen die Werte für den Lageparameter a und die Streuung b der Gumbel-Verteilung bestimmt. Die saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ des Lageparameters a im Validierungslauf und im Kontrolllauf liegt deutlich über der saisonalen Schwankung der Beobachtungen. Dies führt im Vergleich zu den Beobachtungen zu einer Überschätzung des Sommerniederschlags. Im Kontrolllauf ist diese Überschätzung noch ausgeprägter (30 %)! Auch der Winterniederschlag wird überschätzt. Die Streuung b des Niederschlags ist in den Beobachtungen weitgehend konstant über das Jahr und weist in den Modellergebnissen eine zu starke saisonale Schwankung auf.

Es konnte ein grundsätzlicher Zusammenhang zwischen den Ergebnissen der Temperatur- und Niederschlagsvergleiche festgestellt werden. In Regionen mit Niederschlagsdefizit entsteht eine starke positive Temperaturabweichung der Modellergebnisse von den Beobachtungen.

5 Extremereignisse in den Beobachtungen und im Validierungslauf

Zwei Extremereignisse der näheren Vergangenheit: Das Elbehochwasser im Sommer 2002, das durch starke Niederschläge ausgelöst wurde, und der sogenannte Hitzesommer im Jahr 2003, werden näher untersucht (siehe auch Kapitel 1).

Für Deutschland stehen auf einem 10 km Raster Monatsmittel der Temperatur und Monatssummen des Niederschlags von 1979 bis 2003 für Beobachtungen und Validierungslauf zur Verfügung. Diese Daten wurden mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung untersucht. Detaillierte Ergebnisse dazu wurden in den Kapiteln 4.4 und 4.5 beschrieben. Da in den Klimäläufen für das 21. Jahrhundert nach Extremereignissen gesucht wird, ist es wichtig zu zeigen, dass die verwendete Methode auch Extremereignisse in den monatlichen Beobachtungsdaten der Vergangenheit — gemittelt auf ein 10 km Raster — detektieren kann. Es ist wünschenswert auch im Validierungslauf Extremereignisse zu detektieren. Das Klimamodell, das nur über den Rand von Reanalysen angetrieben wird, muss nicht genau die synoptische Situation der beobachteten Extremereignisse wiedergeben.

5.1 Der Hitzesommer 2003

Im Jahre 2003 wurde Europa von einer starken und lang andauernden Hitzewelle beeinflusst. Die größten positiven Anomalien der monatlichen Mitteltemperaturen wurden im Juni und August beobachtet in einer Region, die von Südwestdeutschland über die Schweiz nach Südfrankreich reichte. In Ostfrankreich, der nördlichen Schweiz und im deutschen alpinen Vorland lag die Mitteltemperatur von Juni bis August 5°C über dem Mittel der Jahre 1961–1990, was den Sommer 2003 in dieser Region zum wärmsten Sommer seit 1864 werden ließ (Schär et al., 2004). Wahrscheinlich war es sogar der wärmste Sommer seit Beginn der meteorologischen Aufzeichnungen Mitte bis Ende des 18. Jahrhunderts (Fricke (2003) und Schönwiese et al. (2004)).

Im Sommer 2003 kam erschwerend hinzu, dass er sehr trocken war und ihm ein trockenes Frühjahr vorausging. Die Ursache für die hohen Temperaturen 2003 bestand in der Häufung stabiler Hochdruckwetterlagen über Westeuropa.

In Abbildung 5.1 ist die Zeitreihe der Monatsmitteltemperatur von 1961 bis 2006 am Beispiel der Gitterbox (36,33) in der Nähe von Karlsruhe dargestellt.

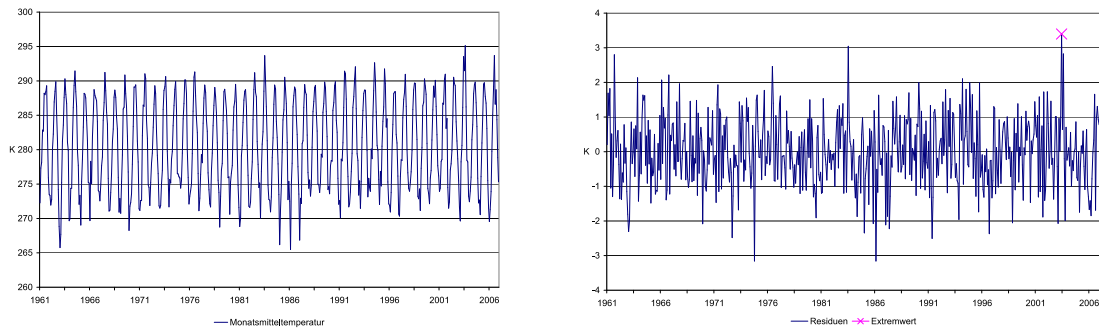


Abbildung 5.1: Monatsmitteltemperatur der Originalzeitreihe der DWD Daten am Rasterpunkt (36,33) in der Nähe von Karlsruhe (links) und die dazugehörige Residuenzeitreihe mit dem Extremwert im Juni 2003 (rechts).

Mit der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung (Kapitel 3) werden passende Basisfunktionen ausgewählt, die die Zeitreihe optimal beschreiben. Zusätzlich zum Jahresgang ($M_{(0,1)}$, $S_{(0,1)}$) und den saisonalen Schwankungen ($M_{(0,2)}$, $S_{(0,2)}$) des Mittelwerts μ und der Standardabweichung σ wird für die Beobachtungen ein Trend $d^{(4)}$ ermittelt. Er ist ab 1987 langsam bemerkbar und erreicht 1.2 K im Jahr 2006. Des weiteren ist eine Änderung des Jahresgangs der Standardabweichung ($S_{(2,1)}$) mit gegenläufiger Phase zu $S_{(0,1)}$ am Ende der Zeitreihe festzustellen. Dies führt im Sommer in Süddeutschland zu einer Zunahme der Standardabweichung von 0.5 K und im August sogar zu einer Zunahme von 0.8 K. Werden nun diese detektierten Funktionen von der Zeitreihe abgezogen, dann kann die Originalzeitreihe in die Residuenzeitreihe überführt werden. In der Residuenzeitreihe liegt der Wert für Juni 2003 weit über dem Wert für August 2003 und wird somit als Extremwert detektiert.

Aus der Zeitreihe des Mittelwerts μ_i und der Standardabweichung σ_i kann man die Gauß-Verteilung für jeden Monat der Zeitreihe berechnen. Sie ist hier für Juni 1966, 1986, 2003 und 2006 dargestellt (Abb. 5.2). Der Extremwert im Juni 2003 ist mit einer sehr geringen Auftrittswahrscheinlichkeit eingezeichnet. Der Trend des Mittelwerts und die Zunahme der Variabilität in den letzten 20 Jahren sind sehr deutlich zu erkennen. Im Validierungslauf tritt zum Beispiel im Juni 2003 im Süden Deutschlands in Gitterbox (22,23) ein Extremwert auf. Im Validierungslauf wird von 1979 bis 2003 der Mittelwert μ durch die Summe der detektierten Funktionen: Konstante, linearer Trend $d^{(2)}$, Jahresgang $M(0,1)$, saisonale Schwankung $M(0,2)$ und dem sich linear mit der Zeit ändernden Jahresgang $M(1,1)$ beschrieben. Daraus ergibt sich für die Juni Monate ein Anstieg des Mittelwerts μ um 2.3 K (Tabelle 5.2). Dieser ist gut in Abbildung 5.3 zu erkennen.

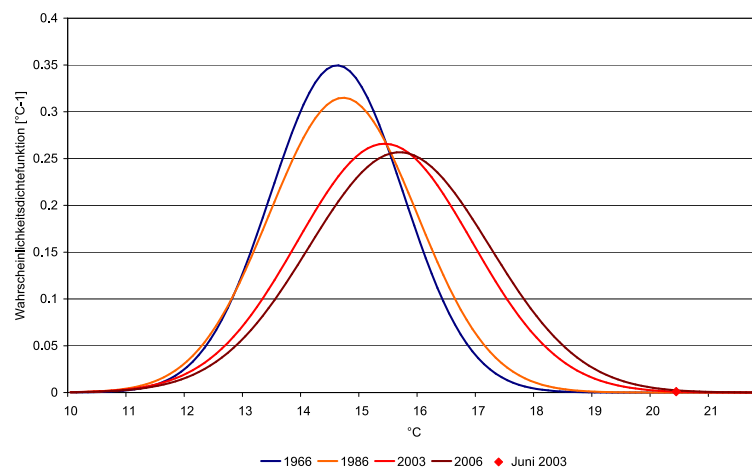


Abbildung 5.2: Gauß-Verteilung der Beobachtungsdaten des DWD für den Juni der Jahre 1966, 1986, 2003 und 2006 an der Gitterbox (36,33) in der Nähe von Karlsruhe, sowie der Extremwert im Juni 2003.

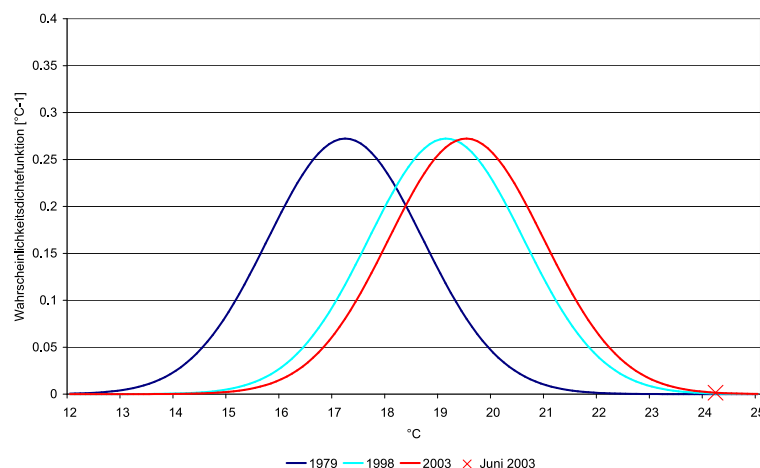


Abbildung 5.3: Gauß-Verteilung des Validierungslaufs für den Juni der Jahre 1979, 1998 und 2003 an der Gitterbox (23,22), sowie der Extremwert im Juni 2003.

Die detektierten Funktionen sind für die Beobachtungen in Tabelle 5.1 und für den Validierungslauf in Tabelle 5.2 dargestellt.

Funktion	μ		Funktion	σ	
Konstante	280.51 K		Konstante	1.71 K	
Trend ($\sim t^4$)	1.21 K				
Funktion	Amplitude (μ)	Phase(μ)	Funktion	Amplitude (σ)	Phase (σ)
Jahresgang M(0,1)	8.91 K	213.87	S(0,1)	0.72 K	42.02
Saisonale S. M(0,2)	0.41 K	132.57	S(0,2)	0.23 K	99.72
Jahresgang			S(2,1)	0.78 K	236.74

Tabelle 5.1: Koeffizienten und Phasen für den Mittelwert μ und die Standardabweichung σ in der Gitterbox (36,33) der Beobachtungen für den Zeitraum 1951–2006.

Funktion	μ		Funktion	σ	
Konstante	284.30 K		Konstante	1.73 K	
Trend ($\sim t$)	1.54 K				
Funktion	Amplitude (μ)	Phase(μ)	Funktion	Amplitude (σ)	Phase (σ)
Jahresgang M(0,1)	8.95 K	221.84			
Saisonale S. M(0,2)	0.74 K	152.66	S(0,2)	0.27 K	165.14
Jahresgang M(1,1)	1.64 K	120.49			

Tabelle 5.2: Koeffizienten und Phasen für den Mittelwert μ und die Standardabweichung σ in der Gitterbox (23,22) des Validierungslaufs für den Zeitraum 1979–2003.

5.2 Das Elbehochwasser 2002

Das Elbehochwasser im August 2002 entstand durch die Verknüpfung von fünf Ursachen: Ein großskaliges, starkes und quasi-stationäres Hebungsgebiet (Vb-Tief), ein sehr hoher Flüssigwassergehalt, konvektive Niederschlagsprozesse, eine orographisch bedingte zusätzliche Hebung, bereits tiefgesättigte Böden und ein relativ hoher Wasserstand (Rudolf und Rapp, 2002).

Das Elbehochwasser ist durch extreme Niederschläge, speziell am 12. August 2002, ausgelöst worden. Die monatliche Niederschlagssumme im August 2002 lag in den Beobachtungen für Deutschland bei ca. 200 % des mittleren Augustniederschlags. Im Erzgebirge und im Süden Tschechiens trat in dieser Zeit sogar das Dreifache der mittleren monatlichen Niederschlagsmenge auf (Rudolf und Rapp, 2002).

In den Modellergebnissen liegt die Niederschlagssumme des Augusts 2002 (Abb. 5.4) in großen Regionen Deutschlands weit über der mittleren Monatsniederschlagssumme im Sommer (vergleiche Abbildung 4.9).

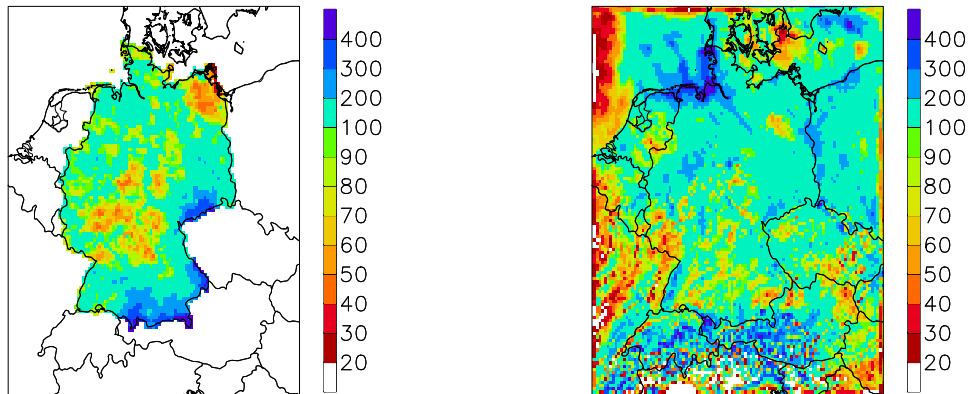


Abbildung 5.4: Niederschlagssumme [mm] im August 2002. REGNIE-Daten des DWD (links) und REMO-Validierungslauf (rechts).

In den Beobachtungen ist im Monatsmittel des Augustniederschlags das Starkniederschlagsereignis vom 12. August 2002 im Erzgebirge gut zu erkennen. In der Monatssumme des Niederschlags der Modellergebnisse überwiegt ein Starkniederschlagsereignis, das in der deutschen Bucht am 7. August 2002 aufgetreten ist (Abb. 5.5). Beobachtungen und Modell sind sich jedoch einig, dass die Monatssumme im August 2002 in Deutschland überdurchschnittlich hoch war.

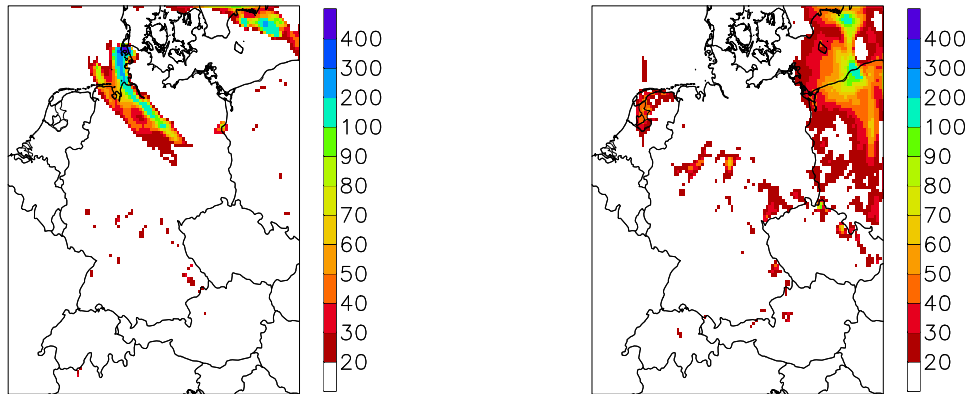


Abbildung 5.5: Tägliche Niederschlagssummen [mm] des Validierungslaufs vom 7. August 2002 (links) und vom 12. August 2002 (rechts).

Nach Anwendung der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung auf die Monatssummen des Niederschlags der gesamten Zeitreihe des Validierungslaufs und der Beobachtungszeitreihe lässt sich im August in einigen Gitterboxen ein Extremereignis detektieren (Abb. 5.6).

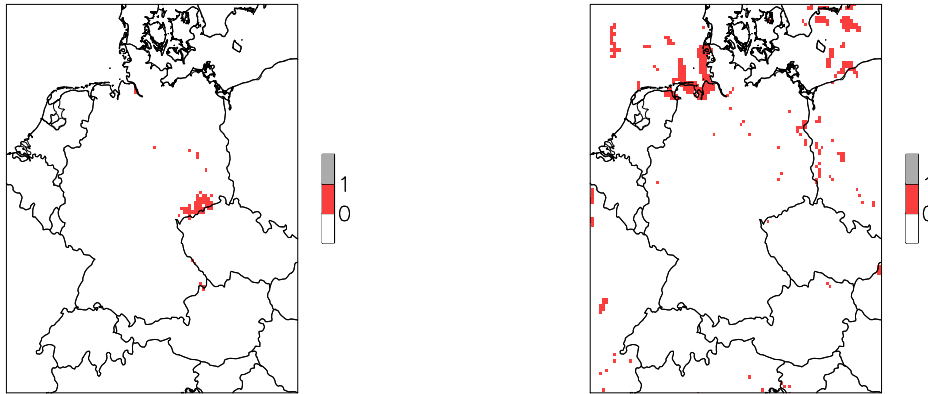


Abbildung 5.6: Extremwerte der Niederschlagssumme im August 2002. REGNIE-Daten des DWD (links) und REMO-Validierungslauf (rechts).

Die Orte mit einem extremen Tagesniederschlag finden sich in der Monatssumme des Niederschlags wieder, da an einem extremen Tagesniederschlagsereignis im Sommer das Mehrfache der durchschnittlichen Monatssumme des Niederschlags fällt. Extreme Niederschläge treten im Sommer kleinräumig und kurzzeitig auf. In den Beobachtungen ist das Starkniederschlagsereignis vom 12. August im Erzgebirge genau detektiert worden. Im Validierungslauf treten die dargestellten Extremereignisse nicht alle am gleichen Tag im Modell auf, sondern setzen sich aus dem 7. August und dem 12. August 2002 zusammen.

Der Validierungslauf ist in dem sogenannten „Klimamode“ gerechnet worden und wird von Reanalysen über den Rand angetrieben und initialisiert (Kapitel 4). Dem Regionalmodell bleibt somit eine gewisse Freiheit, eine eigene Zirkulation zu simulieren. Um das Starkniederschlagsereignis vom 12. August 2002 im Erzgebirge genau darstellen zu können, wäre es notwendig, das Modell im „forecast mode“ zu rechnen, wie es für die Wettervorhersage verwendet wird. Das bedeutet, das Modell mit Beobachtungen des Vortages zu initialisieren. Dies wurde von Kotlarski et al. (2004) durchgeführt, die REMO am 1. August initialisierten und sehr realistische Ergebnisse für das Elbe Hochwasser erhielten.

Für die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung wurde angenommen, dass die beobachtete monatliche Niederschlagssumme einer Gumbel-Verteilung entspricht. Nach der Bestimmung der zeitabhängigen Form- und Streuparameter lässt sich die Gumbel-Verteilung für den August verschiedener Jahre am Beispiel der Gitterbox im Erzgebirge (74,61) darstellen (Abb. 5.7).

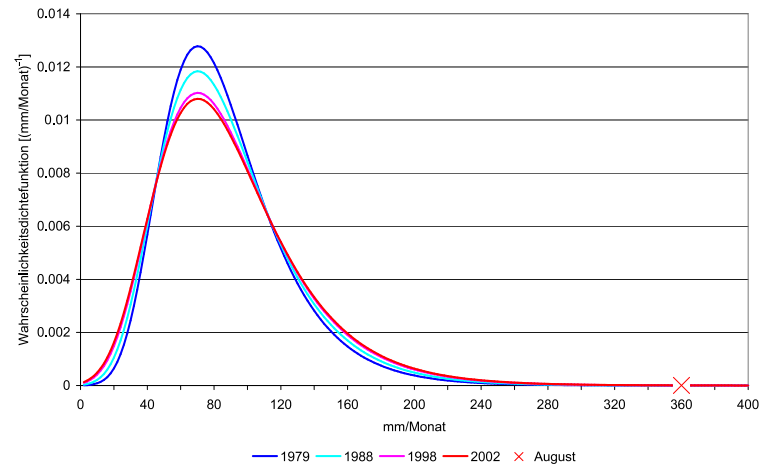


Abbildung 5.7: Gumbel-Verteilung der REGNIE-Daten für die Jahre 1979, 1988, 1998 und 2002 der Gitterbox (74, 61) im Erzgebirge, sowie das Extremniederschlagsereignis im August 2002.

6 Temperaturprojektionen für das 21. Jahrhundert

Die Zeitreihen der monatlichen Mitteltemperatur wurden von REMO simuliert. Der Kontrolllauf (Kapitel 4) für den Zeitraum 1950 bis 2000 wurde jeweils mit der vorgeschriebenen Entwicklung der Treibhausgase der Emissionsszenarien A1B, B1 und A2 bis 2099 weitergerechnet.

Die Zeitreihen der monatlichen Mitteltemperatur (1950 bis 2099) sind für jede Gitterbox des Modellgebiets (Abb. 2.1) mit der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung untersucht worden (Kapitel 3). Die monatliche Mitteltemperatur lässt sich anhand der Gauß-Verteilung darstellen. Die Gauß-Verteilung wird durch den Mittelwert μ und die Standardabweichung σ beschrieben. Der Mittelwert und die Standardabweichung sind als zeitabhängig definiert und werden jeweils als Summe von elf Funktionen dargestellt. Zuerst wurden die einzelnen Koeffizienten der Funktionen als Ergebnis der Zeitreihenzerlegung erläutert und zwischen den Szenarien A1B, B1 und A2 verglichen werden.

Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test bestimmt, ob die zu Beginn getroffene Annahme, dass die Monatsmitteltemperaturen der Gauß-Verteilung gehorchen, zutrifft. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test liegt in weiten Teilen über 90 % (Abb. 6.1).

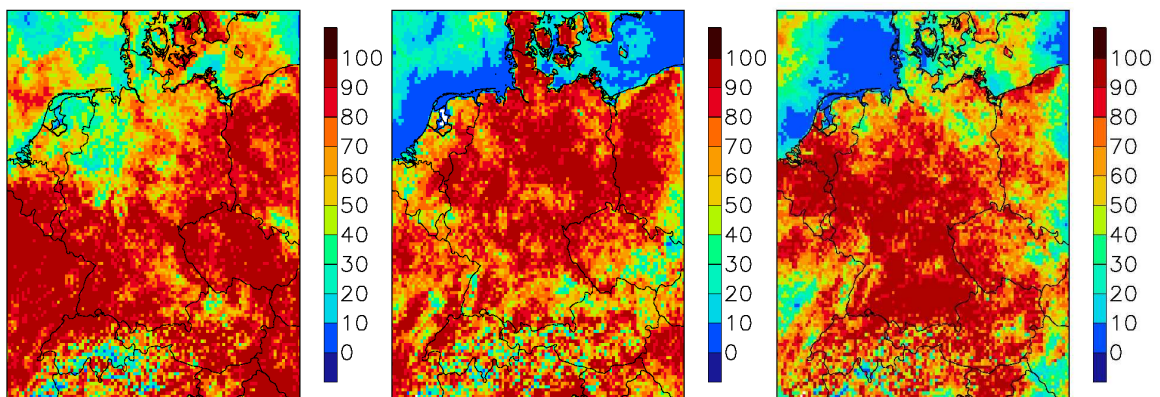


Abbildung 6.1: Kolmogoroff-Smirnoff-Test der Residuenreihen nach der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten Monatsmitteltemperatur von 1950 bis 2099, unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts).

Die zwei wichtigsten Funktionen zur Beschreibung der monatlichen Temperatur sind die Konstante des Mittelwerts $f^{(1)}$ und der Jahresgang des Mittelwerts $M_{(0,1)}$. Die Konstante für den Mittelwert ist in allen drei Szenarien nahezu gleich. Sie entspricht der Orographie mit niedrigeren Temperaturen in höheren Lagen (Abb. 6.2).

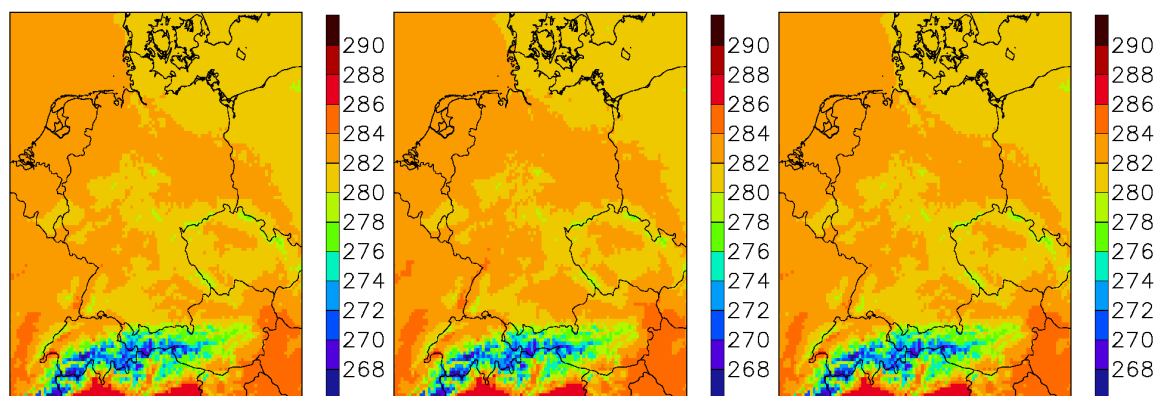


Abbildung 6.2: Koeffizienten $d^{(1)}$ der konstanten Funktion $f^{(1)}$ von μ für die monatliche Mitteltemperatur [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts) von REMO simuliert wurde.

Die Amplitude des Jahresgangs $M_{(0,1)}$ unterscheidet sich nicht zwischen den drei Szenarien. Sie liegt zwischen 7 und 9 K und nimmt von Nordwesten nach Südosten zu (Abb. 6.3).

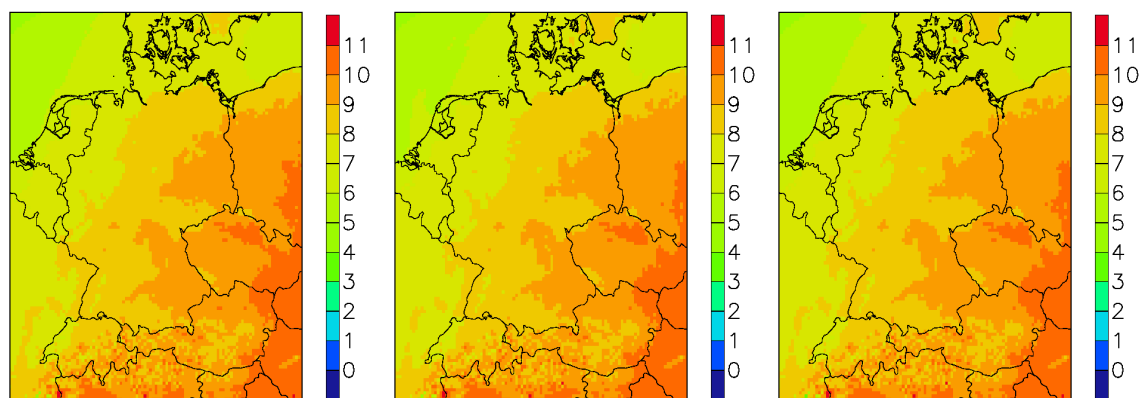


Abbildung 6.3: Amplitude des Jahresgangs des Mittelwerts $M_{(0,1)}$ der monatlichen Mitteltemperatur, sonst wie Abb. 6.2

Eine Ausnahme bildet der Schwarzwald; hier liegt die Amplitude des Jahresgangs bei 7 K. Die Zunahme der Amplitude des Jahresgangs von Nordwesten nach Südosten wird als Kontinentalität bezeichnet. Unter maritimem Einfluss werden die Minima und Maxima des Jahresgangs durch die hohe Wärmekapazität des Wassers verzögert und gedämpft, während für kontinentales Klima große Jahresamplituden der Temperatur typisch sind. Das Klima des Berglands hat in Bezug auf die Temperatur einen maritimen Charakter, wenn die Berge in die freie Atmosphäre hineinragen, die weitgehend von den global dominierenden Wasserflächen beeinflusst wird. So finden sich im Schwarzwald und in anderen Bergregionen vergleichsweise maritime Bedingungen. Die Änderungen des Jahresgangs im Lauf der Zeit sind sehr gering. Auch die saisonalen Schwankungen sind gering

und haben nur einen geringen Einfluss auf die vergleichsweise große Amplitude des Jahresgangs.

Herausragende Unterschiede können bei den Koeffizienten der Trendfunktionen für den Mittelwert festgestellt werden. Der Trend setzt sich aus der Summe von vier Trendfunktionen zusammen, die sich jeweils unterschiedlich mit der Zeit entwickeln (siehe auch 3.3.3). Für alle drei Szenarien wurde ein Trend detektiert, der mit t^2 zunimmt. Der Trend überschreitet im Mittel 0.5 K im Jahr 2000 und erreicht zum Beispiel an der Station Karlsruhe im Jahr 2099 die Werte 4.8 K (A1B), 3.0 K (B1) und 4.5 K (A2) (Abb. 6.4).

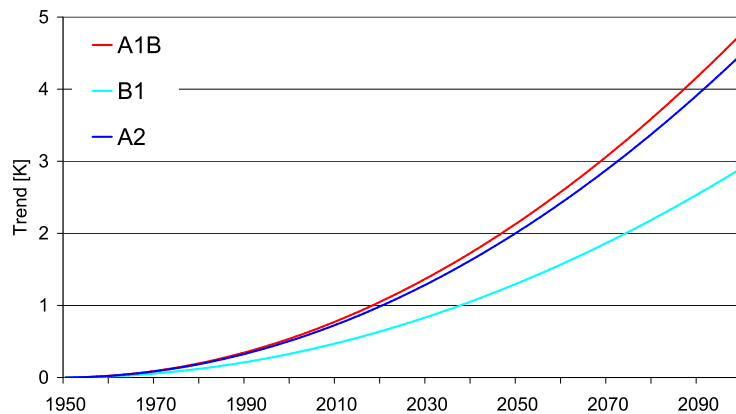


Abbildung 6.4: Trend $d^{(3)}f^{(3)}$ des Mittelwerts μ am Beispiel der Station Karlsruhe. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (rot), B1 (hellblau) und A2 (dunkelblau) von REMO simuliert wurde.

Für die Szenarien A1B und A2 besteht in Deutschland ein horizontaler Gradient des Koeffizienten $d^{(3)}$ von Norden nach Süden von 3.5 zu 4.5 K. Somit erfolgt im Süden eine stärkere Erwärmung als im Norden (Abb. 6.5).

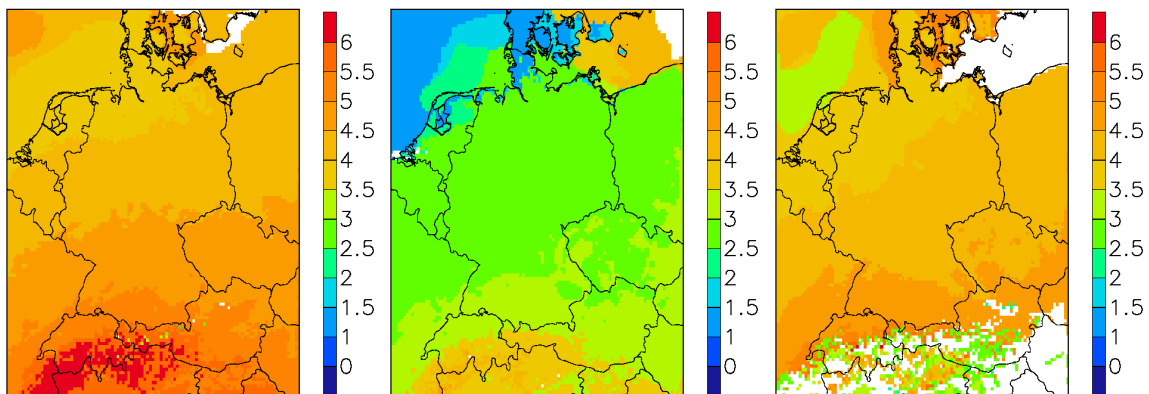


Abbildung 6.5: Koeffizienten $d^{(3)}$ für den Trend $\sim t^2$ des Mittelwerts μ für die monatliche Mitteltemperatur [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts) von REMO simuliert wurde. Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktionen ermittelt.

In Szenario B1 setzt sich für Nord- und Ostsee der Trend des Mittelwerts aus einer Summe von vier Trendfunktionen zusammen (Abb. 6.6).

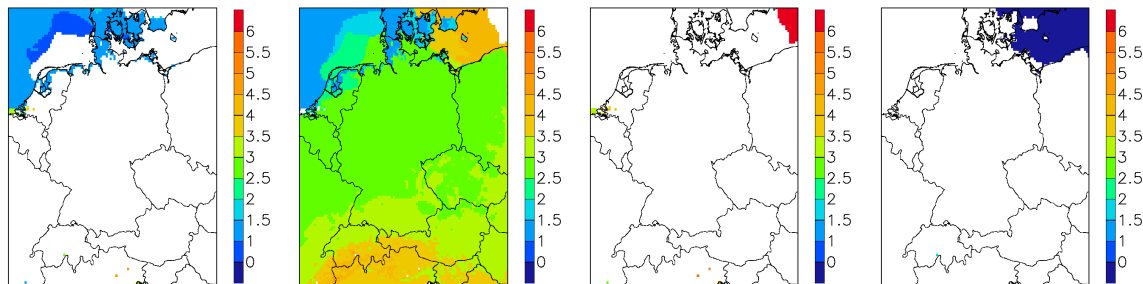


Abbildung 6.6: Koeffizienten der strukturierten Zeitreihenzerlegung für die monatliche Mitteltemperatur von 1951 bis 2099 berechnet von REMO unter Verwendung des SRES-Szenarios B1: a. Konstante für den linearen Trend ($\sim t$) des Mittelwerts [K] ($d^{(2)}$), b. Konstante für den Trend ($\sim t^2$) des Mittelwerts [K] ($d^{(3)}$), c. Konstante für den Trend ($\sim t^3$) des Mittelwerts [K] ($d^{(4)}$), d. Konstante für den Trend ($\sim t^4$) des Mittelwerts [K] ($d^{(5)}$)

In Szenario A2 wird für den Alpenraum der Trend des Mittelwerts aus einer Summe von vier Trendfunktionen beschrieben (Abb. 6.7).

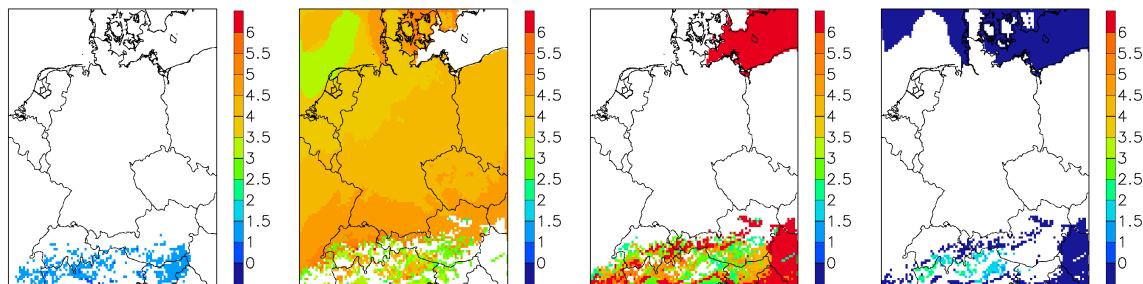


Abbildung 6.7: SRES-Szenario A2: sonst wie 6.6

Somit bilden die Konstante, der Jahresgang und eine Trendfunktion die wichtigsten Regressoren für die Beschreibung des Mittelwerts μ und nur im Trend gibt es einen deutlichen Unterschied zwischen den einzelnen Szenarien.

Die Standardabweichung σ wird durch die Konstante $g^{(1)}$ und zwei sich zeitlich unterschiedlich entwickelnde Jahresgänge ($S_{(0,1)}$, $S_{(2,1)}$) beschrieben. Für die Standardabweichung konnte kein Trend festgestellt werden.

Die drei Szenarien unterscheiden sich nicht bezüglich der Konstanten $g^{(1)}$. Die Konstante der Standardabweichung liegt in Küstennähe um 1.4 K und im Süden Deutschlands um 1.8 K und steigt somit von Nordwest nach Südost um 0.4 K an. Die größten Werte befinden sich in den orographisch höher gelegenen Lagen, den Mittelgebirgen, Sudeten, dem Erzgebirge, Böhmerwald und dem Alpenraum (Abb. 6.8).

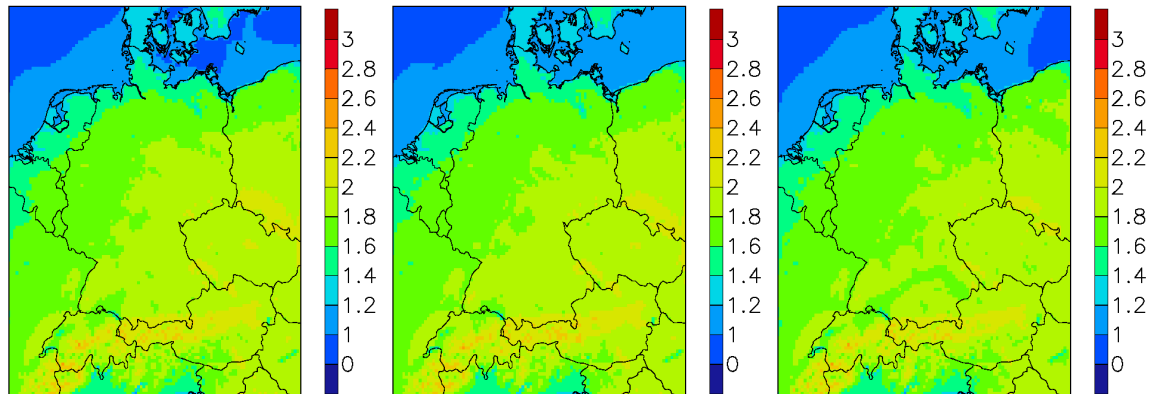


Abbildung 6.8: Koeffizienten der konstanten Funktion $g^{(1)}$ für die Standardabweichung σ der monatlichen Mitteltemperatur [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts) von REMO simuliert wurde.

Die Amplitude des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ der Standardabweichung σ liegt zwischen 0.3 K und 0.6 K und unterscheidet sich nur geringfügig zwischen den Szenarien (Abb. 6.9). Horizontale Unterschiede des Jahresgangs der Standardabweichung sind sehr gering, wenn überhaupt könnte man von einem Gradienten von 0.1 K von Nordost nach Südwest sprechen.

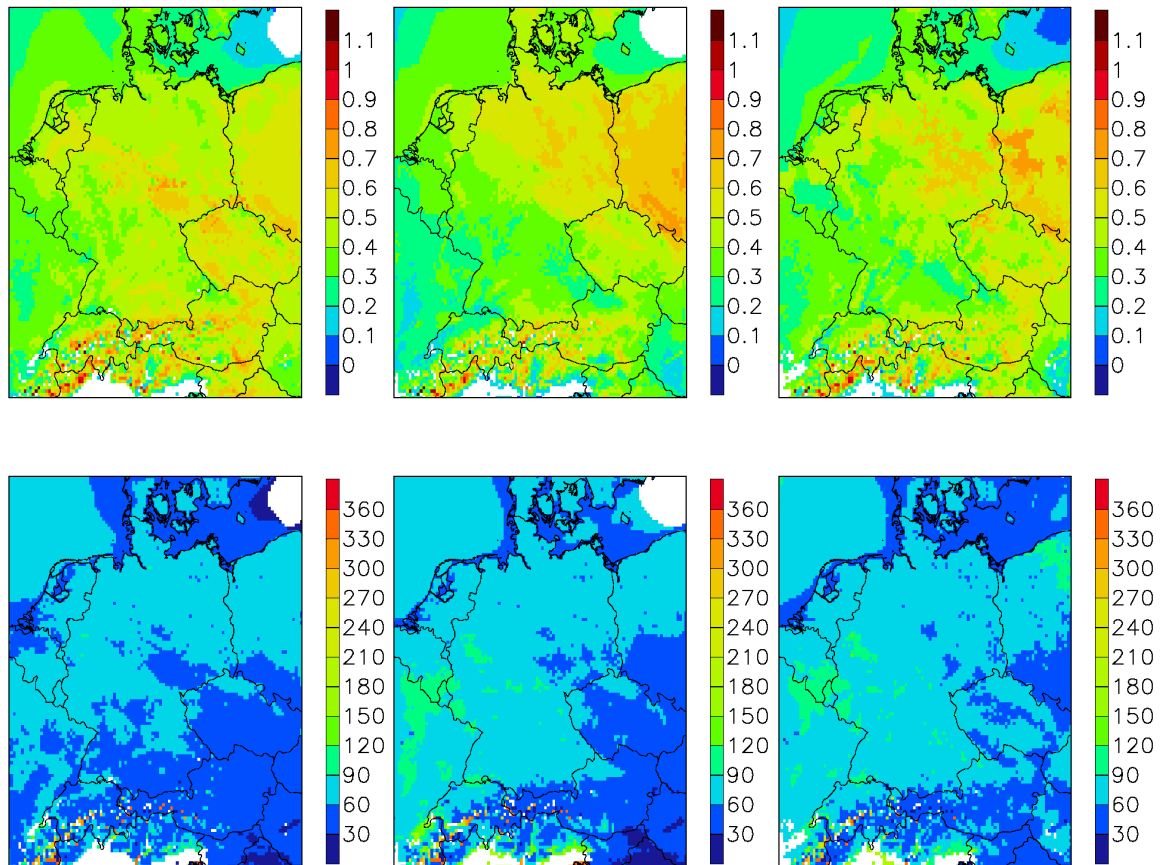


Abbildung 6.9: Koeffizienten der Amplitude (oben) $S_{(0,1)}$ und Phase (unten) des Jahresgangs der Standardabweichung [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts) von REMO simuliert wurde.

Ein herausragender Unterschied zwischen den drei Szenarien konnte bei der zeitlichen Entwicklung des Jahresgangs der Standardabweichung festgestellt werden (Abb. 6.10).

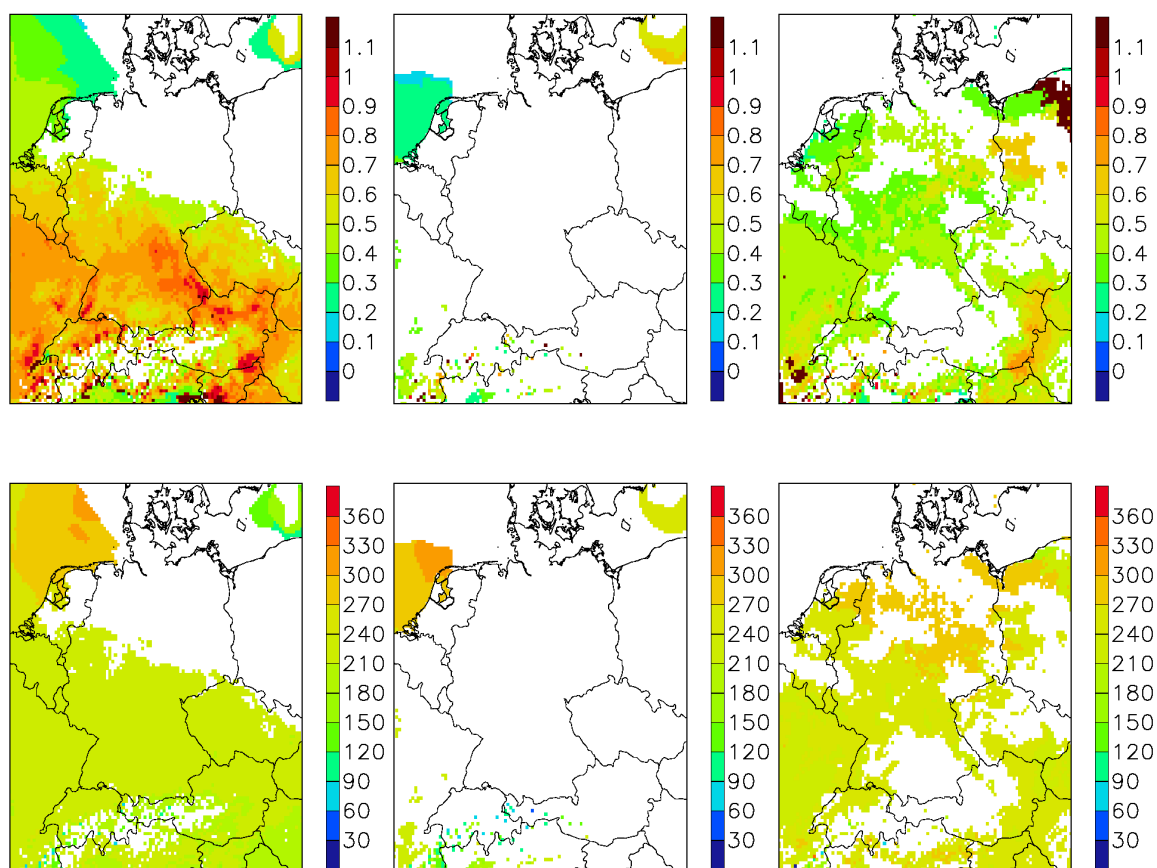


Abbildung 6.10: Koeffizienten der Amplitude (oben) $S_{(2,1)}$ und Phase (unten) des Jahresgangs der Standardabweichung mit einer zeitlichen Änderung $\sim t^2$ [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts) von REMO simuliert wurde. Für die weiß dargestellten Gitterboxen wurden keine Funktion detektiert.

Die Amplitude des Jahresgangs ändert sich proportional mit t^2 . Hinzu kommt, dass die Phase genau gegenläufig zur Phase der zeitlich konstanten Funktion verläuft. Für Szenario A1B ändert sich im Süden Deutschlands die Amplitude um das Zweifache des Wertes der zeitlich konstanten Funktion $S_{(0,1)}$. Sie ändert sich von 0.4 K für $S_{(0,1)}$ auf Werte zwischen 0.6 K bis 0.9 K für $S_{(2,1)}$ mit zusätzlich gegenläufiger Phase. Für Szenario B1 konnte keine Änderung festgestellt werden. Für Szenario A2 wurden wesentlich geringere Änderungen von 0.3 K für $S_{(2,1)}$ errechnet. Auch hier ist eine gegenläufige Phase zur Phase der zeitlich konstanten Funktion $S_{(0,1)}$ zu beobachten. Die Ergebnisse der zeitlich konstanten Funktion unterscheiden sich nicht für die Szenarien A1B und A2. Die saisonalen Schwankungen sind bei der Standardabweichung sehr gering und fallen nicht weiter ins Gewicht.

Für den Mittelwert μ und die Standardabweichung σ sind die Basisfunktionen mit den ermittelten Koeffizienten bestimmt worden. Nun ist es möglich, den Mittelwert sowie die Standardabweichung mit ihren zeitlichen Entwicklungen als Linearkombination der berechneten Funktionen darzustellen. Die nachfolgenden Beispiele sollen die maximalen Änderungen des Mittelwerts und der Standardabweichung demonstrieren.

Als Beispiel für den Süden Deutschlands wurde eine Gitterbox südlich von Karlsruhe ausgewählt, da nur hier für alle drei Szenarien ein Ergebnis des Kolmogoroff-Smirnoff-Test von über 95 % vorlag. Es wurde die Gitterbox (35,39) für das A1B und B1 Szenario ausgewählt und Gitterbox (35,40) für das A2 Szenario. Diese Gitterbox liegt im Schwarzwald und weist somit geringere Monatsmitteltemperaturen auf als Station Magdeburg im Norden. Für Station Magdeburg wurde als Beispiel für Szenario A1B und B1 Gitterbox (67,75) und für Szenario A2 Gitterbox (67,71) ausgewählt.

Die Differenz des Mittelwerts μ zwischen den Jahren 2099 und 1950 ist in Abb. 6.11 dargestellt.

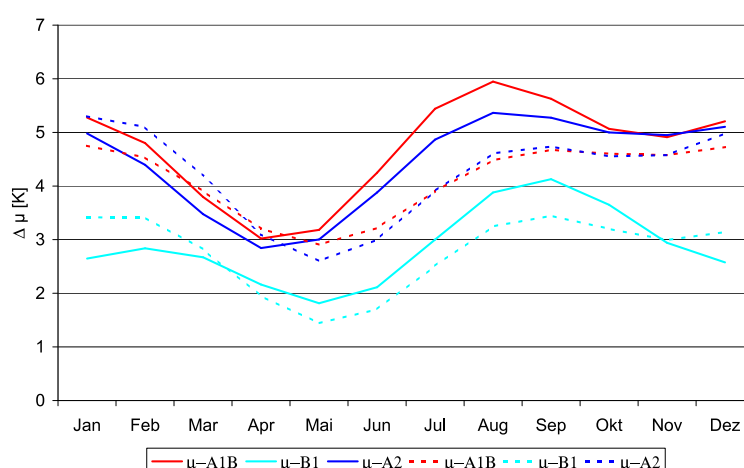


Abbildung 6.11: Differenz des Jahresgangs des Mittelwerts μ der Monatsmitteltemperatur zwischen den Jahren 2099 und 1950 am Beispiel der Stationen Karlsruhe (durchgezogene Linie) und Magdeburg (gestrichelte Linie). μ ist ein Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (rot), B1 (hellblau) und A2 (dunkelblau) von REMO simuliert wurde.

Die geringsten Zunahmen treten im April und Mai auf, unabhängig von Szenario und geographischer Lage. Der Unterschied zwischen Nord und Süd wird im Sommer und Herbst (Juni bis Oktober) deutlich: Die Zunahme ist im Süden um 1 K größer als im Norden und in Szenario A1B im Juli und August sogar um 1.5 K. Insgesamt liegt die Zunahme von μ für Szenario B1 zwischen 2 und 4 K und für Szenario A1B und A2 zwischen 3 und 6 K.

Die jahreszeitlich unterschiedlichen Temperaturänderungen stimmen mit den Temperaturänderungen des Globalmodells ECHAM5 überein, das als Antrieb für das Regionalmodell verwendet wurde (van Ulden und Oldenborgh, 2006). Es wird angenommen, dass ein Anteil der Temperaturänderung von 1 bis 1.5 K durch Zirkulationsänderungen entsteht. Die Zunahme von westlicher Strömung im Winter führt zu verstärktem maritimem Klima und die Abnahme von westlicher Strömung im Sommer zu ausgeprägtem kontinentalem Klima. Im Mai und Juni wird die Erwärmung durch die Zirkulationsänderung unterdrückt.

Vergleichbar zur maximalen Änderung des berechneten Mittelwerts μ wurde die maximale Änderung der berechneten Standardabweichung σ ausgerechnet. Für das Jahr 1950 zeigt der Jahresgang der Standardabweichung σ zwischen Magdeburg und Karlsruhe sehr geringe Unterschiede. Die Standardabweichung liegt im Sommer bei 1.5 K und somit unter der Standardabweichung von über 2 K im Winter. Die Differenz der Standardabweichung zwischen den Jahren 1950 und 2099 fällt sehr unterschiedlich aus (Abb. 6.12).

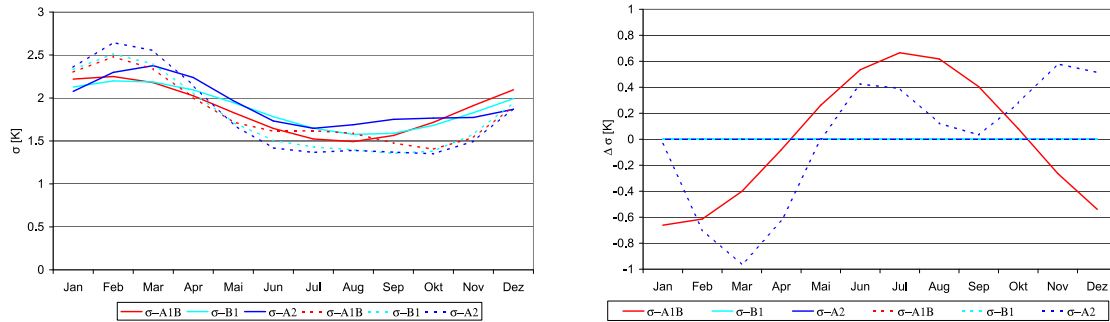


Abbildung 6.12: Jahresgang der Standardabweichung der monatlichen Mitteltemperatur am Beispiel der Stationen Karlsruhe (durchgezogene Linie) und Magdeburg (gestrichelte Linie): links das Jahr 1950 und rechts die Differenz zwischen 2099 und 1950, sonst wie Abb. 6.11

In Karlsruhe ändert sich die Standardabweichung stark. Sie nimmt im Winter für Szenario A1B um 0.7 K ab und im Sommer um 0.7 K zu. Es treten an Station Karlsruhe demgegenüber keine Änderungen der Standardabweichung für Szenario B1 und A2 auf. In Magdeburg bleibt die Standardabweichung für Szenario A1B und B1 konstant. Deutliche Abnahmen im Frühjahr und Zunahmen im Juni und Juli sowie im November treten für Szenario A2 auf. Die Standardabweichung an Station Magdeburg des A2 Szenarios wird durch die Summe der konstanten Funktion $g^{(1)}$, dem Jahresgang $S_{(0,1)}$ und der saisonalen Schwankung $S_{(0,2)}$ sowie der Änderung mit $\sim t^2$ des Jahresgangs $S_{(2,1)}$ und der saisonalen Schwankung $S_{(2,2)}$ beschrieben. Das gilt nicht flächendeckend für Deutschland. Insbesondere die saisonale Änderung $S_{(2,2)}$ tritt nur in der Region um Magdeburg auf (Abb. Anhang B.6).

Aus den Zeitreihen des Mittelwerts und der Standardabweichung lässt sich nun die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion berechnen. Sie wird exemplarisch für die vier Jahre 1950, 2000, 2050 und 2099 für die Monate Januar und Juli dargestellt. Es werden die Station Magdeburg als Beispiel für Norddeutschland und die Station Karlsruhe als Beispiel für Süddeutschland diskutiert.

Anhand der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion werden in Abbildung 6.13 die im letzten Abschnitt diskutierten Ergebnisse für μ und σ noch einmal für die Station Magdeburg zusammengefasst.

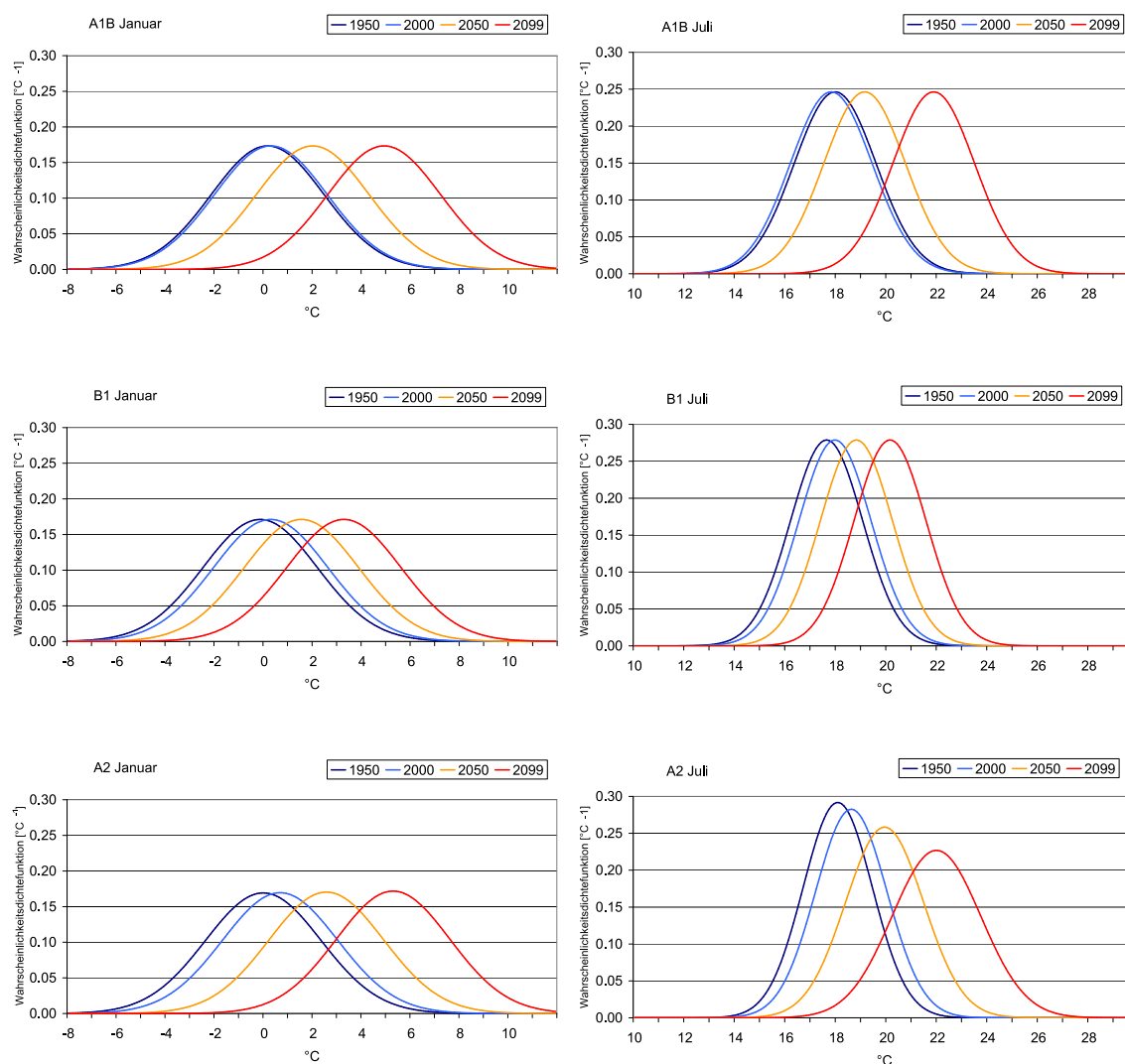


Abbildung 6.13: Gauß-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion, berechnet für die Jahre 1950, 2000, 2050 und 2099 an der Station Magdeburg: Januar (links) und Juli (rechts) für die Szenarien A1B Gitterbox (67,75), B1 Gitterbox (67,75) und A2 Gitterbox (67,71) (von oben nach unten).

In Magdeburg besteht hinsichtlich der zeitlichen Entwicklung im Januar zwischen den einzelnen Szenarien nur ein sehr geringer Unterschied (Tabelle 6.1). Eine Verschiebung um den Mittelwert ist mit 3.5 bis 4.7 K in allen drei Szenarien deutlich ausgeprägt, bei einer geringeren Verschiebung von 1950 bis 2000. Im Juli ist ein deutlicher Unterschied zwischen den Szenarien zu beobachten: In Szenario A2 verschiebt sich die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion nicht nur um den Mittelwert, sondern ändert auch die Form und wird breiter. Es ist eine Zunahme der Variabilität um mehr als

0.4 K festzustellen. Im Juli ist an Station Magdeburg der Anstieg des Mittelwerts μ mit 2.5 bis 4 K geringer als im Winter.

Auch in Karlsruhe wird im Januar und Juli eine deutliche Verschiebung der Kurve um den Mittelwert ab dem Jahr 2000 beobachtet (Abb. 6.14).

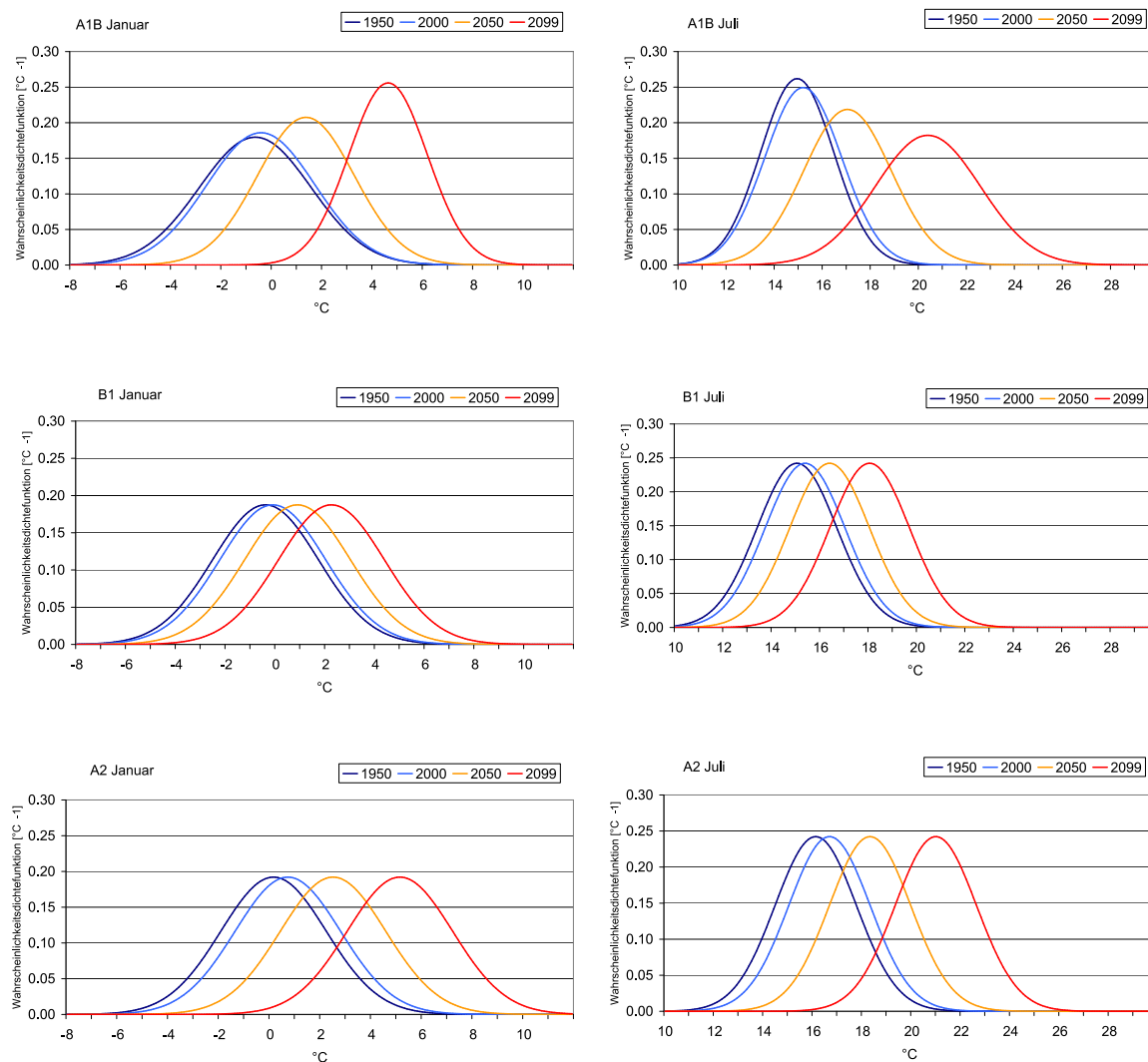


Abbildung 6.14: Gauß-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion, berechnet für die Jahre 1950, 2000, 2050 und 2099 südlich der Station Karlsruhe: Januar (links) und Juli (rechts) für die Szenarien A1B Gitterbox (35,39), B1 Gitterbox (35,39) und A2 Gitterbox (35,40) (von oben nach unten).

Für die Szenarien A1B und A2 nimmt der Mittelwert mit ca. 5 K stärker zu als in Szenario B1 mit 3.2 K. Zusätzlich ist für das Szenario A1B auch eine deutliche Verjüngung der Kurve im Januar zu erkennen. Somit nimmt die Variabilität der Wintertemperaturen zum Ende der Zeitreihe im Januar mit 0.7 K deutlich ab. Im Juli nimmt die Variabilität der Sommertemperaturen mit 0.7 K deutlich zu. Für die Ergebnisse der Szenarien B1 und A2 sind keine Änderungen der Variabilität festzustellen.

In den folgenden Tabellen 6.1 und 6.2 werden die Ergebnisse des Mittelwerts und der Standardabweichung, die für die Berechnung der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion verwendet wurden, zusammengefasst.

Magdeburg	A1B (μ)	A1B (σ)	B1 (μ)	B1 (σ)	A2 (μ)	A2 (σ)
Jan. 1950	273.19	2.30	272.88	2.33	273.01	2.36
Jan. 2000	273.32	2.30	273.31	2.33	273.70	2.35
Jan. 2050	274.93	2.30	274.47	2.33	275.49	2.34
Jan. 2099	277.94	2.30	276.30	2.33	278.31	2.32
Jul. 1950	291.10	1.62	290.76	1.43	291.20	1.37
Jul. 2000	291.94	1.62	291.09	1.43	291.74	1.41
Jul. 2050	292.27	1.62	291.94	1.43	293.05	1.54
Jul. 2099	295.00	1.62	293.27	1.43	295.11	1.76

Tabelle 6.1: Mittelwert μ und Standardabweichung σ exemplarisch dargestellt für die Jahre 1950, 2000, 2050, 2099 an der Station Magdeburg

Karlsruhe	A1B (μ)	A1B (σ)	B1 (μ)	B1 (σ)	A2 (μ)	A2 (σ)
Jan. 1950	272.37	2.22	272.63	2.13	273.18	2.08
Jan. 2000	272.59	2.15	272.92	2.13	273.74	2.08
Jan. 2050	274.38	2.19	273.82	2.13	275.43	2.08
Jan. 2099	277.65	1.56	275.28	2.13	278.16	2.08
Jul. 1950	288.06	1.52	288.17	1.65	289.25	1.65
Jul. 2000	288.31	1.60	288.50	1.65	289.81	1.65
Jul. 2050	290.16	1.82	289.52	1.65	291.45	1.65
Jul. 2099	293.50	2.19	291.17	1.65	294.12	1.65

Tabelle 6.2: Mittelwert μ und Standardabweichung σ exemplarisch dargestellt für die Jahre 1950, 2000, 2050, 2099 an der Station Karlsruhe

Die starke winterliche Erwärmung im Süden Deutschlands im Szenario A1B ist mit einer Abnahme der Variabilität verbunden. Im Winter sind zu Beginn, im Jahr 1950, mit 0.25 K die Unterschiede zwischen Nord- und Süddeutschland sehr gering. Doch zum Ende der Zeitreihe werden die Unterschiede zwischen Nord- und Süddeutschland groß, speziell im Szenario A1B. In Süddeutschland nimmt die Variabilität stark ab.

Die starke Abnahme der Variabilität der Wintertemperaturen im Szenario A1B lässt sich einerseits durch die Zirkulationsänderungen erklären: Eine Zunahme der westlichen Strömung im Winter verhindert das lang andauernde Vordringen kalter Luftmassen aus nördlichen und östlichen Richtungen bis nach Süddeutschland. Dies verhindert das Auftreten extrem kalter Wintertemperaturen. Andererseits wirken zusätzlich der erwärmte Boden und das Meer durch die gestiegenen Temperaturen als Wärmequelle. Um extrem kalte Wintertemperaturen zu erreichen, müssten in Zukunft also länger andauernde kalte Perioden auftreten. Das Gegenteil ist der Fall.

Eine Abnahme der Variabilität im Winter wird auch durch die Globalmodelle beschrieben, wobei ECHAM5 eine mittlere Änderung zeigt im Vergleich zu anderen Globalmodellen (van Ulden und Oldenborgh, 2006). Die Änderungen in der Zirkulation führen zu einer generellen Verschiebung zu maritimen Klimaten im Winter und kontinentalen Klimaten im späten Sommer.

An der Station Karlsruhe ist im Juli die Verschiebung der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion um den Mittelwert in allen drei Szenarien deutlich und am ausgeprägtesten in den Szenarien A1B und A2 (~ 5 K). Zusätzlich nimmt die Variabilität der Temperatur in Szenario A1B zu.

Insgesamt treten die größten Änderungen in Szenario A1B im Südwesten Deutschlands auf. Die Temperaturen im Spätsommer geben einen Eindruck von einem neuen Klima mit sehr hohen Sommertemperaturen und einer verstärkten Variabilität der Sommertemperaturen am Ende des 21. Jahrhunderts.

Um genauer herauszufinden, warum die Temperaturänderung in Szenario A1B so herausragend ist, wurden weitere Ausgabegrößen REMOs untersucht: Strahlung, Bewölkung, Verdunstung, latenter und fühlbarer Wärmefluss, Bodenfeuchte und Niederschlag. Es wurden die Mittel über die Monate Juni bis August der deutschen Einzugsgebietsmittel des Rheins, der Donau und der Elbe miteinander verglichen (Anhang C). Bei diesem Vergleich wurde ein voneinander abweichender Trend zwischen den Einzugsgebieten in den verschiedenen Ausgabegrößen gesucht, um zu erklären, warum die Variabilität nur in Süddeutschland zunimmt. Es konnten Unterschiede in den Ausgabegrößen festgestellt werden, die mit den Bodenprozessen zusammenhängen. Für Szenario A1B treten die Änderungen spätestens ab 2070 auf und für Szenario A2 erst ab 2090.

In der Bodenfeuchte konnte eine deutliche Abnahme im Donaueinzugsgebiet im Verhältnis zum Elbeeinzugsgebiet festgestellt werden (Abb. 6.15).

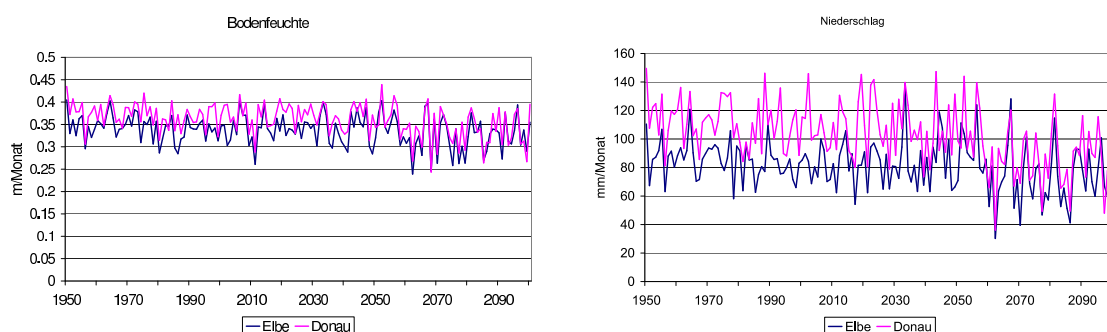


Abbildung 6.15: Gebietsmittel über den deutschen Teil der Elbe- und Donaueinzugsgebiete für die Monate Juni bis August: Bodenfeuchte (links) und Niederschlag (rechts) nach SRES A1B.

Zu Beginn der Simulationen liegt die Bodenfeuchte im Donaueinzugsgebiet deutlich über der Bodenfeuchte im Elbeeinzugsgebiet. Am Ende der Zeitreihe liegen beide jedoch auf einem Niveau. Dasselbe gilt für den Niederschlag. Der Niederschlag hat am Ende der Zeitreihe für das Elbeeinzugsgebiet und noch ausgeprägter für das Donaueinzugsgebiet abgenommen. Für alle Einzugsgebiete ist im fühlbaren Wärmefluss eine deutliche Zunahme der Variabilität am Ende der Zeitreihe zu erkennen (6.16). Im latenten Wärmefluss lässt sich bei dieser Darstellungsmethode keine Änderung erkennen (Abb. C.6).

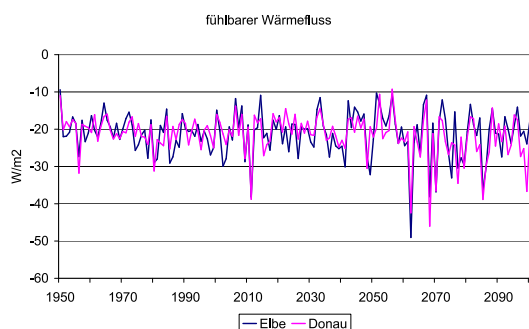


Abbildung 6.16: Gebietsmittel über den deutschen Teil der Elbe- und Donaueinzugsgebiete für die Monate Juni bis August: fühlbarer Wärmefluss nach SRES A1B.

Die Abnahme der Bodenfeuchte und die Zunahme der Variabilität des fühlbaren Wärmeflusses zeigen, dass am Ende der Zeitreihe nicht genügend Feuchte für die Verdunstung zur Verfügung steht. Die Abkühlung der Atmosphäre durch den Entzug der latenten Wärme, die bei Verdunstung entsteht, bleibt aus und es treten höhere Werte für den fühlbaren Wärmefluss auf (Bowen Ratio). Dies führt zu höheren Temperaturen und erklärt die Zunahme der Variabilität der Temperatur im Sommer.

Es können hier allerdings vorläufig nur grobe Aussagen getroffen werden. Im Sommer 2003 und 2004 traten im Vergleich der Modellgrößen mit Beobachtungen, die den hydrologischen Kreislauf bestimmen, deutliche Unterschiede auf. Die Bowen Ratio der Beobachtungen liegt um das 2.1 fache höher als die der Modellergebnisse. Grundsätzlich wurde eine zu hohe Bodenfeuchte, eine zu hohe Verdunstung und ein zu hoher latenter Wärmefluss im Modell im Vergleich zu den Beobachtungen festgestellt. Eine Ursache ist das Bodenmodell mit nur einer Schicht, das zu wenig Reaktion auf

Niederschlagsereignisse und kein Trocknen der obersten Bodenschicht zulässt (Hennemuth et al., 2008).

Zusammenfassend ist festzustellen, dass speziell im Sommer die bodennahen Prozesse eine herausragende Rolle in der Änderung der Variabilität der Temperatur spielen. Durch die geringe Bodenfeuchte und den ausbleibenden Niederschlag am Ende des 21. Jahrhunderts steigt die Variabilität in Szenario A1B sogar stärker an als im Szenario A2. Vergleichbare Ergebnisse wurden in den Untersuchungen von Seneviratne et al. (2002) und Seneviratne et al. (2006) gefunden.

Nachdem alle Koeffizienten der Modellfunktionen bestimmt worden sind, stehen der Mittelwert μ und die Standardabweichung σ als Linearkombination der Modellfunktionen fest. Dann lässt sich die Originalzeitreihe (Abb. 6.17) in die Residuenzeitreihe (Abb. 6.18) überführen.

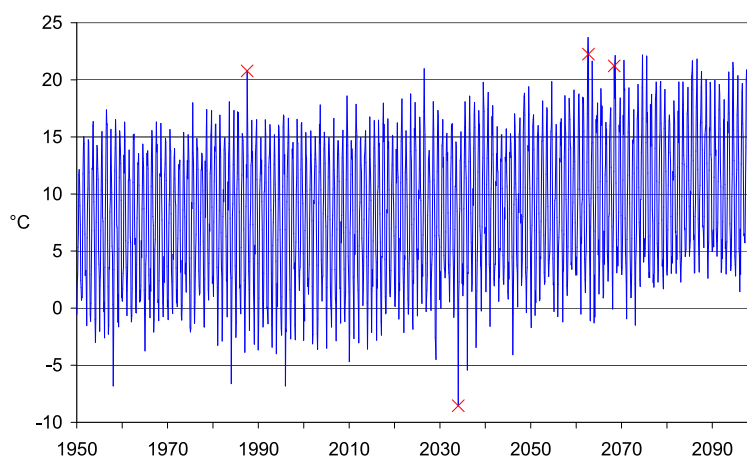


Abbildung 6.17: Originalzeitreihe der monatlichen Mitteltemperatur von 1950 bis 2099 an der Station Karlsruhe, simuliert von REMO unter Verwendung des SRES-Szenarios A1B.

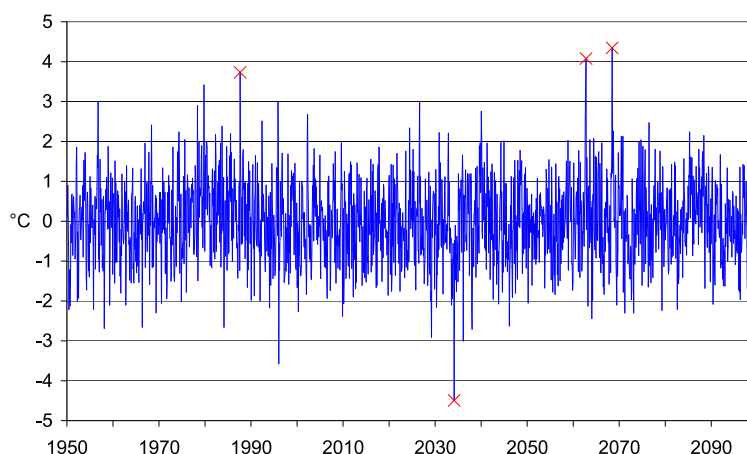


Abbildung 6.18: Residuenzeitreihe, ansonsten wie Abb. 6.17. Extremwerte treten in den Jahren 1987, 2034, 2062 und 2068 auf.

Die Residuenreihe ist stationär mit $\mu = 0$ und $\sigma = 1$; die Extremereignisse lassen sich bestimmen. In der ursprünglichen Zeitreihe der Monatsmitteltemperaturen (Abb. 6.17) waren die Extremereignisse Juli 1987 (20.8 °C), Januar 2034 (-8.5 °C), September 2062 (22.25 °C) und Mai 2068 (21.23 °C) schwer auszumachen, während sie in der Residuenzeitreihe sofort ins Auge fallen. Zuerst tritt ein warmer Juli 1987 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 15.7 % auf; dies ist kein Extremereignis und auch in der Originalzeitreihe gut zu erkennen. Ein extrem kalter Januar im Jahr 2034 (Auftrittswahrscheinlichkeit: 0.6 %) sticht hervor, dann ein extrem warmer September 2062 (Auftrittswahrscheinlichkeit: 3.9 %) und ein extrem warmer Mai in 2068 (Auftrittswahrscheinlichkeit: 1.2 %). In der Originalzeitreihe ist der extrem warme September 2062 schwer zu erkennen, da ihm ein warmer Juli und August vorausgegangen sind. Der Juli (22.5 °C) und der August (23.7 °C) 2062 liegen mit ihren Monatsmitteltemperaturen höher als der als Extremwert detektierte September mit 22.2 °C. Die Temperatur unterliegt einem starken Jahresgang. Wenn man den starken

Jahresgang von der Originalzeitreihe abzieht, wird in der Residuenzeitreihe der September als Extremwert sichtbar. In der Residuenzeitreihe liegt der September um 1.5 K über Juli und August. Für diese Untersuchung werden die einzelnen Monate als voneinander unabhängig betrachtet. Ein extrem warmer September benötigt jedoch einen vorausgehenden warmen Sommer. Der Sommer 2062 ist zusätzlich sehr trocken.

Die Extremereignisse, die hier für die Station Karlsruhe dargestellt sind, treten in Szenario A1B für ganz Deutschland flächendeckend auf (Abb. Anhang D.1 und D.2), Szenario B1 kennt keine Extremereignisse (Abb. Anhang D.3 und D.4). In Szenario A2 gibt es einen heißen Sommer am Ende der Zeitreihe 2089 in großen Teilen Deutschlands (Abb. Anhang D.6). Die dargestellten extrem kalten Winter in Szenario A2 setzen sich aus Ereignissen 2014 in Süddeutschland und 2030 in Tschechien zusammen (Abb. Anhang D.5). Die klarsten Extremergebnisse werden im Szenario A1B festgestellt.

Im Folgenden werden die Temperaturprojektionen für das 21. Jahrhundert zusammengefasst:

Die drei Szenarien unterscheiden sich bezüglich des berechneten Mittelwerts μ nur in der Trendfunktion. Der berechnete Trend im Mittelwert μ für den Zeitraum 1950 bis 2099 unterscheidet sich im Winter gering zwischen Nord- und Süddeutschland. Er nimmt in Szenario A1B und A2 um ca. 5 K zu und in Szenario B1 um ca. 3 K. Im Sommer ist der Anstieg des Mittelwerts μ um 1 K im Norden (Trend für A1B/A2: 4 K und B1: 2 K) geringer als im Süden Deutschlands (Trend für A1B/A2: > 5 K und B1: > 3 K).

Die berechnete Standardabweichung σ weist am Anfang der Zeitreihen nur geringe Unterschiede zwischen Norden und Süden und zwischen den Szenarien auf. In Süddeutschland entwickelt sich später die Standardabweichung σ zwischen den Szenarien und den Jahreszeiten sehr unterschiedlich. Für Szenario A1B konnten große Änderungen berechnet werden. σ nimmt im Winter um 0.7 K ab und im Sommer um 0.7 K zu. Für Szenario B1 und A2 wurden keine Änderungen festgestellt. Die starke Zunahme der Variabilität der Temperaturen im Sommer in Szenario A1B wird durch lokale Bodenprozesse (das Ausbleiben der Abkühlung durch Verdunstung) hervorgerufen. Die deutliche Abnahme der Variabilität im Winter hingegen entsteht durch großskalige Zirkulationsänderungen: der winterlichen Zunahme westlicher Strömungen.

Innerhalb des Kontrollzeitraums weichen die Modellergebnisse für μ um ± 1 K von den Beobachtungen ab (Kapitel 4). Die Änderung der Standardabweichung σ im Szenario A1B überschreitet die maximale Differenz zwischen Modellergebnissen und Beobachtungen (1961–2000) im Winter und Frühjahr um 0.5 K.

Die Änderungen in den Szenarien für das 21. Jahrhundert überschreiten die Unsicherheiten des Kontrollzeitraums und können deswegen als eine mögliche zukünftige Temperaturänderung interpretiert werden. Berücksichtigt man die Validierung des Reanalysenlaufs, so wird deutlich, wie realistisch die Modellsimulationen den beobachteten Trend wiedergeben können. Er liegt in den Beobachtungen für den Zeitraum 1979 bis 2002 schon bei über 1 K. Die Änderung des Jahresgangs von σ tritt sowohl in den Beobachtungen als auch im Reanalysenlauf im Zeitraum 1979 – 2002 auf.

7 Niederschlagsprojektionen für das 21. Jahrhundert

Die Zeitreihen der monatlichen Niederschlagssummen für den Zeitraum 1950 – 2099 wurden wie im vorausgegangenen Kapitel die monatlichen Mitteltemperaturen mit dem regionalen Klimamodell REMO simuliert.

Auch die Zeitreihen der monatlichen Niederschlagssummen sind für jede einzelne Gitterbox des Modellgebiets (Abb. 2.1) mit der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung untersucht worden (Kapitel 3). Die monatliche Niederschlagssumme lässt sich anhand der Gumbel-Verteilung darstellen. Die Gumbel-Verteilung wird durch den Lageparameter a und den Streuparameter b beschrieben. Der Lageparameter und der Streuparameter werden jeweils durch die Linearkombinationen von elf Funktionen dargestellt. Hier sollen die einzelnen Koeffizienten der Funktionen erläutert werden und zwischen den Szenarien A1B, B1 und A2 verglichen werden.

Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test bestimmt, ob die zu Beginn getroffene Annahme zutrifft, dass die monatlichen Niederschlagssummen der Gumbel-Verteilung gehorchen. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test liegt in weiten Teilen unter 50 % (Abb. 7.1). Die Auswertung wird daher auf das Elbeinzugsgebiet beschränkt, da dort die Annahme, dass die monatliche Niederschlagssumme gumbelverteilt ist, durch den Kolmogoroff-Smirnoff-Test überwiegend bestätigt worden ist.

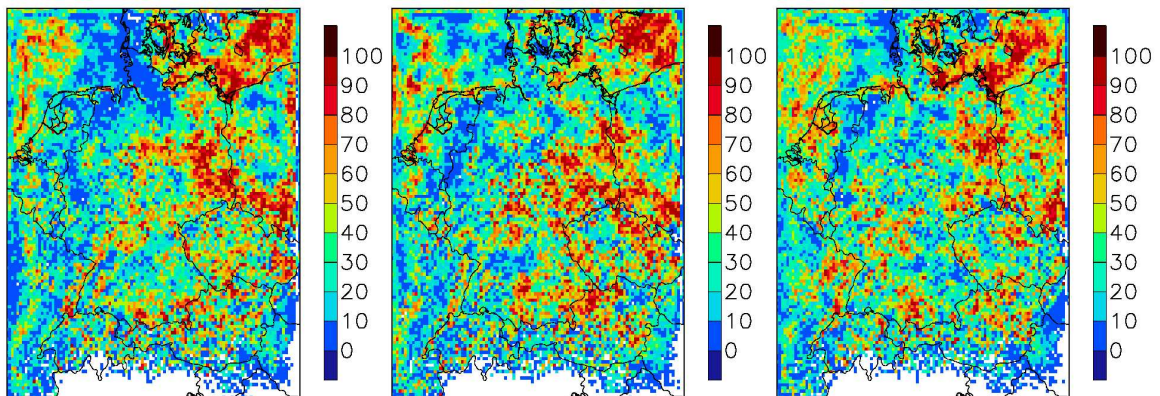


Abbildung 7.1: Kolmogoroff-Smirnoff-Test der Residuenreihen nach der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099, unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts).

Der Lageparameter a lässt sich als Linearkombination der Konstanten (Abb. 7.2), des Jahresgangs $M_{(0,1)}$ und der saisonalen Schwankung $M_{(0,2)}$ beschreiben (Abb. 7.3 und 7.4).

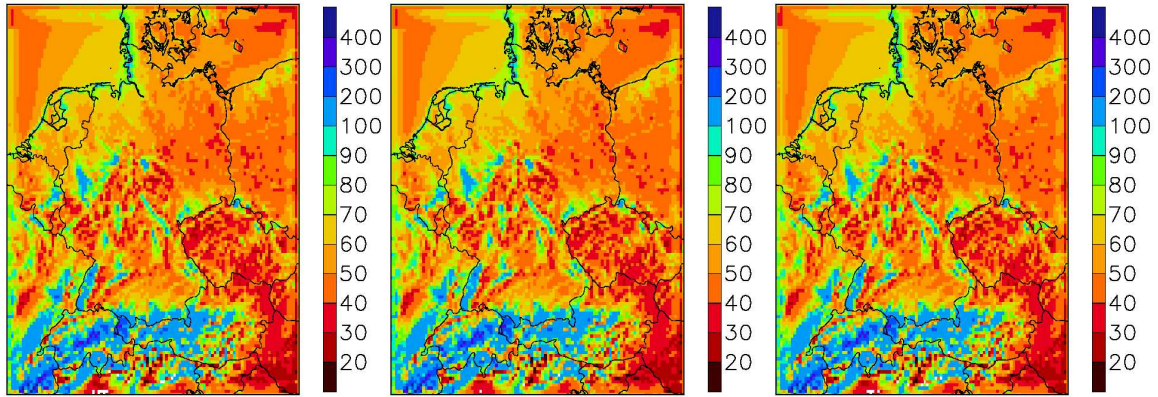


Abbildung 7.2: Koeffizient der Konstanten $d^{(1)}$ des Lageparameters [mm/Monat], berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die monatliche Niederschlagssumme von 1950 bis 2099, simuliert von REMO unter Verwendung der Emissionsszenarien A1B (links), B1 (Mitte) und A2 (rechts).

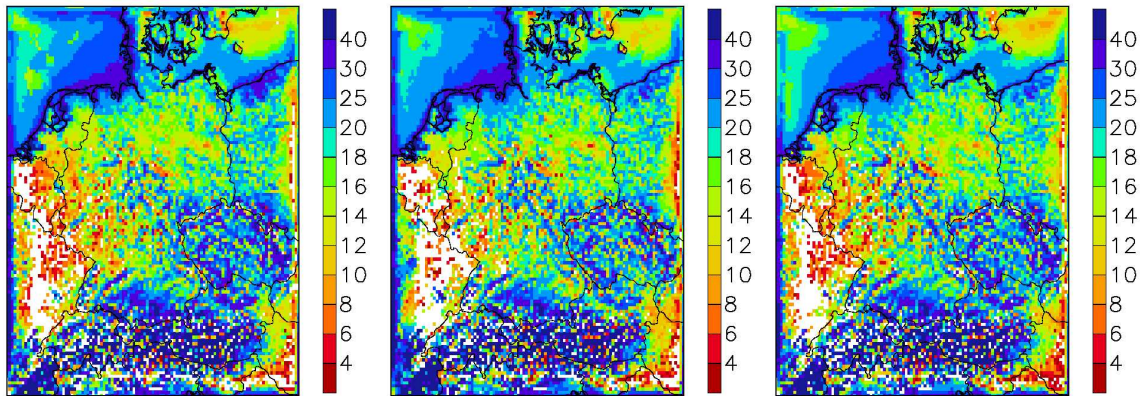


Abbildung 7.3: Amplitude des Jahresgangs $M_{(0,1)}$ des Lageparameters [mm/Monat]; sonst wie Abbildung 7.2.

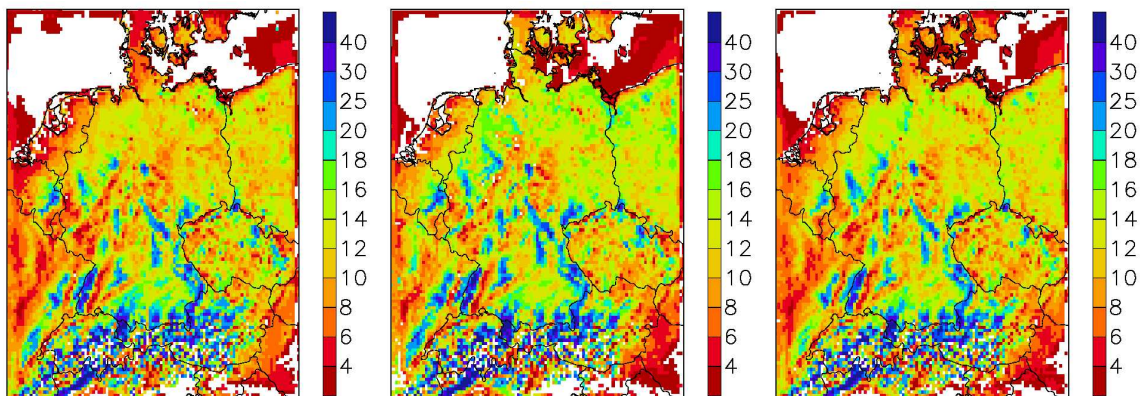


Abbildung 7.4: Amplitude der saisonalen Schwankung $M_{(0,2)}$ des Lageparameters [mm/Monat]; sonst wie Abbildung 7.2.

Die Konstante $d^{(1)}$ und die saisonale Schwankung $M_{(0,2)}$ entsprechen der Orographie mit größeren Werten in höheren Lagen bzw. dem Einfluss der Anströmung höherer Lagen in der Region. Die Koeffizienten für die Konstante, Jahresgang und saisonale Schwankung weisen zwischen den Szenarien A1B, B1 und A2 nur sehr geringe Unterschiede auf. Es wurde für den Lageparameter keine Trendfunktion detektiert. Der Jahresgang des Lageparameters a lässt sich durch die Summe von drei Funktionen beschreiben: einer konstanten Funktion $M_{(0,1)}$, einer linearen Änderung mit der Zeit $M_{(1,1)}$ und einer Änderung $M_{(2,1)}$ proportional zu t^2 (Abb. im Anhang E.1, E.2, E.3). Für alle drei Szenarien lässt sich eine gleich große konstante Amplitude des Jahresganges feststellen. Innerhalb der zeitlichen Entwicklung unterscheiden sich die Szenarien demgegenüber deutlich. Für das Szenario B1 wurde die Funktion $M_{(1,1)}$ flächendeckend detektiert, hingegen nur sehr vereinzelt die Funktion $M_{(2,1)}$. Für die Szenarien A1B und A2 tritt eine Art horizontale Aufteilung auf. Die Funktion $M_{(1,1)}$ tritt überwiegend im Nordosten auf und die Funktion $M_{(2,1)}$ im Südwesten. In allen drei Szenarien sind die zeitlichen Änderungen um 180° phasenverschoben zum konstanten Jahresgang.

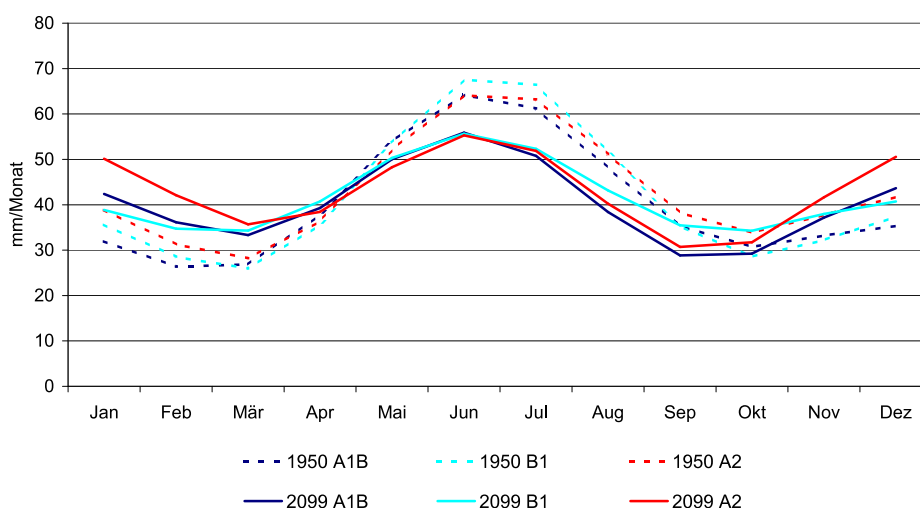


Abbildung 7.5: Station Magdeburg: Der Lageparameter für die Jahre 1950 (gestrichelte Linie) und 2099 (durchgezogene Linie), berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099 unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (blau), B1 (türkis) und A2 (rot).

Wie diese Ergebnisse zu interpretieren sind, wird am Beispiel der Station Magdeburg diskutiert. Es wurden die Gitterbox (69,73) für Szenario A1B und B1 und die Gitterbox (75,75) für Szenario A2 ausgewählt. Es wurden die Gitterboxen mit einem Kolmogoroff-Smirnoff-Testergebnis von über 95 % ausgewählt, das in der Nähe von Magdeburg lagen. In Abbildung 7.5 ist der Lageparameter dargestellt für das erste Jahr 1950, dem ersten Jahr der Zeitreihe, und für das letzte Jahr 2099. Die zeitliche Entwicklung des Jahresgangs ist an der Summe der drei Funktionen abzulesen. Durch die Phasenverschiebung entsteht eine zeitliche Änderung der saisonalen Schwankung. Zusammengefasst lässt sich eine Entwicklung zu feuchteren Wintern und trockeneren Sommern behaupten. Die Ergebnisse für die verschiedenen Szenarien unterscheiden sich nur geringfügig. Der Lageparameter liegt im Sommer im Jahr 1950 bei 65 mm/Monat und nimmt für die Szenarien bis zum Jahr 2099 auf 50 mm/Monat ab. Im Winter wird eine Niederschlagszunahme in allen drei Szenarien von um 35 mm/Monat im Jahr 1950 auf um 45 mm/Monat im Jahr 2099 festgestellt.

Der Streuparameter b wird durch die Linearkombination der Konstanten $h^{(1)}$ (Abb. 7.6) eines kleinen Jahresgangs $S_{(0,1)}$, sowie einer geringen saisonale Schwankung $S_{(0,2)}$ beschrieben (Abb. im Anhang E.4 und E.5). Hinsichtlich dieser Koeffizienten bestehen nur sehr geringe Unterschiede zwischen den Szenarien A1B, B1 und A2.

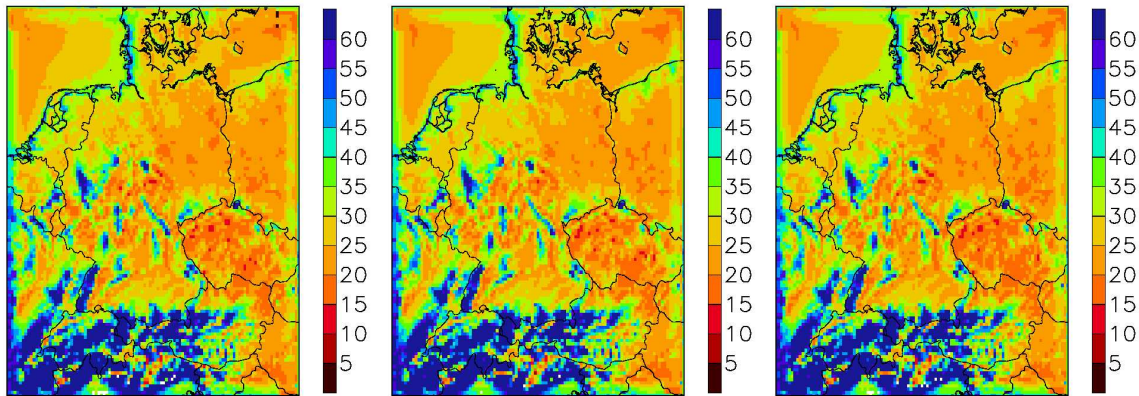


Abbildung 7.6: Koeffizient der Konstanten des Streuparameters [mm/Monat] ($h^{(1)}$), berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die monatliche Niederschlagssumme von 1950 bis 2099, simuliert von REMO unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (links), B1 (Mitte), A2 (rechts).

Für den Streuparameter b wurden Trendfunktionen festgestellt, die sich in den einzelnen Szenarien unterschiedlich entwickeln. Für Szenario A1B wurden Trendfunktionen in der Höhe zwischen 2 bis 6 mm/Monat ermittelt, die sich linear mit der Zeit oder proportional zu t^2 verändern (Abb. 7.7).

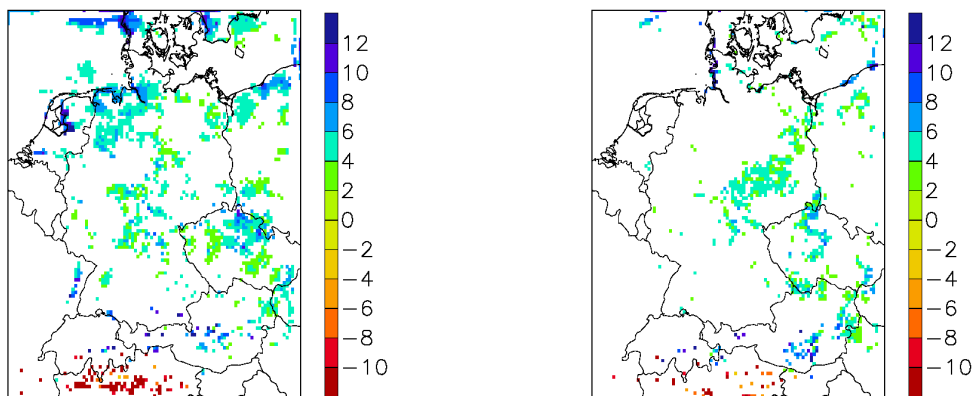


Abbildung 7.7: Szenario A1B: Koeffizienten für den Trend der Streuung b : links für den linearen Trend und rechts für den Trend $\sim t^2$

Im Vergleich zu den Ergebnissen für die Szenarien A1B und A2 wurden für Szenario B1 nur in wenigen Gitterboxen Trendfunktionen um 4 mm/Monat für den Streuparameter gefunden (Abb. 7.8).

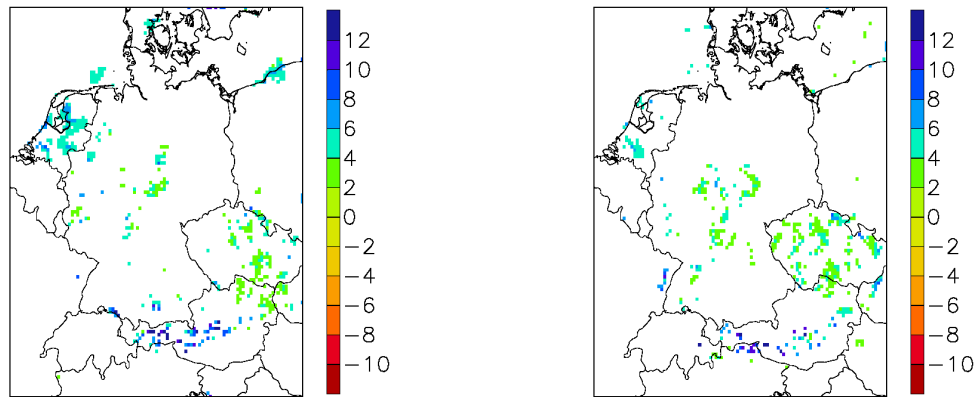


Abbildung 7.8: Szenario B1: Koeffizienten für den Trend der Streuung b , links für den linearen Trend und rechts für den Trend $\sim t^2$

Für Szenario A2 wurden vier sich mit der Zeit unterschiedlich entwickelnde Trendfunktionen ermittelt: $\sim t$, $\sim t^2$, $\sim t^3$, $\sim t^4$, wobei die Trendfunktionen höherer Ordnung, die sich auf das Ende der Zeitreihe auswirken, mit Werten zwischen 4 und 8 mm/Monat überwiegen (Abb. 7.9).

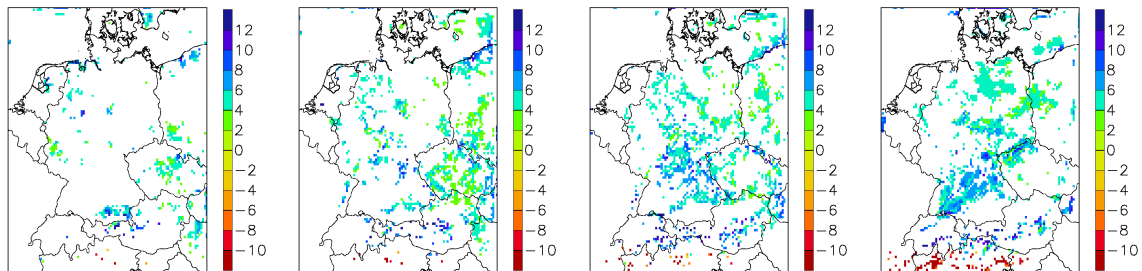


Abbildung 7.9: Szenario A2: Koeffizienten für den Trend der Streuung b , links für den linearen Trend, Mitte links für den Trend $\sim t^2$, Mitte rechts für den Trend $\sim t^3$ und rechts für den Trend $\sim t^4$.

Anhand des Beispiels der Station Magdeburg wird auch die zeitliche Entwicklung des Streuparameters dargestellt (Abb. 7.10). Der Streuparameter für Szenario B1 ändert sich nicht. Seine saisonale Schwankung bleibt konstant. Für Szenario A1B nimmt die Streuung im Sommer deutlich mit 10 mm/Monat zu und bleibt im Winter nahezu unverändert. Nur für Szenario A1B wurde eine zeitliche Änderung des Jahresgangs der Streuung $S_{(1,1)}$ in der Region um Magdeburg detektiert (Abb. im Anhang E.6), die die ausgeprägte Zunahme im Sommer verursacht. Da für Szenario A2 die wichtigste detektierte Funktion die Trendfunktion ist, verschiebt sich die Entwicklung des Streuparameters übers Jahr formtreu zu höheren Werten hin. Der Streuparameter für Szenario A2 nimmt von 1950 bis 2099 um 4 mm/Monat zu.

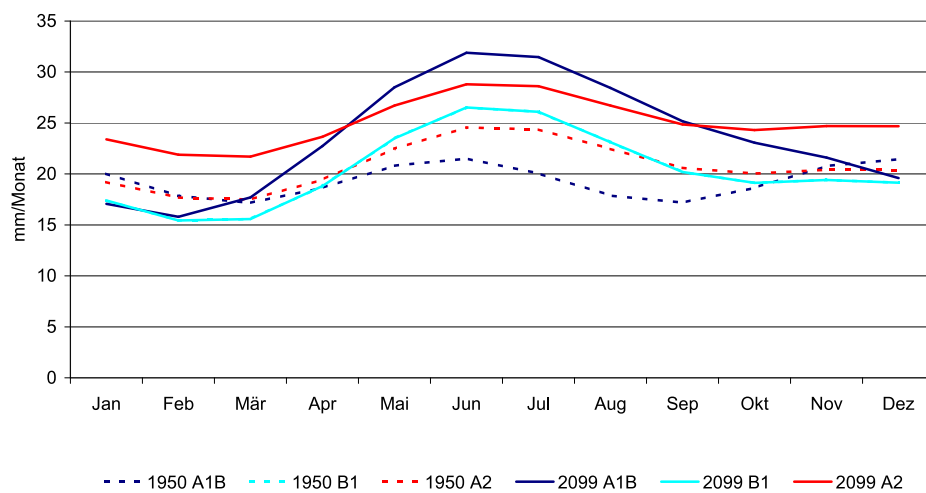


Abbildung 7.10: Station Magdeburg: Der Streuparameter für 1950 (gestrichelte Linie) und 2099 (durchgezogene Linie) berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099 unter Verwendung der SRES-Szenarien A1B (blau), B1 (türkis), A2 (rot).

Der Niederschlag unterliegt in Beobachtungen und Modellsimulationen starken dekadischen Schwankungen. Die hier berechneten Koeffizienten für Lage- und Streuparameter weisen eine kontinuierliche Ab- oder Zunahme im Zeitraum 1950–2099 auf. Deswegen lassen sich als Beispiel das erste und das letzte Jahr der Zeitreihe verwenden.

Aus den berechneten Lage- und des Streuparametern kann man die Gumbel-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion berechnen. Sie wird in Abbildung 7.11 exemplarisch für 1950 und 2099 jeweils für die Monate Januar und Juli für die Station Magdeburg dargestellt.

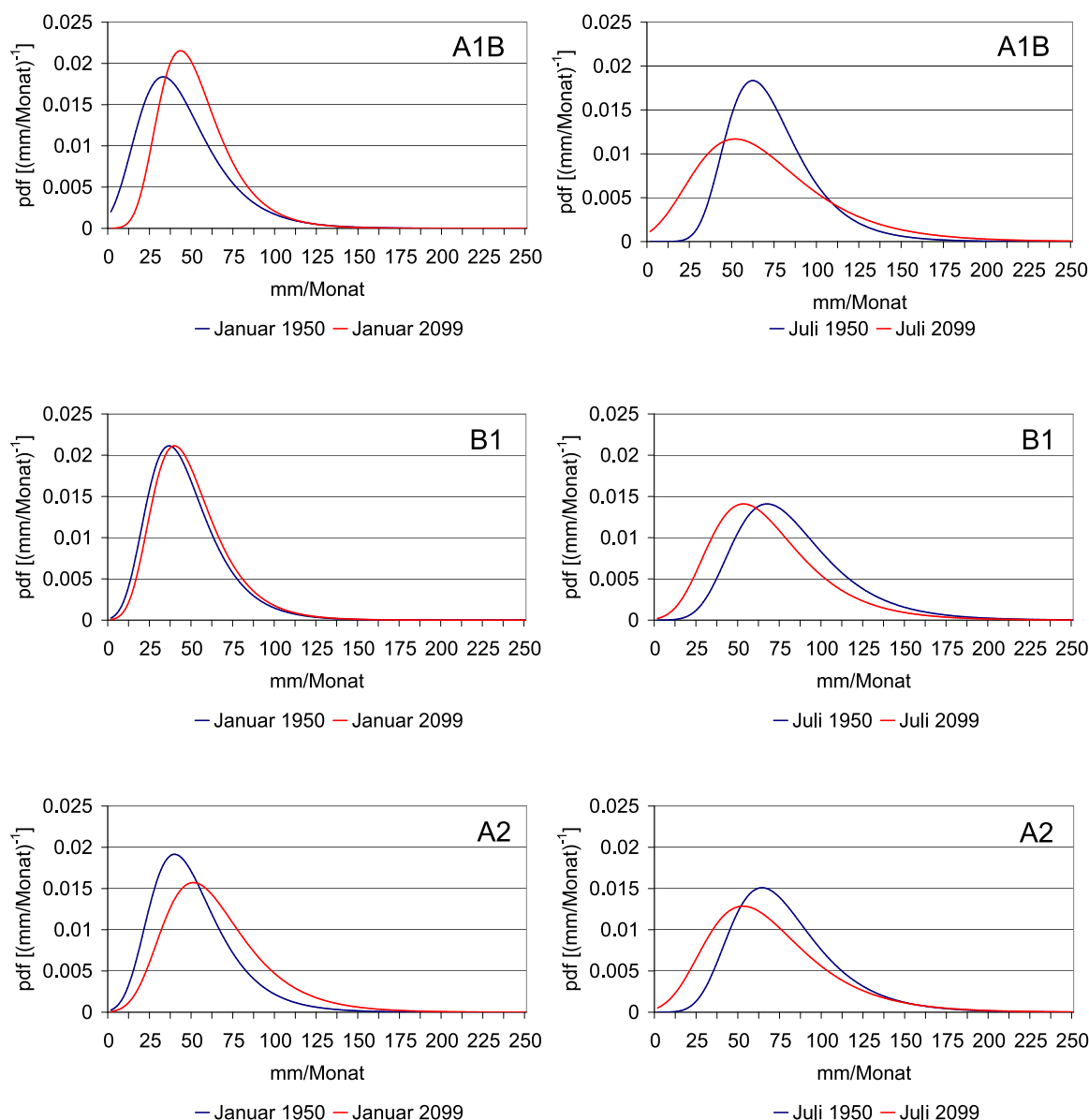


Abbildung 7.11: Gumbel-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion berechnet für die Jahre 1950 und 2099 an der Station Magdeburg: Januar (links) und Juli (rechts) für die Szenarien A1B, B1 und A2 (von oben nach unten).

Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion für den Monat Januar verschiebt sich leicht in Richtung höherer Niederschläge. Dies gilt für alle drei Szenarien, allerdings ist die Verschiebung für Szenario B1 sehr gering. Im Szenario B1 verschiebt sich die Kurve formtreu; das bedeutet eine Zunahme des Lageparameters bei konstantem Streuparameter. Es werden höhere mittlere Niederschlagsmengen pro Monat auftreten. Für Szenario A1B verschiebt sich die Kurve und wird zusätzlich etwas schmaler (Anstieg des Lageparameters und Abnahme des Streuparameters). Das heißt, dass die mittleren Niederschlagsmengen pro Monat zunehmen. Für Szenario A2 verschiebt sich die Kur-

ve und wird zusätzlich breiter (Anstieg des Lage- und Streuparameters). Dies bedeutet, dass die mittleren Niederschlagsmengen pro Monat zunehmen und zusätzlich häufiger hohe Niederschläge auftreten.

Für den Juli verschiebt sich die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion in allen drei Szenarien zu deutlich weniger Niederschlag pro Monat. Für Szenario B1 wurde eine geringe Verschiebung festgestellt. Der Lageparameter nimmt ab und der Streuparameter bleibt konstant. Somit verschiebt sich die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion für Szenario B1 formtreu zu geringeren Niederschlägen pro Monat. Für die Szenarien A1B und A2 verschiebt sich der Lageparameter ebenfalls zu geringeren Niederschlägen pro Monat, jedoch nimmt zusätzlich die Streuung zu. Die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten trockener Monate nimmt stark zu, am ausgeprägtesten in Szenario A1B, ohne dass sich die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten feuchter Monate ändert.

Durch die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung sind der Lageparameter a_i und der Streuparameter b_i als Zeitreihe von 1950 bis 2099 bestimmt worden. Daher ist es möglich, einzelne Jahre zu betrachten, deren Werte auf der Grundlage der gesamten Zeitreihe bestimmt worden sind. Die Abbildung 7.12 zeigt ein Beispiel für den Monat Juli des A1B Szenarios in Magdeburg. Das 5% Perzentil im Jahr 1950 entspricht einer Niederschlagssumme von 35 mm/Monat. Die dunkelblaue Fläche beschreibt die Auftrittswahrscheinlichkeit aller Niederschläge unterhalb dieses Grenzwertes. 5 % der monatlichen Niederschlagssummen liegen in der dunkelblauen Fläche. Die dunkelblau gemusterte Fläche beschreibt alle Niederschlagssummen, die das 95% Perzentil überschreiten. Dies bedeutet, 5% der Niederschlagssummen liegen im Jahr 1950 oberhalb von 120 mm/Monat. Die rot gekennzeichneten Flächen stellen die zugehörigen Auftrittswahrscheinlichkeiten im Jahr 2099 dar. Im Jahr 2099 ist die Unterschreitungswahrscheinlichkeit für 35 mm/Monat von 5% auf 23% angestiegen, wobei sich die Überschreitungswahrscheinlichkeit für 120 mm/Monat geringer mit einem Anstieg von 5 % auf 10 % im geringen Maß geändert hat.

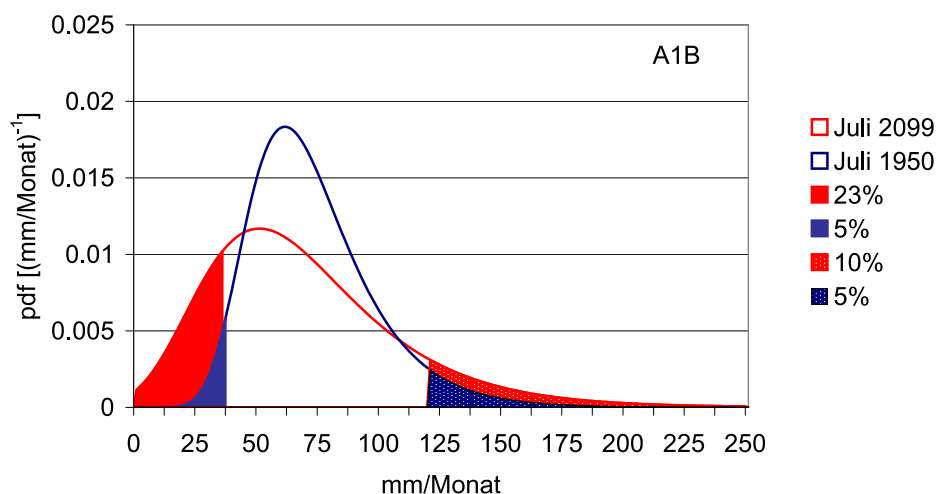


Abbildung 7.12: Szenario A1B, Station Magdeburg: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion berechnet für den Juli 1950 und für den Juli 2099. Die eingezeichneten Flächen stellen in Blau die Unter- bzw. Überschreitungswahrscheinlichkeit des 5% bzw. 95% Perzentils im Jahr 1950 dar und die roten Flächen die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten der Überschreitung der Grenzwerte von 1950 im Jahr 2099.

Um die zeitliche Entwicklung der monatlichen Niederschlagsverteilung darstellen zu können, wurden die Auftretswahrscheinlichkeiten von festen Grenzwerten betrachtet (vergleichbar mit Beispiel Abb. 7.12). Bezogen auf jeden Monat des Jahres 1950 wurde diejenige Niederschlagssumme berechnet, die dem 5% bzw. 95% Perzentil entspricht. Für diese Berechnung wurden die zuvor bestimmten Zeitreihen des Streu- und Lageparameters verwendet. Die Unter- bzw. Überschreitungswahrscheinlichkeiten dieses festen Grenzwertes der Niederschlagssumme wurden für jeden Monat jedes Jahres einzeln berechnet und dargestellt (Abb. 7.13 – 7.15). Die Untersuchungen werden erneut am Beispiel der Station Magdeburg durchgeführt.

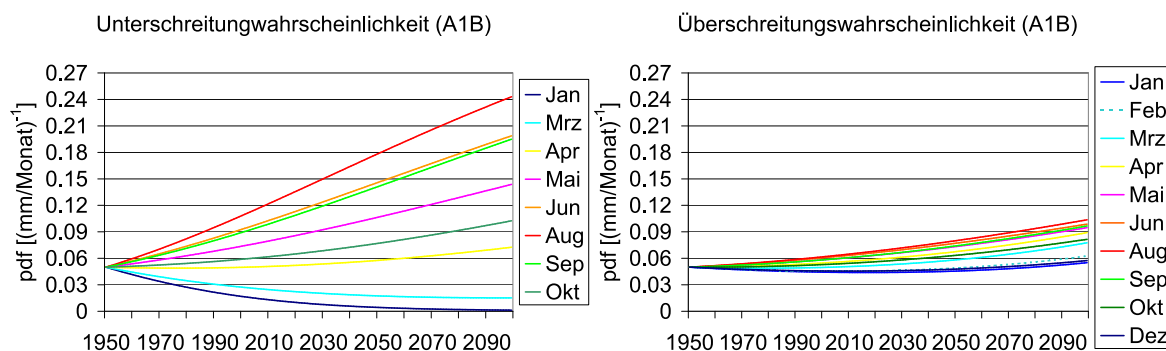


Abbildung 7.13: SRES A1B: Station Magdeburg: Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5% Perzentiles (links) und Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95% Perzentiles (rechts) des Niederschlags von 1950.

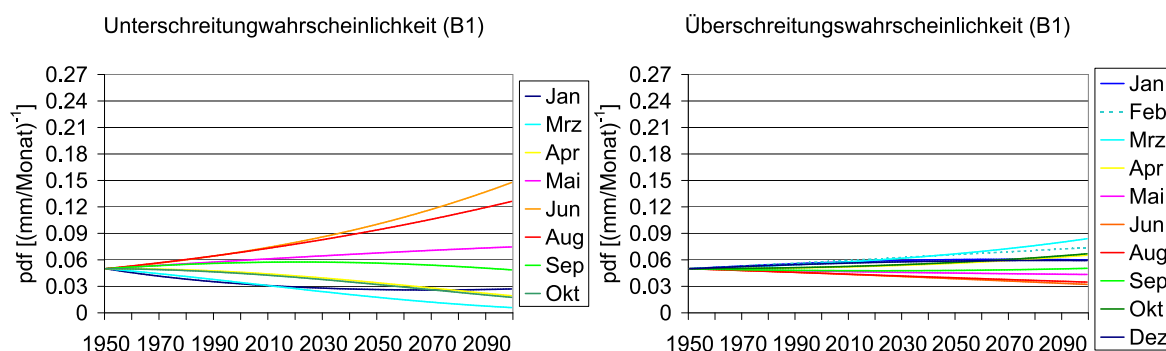


Abbildung 7.14: Wie Abbildung 7.13, jedoch für SRES B1.

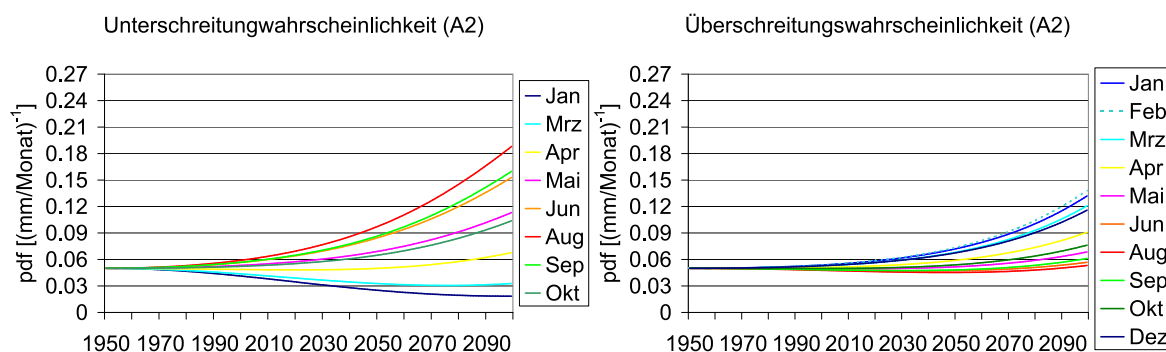


Abbildung 7.15: Wie Abbildung 7.13, jedoch für SRES A2.

Selbst ohne genaue Betrachtung der Unter- und Überschreitungswahrscheinlichkeiten pro Monat ist der Unterschied zwischen den drei Szenarien sehr deutlich. Die Änderungen sind im Szenario A1B am stärksten ausgeprägt, im Szenario B1 am schwächsten und in Szenario A2 werden die Änderungen erst in der letzten Hälfte deutlich, wohingegen sie in den anderen zwei Szenarien kontinuierlich ansteigen.

Die Abfolge der einzelnen Monate für die Unter- und Überschreitungswahrscheinlichkeiten unterscheidet sich nicht zwischen den Szenarien, nur die Größen der Wahrscheinlichkeiten. Mit einer Ausnahme in Szenario A1B ist die Zunahme der Überschreitungswahrscheinlichkeit in den Sommermonaten größer als in den Wintermonaten. Für die Szenarien B1 und A2 ändern sich die Überschreitungswahrscheinlichkeit in den Sommermonaten kaum, für Szenario B1 konnte sogar eine leichte Abnahme festgestellt werden.

In Szenario A1B (B1, A2) ist der größte Anstieg der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des festen 5 % Schwellenwerts von 1950 im August 2099 mit 24 % (13 %, 18 %), in Szenario B1 ist die stärkste Zunahme im Juni 2099 mit 15 % berechnet worden. Eine deutlich Zunahme der Unterschreitungswahrscheinlichkeit betrifft das gesamte hydrologische Halbjahr von Mai bis Oktober.

In allen drei Szenarien nehmen die Unterschreitungswahrscheinlichkeiten im Winter einschließlich März ab. Dies bedeutet, dass die Winterniederschläge deutlich zunehmen, wie auch Abb. 7.11 zeigt.

Deutliche Zunahmen der Überschreitungswahrscheinlichkeiten konnten im Winter (Dezember bis März) speziell für das Szenario A2 festgestellt werden. Die Niederschlagssumme, die im Jahr 1950 dem 95 % Perzentil entspricht, wird als fester Grenzwert festgelegt und wurde 1950 von 5 % der Niederschlagssummen überschritten. Dieser feste Grenzwert wird im Winter 2099 in Szenario A2 von 11 – 13% der Niederschlagssummen überschritten. Für Szenario A1B wurden die ausgeprägtesten Änderungen der Überschreitungen eher im Sommer berechnet. Hier liegen die Werte aller Monate zwischen 6 % bis 10 %.

Wenn alle Koeffizienten der Modellfunktionen bestimmt sind, stehen der Lageparameter a und der Streuparameter b als Linearkombination der Modellfunktionen fest. Die Originalzeitreihe (Abb. 7.16) lässt sich in die Residuenzeitreihe (Abb. 7.17) überführen. Die Residuenreihe ist stationär mit $a = 0$ und $b = 1$. Die Extremereignisse können ermittelt werden. Als Beispiel wurde die Zeitreihe der Gitterbox (75,75) in der Nähe von Magdeburg des A2 Szenarios ausgewählt. Für Szenario A1B und B1 traten keine Extreme in den bisher als Beispiele verwendeten Gitterboxen auf. Allerdings ist das detektierte Extremereignis im August 2098 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 13 % nicht sehr extrem.

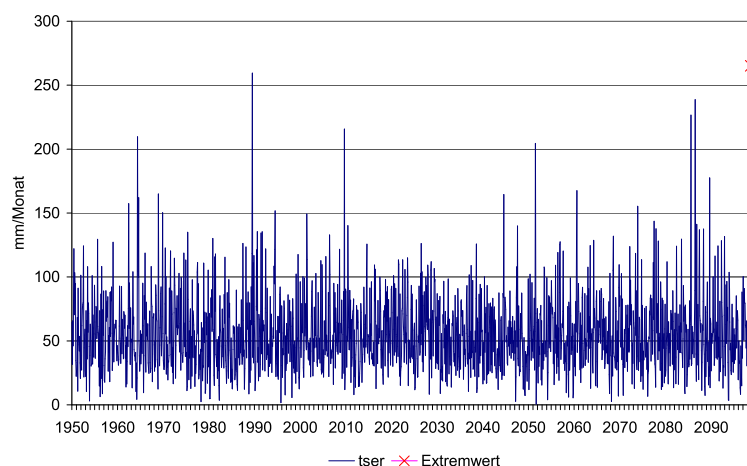


Abbildung 7.16: Originalzeitreihe der monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099 südlich der Station Magdeburg, simuliert von REMO unter Verwendung des SRES-Szenarios A2.

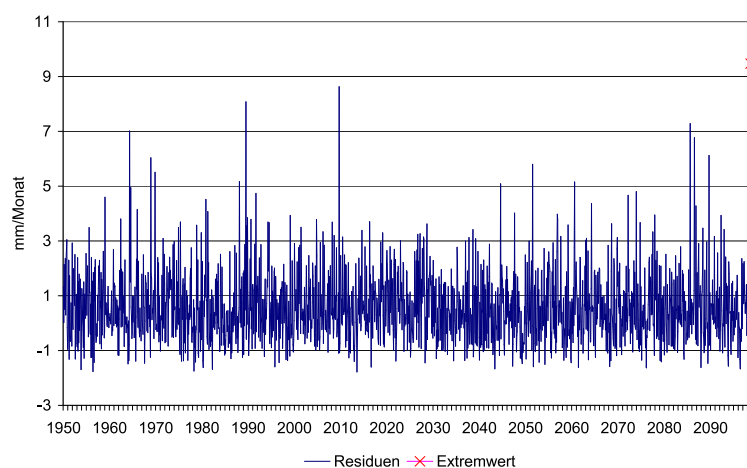


Abbildung 7.17: Residuenzeitreihe, ansonsten wie Abb. 7.16. Ein Extremwert tritt im August 2098 auf.

In den Abbildungen im Anhang F.1 bis F.6 werden die Summen aller Extremereignisse von 1950–2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit unter 10 % für jede Jahreszeit und jedes Szenario dargestellt. In keiner Jahreszeit und keinem Szenario werden extrem trockene Monate detektiert. Die Ergebnisse für die extrem nassen Monate setzen sich aus vielen einzelnen Ereignissen zusammen. Sie treten in lediglich 4 bis 10 benachbarten Gitterboxen zum gleichen Zeitpunkt auf. Und — anders als für die Temperatur — nicht flächendeckend zum gleichen Zeitpunkt auf. Dies macht die Erklärung schwer. Eindeutig ist, dass die extrem nassen Monate im Sommer und Herbst auftreten (Juni bis November). Starke Niederschläge ereignen sich sehr kleinräumig und kurzzeitig. Daher ist es schwierig, sie zu beschreiben. In Kapitel 5.2 wurde herausgearbeitet, in wie wenigen Gitterboxen extrem nasse Monate detektiert wurden und dass der Starkniederschlag sehr lokal auftritt (Abb. 5.5). Die Ergebnisse des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests fallen für die meisten Regionen für die monatlichen Niederschlagssummen niedrig aus. Daher kann an dieser Stelle keine genauere und verlässlichere Aussage getroffen werden.

Um die Änderungen im Niederschlag zu erklären, wurden ergänzend die mittleren täglichen Sommerniederschläge als 30 jährige Mittel für die Zeiträume 1971 bis 2000, 2021 bis 2050 und 2070 bis 2099 miteinander verglichen.

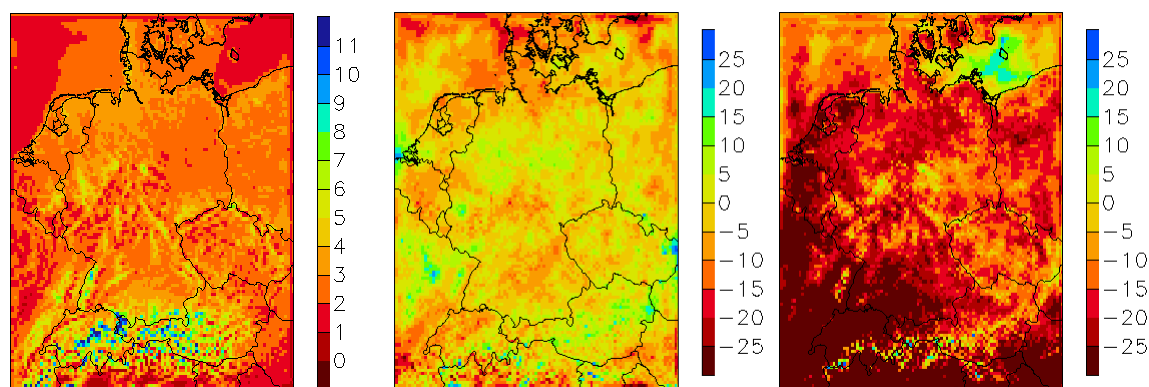


Abbildung 7.18: SRES A1B: Täglicher Sommerniederschlag von Juni bis August, gemittelt über 30 Jahre, 1971 – 2000 [mm/Tag] (links), die Änderung [%] (2021–2050) – (1971–2000) (Mitte) und die Änderung [%] (2070–2099) – (1971–2000) (rechts).

Im mittleren täglichen Sommerniederschlag ist eine leichte Abnahme in den letzten 30 Jahren von 2070 – 2099 zu erkennen (Abb. 7.18).

Deutlicher ist die Zunahme der Trockentage in der Periode 2070 – 2099 (Abb. 7.19)

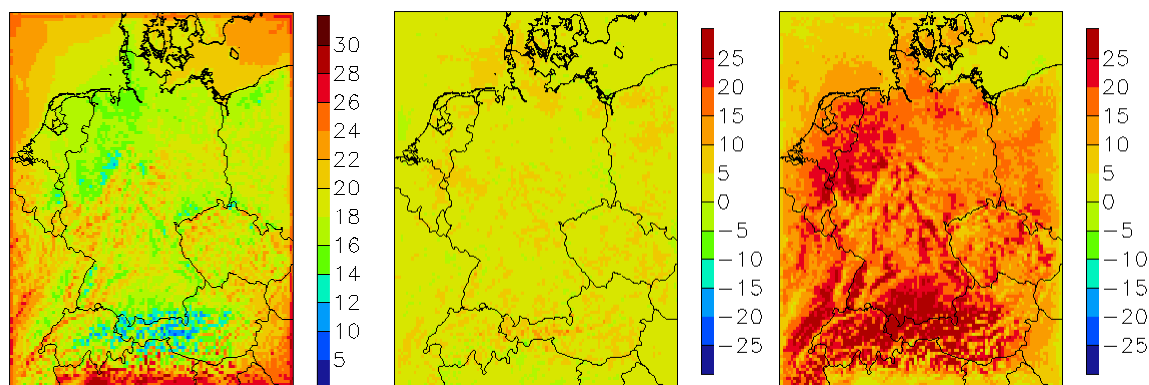


Abbildung 7.19: SRES A1B: Anzahl der Trockentage im Sommer von Juni bis August [Anzahl], gemittelt über 30 Jahre, 1971 – 2000 (links), die Änderung [%] (2021–2050) – (1971–2000) (Mitte) und die Änderung [%] (2070–2099) – (1971–2000) (rechts).

Die Niederschlagsmenge an Tagen mit über 20 mm/Tag ist in den Abbildungen 7.20 dargestellt. Der Vergleich zwischen den Zeiträumen 1971 – 2000 mit 2021 – 2050 und 2070 – 2099 zeigt, dass im Sommer kaum eine Änderung zu erwarten ist.

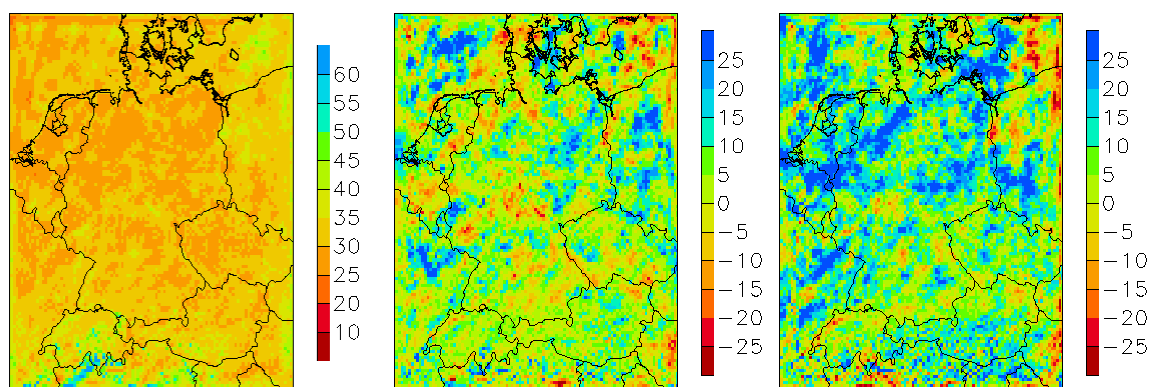


Abbildung 7.20: SRES A1B: Die Niederschlagssumme an Tagen mit mindestens 20 mm/Tag im Sommer von Juni bis August [mm/Tag], gemittelt über 30 Jahre, 1971 – 2000 (links), die Änderung [%] (2021–2050) – (1971–2000) (Mitte) und die Änderung [%] (2070–2099) – (1971–2000) (rechts).

Im Sommer nimmt die mittlere Niederschlagsmenge ab und die Anzahl der Trockentage zu; jedoch nimmt die Niederschlagsmenge an Starkniederschlagstagen nicht ab. Eine Erklärung für diese Entwicklung ist die Eigenschaft der Atmosphäre, bei steigenden Temperaturen mehr Feuchtigkeit zu speichern (Clausius Clapeyron). Solche Ergebnisse wurden auch von Fricke (2003), Christensen und Christensen (2004) und Frei et al. (1998) berichtet.

Zusammenfassend ist für die Niederschlagsprojektionen des 21. Jahrhunderts festzustellen:

Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test für die Residuenreihe des Niederschlags liegt in weiten Teilen des Untersuchungsgebiets unter 95 %. Aus diesem Grund wurde auch hier die statistische Auswertung auf das Elbeinzugsgebiet und die Station Magdeburg beschränkt.

Der Lageparameter a der Gumbel-Verteilung ergibt sich aus der Linearkombination der Konstanten $d^{(1)}$, des Jahresgangs $M_{(0,1)}$ und der saisonalen Schwankung $M_{(0,2)}$. Die Koeffizienten für die drei Basisfunktionen weisen zwischen den Szenarien A1B, B1 und A2 nur geringe Unterschiede auf. Für den Lageparameter ist keine Trendfunktion detektiert worden. In allen drei Szenarien tritt eine zeitliche Änderung des Jahresgangs auf. Durch seine Phasenverschiebung zum zeitlich konstanten Jahresgang entsteht eine zeitliche Änderung der saisonalen Schwankung. Es lässt sich eine Entwicklung zu feuchteren Wintern und trockeneren Sommern feststellen.

Der Streuparameter b der Gumbel-Verteilung wird durch die Summe der Konstanten $h^{(1)}$, einem kleinen Jahresgang $S_{(0,1)}$ sowie einer geringen saisonalen Schwankung $S_{(0,2)}$ beschrieben. Es bestehen für diese Koeffizienten nur geringe Unterschiede zwischen den Szenarien A1B, B1 und A2. Für Szenario A1B wurde zusätzlich in der Region um Magdeburg ein sich linear mit der Zeit ändernder Jahresgang detektiert, der zu einer deutlichen Zunahme der Streuung im Sommer führte. Für Szenario B1 ändert sich der Lageparameter mit der Zeit nicht. Die saisonale Schwankung bleibt konstant. Da für Szenario A2 die wichtigsten Funktionen für die Bestimmung des Streuparameters die Trendfunktionen sind, nimmt die Streuung leicht zu, ohne ihren Jahresgang zu ändern. Zusammenfassend bedeutet das für die Niederschlagsentwicklung: Im Juli verschiebt sich die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion zu deutlich weniger Niederschlag pro Monat, ohne dabei die Auftrittswahrscheinlichkeit für feuchte Monate erheblich zu verändern, am ausgeprägtesten in den Szenarien A1B und A2. Dabei betrifft die Zunahme trockenerer Monate das gesamte hydrologische Halbjahr von Mai bis September. Im Winter verschiebt sich die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion zu feuchteren Monaten.

Es treten keine extrem trockenen Monate auf, jedoch vereinzelt im Sommer extrem nasse Monate.

Während des Kontrollzeitraums liegen die Abweichungen zwischen Simulation und Beobachtungen der monatlichen Niederschlagssumme im Sommer und Winter bei bis zu 30 %. Die jährliche Niederschlagsverteilung wird im Kontrolllauf durch eine deutlich höhere saisonale Schwankung bestimmt als in den Beobachtungen. Die Änderung der saisonalen Schwankung ist das wichtigste Signal, das für die Niederschlagsänderung im 21. Jahrhundert herausgearbeitet werden konnte. Diese Änderung ist mit 10–20 % geringer als die Abweichungen zwischen Simulation und Beobachtungen.

8 Zusammenfassung

Die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung ist auf die Monatsmitteltemperaturen und die Niederschlagssummen angewendet worden und für die gaußverteilten Monatsmitteltemperaturen sind Mittelwert μ und Standardabweichung σ bestimmt worden. Für die gumbelverteilten monatlichen Niederschlagssummen wurden der Lageparameter a und der Streuparameter b der Verteilung ermittelt. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test überprüft, ob die zu Beginn getroffene Annahme, dass die Zeitreihen gauß- bzw. gumbelverteilt sind, zutrifft. Er ergibt also, ob die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung geeignet war, die monatlichen Temperatur- und Niederschlagszeitreihen zu untersuchen. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test bestätigte die Methode in bis zu 30 % aller ausgewerteten Gitterboxen, für die Monatsniederschlagssummen der Szenarien allerdings nur in 1 % der Gitterboxen.

Um festzustellen, wie gut das regionale Klimamodell das heutige Klima reproduziert, wurden zwei Untersuchungen durchgeführt. Als erstes wurde der Validierungslauf mit Beobachtungen verglichen; hier ist eine genaue Übereinstimmung zwischen Modellergebnissen und Beobachtungen erwünscht. Als zweites wurde der Kontrolllauf mit Beobachtungen verglichen. Da ein Kontrolllauf, angetrieben von einem Globalmodelllauf, seine eigene dekadischen Variabilität besitzt, wird erwartet, dass die mittleren Größen für Temperatur und Niederschlag gut übereinstimmen.

Zwischen dem Validierungslauf und den Beobachtungen konnte für den Mittelwert μ eine gute Übereinstimmung im Winter festgestellt werden, hingegen eine deutliche Überschätzung um 1.5 K im Sommer. Der linearer Trend des Mittelwerts von 1.5 K in den Beobachtungen wird auch im Validierungslauf errechnet. Der Vergleich für die Standardabweichung σ fällt im Sommer und Winter zufriedenstellend aus, hingegen treten große Abweichungen von bis zu 0.5 K im Frühjahr und Herbst auf. Zwischen dem Kontrolllauf und den Beobachtungen konnte für den Mittelwert μ eine gute Übereinstimmung ermittelt werden. Die Standardabweichung stimmt an Station Karlsruhe sehr gut in Modell und Beobachtungen überein, hingegen bestehen Abweichung um 0.5 K an Station Magdeburg.

Die monatlichen Niederschlagssummen des Validierungslaufs stimmen gut mit Beobachtungen überein. Im Kontrolllauf wird der Sommerniederschlag um bis zu 30 % und zusätzlich der Winterniederschlag überschätzt.

In den monatlichen Beobachtungszeitreihen des DWD lassen sich das Starkniederschlagsereignis im August 2002 (Elbehochwasser) und der Juni 2003, als Temperaturextremereignis (Hitzesommer) mit Hilfe der MSOZ detektieren. Im Validierungslauf konnten ebenfalls Extremereignisse bestimmt werden.

Die Untersuchungen der Monatsmitteltemperaturen und der monatlichen Niederschlagssummen für die drei Szenarien A1B, B1 und A2 lieferten für den Zeitraum 1950 – 2099 folgende Ergebnisse:

- Die drei Szenarien unterscheiden sich bezüglich den Monatsmitteltemperatur im Trend. Für Szenario A1B und A2 wird ein maximaler Trend von 5 K, für Szenario B1 von 3.5 berechnet. Der Temperaturanstieg ist nicht linear. Die Temperatur steigt mit $\sim t^2$ an: am Anfang der Zeitreihe 1950 bis 2000 ist der Temperaturanstieg gering und nimmt dann bis 2099 auf 3 – 5 K zu. Der Temperaturanstieg unterscheidet sich zwischen den Jahreszeiten. Der Temperatur Anstieg ist im Frühjahr in den drei Szenarien 1 – 2 K geringer als im restlichen Jahr. Im Sommer treten regionale Unterschiede im Temperaturanstieg auf. Unabhängig vom Szenario nimmt die Temperatur in Süddeutschland um 1 K im Sommer mehr zu als im Norden.
- Zusätzlich zur mittleren Temperaturänderung tritt im Szenario A1B in Süddeutschland eine Zunahme der Variabilität im Sommer und eine Abnahme der Variabilität im Winter auf. Das bedeutet, das Klima verschiebt sich zu wärmeren Temperaturen und die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von heißen Monaten steigt zusätzlich. Für Süddeutschland wird ein neues Klima festgestellt.
- Die Auswertung der Monatsniederschlagssummen für Magdeburg zeigen eine Zunahme des Niederschlags im Winter und eine Abnahme im Sommer ohne die Aufttrittswahrscheinlichkeit für feuchte Monate zu verringern. Das bedeutet, bei einer sommerlichen Niederschlagsabnahme treten weiterhin feuchte Monate auf, am ausgeprägtesten in den Szenarien A1B und A2. Dabei betrifft die Zunahme trockenerer Monate das gesamte hydrologische Halbjahr von Mai bis September.
- Es wurde ein Zusammenhang zwischen der Temperaturänderung in Szenario A1B und der Niederschlagsabnahme im Sommer festgestellt. Die starke Zunahme der Variabilität der Temperaturen im Sommer in Szenario A1B wird durch lokale Bodenprozesse, das Ausbleiben der Abkühlung durch Verdunstung, hervorgerufen. Die deutliche Abnahme der Variabilität im Winter hingegen entsteht durch großskalige Zirkulationsänderungen aufgrund der Zunahme westlicher Strömungen im Winter.
- Für Szenario A1B lassen sich fächendeckend für Deutschland ein extrem kalter Winter 2034 sowie ein extrem warmes Frühjahr 2068 und ein extrem warmer Herbst 2062 feststellen. In Szenario B1 gibt es keine Extremereignisse in der Monatsmitteltemperatur. In Szenario A2 tritt ein heißer Sommer 2089 und vereinzelt ein kalter Winter auf. Es gibt keine extrem trockenen Monate, jedoch vereinzelt im Sommer extrem nasse Monate in allen Szenarien.

Wie diese Ergebnisse in Bezug auf die Validierung einzuschätzen sind, zeigen folgende Überlegungen:

Die Änderungen der Temperatur in den Szenarien für das 21. Jahrhundert überschreiten die Unsicherheiten des Kontrollzeitraums und können somit als eine mögliche zukünftige Temperaturänderung interpretiert werden. Berücksichtigt man die Validierung des Reanalysenlaufs, so wird deutlich, wie realistisch die Modellsimulationen den beobachteten Trend wiedergeben können. Dieser liegt in den Beobachtungen für den Zeitraum 1979 bis 2002 schon bei über 1 K.

Die Änderungen des Niederschlags in den Szenarien für das 21. Jahrhundert geben noch keinen Hinweis auf eine mögliche Änderung in der monatlichen Niederschlagssumme. Denn während des Kontrollzeitraums liegen die Abweichungen zwischen Simulation und Beobachtungen im Sommer

und Winter bei bis zu 30 %. Die jährliche Niederschlagsverteilung wird im Kontrolllauf durch eine deutlich höhere saisonale Schwankung bestimmt als in den Beobachtungen. Die Änderung der saisonalen Schwankung ist das klarste Signal, das für eine Niederschlagsänderung im 21. Jahrhundert detektiert werden konnte. Diese Änderung ist mit 10–20 % geringer als die Abweichungen zwischen Simulation und Beobachtungen.

9 Diskussion

Die in dieser Arbeit durchgeführten Untersuchungen tragen zu der Erforschung der Klimaveränderung im 21. Jahrhundert bei. Ihre Ergebnisse können für sich allein noch keine gültige Aussage über die zuerwartenden Klimaänderung treffen. Dafür sind folgende Faktoren maßgeblich: Die Ergebnisse sind zunächst abhängig von den getroffenen Annahmen über zukünftige Treibhausgasemissionen. Da es nicht möglich ist, die globale und die europäische wirtschaftliche Entwicklung im 21. Jahrhundert präzise vorherzusagen, können der Beurteilung insoweit nur Vermutungen zugrunde gelegt werden. Weitere Unsicherheiten entstehen durch die Verwendung von globalen und regionalen Klimamodellen. Die globalen und regionalen Klimamodelle beinhalten die meisten physikalischen Zusammenhänge, die zur Beschreibung der Atmosphäre und deren Wechselwirkungen mit Ozeanen und Landoberflächen benötigt werden. Sie können das Wettergeschehen oder die globale Zirkulation frei entwickeln. Es sind ihnen jedoch Grenzen gesetzt. Auch wenn sie fortwährend auf den neuesten Stand der Forschung gebracht werden und so viele physikalische Prozesse wie möglich berücksichtigen, müssen sie „rechenzeit-freundlich“ bleiben und deswegen vereinfacht werden. Manche Prozesse können aufgrund ihrer geringen horizontalen Ausdehnung gar nicht berücksichtigt werden; sie werden stattdessen parametrisiert. Klimamodelle wurden konzipiert, um möglichst lange Zeitreihen zu erstellen; die physikalische Parametrisierung wird daher stabil gewählt (Déqué (2007); Vidale et al. (2003)).

Für die hier vorliegenden Ergebnisse wurden drei verschiedene Emissionsszenarien (A1B, B1, A2) ausgewählt. Es wurde jedoch nur ein Globalmodell als Antrieb verwendet und eine Realisierung mit einem bestimmten Regionalmodell durchgeführt. Es ist nicht auszuschließen, dass durch die Nutzung anderer Modelle ähnliche Ergebnisse erzielt würden. Sie könnten jedoch auch andere Lösungen liefern. Für diese Arbeit wurde eine verbesserte Version des regionalen Klimamodells REMO mit dem Antrieb des globalen Klimamodells ECHAM5/MPI-OM verwendet, das zu der neuen Generation von Globalmodellen gehört.

Ausführliche Vergleiche von 23 globalen Klimamodellen sind bereits durchgeführt worden, darunter auch das hier als Antrieb verwendete globale Klimamodell ECHAM5/MPI-OM. Van Ulden und Oldenborgh (2006) kamen zu dem Ergebnis, dass die mittlere Temperatur, simuliert mit ECHAM5, realistisch ist. Der von ECHAM5 simulierte hydrologische Kreislauf wird für verschiedene Flusseinzugsgebiete von Hagemann et al. (2005) evaluiert und in den größten Teilen der untersuchten Einzugsgebiete ebenfalls für realistisch befunden.

Sillmann und Roeckner (2007) und Sillmann (2009) haben Extremwerte der Temperatur und des Niederschlags auf Grundlage der Globalmodell – Simulationen (ECHAM5/MPI-OM) für das 20. und 21. Jahrhundert bestimmt. Die Modellvalidierung zeigte, dass das Modell realistische Ergebnisse liefert.

Innerhalb des EU-Projekts „Ensembles“ werden zur Zeit die Ergebnisse von 14 regionalen Klimamodellen einschließlich REMO ausgewertet. Die Modelle verwenden teilweise unterschiedliche Globalmodelle als Antrieb. Diese Auswertung wird weitere Hinweise liefern, wie die hier erzielten Ergebnisse einzuschätzen sind.

Trotz der genannten Einschränkungen, die zu respektieren sind, haben die in dieser Arbeit vorgestellten Untersuchungen deutlich gemacht, dass die Temperaturen weiter ansteigen werden. Dies haben die Beobachtungen und der Validierungslauf gezeigt. Für beide wurde bereits ein Trend von 1.5 K für den Zeitraum 1979 bis 2002 in der Monatsmitteltemperatur errechnet. Somit ist unabhängig von der Wahl des Emissionsszenarios ein Trend von 3.5 bis 5 K für einen Zeitraum von 150 Jahren sehr realistisch. Für die Monatsmitteltemperatur des Validierungslaufs und der Beobachtungen wurde für die Vergangenheit auch eine Zunahme der Variabilität der Temperatur im Sommer für Süddeutschland berechnet. Daher ist die Zunahme der Variabilität der Monatsmitteltemperatur in Süddeutschland am Ende des 21. Jahrhunderts im Szenario A1B und A2 ebenfalls plausibel. Es wurde außerdem ein klarer Zusammenhang zwischen extremen Sommertemperaturen und trockenen Monaten dargestellt. In trockenen Monaten ist mit extremen Temperaturen zu rechnen.

Es konnten mit der Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung keine klaren Aussagen zur Änderung der Monatsniederschlagssumme in den Szenarien getroffen werden. Dennoch konnte eine Tendenz zu trockeneren Sommern und eine Zunahme an Trockentagen – ohne eine Abnahme niederschlagsreicher Tage – festgestellt werden.

In zukünftigen Arbeiten wird die Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung auf die Modellergebnisse verschiedener Regionalmodelle angewendet werden. Dann wird es möglich sein, eine Bandbreite von möglichen Temperatur- und Niederschlagsänderungen anzugeben.

Der Sommer 2003 war ein Extremereignis. Die Temperatur wird im 21. Jahrhundert weiter ansteigen. Die Wahrscheinlichkeit für extreme Sommertemperaturen nimmt zu, wenn der Niederschlag ausbleibt. Das ist das wichtigste Ergebnis dieser Arbeit. Die katastrophalen Folgen für Menschen und Umwelt wurden 2003 demonstriert. Auf den nächsten Hitzesommer können wir besser vorbereitet sein. So schließt die Arbeit wie begonnen mit Beniston (2004): Aufgrund der im Sommer 2003 gesammelten Erfahrungen hat die Gesellschaft die Möglichkeit, sich auf die zukünftigen Klimabedingungen einzustellen.

Literaturverzeichnis

- Beck, Ch., J. Grieser und S. Trömel, Die Trockenperiode des Jahres 2003 in Deutschland im Kontext langzeitlicher Niederschlagsvariabilität, In: Klimastatusbericht 2003, 142–151, Deutscher Wetterdienst, Offenbach.
- Beniston, M., The 2003 heat wave in Europe: A shape of things to come? An analysis based on Swiss climatological data and model simulations, *Geophysical Research Letters*, 31 (2004), L02202, doi:10.1029/2003GL018857.
- Beniston, M. und H.F. Diaz, The 2003 heat wave as an example of summers in a greenhouse climate? Observations and climate model simulations for Basel, Switzerland, *Global and Planetary Change*, 44 (2004), 73–81.
- Beniston M. und D.B. Stephenson, Extreme climatic events and their evolution under changing climatic conditions, *Global and Planetary Change*, 44 (2004), 1–9.
- Beniston M. und S. Goyette, Changes in variability and persistence of climate in Switzerland: Exploring 20th century observations and 21st century simulations, *Global and planetary Change*, 57 (2007), 1–15.
- Beniston M., D.B. Stephenson, O.B. Christensen, C.A.T. Ferro, Ch. Frei, S. Goyette, K. Halsnaes, T. Holt, K. Jylhä, B. Koffi, J. Palutikof, R. Schöll, T. Semmler und K. Woth, Future extreme events in European climate: an exploration of regional climate model projections, *Climatic Change*, 81 (2007), Supplement 1, 71–95, doi:10.1007/s10584-006-9226-z.
- Bissolli, P., L. Göring und Ch. Lefebvre, Deutscher Wetterdienst, Extreme Wetter- und Witterungsereignisse im 20. Jahrhundert, In: Klimastatusbericht 2001, 20–31, Deutscher Wetterdienst, Offenbach.
- Christensen, O.B. und J.H. Christensen, Intensification of extreme European summer precipitation in a warmer climate, *Global and Planetary change*, 44 (2004), 107–117.
- Christensen J.H. und O.B. Christensen, A summary of the PRUDENCE model projections of changes in European climate by the end of this century, *Climatic Change*, 81 (2007), Supplement 1, 7–30, doi:10.1007/s0584-006-9210-7.
- Cubasch, U., Perspektiven der Klimamodellierung, In: Klimastatusbericht 2002, 7–16, Deutscher Wetterdienst, Offenbach.
- Déqué, M., Frequency of precipitation and temperature extremes over France in an anthropogenic scenario: Model results and statistical correction according to observed values, *Global and Planetary Change*, 57 (2007), 16–26.

- Frei, C., C. Schär, D. Lüthi und H. Davies, Heavy Precipitation Processes in a Warmer Climate, *Geophys. Res. Lett.*, 25 (1998), 1431–1434.
- Frei, C., R. Schöll, S. Fukutome, J. Schmidli und P.L. Vidale, Future change of precipitation extremes in Europe: Intercomparison of scenarios from regional climate models, *J. Geophys. Res.*, 111 (2006), D06105, doi:10.1029/2005JD005965.
- Fricke, W., Der Sommer 2003 in der 222-jährigen Messreihe am Hohenpeißenberg, *Global Atmosphere Watch Letter*, 18 (2003), Deutscher Wetterdienst, Offenbach.
- Fricke, W. und U. Kaminski, Der langjährige Niederschlagstrend am Hohenpeissenberg: Die Bedeutung von Extremwerten, *Global Atmosphere Watch Letter*, 5 (2001).
- Fricke, W. und U. Kaminski, Ist die Zunahme von Starkniederschlägen auf veränderte Wetterlagen zurückzuführen ?, *Global Atmosphere Watch Letter*, 12 (2002).
- Gerstengarbe, F.-W. und P.C. Werner, Katalog der Grosswetterlagen Europas (1881–2004) nach Paul Hess und Helmut Brezowsky, 6. Auflage, Potsdamer Institut für Klimafolgenforschung, PIK Report 100, Potsdam, 2005.
- Göttel, H., Einfluss der nichthydrostatischen Modellierung und der Niederschlagsverdriftung auf die Ergebnisse regionaler Klimamodellierung, Dissertation, Universität Hamburg, 2009.
- Grieser, J., S. Trömel und C.-D. Schönwiese, Statistical time series decomposition into significant components and application to European temperature, *Theoretical and Applied Climatology*, 71 (2002), 171–183, doi:10.1007/s007040200003.
- Hagemann, S., K. Arpe und E. Roeckner, Evaluation of the Hydrological Cycle in the ECHAM5 Model, *Journal of Climate*, 19 (2006), 3810–3827, doi:10.1175/JCLI3831.1.
- Hennemuth, B., A. Weiss, J. Bösenberg, D. Jacob, H. Linné, G. Peters und S. Pfeifer, Quality assessment of water cycle parameters in REMO by radar-lidar synergy, *Atmos. Chem. Phys.*, 8 (2008), 287–308.
- Houghton, J.T., Y. Ding, D.J. Griggs, M. Noquer, P.J. van der Linden, X. Dai, K. Maskell und C.A. Johnson (Hrsg.), *Climate Change 2001: The Scientific Basis: Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Cambridge University Press, 2001.
- Hulme, M., D. Conway, P.D. Jones, T. Jiang, E.M. Barrow und C. Turney, Construction of a 1961–90 European climatology for climate change modelling and impact applications, *Int. J. Climatology*, 15 (1995), 1333–1363, doi:10.1002/joc.3370151204.
- Jacob, D., A note to the simulation of the annual and inter-annual variability of the water budget over the Baltic Sea drainage basin, *Meteorology and Atmospheric Physics*, 77 (2001), 61–73, doi:10.1007/s007030170017.
- Jacob D. und R. Podzun, Sensitivity studies with the regional climate model REMO, *Meteorology and Atmospheric Physics*, 63 (1997), 119–129, doi:10.1007/BF01025368.
- Jacob D., und K. Bülow, Regionale Klimasimulationen zur Untersuchung der Niederschlagsverhältnisse in heutigen und zukünftigen Klimaten, In: *Auswirkungen des globalen Wandels auf Wasser, Umwelt und Gesellschaft im Elbegebiet*, F. Wechsung, A. Becker, P. Gräfe (Hrsg.), 89–95, Weißensee Verlag, 2005.

- Jacob, D., B.J.J.M. van den Hurk, U. Andr  , G. Elgered, C. Fortelius, L.P. Graham, S.D. Jackson, U. Karstens, Chr. K  pken, R. Lindau, R. Podzun, B. Rockel, F. Rubel, B.H. Sass, R.N.B. Smith und X. Yang, A comprehensive model inter-comparison study investigating the water budget during the BALTEX-PIDCAP period, *Meteorology and Atmospheric Physics*, 77 (2001), 19–43, doi:10.1007/s007030170015.
- Jacob, D., K. B  low und M. Miliez, *Kliwa-Abschlussbericht: Dynamische und statistische Erstellung von hochaufgel  sten Klimaszenarien als Basis f  r wasserwirtschaftliche Handlungsempfehlungen im KLIWA-Projekt B 1.1.1 Klimaszenarien*, Max-Planck-Institut f  r Meteorologie, Hamburg, 2003.
- Jacob, D., L. B  rring, O.B. Christensen, J.H. Christensen, M. de Castro, M. D  qu  , F. Giorgi, S. Hagemann, M. Hirschi, R. Jones, E. Kjellstr  m, G. Lenderink, B. Rockel, E. S  nchez, C. Sch  r, S.I. Seneviratne, S. Somot, A. van Ulden und B. van den Hurk, An inter-comparison of regional climate models for Europe: model performance in present-day climate, *Climate Change*, 81 (2007), 31–52, doi:10.1007/s10584-006-9213-4.
- Jonas, M., T. Staeger und C.-D. Sch  nwiese, *Berechnung der Wahrscheinlichkeiten f  r das Eintreten von Extremereignissen durch Klima  nderung — Schwerpunkt Deutschland*, J.W.Goethe Universit  t Frankfurt, 2005.
- Jungclaus, J.H., N. Keenlyside, M. Botzet, H. Haak, J.-J. Luo, M. Latif, J. Marotzke, U. Mikolajewicz und E. Roeckner, Ocean Circulation and Tropical Variability in the Coupled Model ECHAM5/MPI-OM, *Journal of Climate*, 19 (2006), 3952–3972, doi:10.1175/JCLI3827.1.
- Kjellstr  m, E., L. B  rring D. Jacob, R. Jones, G. Lenderink und C. Sch  r, Modelling daily temperature extremes: recent climate and future changes over Europe, *Climatic Change*, 81 (2007), 249–265, doi:10.1007/s10584-006-9220-5.
- Kolmogorov, A.N., Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione, In: *Selected Works*, vol. II, Probability Theory and Mathematical Statistics, A.N. Shirayayev (Hrsg.), 139–146, Kluwer, Dordrecht, 1992.
- Kotlarski, S., A. Block, U. B  hm, D. Jacob, K. Keuler, R. Knoche, D. Rechid und A. Walter, Regional climate model simulations as input for hydrological applications: evaluation of uncertainties, *Advances in Geosciences*, 5 (2005), 119–125.
- Kotlarski, S., D. Jacob and R. Podzun, The Elbe Flooding 2002: Simulation of River Flows with the Coupled Model System REMO – HD. WMO International Cloud Modeling Workshop 2004, Hamburg.
- Kraus, H., *Die Atmosph  re*, Springer, 2004.
- Lenderink, G., A. van Ulden, B. van den Hurk und E. van Meijgaard, Summertime inter-annual temperature variability in an ensemble of regional model simulations: analysis of the surface energy budget, *Climatic Change* 81 (2007), Supplement 1, 233–247, doi:10.1007/s10584-006-9229-9.
- Mahrenholz, P., N. Munz und C. Ha  e, Klimafolgen und Anpassung an den Klimawandel in Deutschland: Was wir in Deutschland dar  ber wissen und was wir tun m  ssen, In: *Klimastatusbericht 2005*, 57–61, Deutscher Wetterdienst, Offenbach.

- Majewski, D., G. Doms, W. Edelmann, M. Gertz, T. Hanisch, E. Heise, A. Link, P. Prohl, U. Schaettler und B. Ritter, Dokumentation des EM/DM-Systems, Deutscher Wetterdienst, Offenbach, 1995.
- Marsland, S.J., H. Haak, J.H. Jungclaus, M. Latif und F. Röske, The Max-Planck-Institute global ocean/sea ice model with orthogonal curvilinear coordinates, *Ocean Modelling* 5 (2003), 91–194, doi:10.1016/S1463-5003(02)00015-X.
- Mudelsee, M., M. Börngen, G. Tetzlaff und U. Grünewald, Extreme floods in central Europe over the past 500 years: Role of cyclone pathway 'Zugstrasse Vb', *J. Geophys. Res.*, 109, D23101, doi:10.1029/2004JD005034.
- Nakicenovic N., und R. Swart (Hrsg.), Emission scenarios: A special report of working group III of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Cambridge University Press, 2000.
- Pal, J.S., F. Giorgi und X. Bi, Consistency of recent European summer precipitation trends and extremes with future regional climate projections, *Geophys. Res. Lett.*, 31, L13202, doi:10.1029/2004GL019836.
- Pfeifer, S., Modeling cold cloud processes with the regional climate model REMO, Dissertation, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2006.
- Press, W.H., S.A. Teukolsky, W.T. Vetterling und B.P. Flannery, Numerical recipes in Fortran 77, Cambridge University Press, 1992.
- Rechid, D., Untersuchung zur Parameterisierung von Landoberflächen im regionalen Klimamodell REMO, Dissertation, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2001.
- Rechid D., und D. Jacob, Influence of monthly varying vegetation on the simulated climate in Europe, *Meteorologische Zeitschrift*, 15 (2005), 99–116.
- Richter, D., Ergebnisse methodischer Untersuchungen zur Korrektur des systematischen Meßfehlers des Hellmann-Niederschlagsmessers, Report 194, Deutscher Wetterdienst, Offenbach, 1995.
- Richter, K.-G., Validierung der Niederschlagssimulation des Klimamodells MPI-REMO, Bundesanstalt für Gewässerkunde, 2005.
- Roeckner, E., K. Arpe, L. Bengtsson, M. Christoph, M. Claussen, L. Dümenil, M. Esch, M. Giorgetta, U. Schlese und U. Schulzweida, The atmospheric general circulation model ECHAM-4: Model description and simulation of present-day climate, MPI Report 218, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 1996.
- Roeckner, E., L. Bengtsson und J. Feichter, Transient Climate Change Simulations with a Coupled Atmosphere–Ocean GCM Including the Tropospheric Sulfur Cycle, *Journal of Climate*, 12 (1999), 3004–3032, doi:10.1175/1520-0442(1999)012.
- Roeckner, E., G. Bäuml, L. Bonaventura, R. Brokopf, M. Esch, M. Giorgetta, S. Hagemann, I. Kirchner, L. Kornblueh, E. Manzini, A. Rhodin, U. Schlese, U. Schulzweida und A. Tompkins, The Atmospheric general circulation model ECHAM-5, Part I: Model description, Max-Planck-Institut für Meteorologie, 349, 2003.

- Roeckner, E., R. Brokopf, M. Esch, M. Giorgetta, S. Hagemann, L. Kornblueh, E. Manzini, A. Rhodin, U. Schlese und U. Schulzweida, The Atmospheric general circulation model ECHAM-5, Part II: Sensitivity of Simulated Climate to Horizontal and Vertical Resolution, MPI Report 354, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2004.
- Rudolf B. und J. Rapp, Das Jahrhunderthochwasser der Elbe: Synoptische Wetterentwicklung und klimatologische Aspekte, In: Klimastatusbericht 2002, 172–187, Deutscher Wetterdienst, Offenbach.
- Schär, C., P.L. Vidale, D. Lüthi, C. Frei, C. Häberli, M.A. Liniger und C. Appenzeller, The role of increasing temperature variability in European summer heatwaves, *Nature*, 427 (2004), 332–336, doi:10.1038/nature02300, Letter.
- Scherrer, S.C., C. Appenzeller, M.A. Liniger und C. Schär, European temperature distribution changes in observations and climate change scenarios, *Geophys. Res. Lett.*, 32 (2005), L19705, doi: 10.1029/2005GL024108.
- Schönwiese, C.-D., *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler*, Gebrüder Bornträger, 2. Auflage, Berlin, 1992.
- Schönwiese, Chr., Langzeitänderungen des Niederschlags in Deutschland, In: Warnsignal Klima: Genug Wasser für alle ?, J.L. Lozán, H. Graßl, P. Hupfer, L. Menzel, C.-D. Schönwiese (Hrsg.), 172–177, Wissenschaftliche Auswertungen GEO, Hamburg, 2005.
- Schönwiese C.-D. und S. Trömel, Mehr extreme Niederschläge in Deutschland ?, *Naturwissenschaftliche Rundschau*, 59 (2006), 194–199.
- Schönwiese, C.-D., J. Grieser und S. Trömel, Secular change of extreme monthly precipitation in Europe, *Theoretical and Applied Climatology*, 75 (2003), 245–250, doi:10.1007/s00704-003-0728-6.
- Schönwiese, C.-D., T. Staeger und S. Trömel, The hot summer 2003 in Germany. Some preliminary results of a statistical time series analysis, *Meteorologische Zeitschrift*, 13 (2004), 323–327, doi:10.1127/0941-2948/2004/0013-0323.
- Schrader R.M. und T.P. Hettmansperger, Robust analysis of variance based upon a likelihood ratio criterion, *Biometrika*, 67 (1980), 93–101, doi:10.1093/biomet/67.1.93.
- Semmler, T., *Der Wasser- und Energiehaushalt der arktischen Atmosphäre*, Dissertation, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2002.
- Semmler, T. und D. Jacob, Modeling extreme precipitation events – a climate change simulation for Europe, *Global and Planetary Change*, 40 (2004), 119–127, doi:10.1016/j.gloplacha.2004.06.008.
- Seneviratne, S., J. Pal, E. Eltahir und C. Schär, Summer dryness in a warmer climate: a process study with a regional climate model, *Climate Dynamics*, 20 (2002), 69–85, doi:10.1007/s00382-002-0258-4.
- Seneviratne, S.I., D. Lüthi, M. Litschi und C. Schär, Land-atmosphere coupling and climate change in Europe, *Nature*, 443 (2006), 205–209, doi:10.1038/nature05095, Letter.
- Shanno D.F. und K.H. Phua, Algorithm 500: Minimization of Unconstrained Multivariate Functions [E4], *ACM Transactions on Mathematical Software*, 2 (1976), 87–94.

- Shanno D.F. und K.H. Phua, Remark on Algorithm 500: Minimization of Unconstrained Multivariate Functions [E4], *ACM Transactions on Mathematical Software*, 6 (1980), 618–622.
- Sillmann J. und E. Roeckner, Indices for extreme events in projections of anthropogenic climate change, *Climatic Change*, 86 (2008), 83–104, doi: 10.1007/s10584-007-9308-6.
- Sillmann, J., Extreme climate events and euro-atlantic atmospheric blocking in present and future climate model simulations, Dissertation, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2009.
- Simmons, A.J., D.M. Burridge, M. Jarraud, C. Girard und W. Wergen, The ECMWF medium-range prediction model: development of the numerical formulations and the impact of increased resolution, *Meteorol. Atmos. Phys.*, 40 (1989), 28–60.
- Trömel, S., Statistische Modellierung von Klimazeitreihen, Dissertation, J.W. Goethe Universität Frankfurt am Main, 2004.
- Trömel, S. und Ch.-D. Schönwiese, A generalized method of time series decomposition into significant components including probability assessments of extreme events and application to observational German precipitation data, *Meteorologische Zeitschrift*, 14 (2005), 417–427.
- Trömel, S. und C.-D. Schönwiese, Probability change of extreme precipitation observed from 1901 to 2000 in Germany, *Theor. Appl. Climatol.*, 87 (2007), 29–39, doi:10.1007/s00704-005-0230-4.
- Trömel, S. und C.D. Schönwiese, Robust trend estimation of observed German precipitation, *Theor. Appl. Climatol.*, 93 (2008), 107–115, doi:10.1007/s00704-007-0341-1.
- van Ulden, A.P. und G.J. van Oldenborgh, Large-scale atmospheric circulation biases and changes in global climate model simulations and their importance for climate change in Central Europe, *Atmos. Chem. Phys.*, 6 (2006), 863–881.
- van Ulden, A.P., G. Lenderink, B. van den Hurk und E. van Meijgaard, Circulation statistics and climate change in Central Europe: PRUDENCE simulations and observations, *Climatic Change*, 81 (2007), Supplement 1, 179–192, doi:10.1007/s10584-006-9212-5.
- Vidale, P.L., D. Lüthi, Ch. Frei, S.I. Seneviratne und C. Schär, Predictability and uncertainty in a regional climate model, *J. Geophys. Res.*, 108 (2003), 4586, doi:10.1029/2002JD002810.
- Vidale, P.L., D. Lüthi, R. Wegmann und C. Schär, European summer climate variability in a heterogeneous multi-model ensemble, *Climatic Change*, 81 (2007), 209–232, doi:10.1007/s10584-006-9218-z.
- Vislocky, R.L. und J.M. Fritsch, Generalized additive models versus linear regression in generating probabilistic MOS forecasts of aviation weather parameters, *Weather and forecasting*, 10 (1995), 669–680.
- von Storch, H. und F.W. Zwiers, *Statistical Analysis in Climate Research*, Cambridge University Press, 1999.

Abkürzungen

CRU	Climate Research Unit (CRU) der Universität East Anglia (England) erstellte $0.5^\circ \times 0.5^\circ$ gerasterte Klimatologie (Hulme et al. (1995))
DJF	Dezember, Januar, Februar
DWD	Deutscher Wetterdienst
ECMWF	European Centre for Medium-Range Weather Forecasts
EM	Europa-Modell
ENSEMBLES	The ENSEMBLES project (contract number GOCE-CT-2003-505539) is supported by the European Commission's 6th Framework Programme under the Thematic Sub-Priority "Global Change and Ecosystems".
GCM	General Circulation Model
IPCC	Intergovernmental Panel on Climate Change
JJA	Juni, Juli, August
KLIWAS	Auswirkungen des Klimawandels auf die Wasserstraßen und Schifffahrt, Bundesanstalt für Gewässerkunde
MSOZ	Methode der strukturorientierten Zeitreihenentwicklung
Prudence	Prediction of Regional scenarios and Uncertainties for Defining European Climate change risks and Effects, Project EVK2-CT2001-00132 in the EU 5th Framework program for Energy, environment and sustainable development
REMO	REgional MOdell
RCM	Regional Climate Model
SRES	Second Report on Emission Scenarios
SST	Oberflächentemperatur der Wassers: Sea Surface Temperature

Danksagung

Ich bedanke mich ganz herzlich bei der Betreuerin meiner Dissertation, Frau Prof. Dr. Daniela Jacob, für die interessante Aufgabenstellung und die freundliche Betreuung während meiner gesamten Promotionszeit.

Ich danke Herrn Prof. Dr. Hartmut Graßl für die interessierte Begleitung der Arbeit und für die abschließende Begutachtung.

Die Mitglieder der REMO-Arbeitsgruppe haben durch ihre kollegiale Zusammenarbeit dafür gesorgt, dass die Promotion in einer angenehmen Arbeitsumgebung stattfand. Ich danke allen Kollegen für ihre Geduld bei der Beantwortung vieler Fragen.

Insbesondere gilt mein Dank Ute Karstens für die vielen wertvollen Stunden der gemeinsamen wissenschaftlichen Diskussion.

Ich danke meiner Familie und meinen Freunden für die liebevolle Unterstützung während der Zeit der Promotion.

Die vorliegende Promotion wurde im Rahmen des durch die Bundesanstalt für Gewässerkunde koordinierten KLIWAS Projektes (Projektnummer 4.01) erstellt. Das KLIWAS Projekt ist gefördert durch das Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung.

A Tabelle der Ergebnisse des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests

Anzahl der Gitterboxen mit Kolmogoroff-Smirnoff-Test über 95 %

		Anzahl	in Prozent
Validierungslauf 1979 – 2002	Temperatur	1237	30 %
Beobachtungen 1979 – 2002	Temperatur	498	12 %
Kontrolllauf 1961 – 2000	Temperatur	469	11 %
Beobachtungen 1961 – 2000	Temperatur	837	20 %
Validierungslauf 1979 – 2002	Niederschlag	755	18 %
Beobachtungen 1979 – 2002	Niederschlag	898	22 %
Kontrolllauf 1961 – 2000	Niederschlag	664	16 %
Beobachtungen 1961 – 2000	Niederschlag	530	13 %
Szenario A1B 1950-2099	Temperatur	687	17 %
Szenario B1 1950-2099	Temperatur	869	21 %
Szenario A2 1950-2099	Temperatur	1083	27 %
Szenario A1B 1950-2099	Niederschlag	63	1 %
Szenario B1 1950-2099	Niederschlag	86	2 %
Szenario A2 1950-2099	Niederschlag	44	1 %

Tabelle A.1: Anzahl der Gitterboxen mit einem Ergebnis des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests über 95 % und Angabe in Prozent. Die Anzahl der Gitterboxen in Deutschland beträgt insgesamt 4009.

**B Ergebnisse für die
Standardabweichung der
Monatsmitteltemperaturen,
berechnet von REMO unter
Annahme der SRES-Szenarien
A1B, B1, A2**

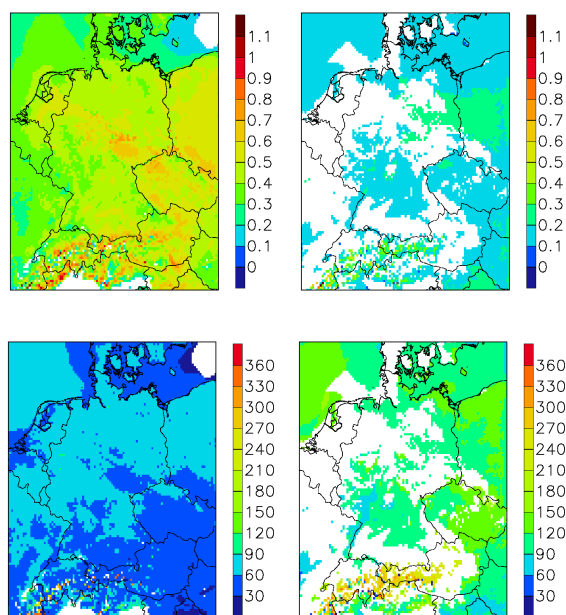


Abbildung B.1: Koeffizienten der Amplitude (oben) links des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ und rechts der saisonalen Schwankung $S_{(0,2)}$ und die dazugehörigen Phase (unten) der Standardabweichung [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung des SRES-Szenarios A1B von REMO simuliert wurde.

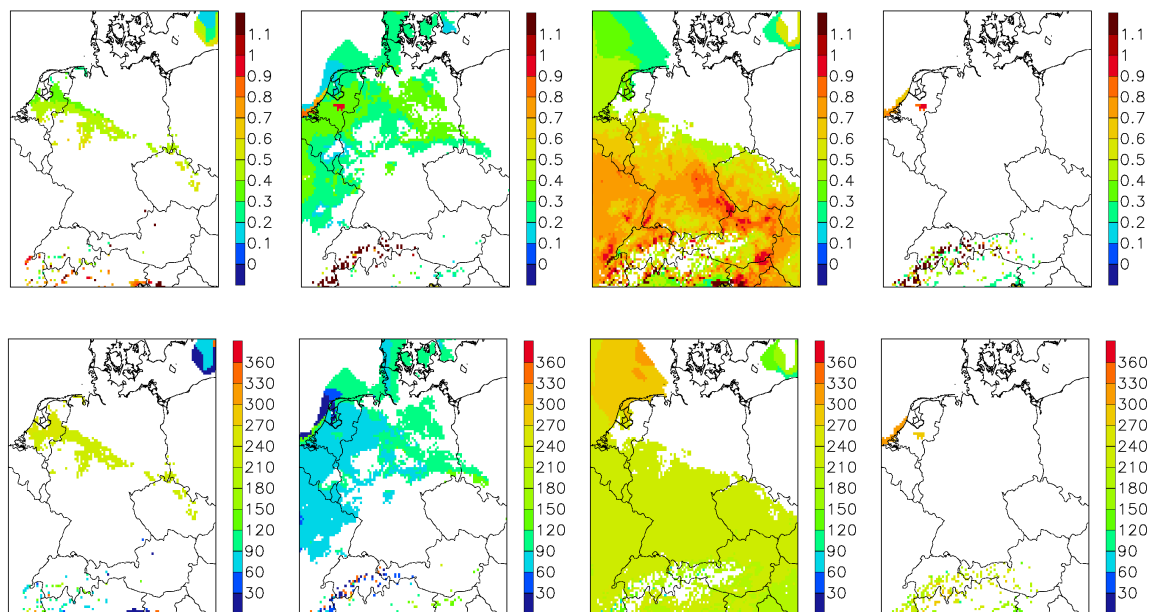


Abbildung B.2: Koeffizienten der Amplituden (oben von links nach rechts) $S_{(1,1)}$, $S_{(1,2)}$, $S_{(2,1)}$, $S_{(2,2)}$ des Jahresgangs und der saisonalen Schwankung der Standardabweichung [in K] und darunter die dazugehörigen Phase. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung des SRES-Szenarios A1B von REMO simuliert wurde.

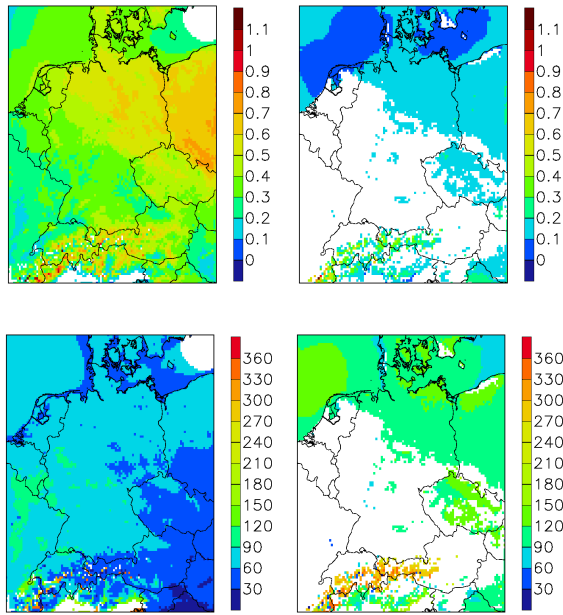


Abbildung B.3: Koeffizienten der Amplitude (oben) links des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ und rechts der saisonalen Schwankung $S_{(0,2)}$ und die dazugehörigen Phase (unten) der Standardabweichung [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2009, die unter Verwendung des SRES-Szenarios B1 von REMO simuliert wurde.

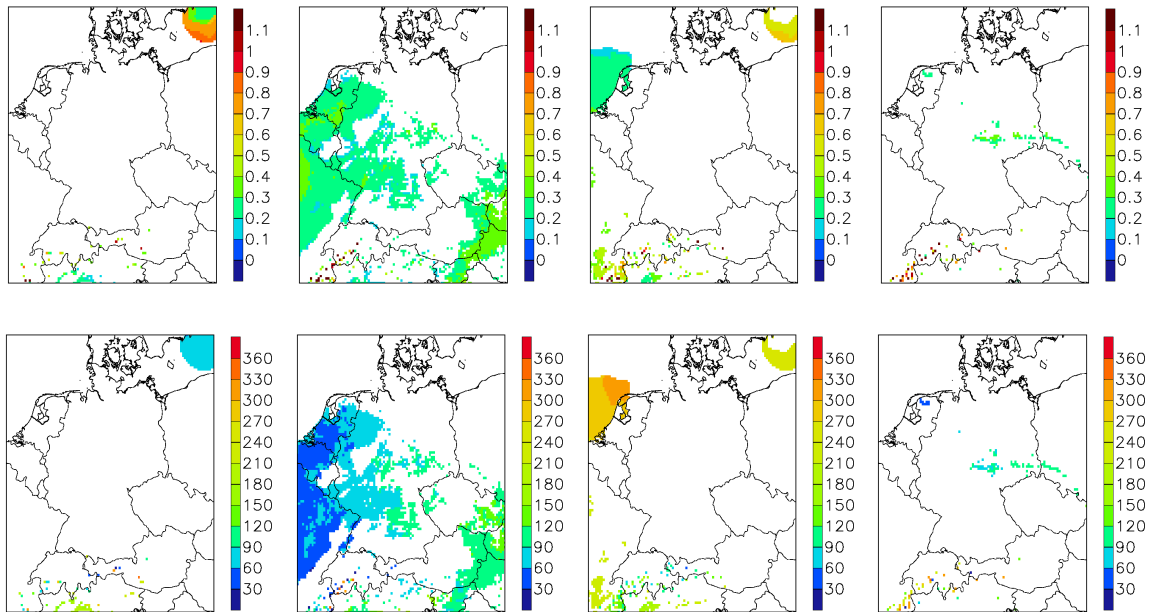


Abbildung B.4: Koeffizienten der Amplituden (oben von links nach rechts) $S_{(1,1)}$, $S_{(1,2)}$, $S_{(2,1)}$, $S_{(2,2)}$ des Jahresgangs und der saisonalen Schwankung der Standardabweichung [in K] und darunter die dazugehörigen Phase. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2009, die unter Verwendung des SRES-Szenarios B1 von REMO simuliert wurde.

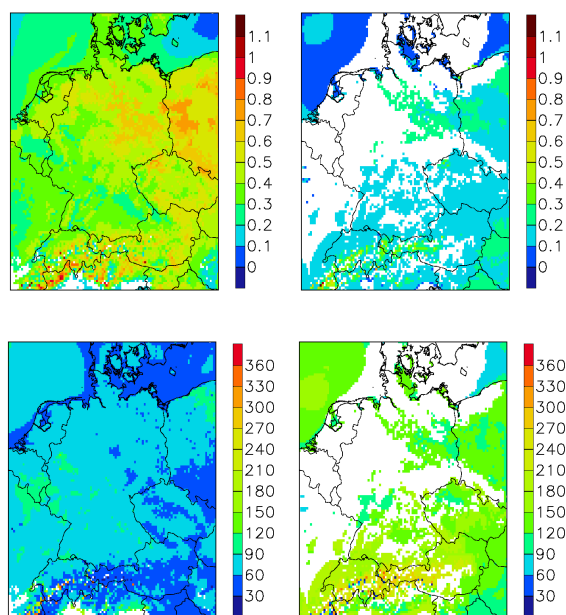


Abbildung B.5: Koeffizienten der Amplitude (oben) links des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ und rechts der saisonalen Schwankung $S_{(0,2)}$ und die dazugehörigen Phase (unten) der Standardabweichung [in K]. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung des SRES-Szenarios A2 von REMO simuliert wurde.

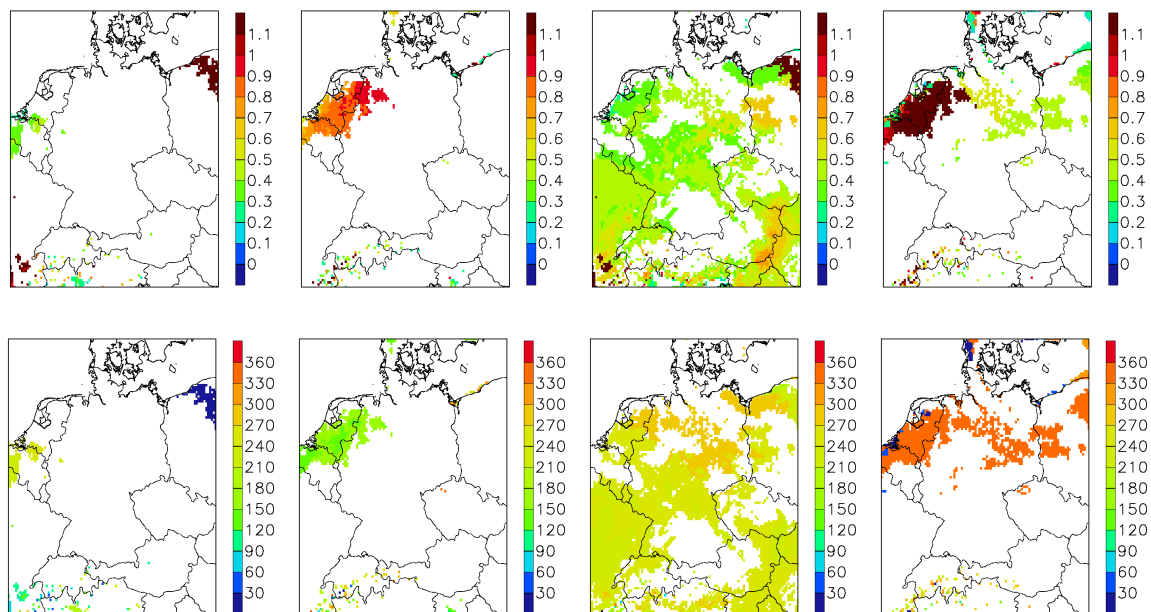


Abbildung B.6: Koeffizienten der Amplituden (oben von links nach rechts) $S_{(1,1)}$, $S_{(1,2)}$, $S_{(2,1)}$, $S_{(2,2)}$ des Jahresgangs und der saisonalen Schwankung der Standardabweichung [in K] und darunter die dazugehörigen Phase. Ergebnis der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die Zeitreihe von 1950 bis 2099, die unter Verwendung des SRES-Szenarios A2 von REMO simuliert wurde.

C Die Donau- und Rheineinzugsgebiete im Vergleich zum Elbeeinzugsgebiet

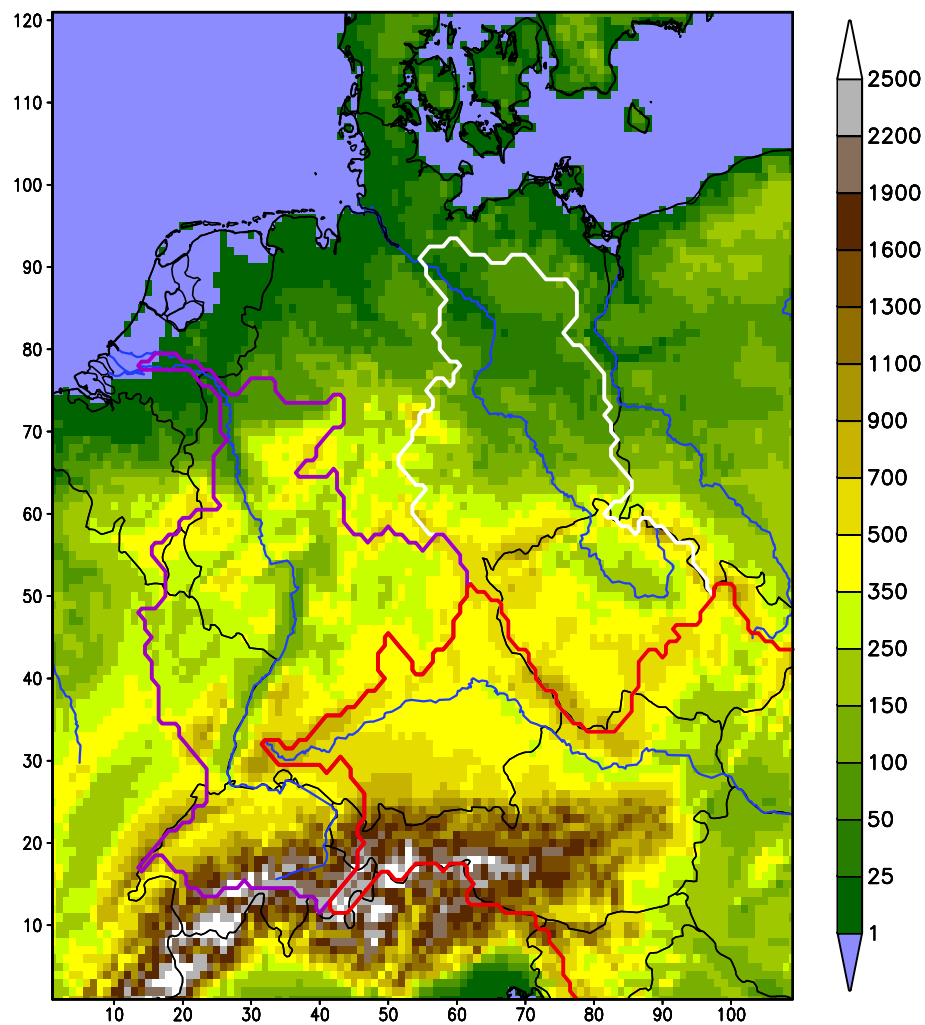


Abbildung C.1: Orographie mit Elbe-, Donau und Rheineinzugsgebiet (10 km horizontale Auflösung)

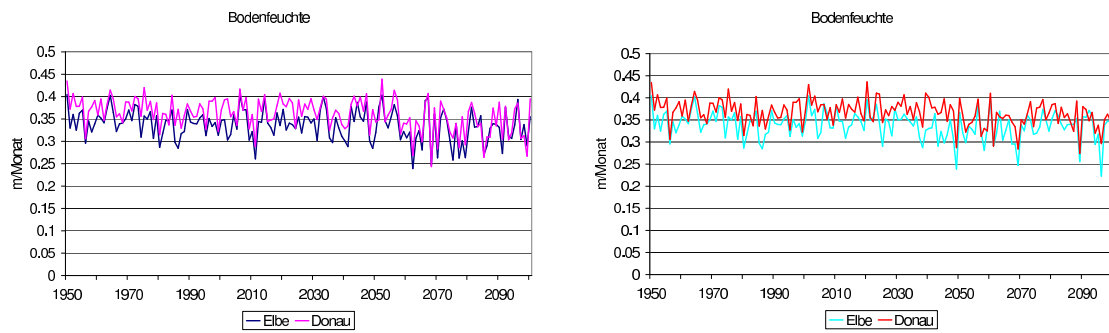


Abbildung C.2: Gebietsmittel der Bodenfeuchte über den deutschen Teilen der Einzugsgebiete von Elbe und Donau für die Monate Juni bis August: SRES A1B (links) und SRES A2 (rechts).

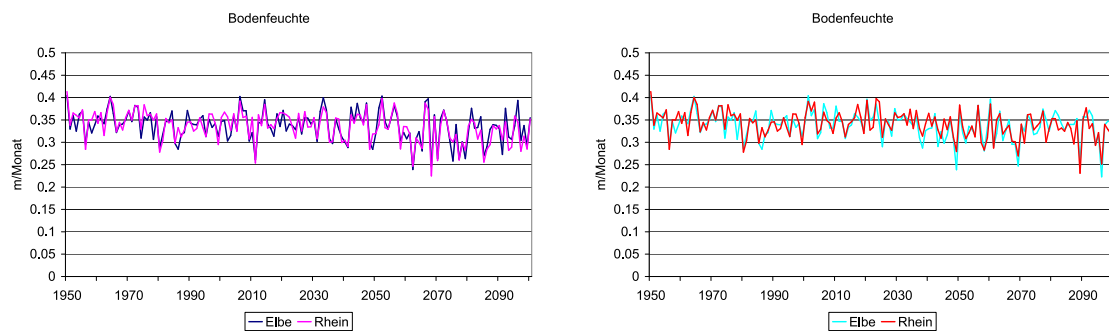


Abbildung C.3: Rhein- statt Donaueinzugsgebiet; sonst wie Abb. C.2

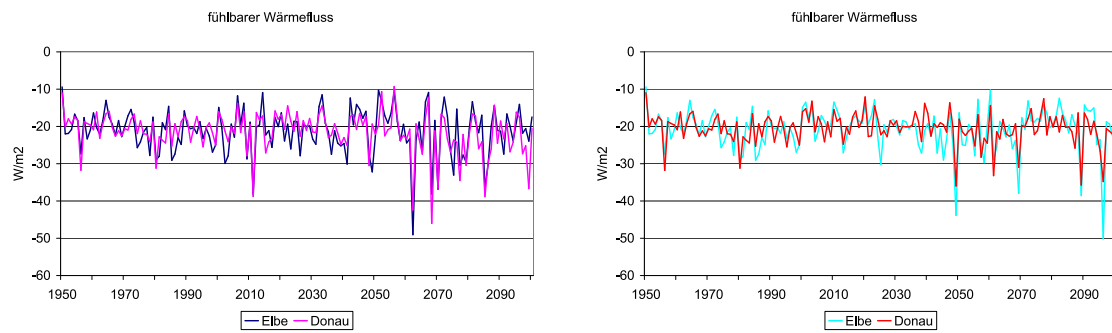


Abbildung C.4: Gebietsmittel des fühlbaren Wärmeflusses über den deutschen Teilen der Einzugsgebiete von Elbe und Donau für die Monate Juni bis August: SRES A1B (links) und SRES A2 (rechts).

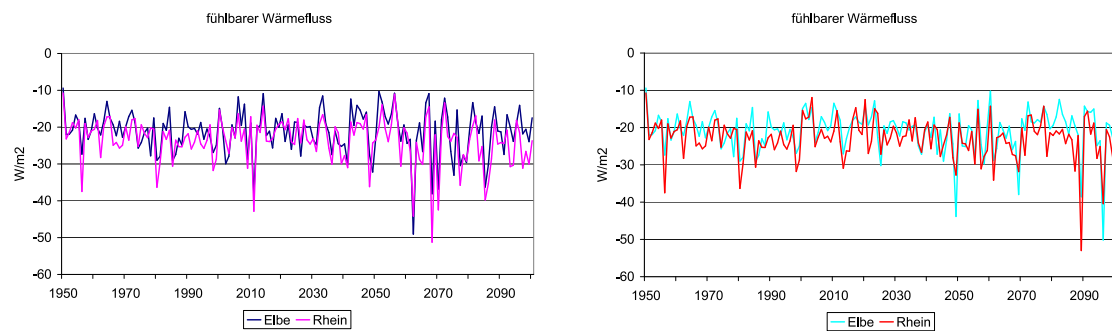


Abbildung C.5: Rhein- statt Donaueinzugsgebiet; sonst wie Abb. C.4

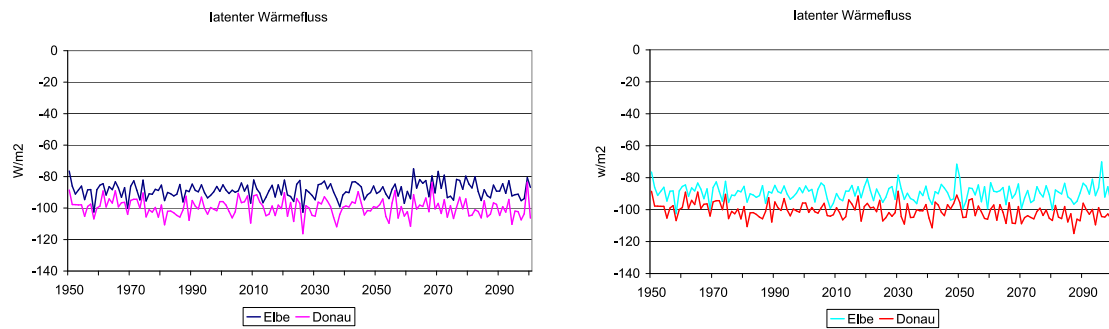


Abbildung C.6: Gebietsmittel des latenten Wärmeflusses über den deutschen Teilen der Einzugsgebiete von Elbe und Donau für die Monate Juni bis August: SRES A1B (links) und SRES A2 (rechts).

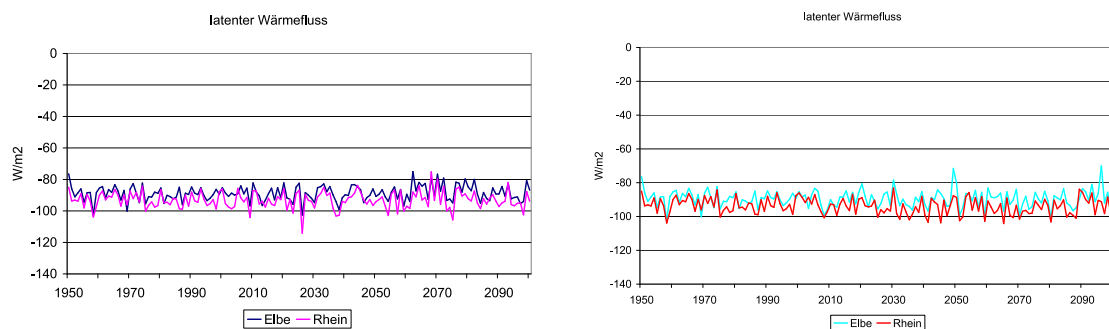


Abbildung C.7: Rhein- statt Donaueinzugsgebiet; sonst wie Abb. C.6

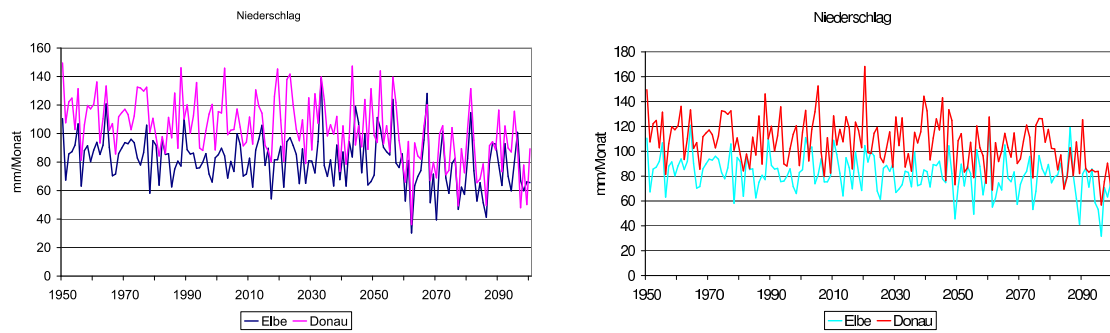


Abbildung C.8: Gebietsmittel des Niederschlags über den deutschen Teilen der Einzugsgebiete von Elbe und Donau für die Monate Juni bis August: SRES A1B (links) und SRES A2 (rechts).

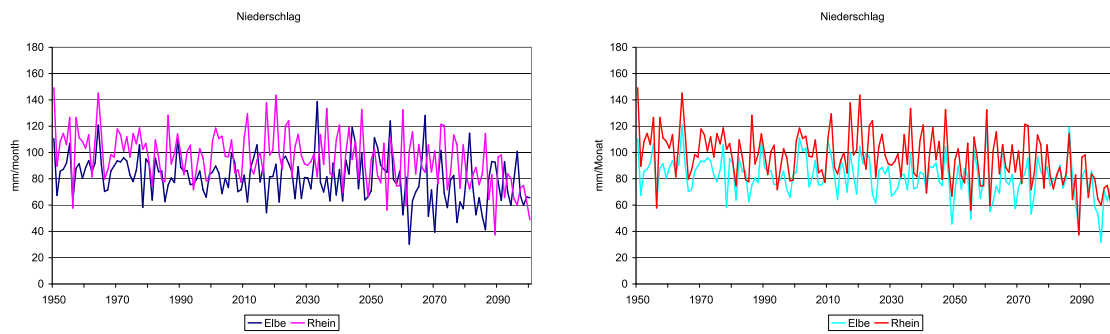


Abbildung C.9: Rhein- statt Donaueinzugsgebiet; sonst wie Abb. C.8

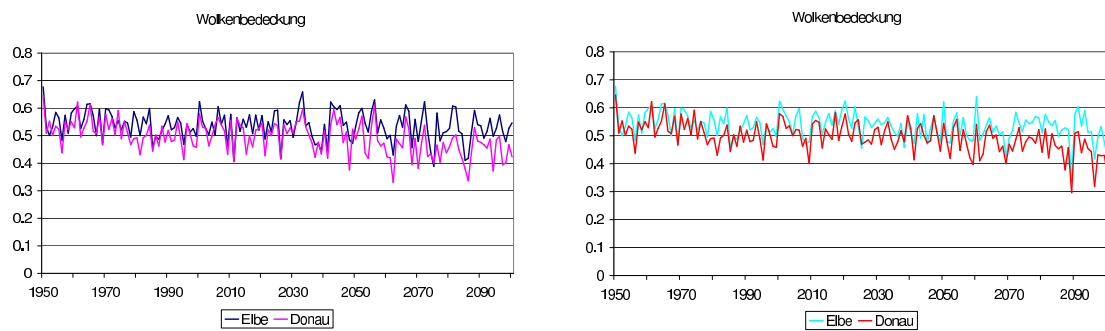


Abbildung C.10: Gebietsmittel der Wolkenbedeckung über den deutschen Teilen der Einzugsgebiete von Elbe und Donau für die Monate Juni bis August: SRES A1B (links) und SRES A2 (rechts).

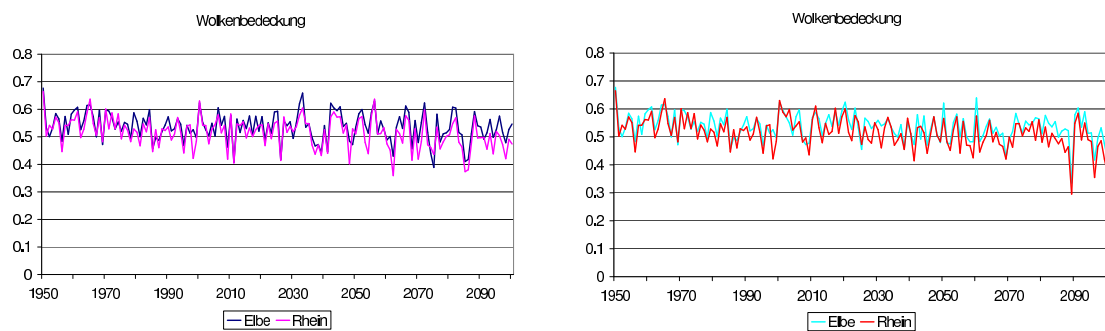


Abbildung C.11: Rhein- statt Donaueinzugsgebiet; sonst wie Abb. C.10

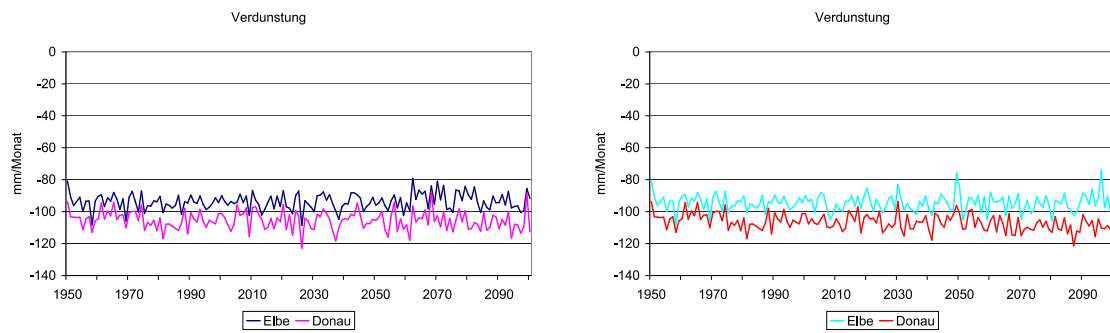


Abbildung C.12: Gebietsmittel der Verdunstung über den deutschen Teilen der Einzugsgebiete von Elbe und Donau für die Monate Juni bis August: SRES A1B (links) und SRES A2 (rechts).

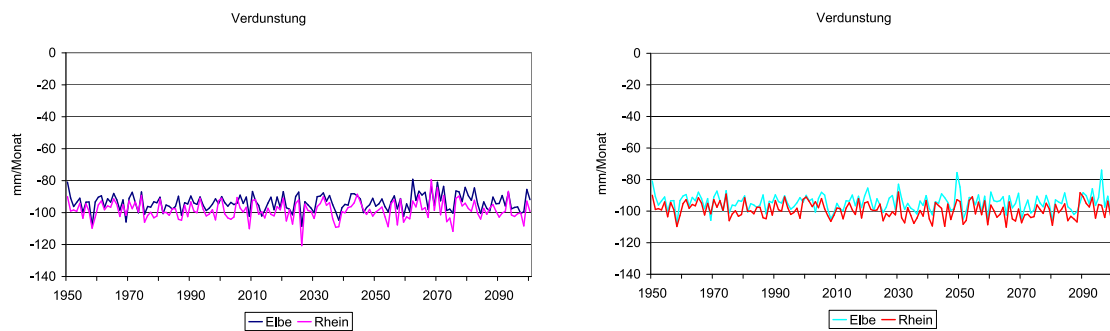


Abbildung C.13: Rhein- statt Donaueinzugsgebiet; sonst wie Abb. C.12

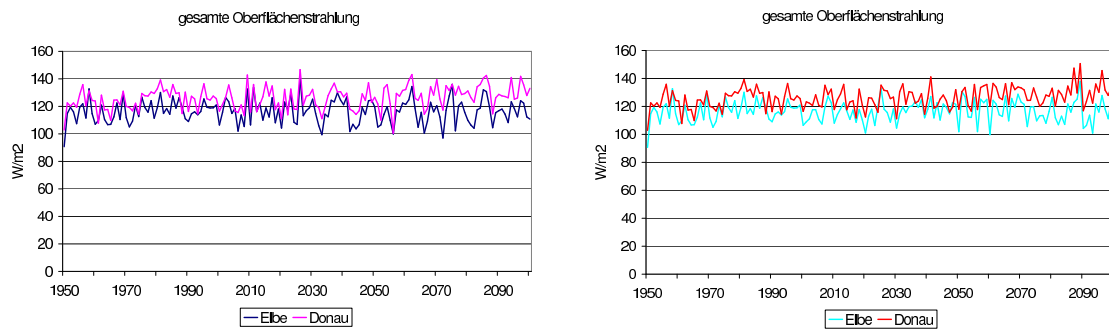


Abbildung C.14: Gebietsmittel der Oberflächenstrahlung über den deutschen Teilen der Einzugsgebiete von Elbe und Donau für die Monate Juni bis August: SRES A1B (links) und SRES A2 (rechts).

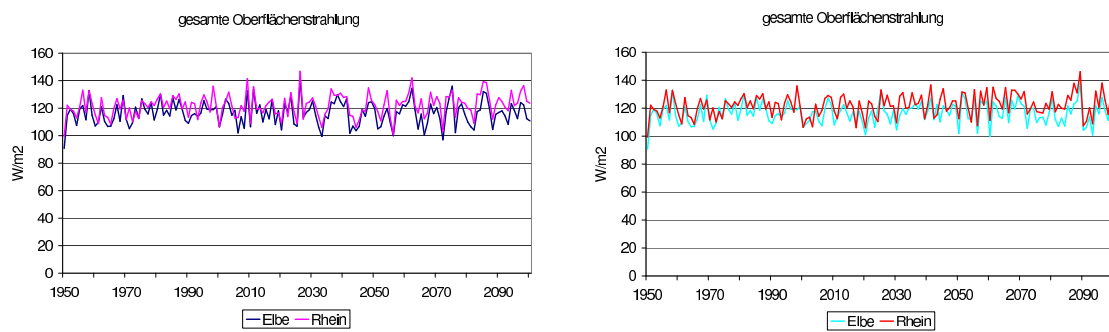


Abbildung C.15: Rhein- statt Donaueinzugsgebiet; sonst wie Abb. C.14

D Extreme Temperaturen der REMO-Simulationen für die Szenarien A1B, B1, A2

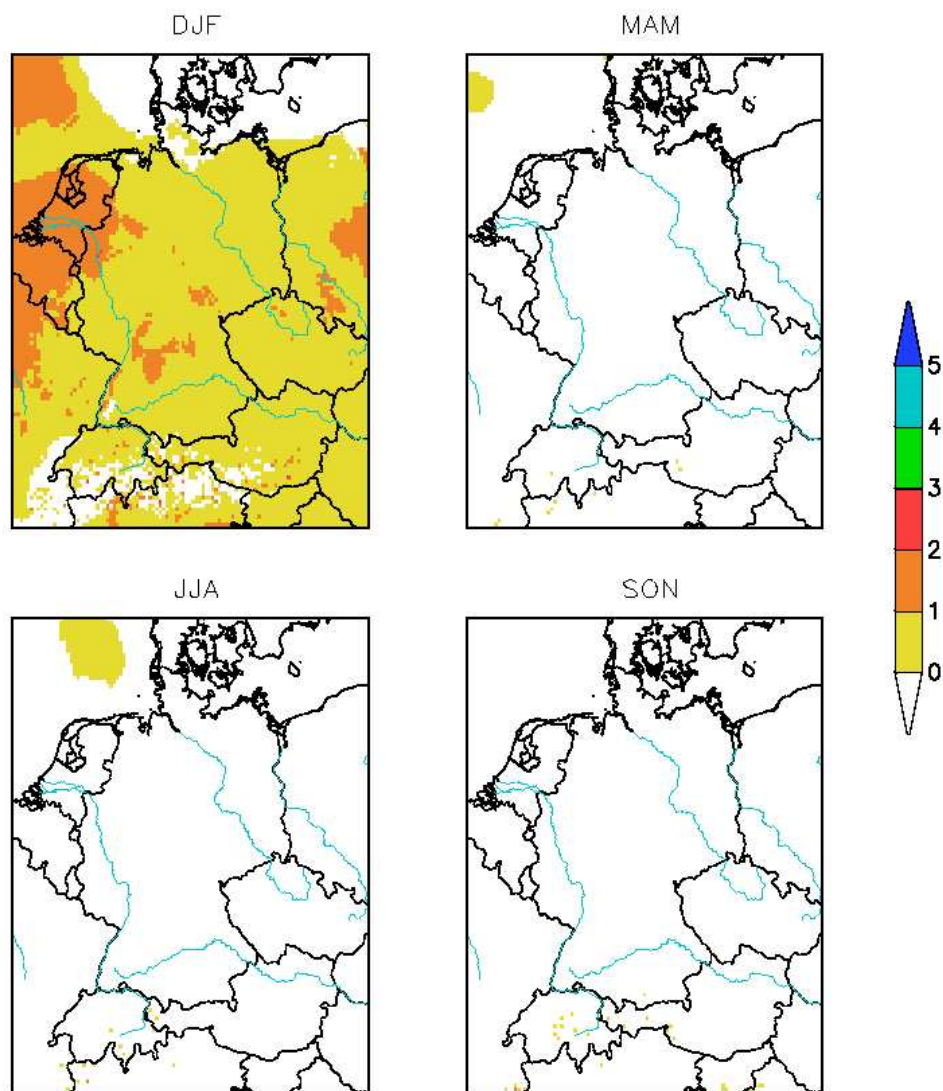


Abbildung D.1: Szenario A1B: Anzahl der extrem kalten Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

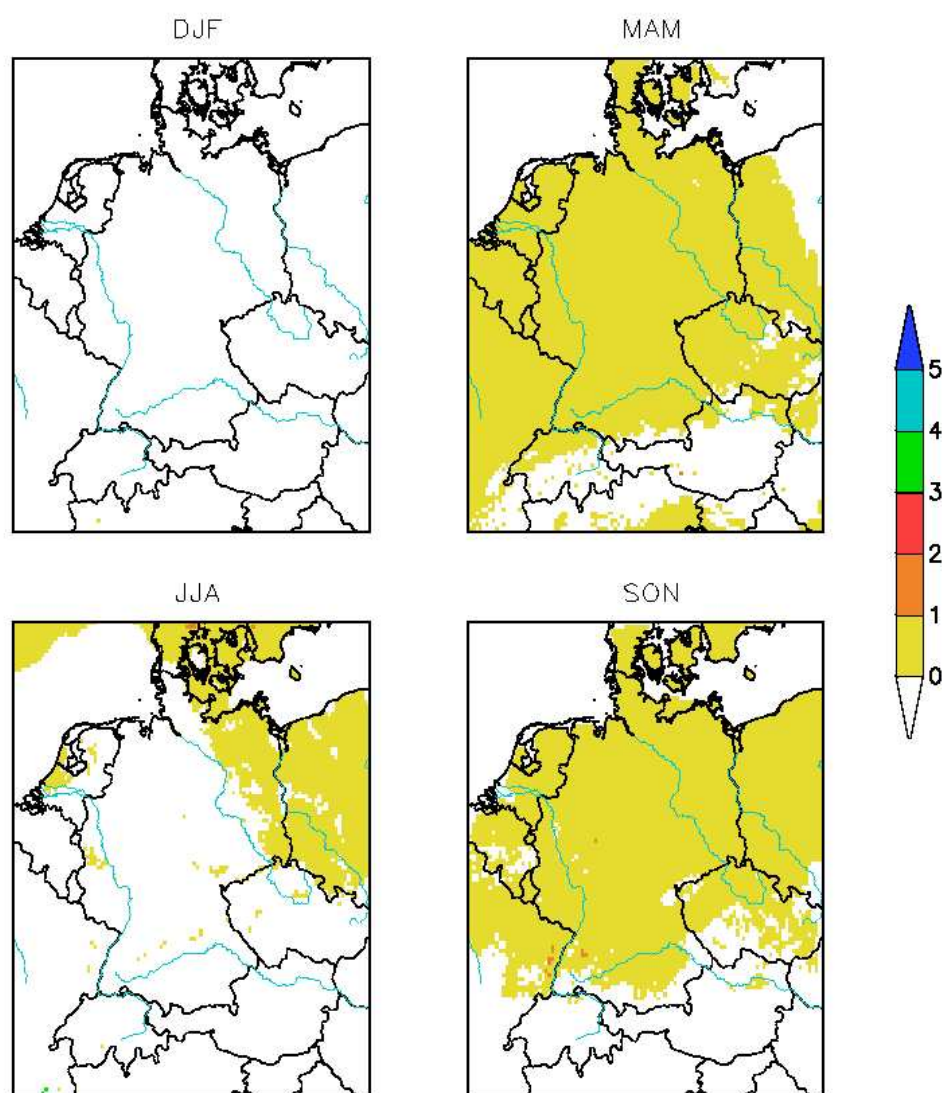


Abbildung D.2: Szenario A1B: Anzahl der extrem heißen Monate von 1950 – 2009 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für die Monate Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

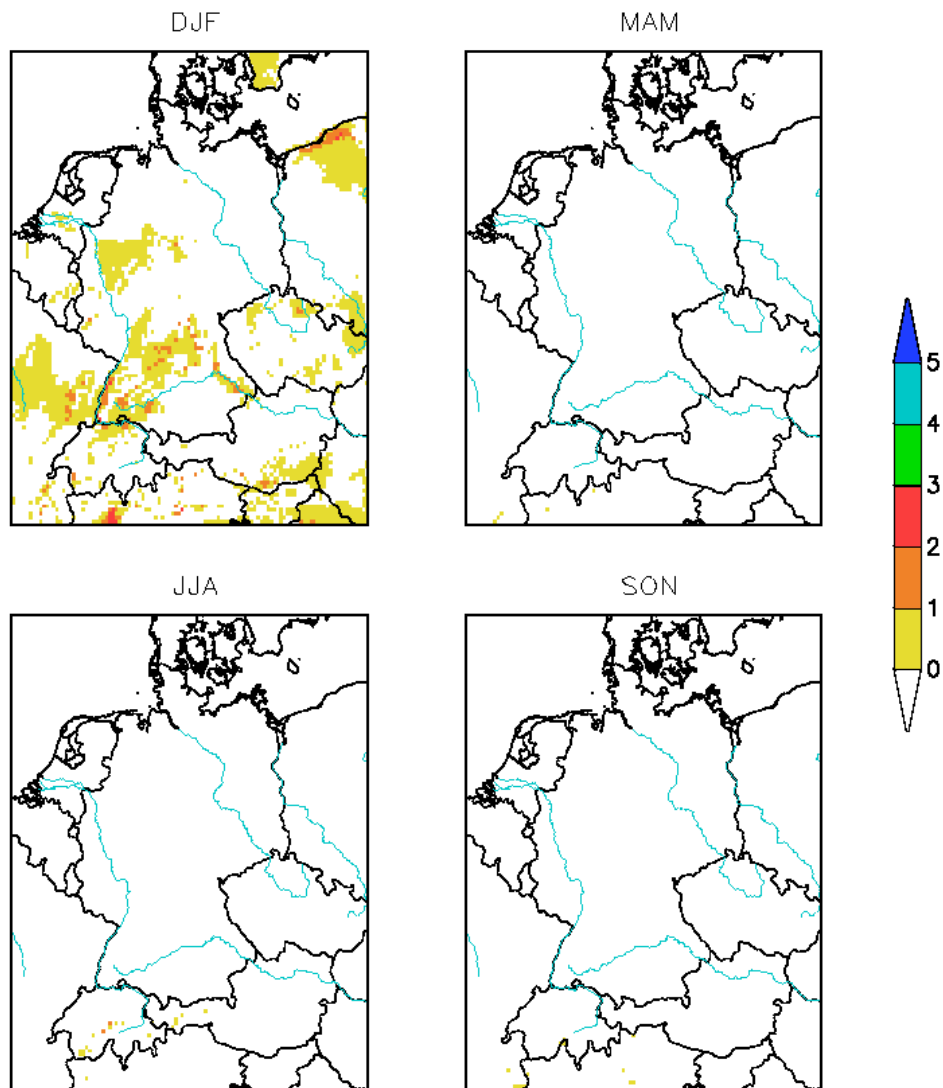


Abbildung D.3: Szenario B1: Anzahl der extrem kalten Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftretswahrscheinlichkeit von 10% für die Monate Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

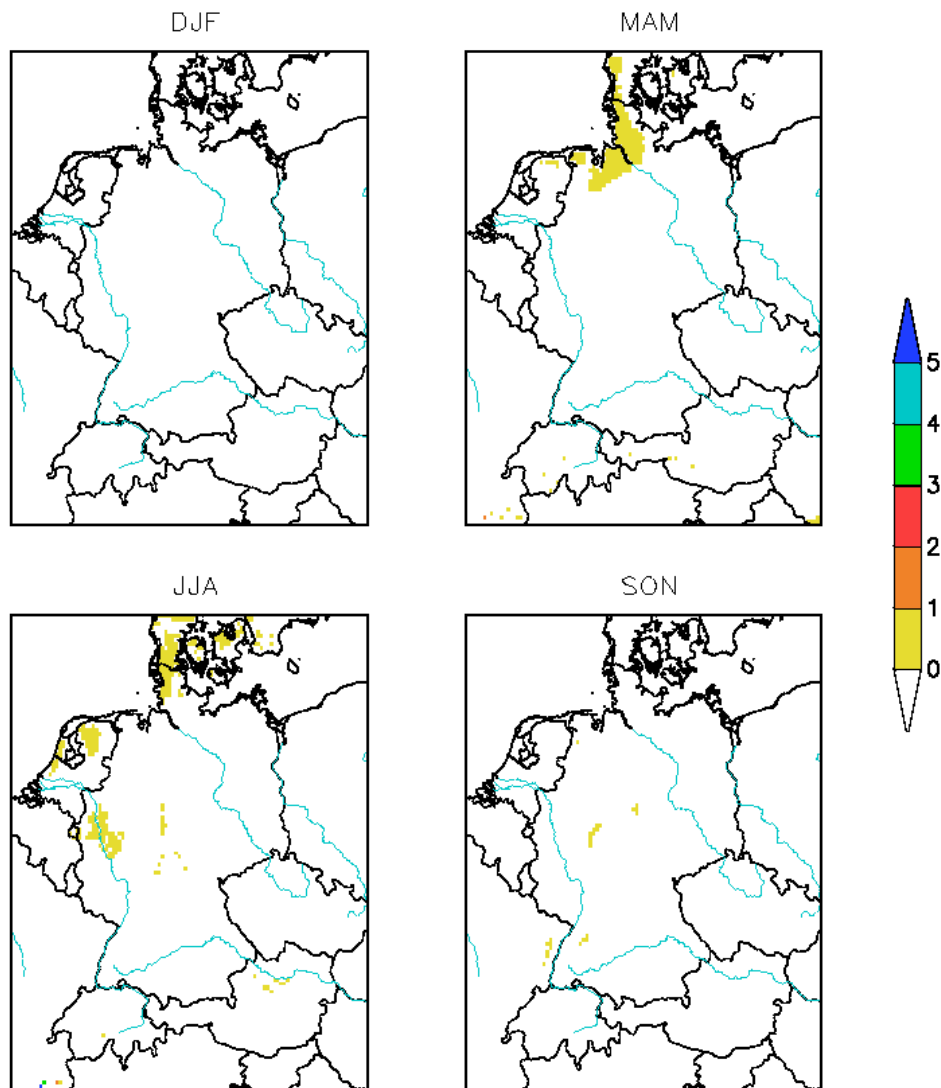


Abbildung D.4: Szenario B1: Anzahl der extrem heißen Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für die Monate Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

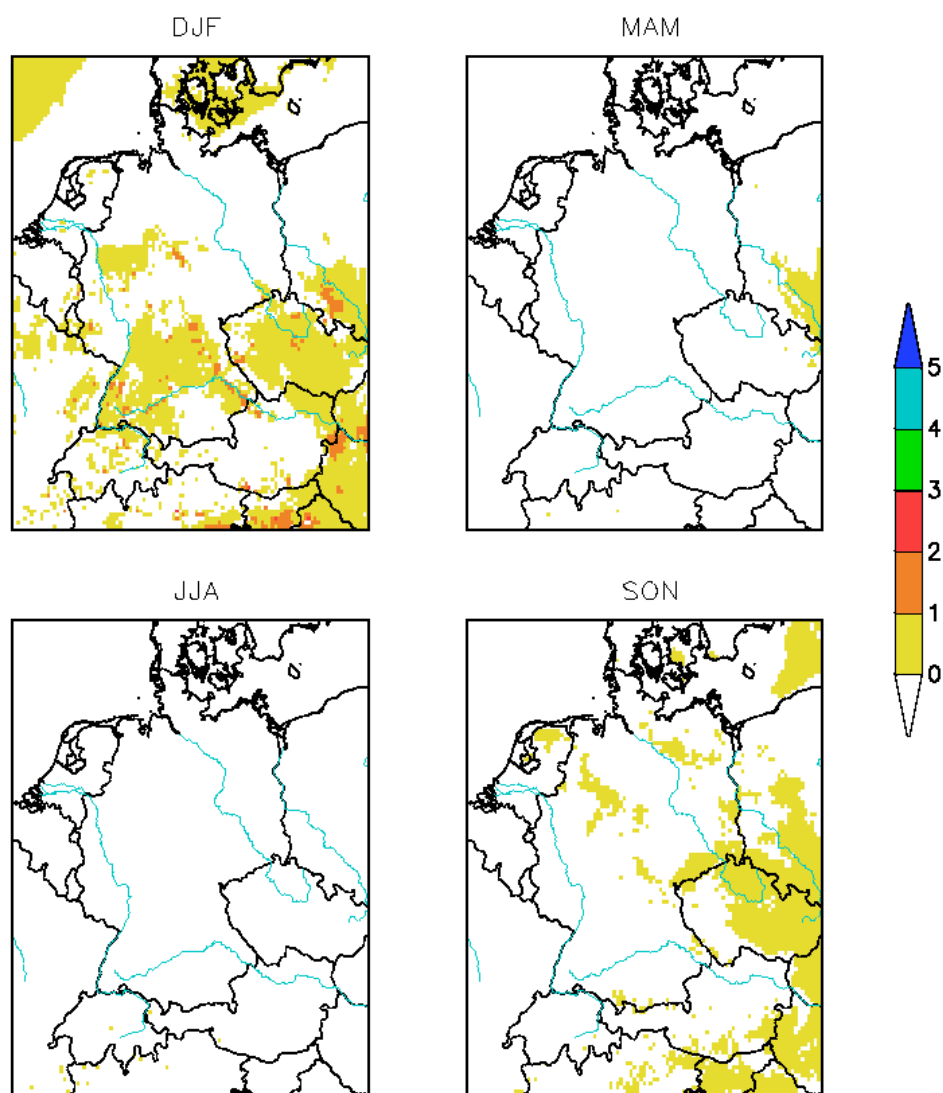


Abbildung D.5: Szenario A2: Anzahl der extrem kalten Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftretswahrscheinlichkeit von 10% für die Monate Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

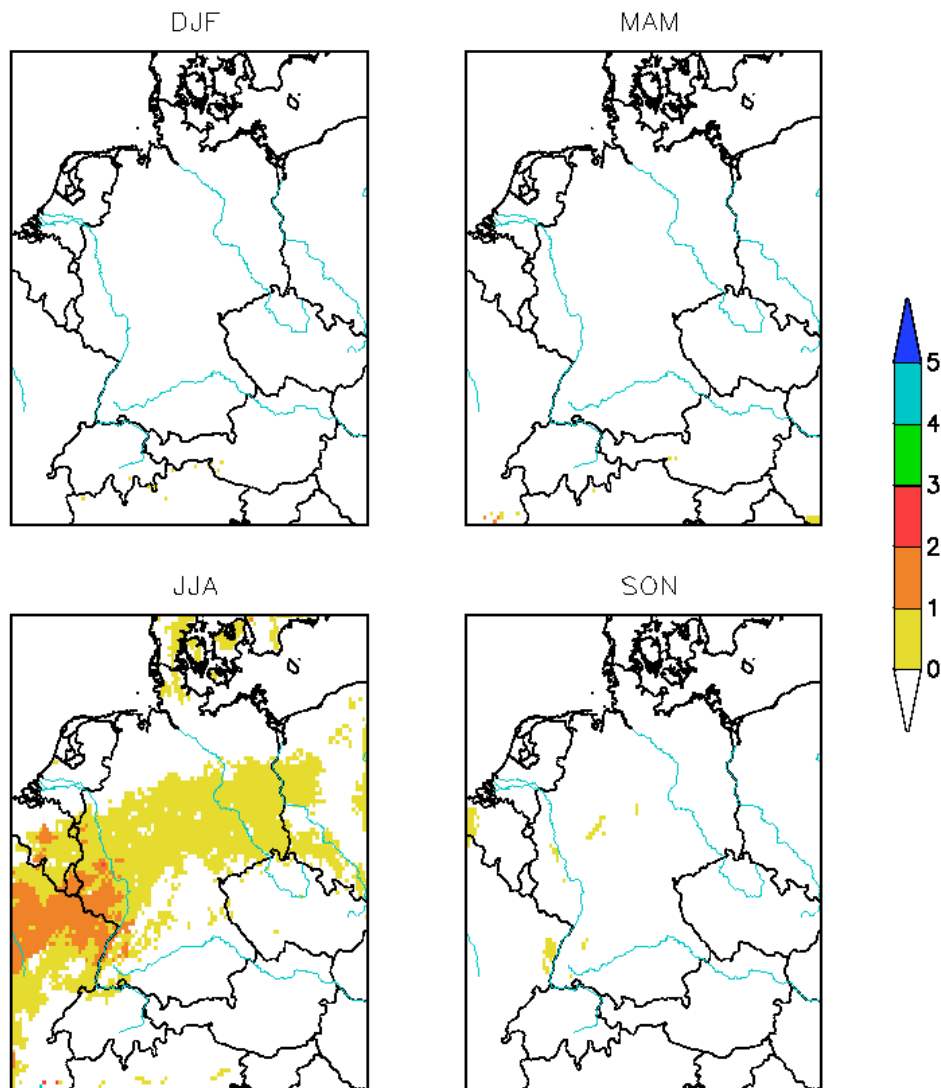


Abbildung D.6: Szenario A2: Anzahl der extrem heißen Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für die Monate Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

E Ergebnisse für die monatlichen Niederschlagssummen, berechnet von REMO unter Annahme der SRES-Szenarien A1B, B1 und A2

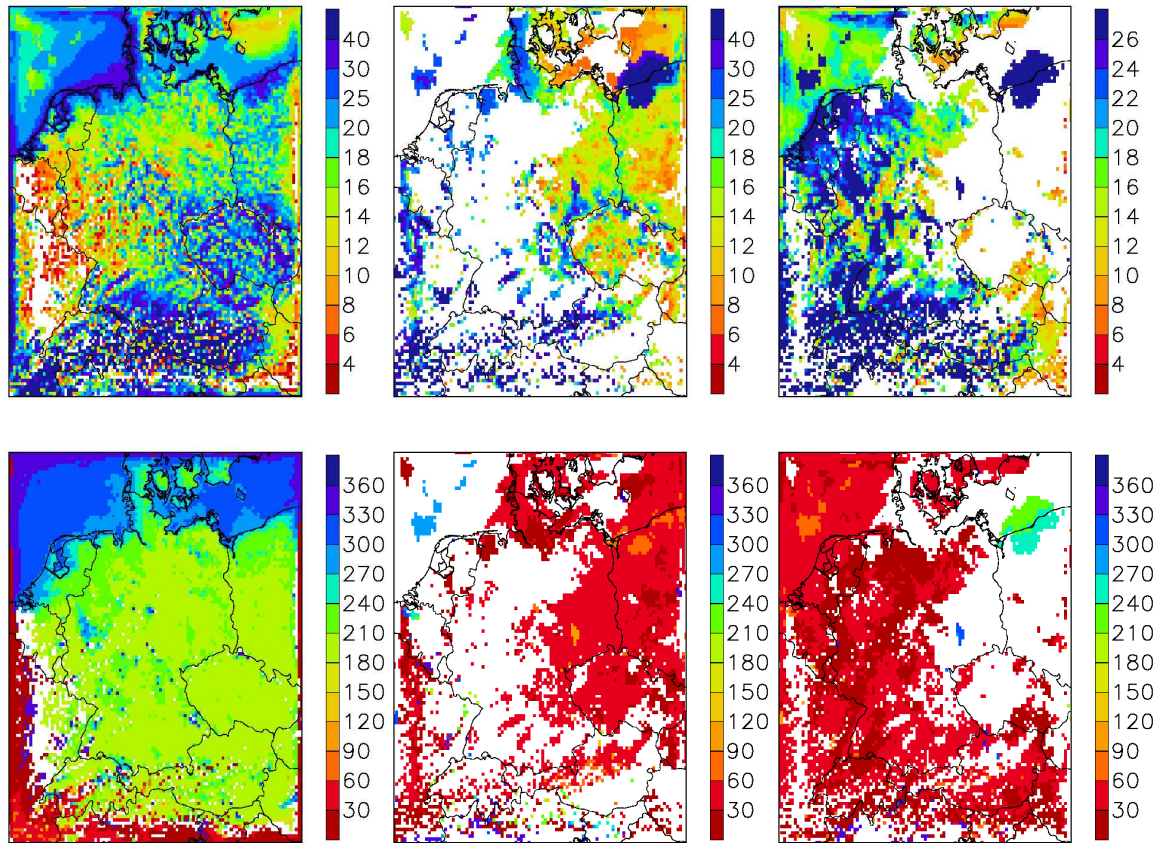


Abbildung E.1: Koeffizienten der Amplitude (oben) und Phase (unten) des Jahresgangs des Lageparameters [mm/Monat] links: konstant über die Zeit $M_{(0,1)}$, Mitte: lineare Änderung mit der Zeit $M_{(1,1)}$ und rechts: eine Änderung proportional zu t^2 $M_{(2,1)}$, berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die monatliche Niederschlagssumme von 1950 bis 2099 simuliert von REMO unter Verwendung des SRES-Szenarios A1B.

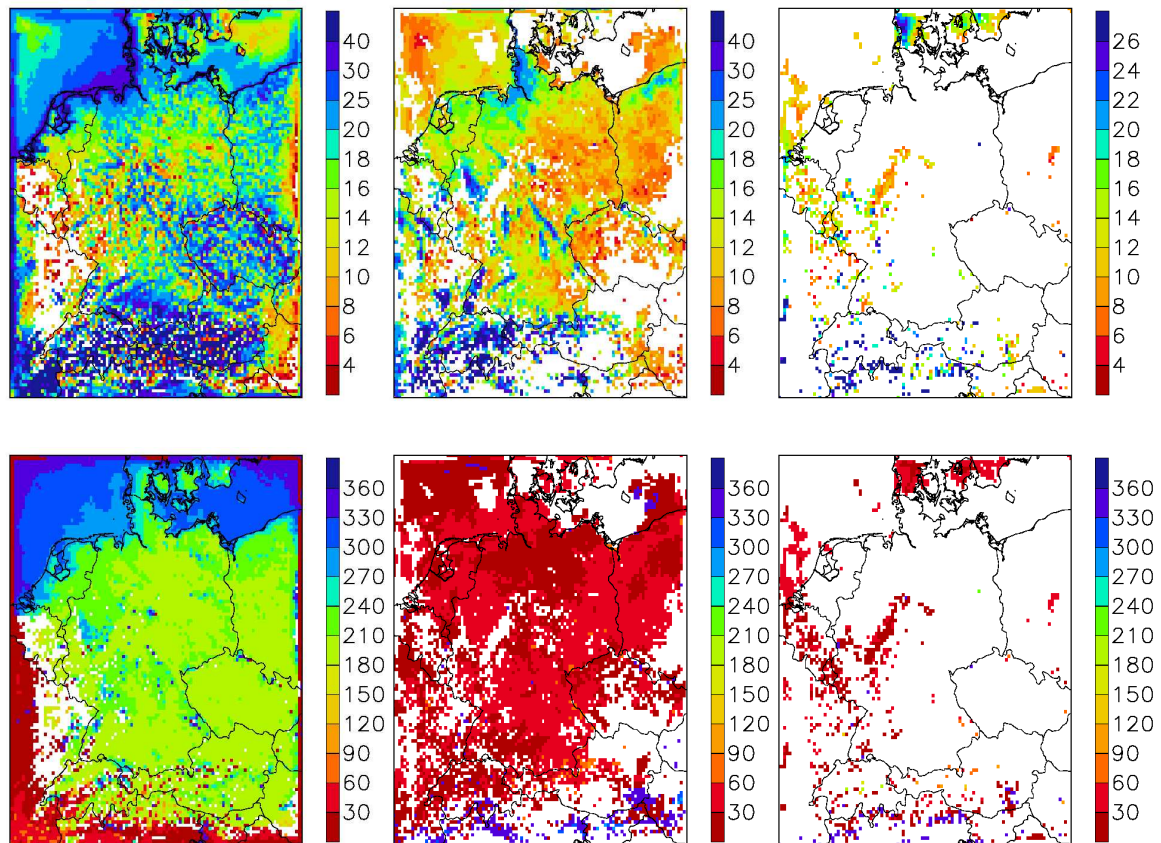


Abbildung E.2: Koeffizienten der Amplitude (oben) und Phase (unten) des Jahresgangs des Lageparameters [mm/Monat] links: konstant über die Zeit $M_{(0,1)}$, Mitte: lineare Änderung mit der Zeit $M_{(1,1)}$ und rechts: eine Änderung proportional zu t^2 $M_{(2,1)}$, berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die monatliche Niederschlagssumme von 1950 bis 2099 simuliert von REMO unter Verwendung des SRES-Szenarios B1.

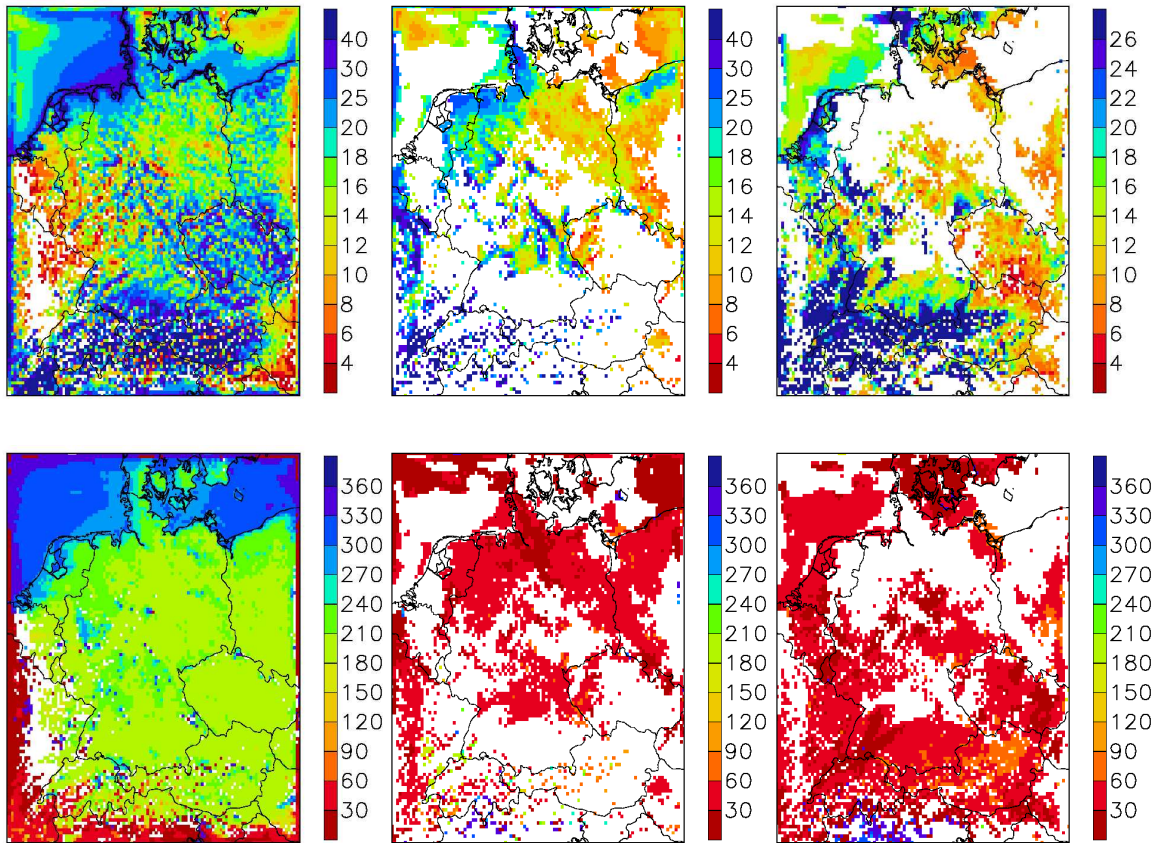


Abbildung E.3: Koeffizienten der Amplitude (oben) und Phase (unten) des Jahresgangs des Lageparameters [mm/Monat] links: konstant über die Zeit $M_{(0,1)}$, Mitte: lineare Änderung mit der Zeit $M_{(1,1)}$ und rechts: eine Änderung proportional zu t^2 $M_{(2,1)}$, berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung für die monatliche Niederschlagssumme von 1950 bis 2099 simuliert von REMO unter Verwendung des SRES-Szenarios A2.

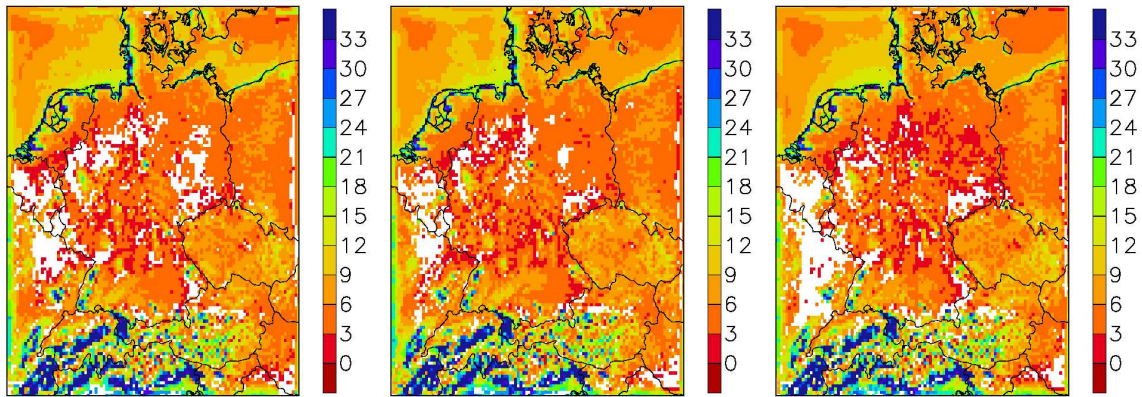


Abbildung E.4: Amplitude des Jahresgangs $S_{(0,1)}$ des Streuparameters berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099, unter Verwendung der SRES-Szenarien links: A1B, mitte: B1, rechts: A2.

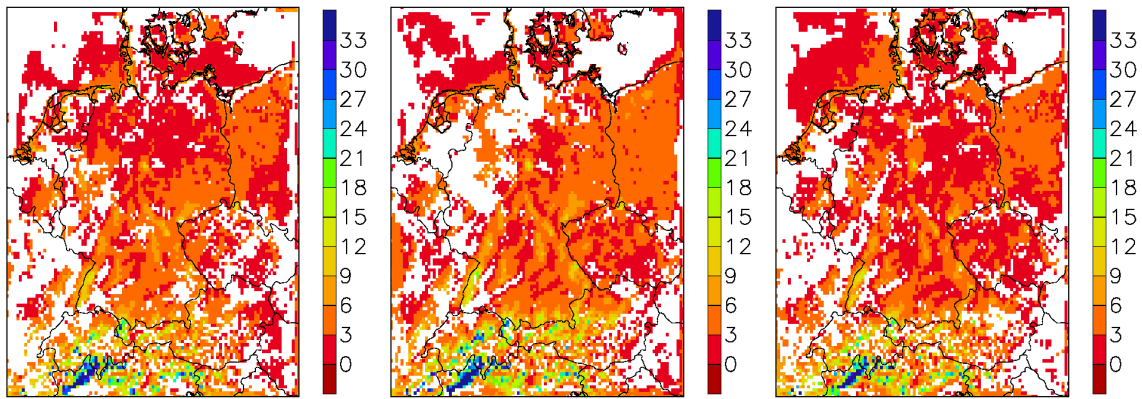


Abbildung E.5: Amplitude des Saisonalen Schwankung $S_{(0,2)}$ des Streuparameters berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099, unter Verwendung der SRES Szenarien links: A1B, mitte: B1, rechts: A2.

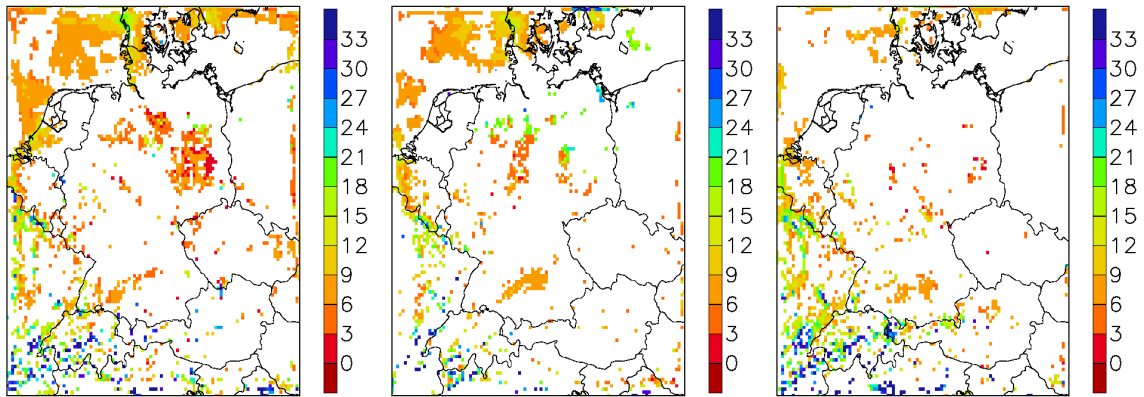


Abbildung E.6: Amplitude des Jahresgangs $S_{(1,1)}$ des Streuparameters, welcher sich linear mit der Zeit ändert, berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099, unter Verwendung der SRES-Szenarien links: A1B, mitte: B1, rechts: A2.

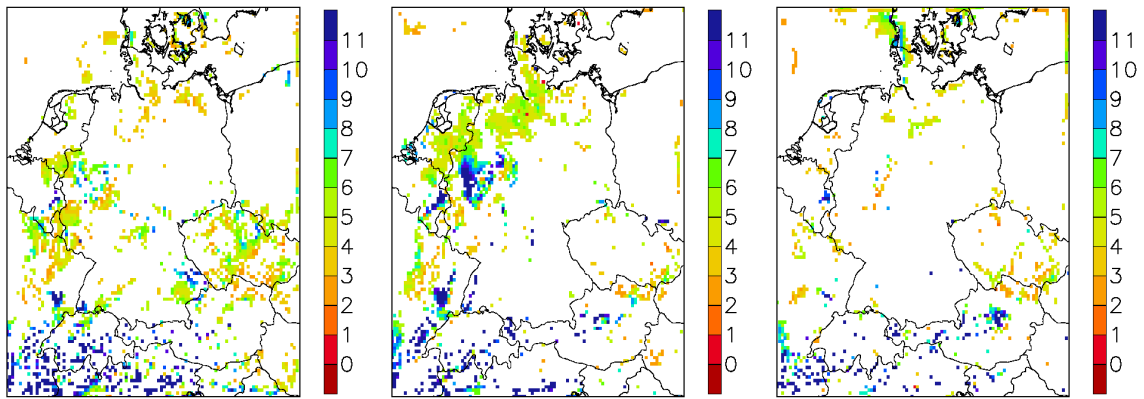


Abbildung E.7: Amplitude des Saisonalen Schwankung $S_{(1,2)}$ des Streuparameters, welcher sich linear mit der Zeit ändert, berechnet mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung der von REMO simulierten monatlichen Niederschlagssummen von 1950 bis 2099, unter Verwendung der SRES Szenarien links: A1B, mitte: B1, rechts: A2.

F Extreme Niederschläge der REMO-Simulationen für die Szenarien A1B, B1, A2

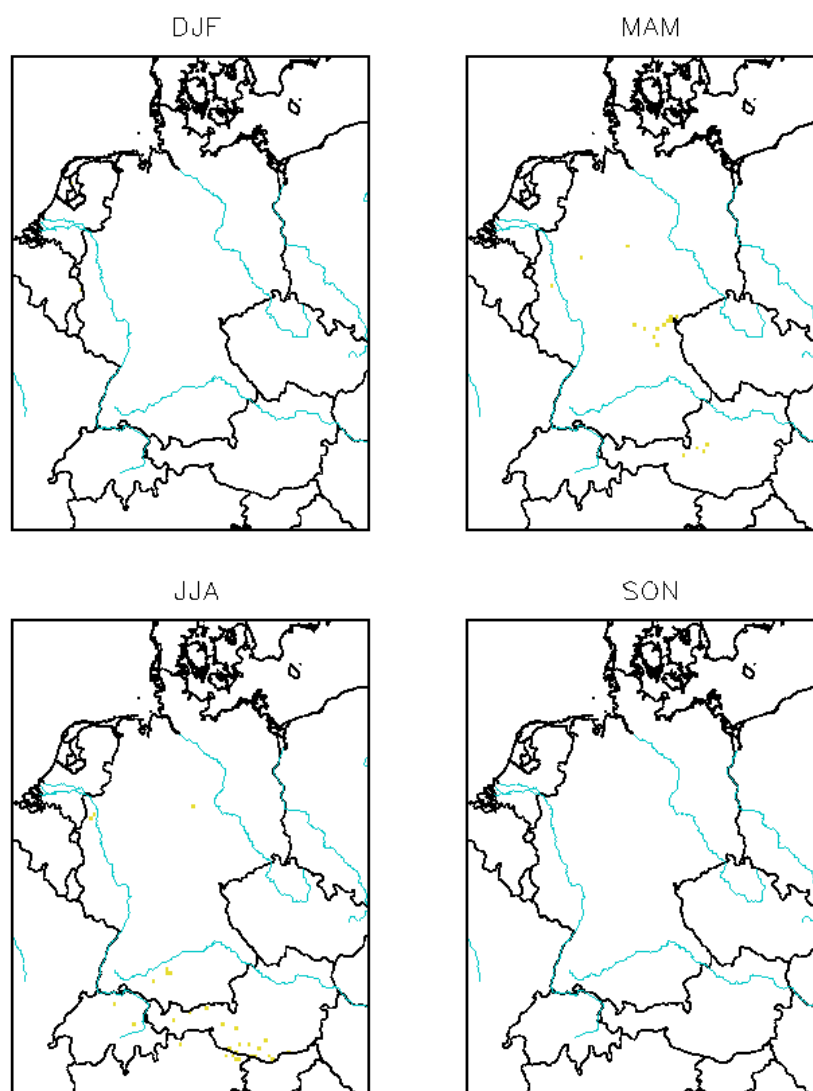


Abbildung F.1: Szenario A1B: Anzahl der extrem trockenen Monate von 1950 – 2009 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für: Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

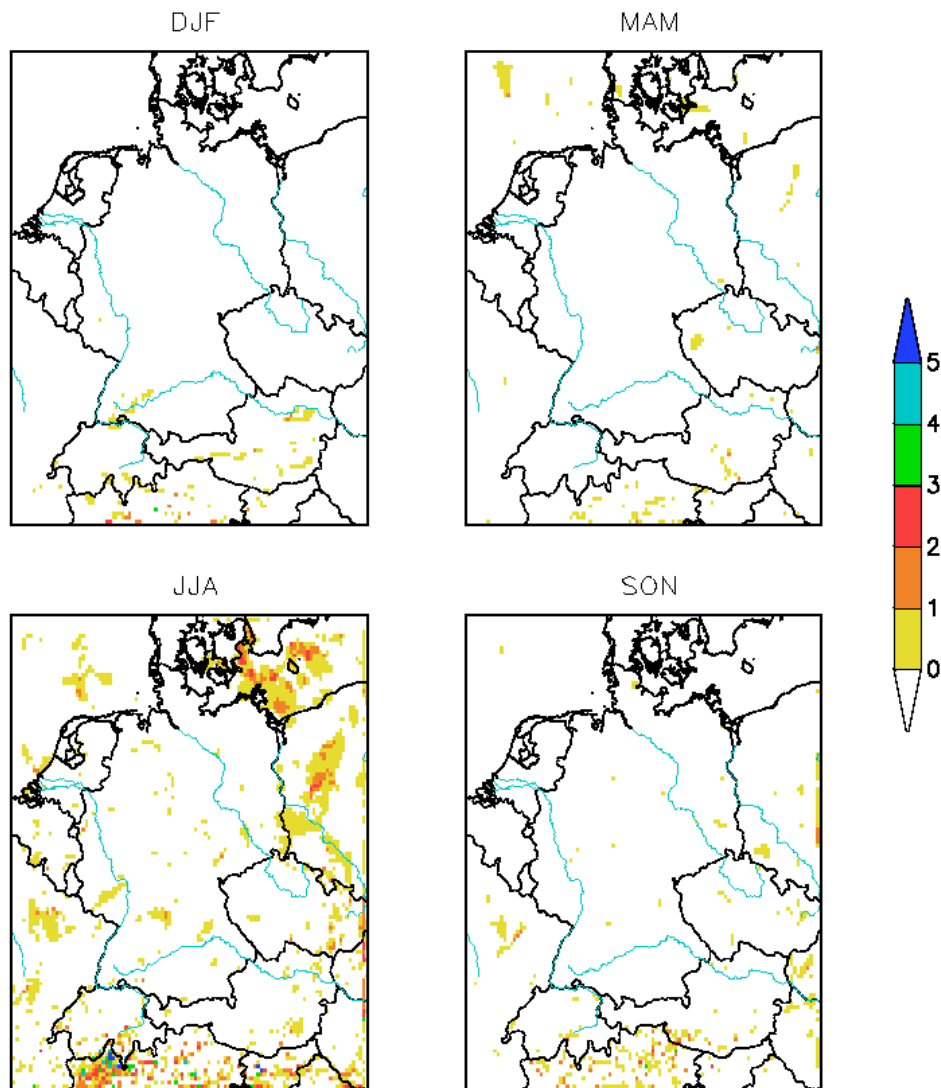


Abbildung F.2: Szenario A1B: Anzahl der extrem nassen Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für: Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

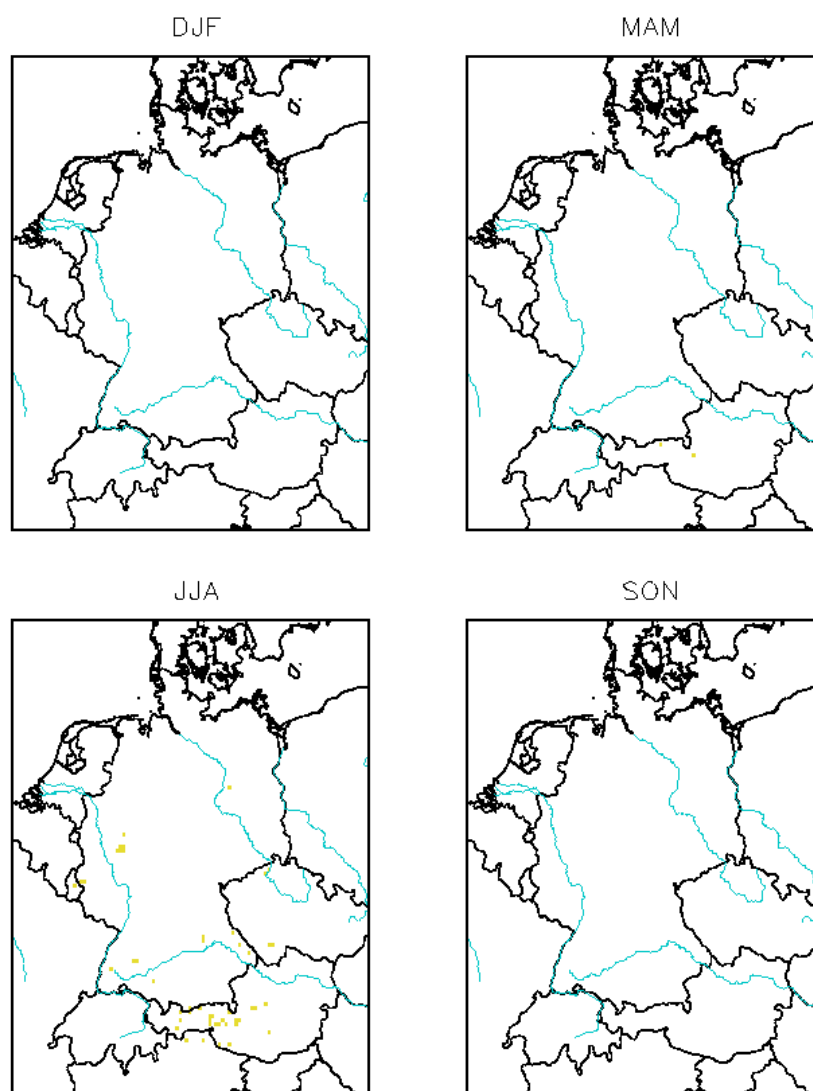


Abbildung F.3: Szenario B1: Anzahl der extrem trockenen Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für: Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

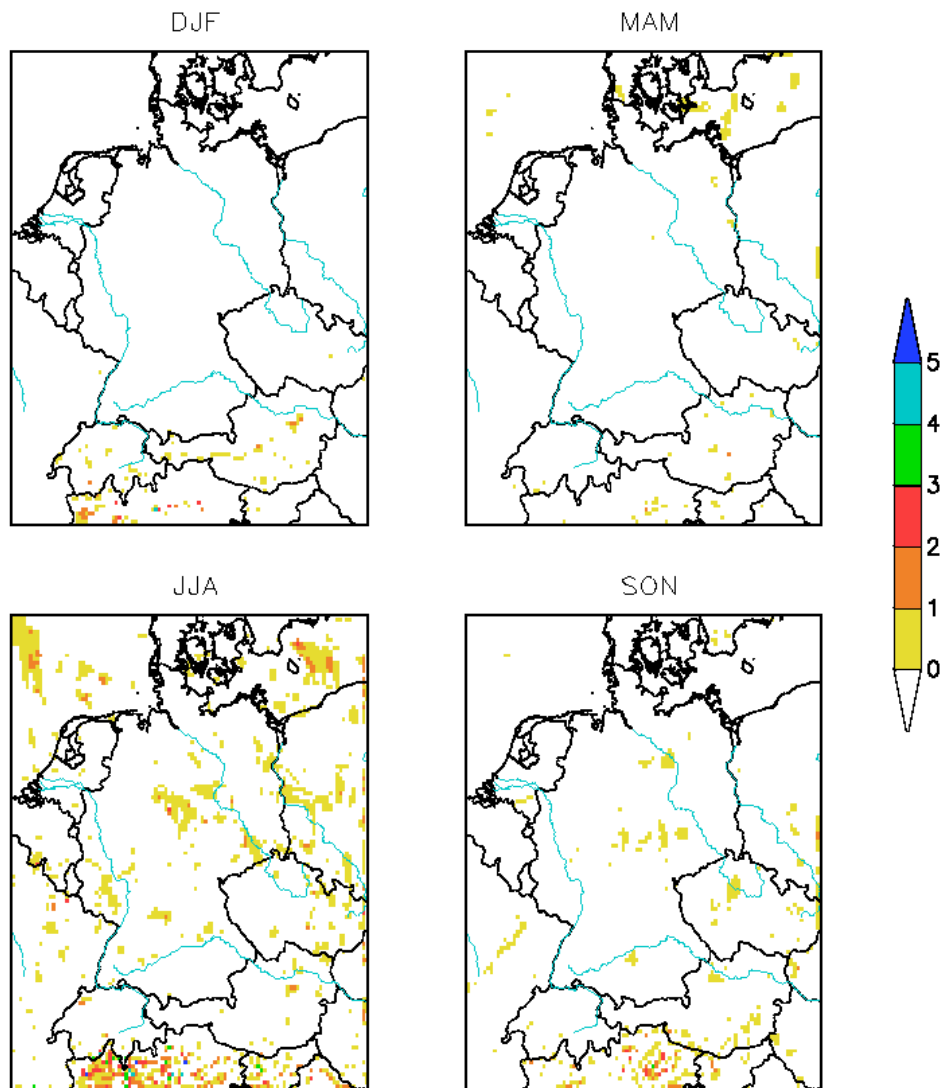


Abbildung F.4: Szenario B1: Anzahl der extrem nassen Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für: Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

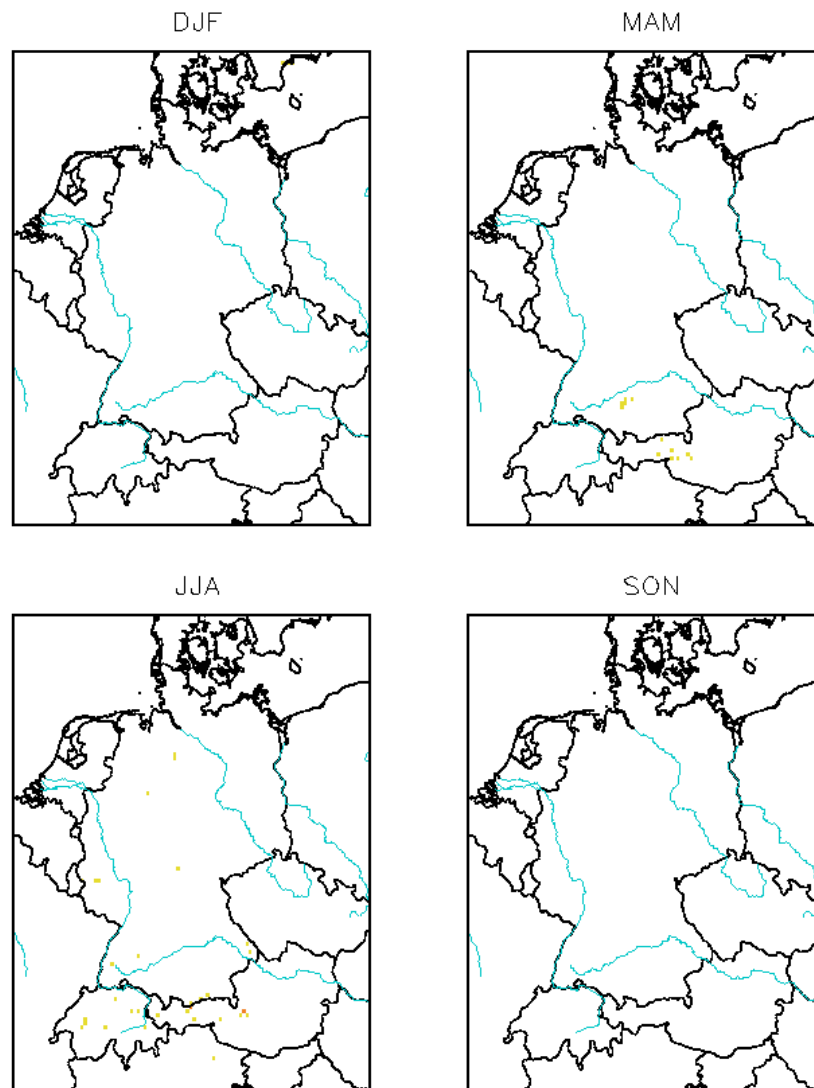


Abbildung F.5: Szenario A2: Anzahl der extrem trockenen Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für: Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

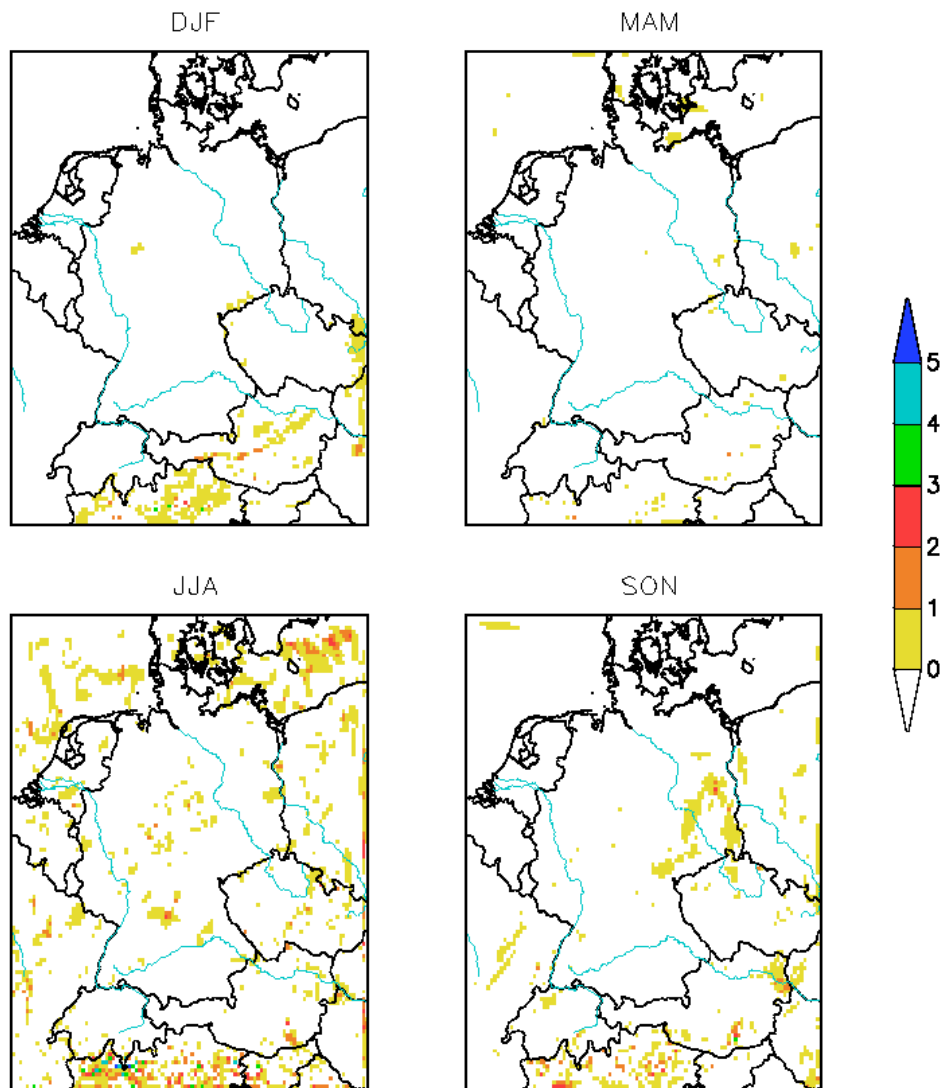


Abbildung F.6: Szenario A2: Anzahl der extrem nassen Monate von 1950 – 2099 mit einer Auftrittswahrscheinlichkeit von 10% für: Dezember bis Februar (DJF), März bis Mai (MAM), Juni bis August (JJA), September bis November (SON).

Die gesamten Veröffentlichungen in der Publikationsreihe des MPI-M
„Berichte zur Erdsystemforschung“,
„Reports on Earth System Science“,
ISSN 1614-1199

sind über die Internetseiten des Max-Planck-Instituts für Meteorologie erhältlich:

<http://www.mpimet.mpg.de/wissenschaft/publikationen.html>

