

**BERICHTE DES INSTITUTS FÜR ATMOSPHERE  
UND UMWELT  
DER UNIVERSITÄT FRANKFURT/MAIN**

**Nr. 6**

Christoph Beck, Bruno Rudolf,  
Christian-D. Schönwiese, Tim Staeger und Silke Trömel

**Entwicklung einer Beobachtungsdatengrundlage  
für DEKLIM und statistische Analyse  
der Klimavariabilität**

Abschlussbericht zum DEKLIM-Forschungsvorhaben  
mit dem Förderkennzeichen 01LD0032  
im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung und Forschung

2007

Im Eigenverlag des Instituts  
Postfach 11 19 32  
60054 Frankfurt/Main

Das diesem Bericht zugrundeliegende Vorhaben wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung (BMBF) im Rahmen des Deutschen Klimaforschungsprogramms (DEKLIM; <http://www.deklim.de/seiten/default.htm>) als Verbundprojekt der Universität Frankfurt/Main und des Deutschen Wetterdienstes unter der Bezeichnung „Entwicklung einer Beobachtungsdatengrundlage für DEKLIM und statistische Analyse der Klimavariabilität“ gefördert (Förderkennzeichen 01LD0032). Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autoren.

## Inhaltsverzeichnis

Vorwort . . . . .	4
Zusammenfassung . . . . .	5
Allgemeine Vorbemerkungen . . . . .	6
<b>Teilprojekt A</b>	
A1. Erweiterung der globalen Niederschlagsdatenbank des WZN . . . . .	6
A1.1 Datenbasis des WZN . . . . .	7
A1.2 Qualitätskontrolle der Stationsdaten . . . . .	8
A2. Erstellung eines globalen Datensatzes monatlicher Niederschlags- summen für den Zeitraum 1951-2000 . . . . .	11
A2.1 Kompilation langer Zeitreihen für den Zeitraum 1951-2000 . . . . .	11
A2.2 Ausreißer- und Homogenitätstests . . . . .	15
A3. Interpolation der Stationsdaten und Berechnung von Rasterwerten . . . . .	20
A4. Vergleich des neuen VASClimO-Datensatzes mit anderen globalen Niederschlagsdatensätzen . . . . .	22
A5. Klimavariabilitätsstudien auf der Grundlage des VASClimO-Datensatzes	26
A5.1 Globaler Niederschlag seit 1951 – Variabilität und Einflussfaktoren .	26
A5.2 Aktualisierung der globalen Klimaklassifikation nach Köppen und weitergehende Variabilitätsstudien . . . . .	27
A5.3 Niederschlagstrends und raumzeitliche Variabilität von Nieder- schlagsregimetypen in Afrika seit 1951 . . . . .	29
A5.4 Variabilität der Beziehungen zwischen großräumiger atmosphärischer Zirkulation und Niederschlag . . . . .	32
A6. Künftige Weiterentwicklung und Verfügbarkeit der Datenbasis . . . . .	35
<b>Teilprojekt B</b>	
B1. Lineare Trendanalysen und Klimatrendkarten . . . . .	37
B2. Zeitreihenmodellierung . . . . .	43
B2.1 Methodik . . . . .	43
B2.2 Ergebnisse der Temperatur-Extremwertanalyse, Deutschland (1901-2000) . . . . .	50
B2.3 Ergebnisse der Temperatur-Extremwertanalyse, global (1951-2000)	53
B2.4 Ergebnisse der Niederschlag-Extremwertanalyse, Deutschland (1951-2000) . . . . .	57
B2.5 Ergebnisse der Niederschlag-Extremwertanalyse, Europa (1901- 2000) sowie global (1951-2000) . . . . .	62
B2.6 Anwendung der Zeitreihenmodellierung auf Trendanalysen . . . . .	66
B2.7 Anwendung auf Modelldaten (IPCC-Szenarien A2 und B2) . . . . .	68
B3. Schätzung der Wiederkehrzeiten täglicher Extremwerte in Deutschland. .	71
<b>C. Literatur</b>	
C1. Projektbezogene Publikationen und Tagungsbeiträge . . . . .	74
C2. Sonstige zitierte Literatur . . . . .	78
<b>D. Verzeichnis der Anhänge</b>	
D1. Aktualisierte Weltkarte der Köppen-Geiger-Klimaklassifikation . . . . .	81
D2. Ergänzungen zur Extremwertanalyse Deutschland (Temperatur) . . . . .	82
D3. Ergänzende Klima-Trendkarten Europa . . . . .	89

## Vorwort

Im folgenden werden die wissenschaftlichen Ergebnisse des Forschungsvorhabens „Entwicklung einer Beobachtungsdatengrundlage für DEKLIM und statistische Analyse der Klimavariabilität“, engl. „Variability Analysis of Surface Climate Observations“, VASClimO (Förderkennzeichen 01LD0032, Laufzeit 1.10.2001-30.9.2006), relativ ausführlich, aber dennoch zusammenfassend vorgestellt. Weitere Details sind aus den Anhängen sowie aus den in der Literarliste C1. zusammengestellten projektbezogenen Publikationen und Tagungsbeiträgen ersichtlich. DEKLIM steht für „Deutsches Klimaforschungsprogramm“, das mit Förderbeginn 2001 in die Bereiche „1. Paläoklima“, „2. Klimavariabilität und Vorhersagbarkeit“ (hier ist VASClimO einzuordnen), „3. Regionale Prozessstudien im Ostseeraum“ sowie „4. Klimawirkungsforschung“ untergliedert war. VASClimO bzw. DEKLIM sind aber auch im internationalen Kontext der Klimaforschung zu sehen, insbesondere hinsichtlich CLIVAR, GCOS und WCRP.

VASClimO war in zwei sich ergänzende Teilprojekte untergliedert. Im **Teilprojekt A** (Projektpartner Weltzentrum für Niederschlagsklimatologie, WZN, engl. Global Precipitation Climate Center, GPCC; Deutscher Wetterdienst, DWD) wurde die weltweit umfangreichste monatliche Niederschlagsdatenbasis signifikant erweitert und darauf aufbauend eine optimierte globale Klimabeobachtungs-Datenbank erstellt, die die Grundlage für die Ableitung interpolierter räumlich hochauflösender globaler Felder monatlicher Niederschlagssummen für den Zeitraum 1951-2000 darstellt. Der betreffende Datensatz ist im INTERNET (<http://www.dwd.de/vasclimo>) bereitgestellt und wurde bereits von zahlreichen Forschergruppen des In- und Auslands verwendet. Im einzelnen wurden außer der äußerst zeitraubenden Datenerfassung auch Qualitätskontrollen, Korrekturen und einige grundlegende statistische Analysen durchgeführt. Hinsichtlich weiterer Klimaelemente wurden bereits vorliegende Datensätze verwendet. Im **Teilprojekt B** (Projektpartner Institut für Atmosphäre und Umwelt, IAU, der Universität Frankfurt/Main) wurde neben den üblichen linearen Trendanalysen zur Erstellung von Klimatrendkarten eine innovative Methode der Zeitreihenmodellierung entwickelt, die es gestattet, die jeweils betrachtete Zeitreihe in signifikante Strukturen aufzuschlüsseln. Solche Strukturen sind beispielsweise lineare oder nicht lineare Trends, der Jahresgang und Extremwerte. Diese Methode liegt nun in einer verallgemeinerten Form vor, die es gestattet, sie auf beliebige Häufigkeitsverteilungen von Klimadaten anzuwenden. Ein wesentlicher Schwerpunkt lag dabei auf der Extremwertstatistik. In der Endphase dieses Teilprojektes wurden auch Klimamodelldaten (ECHAM4/OPYC3-Modell des Max-Planck-Instituts für Meteorologie, Hamburg, unter Annahme des IPCC SRES A2-Emissionsszenarios) analysiert, weiterhin beobachtete tägliche Extremniederschläge in Deutschland mit dem Ziel der Schätzung der Wiederkehrzeiten, einschließlich der Unsicherheiten solcher Schätzungen.

Den Teil A dieses Berichts hat Herr Dr. Beck (mittlerweile Universität Augsburg) unter Mitverwendung von Materialien und Texten von Herrn Dr. Grieser (seit 1.7.2006 bei der FAO, Rom; er möchte sich mit dem Teil A jedoch nicht identifizieren) zusammengestellt, ergänzt durch den Projektleiter A, Herrn Dr. Rudolf (DWD), Teil B der Projektleiter B, zugleich Gesamtprojektleiter, unter Verwendung der methodischen und Analyseergebnisse von Frau Dr. Silke Trömel (seit 1.5.2006 Universität Bonn), Dr. Jürgen Grieser und Dr. Tim Staeger, der in der Schlussphase noch als Nachfolger von Frau Trömel tätig gewesen ist.

Der Gesamtprojektleiter dankt allen beteiligten Mitarbeitern für Ihr Engagement sowie für ihre, trotz mancher Probleme, intensive und erfolgreiche Projektarbeit, an der auch Herr Reinhard Janoschitz (Diplomand) beteiligt war. Ein besonderer Dank geht an das BMFT für die großzügige Projektförderung sowie an den Projektträger DLR (Bonn, Herrn Dr. Schanz und seine Mitarbeiter/innen) für die gute Kooperation.

Frankfurt/Main, im März 2007

Prof. Dr. Christian-D. Schönwiese  
(Projektleiter B und Gesamtprojektleiter)

## Zusammenfassung

Aus mehreren Datenquellen wurde ein neuer globaler Niederschlagsdatensatz für die Zeit 1951-2000 generiert, der unter der Bedingung einer Mindestverfügbarkeit von 90 % genau 9.343 Stationen umfasst. Die betreffenden Zeitreihen wurden einer umfassenden Qualitätskontrolle unterzogen, was zu äußerst zahlreichen Korrekturen führte, einschließlich Tests auf Ausreißer und Homogenität sowie Homogenisierung. Daraus entstand ein Gitterpunktdatensatz in  $0,5^\circ \times 0,5^\circ$ -Auflösung, was für die Landgebiete (ausgenommen Grönland und Antarktis) rund 71.000 Gitterpunkte ergibt, und über INTERNET frei verfügbar bereitgestellt. Davon ausgehend und unter Nutzung weiterer vorliegender Datensätze, insbesondere der Temperatur, wurden zunächst einige grundlegende Untersuchungen zur globalen und regionalen Klima- und Niederschlagsvariabilität durchgeführt. Diese Arbeiten umfassten Analysen der Veränderungen des global gemittelten Niederschlages und potentieller Einflussgrößen, die Neuberechnung der globalen Klimaklassifikation nach Köppen, Untersuchungen zur raumzeitlichen Struktur von Niederschlagsänderungen global sowie speziell in Afrika und schließlich Analysen der raumzeitlichen Beziehungen zwischen großräumiger atmosphärischer Zirkulation und Niederschlag im nordatlantisch-europäischen Bereich.

Für weitergehende statistische Analysen wurde eine neue Methode der vollständigen Zeitreihenmodellierung entwickelt, um die in diesen Reihen enthaltenen signifikanten Variationskomponenten durch Regressionstechniken zu erfassen und in ihrem raumzeitlichen Verhalten darzustellen. Dabei lag ein Schwerpunkt dieser Arbeiten auf der Extremwertanalyse, die es nun gestattet, unabhängig vom Verteilungstyp für beliebige Schwellenwerte den zeitlichen Verlauf der Unter- sowie Überschreitungswahrscheinlichkeit anzugeben und somit zu erkennen, inwieweit das Klima extremer geworden ist. Dabei zeigte sich je nach Region die Gumbel- oder die Weibull-Verteilung als geeignet. Regionale Schwerpunkte waren dabei u.a. Deutschland bzw. Europa, auch hinsichtlich der Erstellung neuer Klimatrendkarten nach der üblichen linearen Methode (der kleinsten Quadrate) sowie der innovativen. Weiterhin wurden nach der innovativen Methode Klimamodelldaten des Hamburger Max-Planck-Instituts für Meteorologie (IPCC Szenario A2) hinsichtlich des Niederschlag-Extremverhaltens in Europa untersucht. Schließlich erfolgte eine Abschätzung der Wiederkehrzeiten täglicher Extremniederschläge in Deutschland und deren Unsicherheit.

## Allgemeine Vorbemerkungen

Der Projektdurchführung entsprechend (vgl. Vorwort) gliedert sich dieser Bericht in die Darstellung der Arbeiten und Ergebnisse des Teilprojekts A, das beim Weltzentrum für Niederschlagsklimatologie (WZN), Deutscher Wetterdienst (DWD), durchgeführt wurde, und des Teilprojekts B, die vom Institut für Atmosphäre und Umwelt (IAU) der Universität Frankfurt/Main stammen. Die in diesen Teilprojekten jeweils tätigen Mitarbeiter und somit Autoren sind im Vorwort differenziert. Bei den Anhängen (Teil D) ist die Zuordnung zu den Teilprojekten ebenfalls vorgenommen. Bei den Literaturangaben (Teil C) ist sie anhand der Autoren indirekt ersichtlich. Zur Publikation Grieser, Staeger und Schönwiese (2007) ist eine deutsche Übersetzung verfügbar (Staeger), die beim Gesamtprojektleiter angefordert werden kann.

## TEILPROJEKT A

### A1. Erweiterung der globalen Niederschlagsdatenbank des WZN

Am Weltzentrum für Niederschlagsklimatologie (WZN; engl. Global Climate Precipitation Center, GPCC) steht die weltweit umfangreichste Datenbank globaler Beobachtungsdaten monatlicher Niederschlagssummen zur Verfügung. Für etwa 35.000 Stationen weltweit lagen zu Projektbeginn monatliche Niederschlagsdaten, allerdings größtenteils erst ab dem Jahr 1986, vor.

Im Rahmen des VASCLimO-Projekts erfolgte deshalb die Erweiterung der bestehenden Datenbasis (vgl. Abb. A1.1) durch die Akquisition mehrerer globaler Datensammlungen und zusätzlicher Beobachtungsdaten nationaler meteorologischer und hydrologischer Dienste und deren Integration in die bestehende relationale Datenbank. Auf Basis der bezüglich räumlicher Stationsdichte und zeitlicher Verfügbarkeit (insbesondere Ausweitung auf historische Zeiträume vor 1986) signifikant erweiterten (zu Projektende liegen Daten von mehr als 60.000 Stationen weltweit vor) Datenbank des WZN wurde ein globaler gerasterter Datensatz monatlicher Niederschlagssummen für den Zeitraum 1951-2000 erstellt, der eine wesentliche Grundlage für verschiedene Untersuchungen zur langzeitlichen Klimavariabilität darstellt.

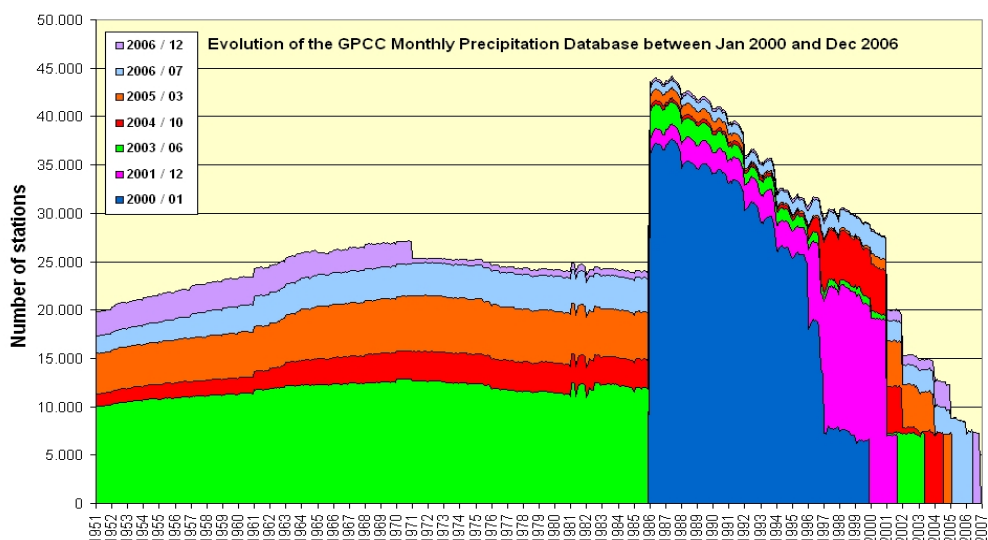


Abbildung A1.1: Entwicklung der WZN-Datenbasis (monatliche Niederschlagshöhen von Landstationen der Erde) zwischen Januar 2000 und Dezember 2006.

### A1.1 Datenbasis des WZN

Zur Erstellung der gerasterten globalen monatlichen Niederschlagsfelder wurden Daten aus unterschiedlichen, beim WZN verfügbaren Quellen herangezogen. Diese verschiedenen Datenquellen unterscheiden sich bezüglich der Bearbeitungsschritte und Verbreitungswege, die zwischen der Messwerterhebung an den Beobachtungsstationen und der Integration in die relationale globale Klimadatenbank des WZN liegen.

Drei wesentliche Datenquellen stellen die globalen historischen Datensammlungen der Food and Agriculture Organization der UN (FAO, 13.500 Stationen), der Climate Research Unit (CRU, 9.500 Stationen) und des Global Historical Climatology Network (GHCN, 22.600 Stationen) dar. Der überwiegende Teil der Beobachtungsreihen dieser Datenquellen hat zwar den Vorteil, weit in die Vergangenheit hinein zu reichen, jedoch enden die Zeitreihen zumeist deutlich vor dem Ende des vorigen Jahrhunderts. Diese drei umfangreichen, für die zeitliche Verfügbarkeitserweiterung essen-tiellen Datensammlungen wurden im Rahmen von VASClmO in die WZN-Datenbank integriert.

Weitere drei Quellen enthalten Daten, die über das Globale Telekommunikationssystem (GTS) der WMO weltweit verfügbar gemacht werden. Dies sind einerseits die Termin-Werte (SYNOP) von zur Zeit ca. 6.000 Stationen, die im WZN zu Monatswerten aggregiert werden (GPCC-SYNOP). Daneben stehen dem WZN auch die vom Climate Prediction Center (CPC) in den USA aufbereiteten SYNOP-Meldungen zur Verfügung (CPC-SYNOP). Da die elektronisch und kurzfristig übermittelten Terminwerte ungeprüft und teilweise lückenhaft sind und sich die Bearbeitungsschritte zur Ableitung monatlicher Niederschlagssummen zwischen WZN und CPC unterscheiden, ergeben sich teilweise deutliche Diskrepanzen zwischen den Beobachtungswerten dieser beiden Datenquellen. Die dritte per GTS übermittelte Datenquelle (CLIMAT) umfasst die bereits an den Beobachtungsstationen zu Monatsniederschlägen kumulierten und qualitätskontrollierten CLIMAT-Meldungen. Dieses letztgenannte Quelle umfasst derzeit ca. 2.000 Stationen.

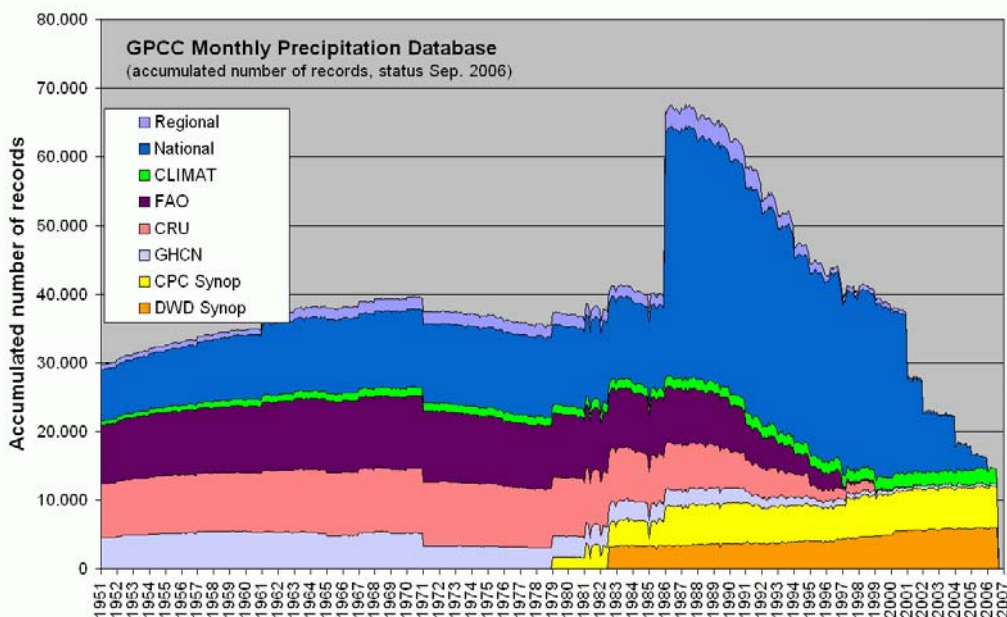


Abbildung A1.2: Aktueller zeitlicher Verlauf der Niederschlagsdatenbelegung ab 1951 der Datenbank des WZN, differenziert nach Datenquellen.

Das WZN unterhält direkte Kontakte zu mehr als 170 innerhalb der WMO vertretenen Staaten. Von den jeweiligen nationalen meteorologischen und hydrologischen Diensten erhält das WZN direkt von diesen aufbereitete Daten. Zusätzlich zu den in den vorigen Absätzen beschriebenen sechs Datenquellen deckt diese Datenquelle (National) unterschiedliche Subintervalle des Untersuchungszeitraums ab und wird in unregelmäßigen zeitlichen Abständen aktualisiert. Schließlich fasst eine letzte WZN-interne Datenquellenbezeichnung (Regional) weitere Quellen zusammen (z.B. Daten aus Forschungsprojekten und von verschiedenen Forschungseinrichtungen). Während der Projektlaufzeit von VASCLimO konnte der Bestand an Daten aus diesen beiden Datenquellen in Folge von Unterstützung (Empfehlungsschreiben) durch die Weltorganisation für Meteorologie (WMO) in großem Ausmaß aktualisiert bzw. rückwirkend (für Zeiträume vor 1986) ergänzt werden.

Der Umfang der bis zum Projektende in der WZN-Datenbank integrierten monatlichen Niederschlagsdaten ist in Abb. A1.2 für den Zeitraum ab 1951 bis 2006 differenziert nach den verschiedenen genannten Datenquellen dargestellt.

Deutlich in Erscheinung tritt das ausgeprägte Maximum der Stationsbelegung um 1986, das mit dem Beginn des ursprünglich innerhalb des WZN betrachteten Analysezeitraums einhergeht. Eine Ausdehnung des Betrachtungszeitraums in die Vergangenheit gelingt aber unter Verwendung der verschiedenen historischen Datensammlungen (CRU, FAO, GHCN). Die Reduktion der Anzahl verfügbarer Niederschlagsdaten in den jüngsten Jahren, die auf eine verzögerte Aktualisierung der meisten Datensätze zurückgeführt werden kann, lässt sich zumindest teilweise durch die Verwendung der zeitnah übermittelten GTS-Daten (CLIMAT, GPCC-SYNOP, CPC-SYNOP) kompensieren.

### **A1.2 Qualitätskontrolle der Stationsdaten**

Die verschiedenen Datenquellen enthalten zum Teil Beobachtungsdaten von identischen Stationen. Um Fehlzuordnungen und Dubletten innerhalb der WZN-Datenbank zu vermeiden ist es daher notwendig, im Rahmen einer gründlichen Qualitätsprüfung der Niederschlagsdaten und Stationsmetadaten die Verlässlichkeit der Messwerte und die Korrektheit der Metadateninformationen sicherzustellen. Erst durch die zweifelsfreie Stationszuordnung der Daten aus den verschiedenen Quellen wird die Kompilation langer Stationszeitreihen aus den unterschiedlichen verfügbaren Datenquellen ermöglicht.

Zur eindeutigen Identifikation von Stationen wurden die geografischen Lageparameter, nämlich Länge, Breite und Stationshöhe, sowie zusätzliche Informationen, wie Stationsname, WMO-Identifikationsnummer (wenn vorhanden) und nationale Kennnummern herangezogen. Ergänzend wurden, bei Vorhandensein zeitlicher Überlappungsintervalle zwischen verschiedenen Datenquellen, auch Vergleiche der jeweils vorhandenen datenquellen-spezifischen Beobachtungswerte im Rahmen der Stationszuordnung durchgeführt.

Für einen geringen Anteil aller zu bearbeitenden Fälle kann eine eindeutige Stationszuordnung mittels eines weitgehend automatisierten Verfahrens erzielt werden. In den verbleibenden Fällen treten Unklarheiten auf, die eine individuelle Bearbeitung nötig machen. Ursachen solcher aufwändig zu klärenden Zweifelsfälle können variiere-



rende oder fehlerhafte Schreibweisen von Stationsnamen, ungenaue oder falsche Koordinaten- oder Höhenangaben oder inkorrekte Stationskennzeichnungen sein. Schließlich sind auch Fehlzuordnungen von Beobachtungsdaten zu Stationen bei mehreren Stationen mit quasi-identischen Metainformationen nicht auszuschließen.

Die Bedeutung dieser Bearbeitungsschritte für alle nachfolgenden klimatologischen Analysen ergibt sich aus Abb. A1.3, die zeigt, dass beispielsweise durch Fehlerhaftigkeit der geographischen Koordinatenangaben Stationen in andere, nicht-adäquate Klimazonen verlegt werden können. Wesentliches Ziel der aufwändigen Qualitätskontrolle ist es, solche Fehler, die eine interpolierte Klimatologie maßgeblich verfälschen würden, zu detektieren und nach Möglichkeit zu korrigieren.

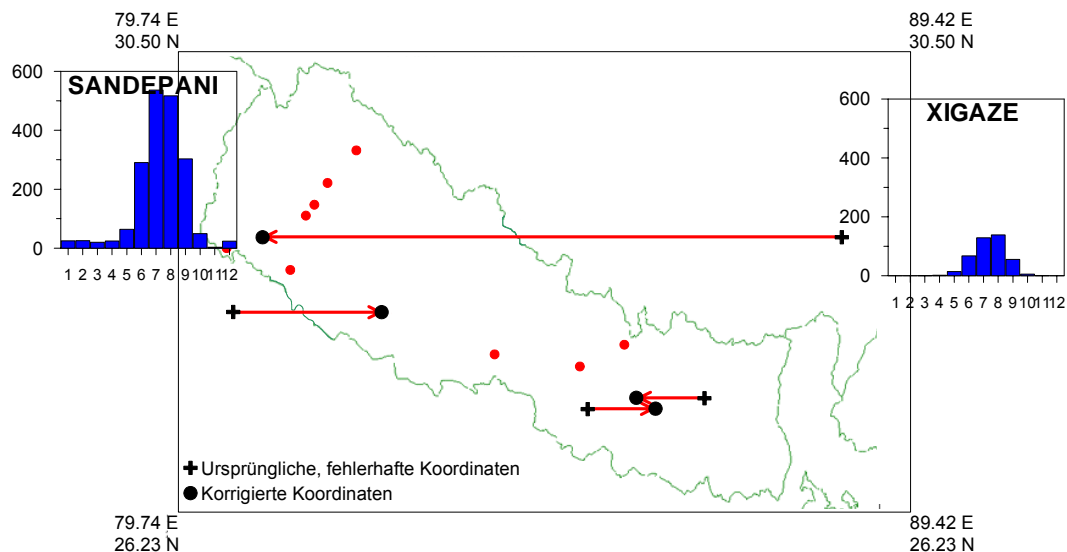


Abbildung A1.3: Ursprüngliche fehlerhafte und im Rahmen der Qualitätskontrolle korrigierte geographische Koordinaten einiger nepalesischer Stationen. Für die Beispielstation Sandepani ist der Niederschlagsjahresgang am korrekten Ort und am ursprünglich angegebenen Ort (Nähe Station Xigaze) wiedergegeben.

Am Beispiel der etwa 13.530 Niederschlagszeitreihen der Datensammlung der FAO, die im Rahmen des VASClmO-Projekts in die Datenbank des WZN integriert wurden, sollen wesentliche Ergebnisse der durchgeführten Qualitätskontrolle kurz dargestellt werden.

Für 213 FAO-Stationen, denen keine Stationshöhe in der FAO-Datensammlung zugeordnet war, konnte die Stationshöhe aus der Datenbank des DWD zugeordnet werden (Abbildung A1.4a). Bei 4661 Stationen wurden ungenaue oder falsche Höhenangaben gefunden und korrigiert. Anpassungen der Stationshöhenwerte von mehr als 100m waren in 283 Fällen notwendig. Wie Abbildung A1.4b zeigt, kamen falsche Höhenangaben in weiten Teilen der Welt vor. Insbesondere bei kanadischen Stationen waren zahlreiche Änderungen notwendig, da dort Höhenangaben in Fuß fälschlicherweise als Meter deklariert waren.

Für 3.671 Stationen wurden Korrekturen ihrer geographischen Position durchgeführt. Klimatologisch höchst relevante Abweichungen der Stationskoordinaten von mehr als 20 km wurden aber nur für 239 Fälle detektiert und korrigiert (s. Abb. A1.4c). Drastische Lagefehler waren beispielsweise durch Vorzeichenfehler verursacht, durch die etwa eine antarktische Station nach Sibirien gespiegelt wurde und damit über 15.000km von ihrer tatsächlichen Position entfernt erschien.

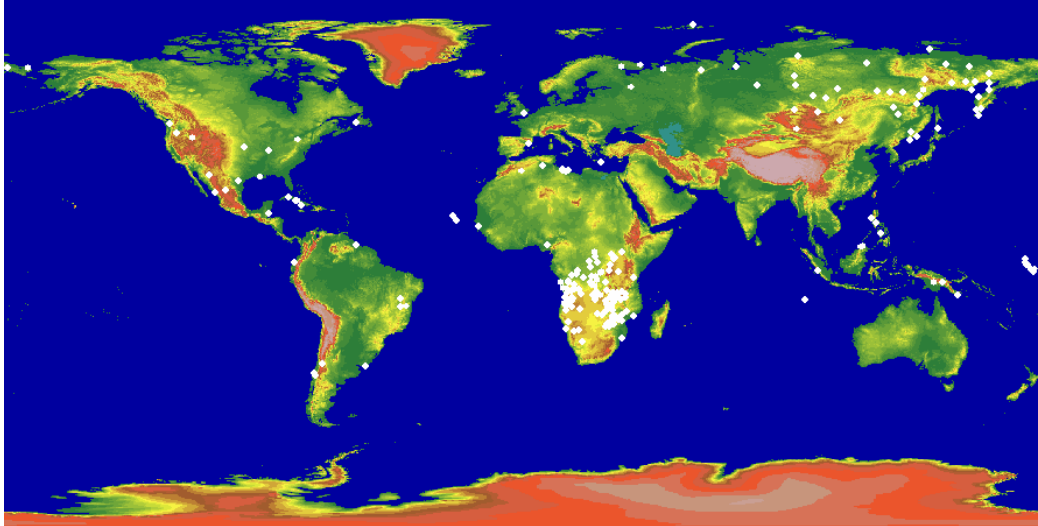


Abbildung A1.4a: Niederschlagsstationen der FAO-Datensammlung, für die Höhenangaben eingefügt werden konnten.

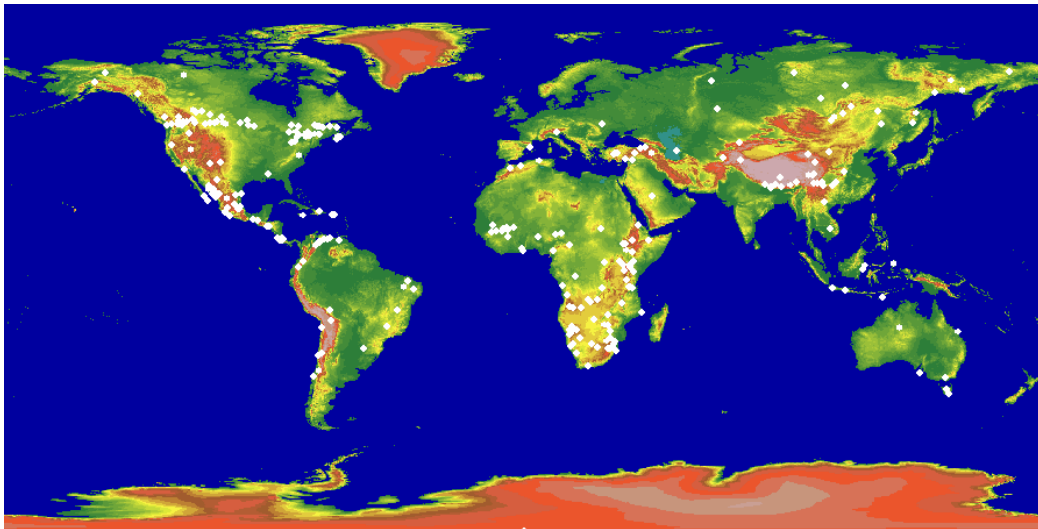


Abbildung A1.4b: Niederschlagsstationen der FAO-Datensammlung, bei denen die Höhenangaben um mehr als 100 m korrigiert wurden.

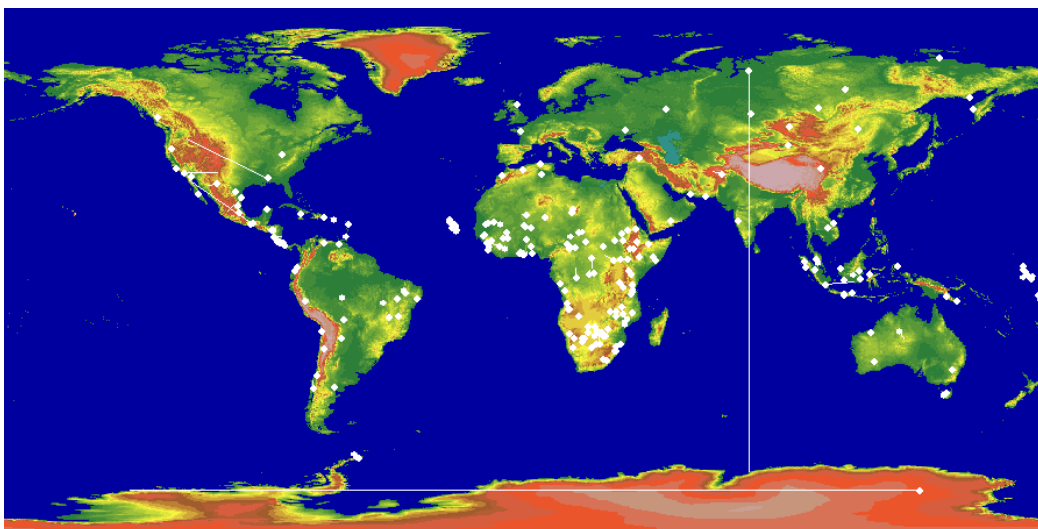


Abbildung A1.4c: Niederschlagsstationen der FAO-Datensammlung, bei denen die geographische Lage um mehr als 20 km korrigiert werden musste.

## **A2. Erstellung eines globalen Datensatzes monatlicher Niederschlagssummen für den Zeitraum 1951-2000**

Die im Rahmen des Projektes wesentlich erweiterte, bzgl. Metadaten qualitätskontrollierte Datenbasis von Stationszeitreihen monatlicher Niederschlagssummen bildet die Grundlage zur Erstellung eines globalen Rasterdatensatzes monatlicher Niederschlagssummen in  $0.5^\circ \times 0.5^\circ$  räumlicher Auflösung für die globalen Landflächen und den Zeitraum 1951-2000. Verschiedene, im folgenden näher erläuterte Bearbeitungsschritte dienen dazu, die raumzeitliche Kontinuität und Homogenität der Rasterdaten bestmöglich zu gewährleisten und damit die angestrebte Verwendbarkeit des Datensatzes in Klimaänderungsstudien zu ermöglichen.

### ***A2.1 Kompilation langer Zeitreihen für den Zeitraum 1951-2000***

Auf der Basis der verschiedenen am WZN verfügbaren Datenquellen wurden lange Stationszeitreihen der monatlichen Niederschlagssummen für den Zeitraum 1951-2000 erstellt.

Durch die Beschränkung auf solche Stationen, für die mindestens 90% aller Monatswerte im Zeitraum 1951-2000 verfügbar sind, werden zeitliche Variationen des Stationsnetzes und damit auch daraus resultierende Inhomogenitäten des Rasterdatensatzes minimiert.

Darüber hinaus muss für jeden Einzelmonat und für jede Station – bei gleichzeitiger Verfügbarkeit von Daten aus mehreren Quellen – eine Entscheidung bezüglich der jeweils zu verwendenden Datenquelle getroffen werden.

Um hierbei das Risiko der Erzeugung zeitlicher Inhomogenitäten innerhalb der Zeitreihen infolge der simultanen Verwendung von Daten verschiedener Quellen weitestgehend zu minimieren, wurde eine Strategie zur Zeitreihenkompilation verfolgt, die sicherstellt, dass jede Zeitreihe aus der geringstmöglichen Anzahl unterschiedlicher Datenquellen erstellt wird.

Zusätzlich wurden nach Möglichkeit bevorzugt Daten der als am vertrauenswürdigsten eingeschätzten Quellen (Tabelle A2.1) verwendet und nur solche Datenquellen innerhalb einer Reihe kombiniert, die nach den Ergebnissen von Untersuchungen zu bestehenden Unterschieden zwischen den Daten verschiedener Quellen (siehe Tabelle A2.2) ein hohes Maß an Übereinstimmung bezüglich orts- und zeitgleich verfügbarer monatlicher Niederschlagsdaten aufweisen. Tabelle A2.2 ist etwa zu entnehmen, dass die historischen Datensätze (FAO, GHCN und CRU) untereinander und im Vergleich zu nationalen Daten nur vergleichsweise geringe Abweichungen zeigen. Die auf SYNOP-Terminwerten beruhenden Datenquellen von CPC und WZN hingegen zeigen sowohl untereinander, als auch im Vergleich zu den anderen Datenquellen, erhebliche Abweichungen.

Tabelle A2.1: Priorität verschiedener Datenquellen im Rahmen der Kompilation langer Niederschlagszeitreihen für den Zeitraum 1951-2000. Die Prioritätenabstufung beruht auf langjährigen Erfahrungswerten des WZN. Die Qualität monatlicher Niederschlagssummen aus der Datenquelle CLIMAT wurde aufgrund unterschiedlicher Genauigkeit (10 mm vor 1967, 1 mm ab 1967) für die Jahre vor bzw. ab 1967 unterschiedlich eingeschätzt.

Datenquelle	Priorität
NATIONAL	1
CRU	2
GHCN	3
FAO	4
CLIMAT (ab 1967)	5
REGIONAL	6
GPCC-SYNOP	7
CPC-SYNOP	8
CLIMAT (vor 1967)	9

Tabelle A2.2: Anteil (in %) übereinstimmender monatlicher Niederschlagssummen ( $\pm 1$ mm) für 9343 Stationszeitreihen im Zeitraum 1951-2000, die für übereinstimmende Monate aus verschiedenen Datenquellen verfügbar sind.

	NATIONAL	FAO	GHCN	CRU	CLIMAT	REGIONAL	GPCC-SYNOP	CPC-SYNOP
NATIONAL	-	91.3	88.4	93.1	85.4	85.6	40.2	45.2
FAO	91.3	-	94.7	90.5	83.6	89.7	38.0	56.2
GHCN	88.4	94.7	-	98.8	84.3	74.2	43.1	56.9
CRU	93.1	90.5	98.8	-	87.3	87.7	39.0	53.6
CLIMAT	85.4	83.6	84.3	87.3	-	74.6	42.2	56.3
REGIONAL	85.6	89.7	74.2	87.7	74.6	-	41.6	39.8
GPCC-SYNOP	40.2	38.0	43.1	39.0	42.2	41.6	-	38.6
CPC-SYNOP	45.2	56.2	56.9	53.6	56.3	39.8	38.6	-

Für Stationen, die im Zeitraum 1951-2000 hinsichtlich der Niederschlagsdaten aller Monate eine Belegung von mindestens 90% aufweisen, wurden entsprechend dem oben erläuterten Vorgehen Stationszeitreihen kompiliert. Daraus ergibt sich die in Abb. A2.1 gezeigte Verteilung von 9.343 Stationen.

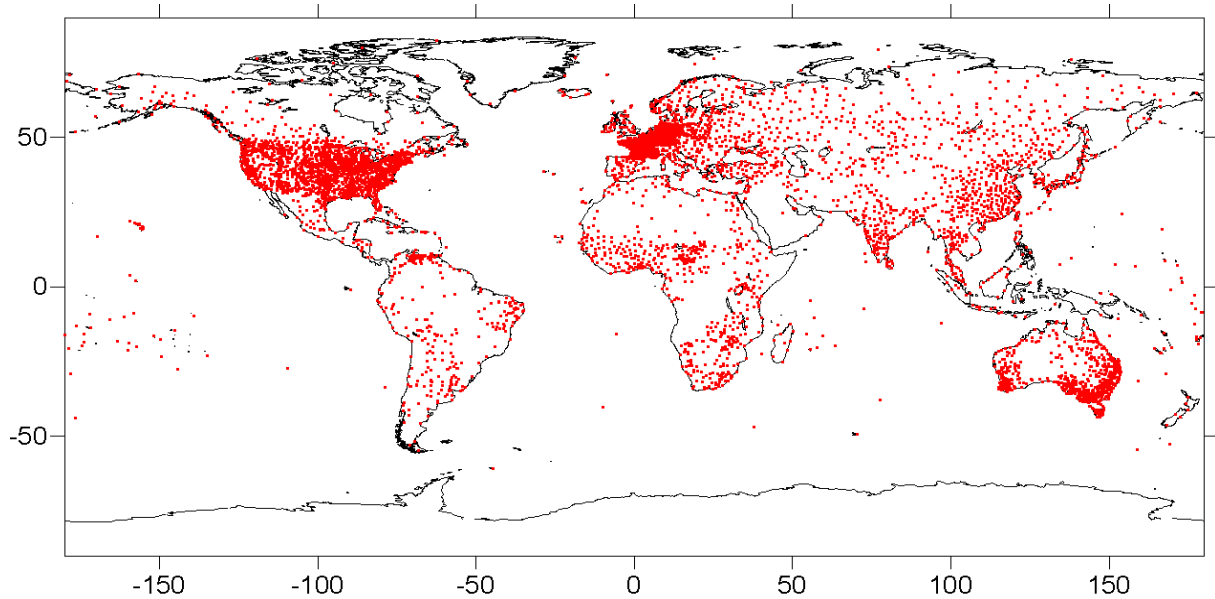


Abbildung A2.1: Räumliche Verteilung der Niederschlagsstationen mit mindestens 90% Datenbelegung im Zeitraum 1951-2000. Es ergibt sich eine Anzahl von 9.343.

Die Zusammensetzung der resultierenden kompilierten Reihen aus den verschiedenen zur Verfügung stehenden Datenquellen ist in Abb. A2.2 dargestellt. Abb. A2.3 illustriert die zeitlichen Variationen der datenquellen-spezifischen Zeitreihenanteile im Zeitraum 1951-2000.

Der größte Anteil an allen kompilierten Reihen kommt mit insgesamt etwa 49 % den nationalen Datenquellen (NATIONAL) zu, weitere etwa 47 % aller Daten beruhen auf den drei globalen historischen Datensammlungen (FAO, GHCN, CRU). Aus den Datenquellen REGIONAL und CLIMAT stammen insgesamt etwa 2 % der Daten und ebenfalls etwa 2 % der Daten resultieren aus den per GTS übermittelten SYNOP-Daten (GPCC-SYNOP, CPC-SYNOP).

Aus Abb. A2.3 wird deutlich, dass die letztgenannten SYNOP-Terminwerte aber trotz ihres insgesamt geringen Anteils derzeit unverzichtbar für die Erstellung langer Reihen sind, da sie für einen beträchtlichen Teil der Stationen ab etwa Ende der 1980er Jahre häufig die einzige zur Verfügung stehende Datenquelle darstellen. Ab den frühen 1990er Jahren nimmt – infolge verzögerter Aktualisierung der Datenquellen – auch der Anteil der Fehlwerte zu und erreicht mit etwa 15 % in den letzten Jahren des Analysezeitraums sein Maximum.

Zwar setzt sich die Mehrheit der Stationsreihen (etwa 55 %) aus Daten von mehr als einer Quelle zusammen, aber bei lediglich etwa 20 % der Stationsreihen musste auf die am deutlichsten von allen anderen Quellen abweichenden SYNOP-Daten zurückgegriffen werden.

Etwa 36 % aller kompilierten Zeitreihen weisen 100 % Datenbelegung im betrachteten Zeitraum auf, der mittlere Anteil fehlender Werte beträgt ca. 1,8 % (11 von 600 Monaten).

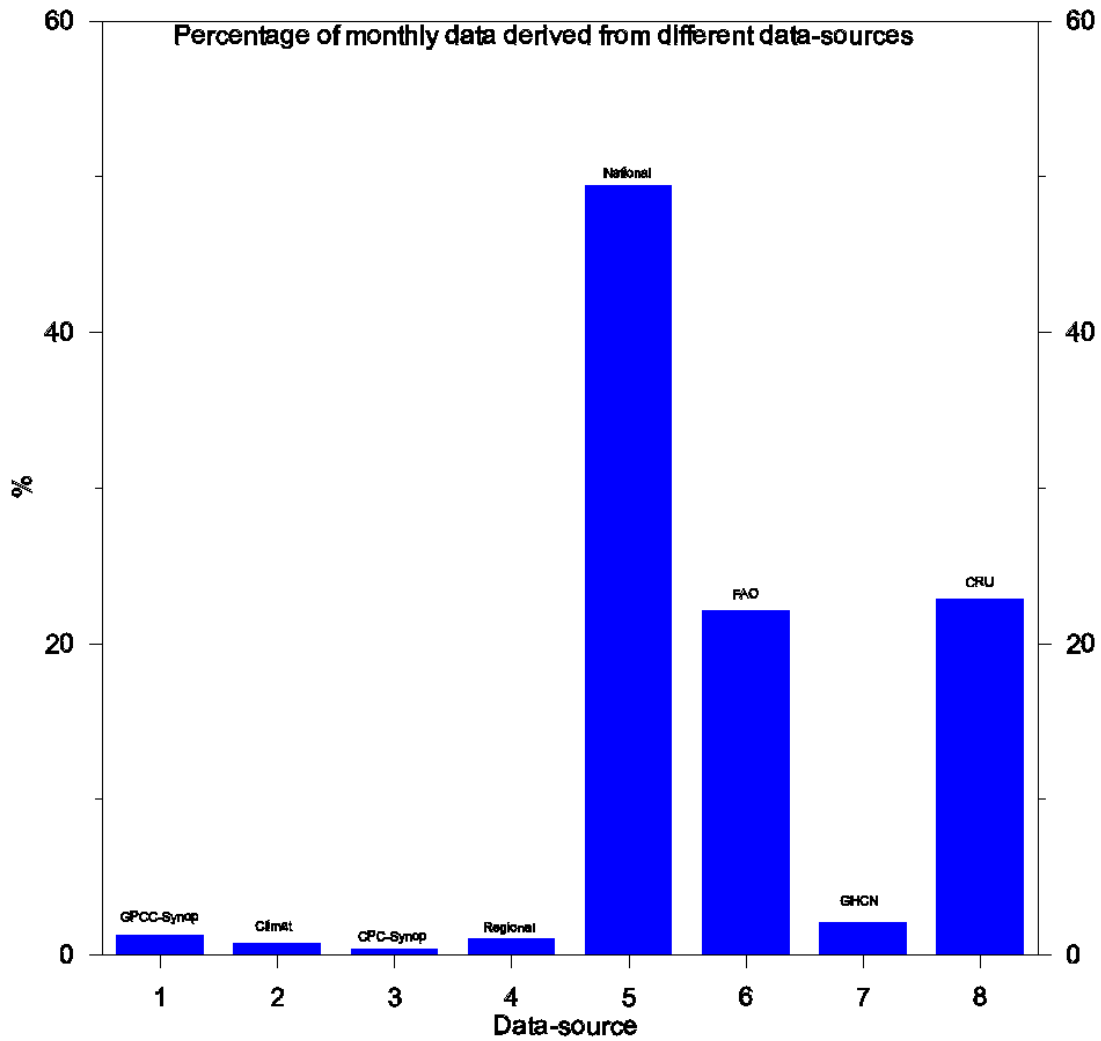


Abbildung A2.2: Prozentuale Anteile verschiedener Datenquellen an den monatlichen Niederschlagsdaten von 9343 Stationszeitreihen für den Zeitraum 1951-2000.

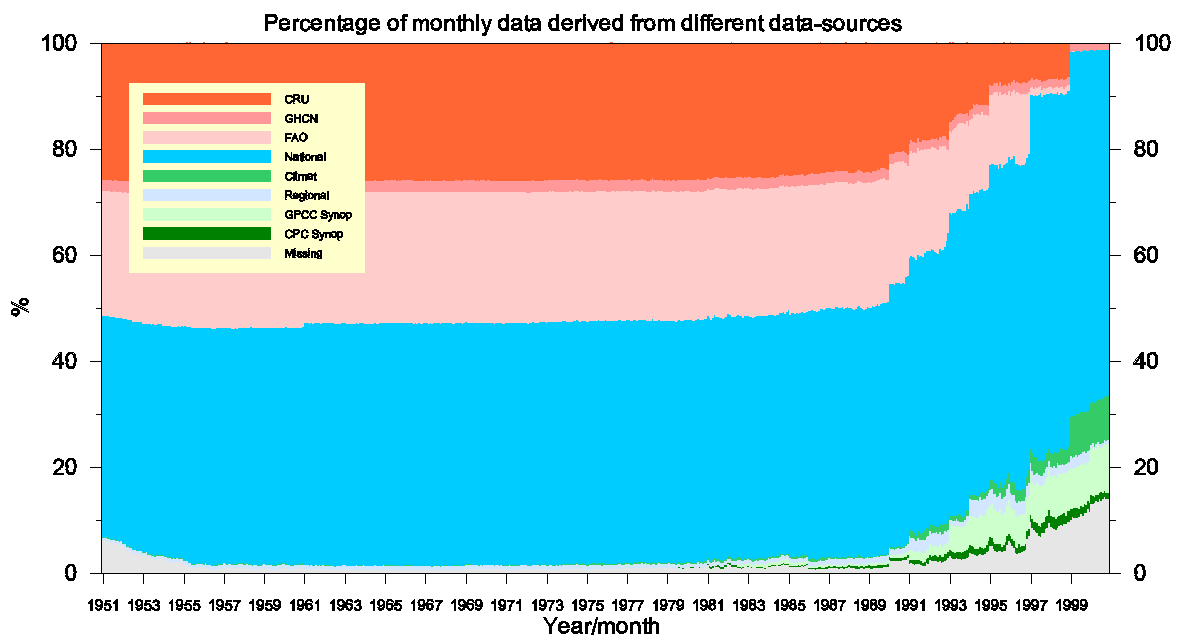


Abbildung A2.3: Prozentuale Anteile verschiedener Datenquellen an kompilierten Stationszeitreihen für den Zeitraum 1951-2000.

## A2.2 Ausreißer- und Homogenitätstests

In einem weiteren Schritt erfolgte die Untersuchung aller 9343 Zeitreihen mit Blick auf das Vorhandensein zeitlicher und räumlicher Ausreißer sowie signifikanter Inhomogenitäten. Die Analyse der Zeitreihen bezüglich zeitlicher Ausreißer erfolgte auf der Grundlage stations- und monatspezifischer Häufigkeitsverteilungen. Die Detektion von räumlichen Ausreißern und Inhomogenitäten basiert auf dem Vergleich der einzelnen Zeitreihen mit regional gemittelten Referenzreihen, deren Erstellung im folgenden erläutert wird.

### A2.2.1 Erstellung von Referenzreihen

Eine klimatologische Zeitreihe kann nach Conrad und Pollak (1962) als homogen bezeichnet werden, wenn sie ausschließlich die klimatischen Variationen am jeweiligen Standort widerspiegelt. Die große Mehrheit klimatologischer Datensätze erfüllt diese Forderung nicht. Eine Überprüfung der sogenannten relativen Homogenität einer Zeitreihe kann durch den Vergleich mit einer Referenzreihe gesicherter Homogenität, die die regionalen klimatischen Variationen widerspiegelt, erfolgen (Conrad und Pollak, 1962). Es ist deshalb von substantieller Bedeutung, solche Referenzreihen nach Möglichkeit für jede zu untersuchende Stationszeitreihe zu erstellen. Neben ihrer Verwendung im Rahmen der relativen Homogenitätsprüfung, werden diese Referenzreihen auch zur Detektion räumlicher Ausreißer eingesetzt.

Zur Erstellung von Referenzreihen für die 9.343 kompilierten Niederschlagsreihen wurde zusätzlich ein Kollektiv von Stationsreihen (15.697 Zeitreihen mit einer Datenbelegung von mindestens 30 % im Zeitraum 1951 - 2000) verwendet, die entsprechend dem oben erläuterten Vorgehen kompiliert wurden.

Um die Vergleichbarkeit von zu untersuchender Zeitreihe und Referenzreihe zu gewährleisten, wurden nur solche Zeitreihen zur Erstellung der Referenzreihen herangezogen, die einen Pearson-Korrelationskoeffizienten von mindestens 0.7 und eine horizontale Distanz von höchstens 500 km zur untersuchten Station aufweisen. Zur Minimierung des Einflusses zeitlicher Diskontinuitäten in den Reihen auf den Korrelationskoeffizienten erfolgte dessen Berechnung auf der Grundlage der Zeitreihen der ersten Differenzen der zu untersuchenden bzw. der potentiellen Referenzreihe (Peterson und Easterling, 1994). Darüber hinaus wurde eine zeitliche Überlappung der zu korrelierenden Reihen von mindestens 15 Jahren gefordert.

Aus jeweils bis zu zehn maximal korrelierten potentiellen Referenzreihen, für die im betrachteten Monat  $i$  ein Wert  $R_{ji}$  verfügbar ist, werden schließlich die monatlichen Werte  $X$  der Referenzreihe für die jeweilige zu untersuchende Zeitreihe als gewichtetes Mittel berechnet.

$$X_i = \left[ \sum_{j=1}^k p_j^2 R_{ji} \overline{X} / \overline{R_j} \right] / \sum_{j=1}^k p_j^2$$

Als Wichtungsfaktor dient hierbei der quadrierte Korrelationskoeffizient  $p_j$  zwischen den Zeitreihen der ersten Differenzen von zu untersuchender und potentieller Referenzreihe  $j$ .

Die Standardisierung der Daten unter Verwendung der, für übereinstimmende Zeiträume berechneten langjährigen Mittelwerte von zu untersuchender ( $\bar{X}$ ) und potentieller Referenzreihe ( $\bar{R}_j$ ) ermöglichen die Verwendung von kürzeren und unvollständigen Zeitreihen für die Erstellung der Referenzreihen (Alexandersson und Moberg, 1997).

Obwohl, wie oben erläutert, zur Erstellung der Referenzreihen ein erweitertes Kollektiv von Stationszeitreihen herangezogen wurde, war die Erstellung von Referenzreihen und damit folglich auch die Detektion räumlicher Ausreißer und die relative Homogenitätsprüfung (siehe folgende Abschnitte) aufgrund des Fehlens benachbarter und ausreichend hoch korrelierter Stationen mit ausreichender zeitlicher Überlappung nur für etwa 87 % der 9343 langen Zeitreihen möglich.

#### *A2.2.2 Detektion zeitlicher und räumlicher Ausreißer*

Als zeitliche Ausreißer werden Werte innerhalb einer Zeitreihe bezeichnet, die eine extreme Abweichung vom Mittelwert darstellen und dementsprechend selten auftreten. Üblicherweise werden Vielfache verschiedener Variationsmaße (z.B. Standardabweichung, Interquartilabstand) als Schwellenwerte zur Detektion solcher Ausreißer verwendet. Klimatologisch bedeutsam ist die Detektion und gegebenenfalls Eliminierung von Ausreißern deswegen, weil diese häufig fehlerhafte Werte darstellen, die auf verschiedenste Ursachen zurückgeführt werden können (z.B. Mess-, Schreib- oder Übertragungsfehler). Andererseits können solche exzeptionellen Werte auch außergewöhnliche klimatische Ereignisse geringer Auftrittswahrscheinlichkeit (Extremereignisse) widerspiegeln. Aus diesem Grunde muss zusätzlich zur Ausreißerdetektion auf Basis der individuellen Zeitreihen auch die Überprüfung der Plausibilität der Zeitreihenwerte mittels Vergleich mit einem für den jeweiligen Zeitpunkt aus benachbarten Stationen abgeschätzten repräsentativen regionalen Vergleichswert erfolgen (Eischeid et al., 1995, Peterson and Vose, 1997).

Für die Detektion *zeitlicher Ausreißer* wurde das Vierfache des Interquartilabstands der monatlichen Häufigkeitsverteilung der jeweils zu untersuchenden Zeitreihe verwendet (Eischeid et al., 1995). Gegenüber der häufig verwendeten Standardabweichung hat dieses Variationsmaß den Vorteil höherer Robustheit gegenüber Ausreißern.

Bei Anwendung dieses Verfahrens auf die monatlichen Niederschlagssummen von 9.343 Zeitreihen für den Zeitraum 1951-2000 wurden etwa 16.500 (0,3 %) aller Monatswerte als zeitliche Ausreißer detektiert.

Die Erfassung *räumlicher Ausreißer* erfolgte durch den Vergleich jedes stationsbezogenen Monatswertes mit einem aus Monatswerten benachbarter Stationen geschätzten regionalen Vergleichswertes (Eischeid et al., 1995; Peterson and Vose, 1997; Peterson et al., 1998), wobei verschiedene Interpolationsmethoden zur Anwendung kommen können (Eischeid et al., 1995).

Innerhalb des VASCLIMO-Projektes wurde für jede zu untersuchende Stationsreihe die jeweilige, wie oben beschrieben, aus hochkorrelierten benachbarten Stationsreihen ermittelte Referenzreihe verwendet. Für die Quotientenreihen aus zu untersuchender und Referenzreihe wurde der Interquartilabstand ermittelt und alle



monatlichen Werte für die der Quotient den vierfachen Interquartilabstand überschreitet wurden als räumliche Ausreißer gekennzeichnet.

Aus der Kombination der Ergebnisse der Detektion zeitlicher und räumlicher Ausreißer ergibt sich schließlich für jeden monatlichen Wert die Einordnung in eine von sechs Klassen; siehe Tabelle A2.3.

Tabelle A2.3: Ergebnisse der Test zur Detektion zeitlicher und räumlicher Ausreißer in 9343 Niederschlagsreihen für den Zeitraum 1951-2000. Dabei bedeuten + positives Testergebnis, - negatives Testergebnis und ? kein Test möglich.

Flag	Testergebnisse (zeitlicher Test / räumlicher Test)	Anteil (%)
0	-/-	90.02
1	-/+	0.29
2	+/-	0.11
3	-/?	9.42
4	+/?	0.04
5	+/+	0.11

Aus Tabelle A2.3 ist zu ersehen, dass etwa 90 % aller Monatswerte beide Testverfahren passieren, 0,4 % der Werte werden als zeitliche oder räumliche Ausreißer detektiert und lediglich etwa 0,1 % der Werte werden in beiden Tests als Ausreißer erkannt und stellen somit höchstwahrscheinlich inkorrekte Werte dar. Für etwa 9,5 % der Monatsdaten ist kein Test auf räumliche Ausreißer möglich. Allerdings wird nur ein geringer Anteil (0,04 % aller Monatswerte) dieser letztgenannten Fälle als zeitliche Ausreißer detektiert.

Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse wurden alle Monatswerte, die sowohl als zeitliche als auch als räumliche Ausreißer detektiert wurden, aus der Datenbasis eliminiert (insgesamt etwa 6.000 monatliche Einzelwerte).

Jede Entscheidung darüber, welche Werte aufgrund der Testergebnisse in Tabelle A2.3 vor weiteren Bearbeitungsschritten aus der Datenbasis entfernt werden, birgt das Risiko in sich, entweder korrekte Werte ungerechtfertigt zu eliminieren (bei strikter Eliminierung all jener Werte, für die ein positives Testergebnis vorliegt) oder aber fehlerhafte Werte in die weiteren Analysen mit einzubeziehen (wenn zwei positive Testentscheide als Ausschlusskriterium gelten).

Die innerhalb von VASClimO verfolgte Strategie, nur solche Werte auszuschließen, für die aus beiden Tests positive Ergebnisse vorliegen, minimiert das Risiko, klimatologische Extremereignisse irrtümlich von den weiteren Analysen auszuschließen und damit wichtige klimatische Information zu verlieren. Das damit gleichzeitig verbundene Risiko des Einschusses fehlerhafter Werte wird durch die abschließende visuelle Prüfung exzeptioneller zeitlicher Ausreißer (außerhalb eines durch den 5-fachen Interquartilabstand definierten Wertespektrums gelegene Werte),

für die kein räumlicher Test möglich ist, und gegebenenfalls deren Eliminierung reduziert.

### *A2.2.3 Homogenitätsprüfung und Homogenisierung*

Die relative Homogenitätsprüfung der für den Zeitraum 1951-2000 vorliegenden 9.343 Zeitreihen erfolgte durch den Vergleich jeder Zeitreihe mit ihrer jeweiligen Referenzreihe. Inhomogenitäten in der zu untersuchenden Zeitreihe können als signifikante Abweichungen von der durch die Referenzreihe repräsentierten regionalen Klimavariabilität aufgefasst werden. Um diese Inhomogenitäten zu erfassen, wurde der allgemein anerkannte und häufig verwendete Homogenitätstest nach Alexandersson (1986) auf die Quotientenreihen aus zu untersuchender Reihe und Referenzreihe angewendet.

Die Verwendung relativer Testverfahren setzt die Homogenität der verwendeten Referenzreihen voraus, die in den meisten Fällen a priori nicht gesichert ist. Um die geforderte Homogenität der Referenzreihen bestmöglich zu gewährleisten, wurde im Rahmen von VASCLimO ein zweistufiges Testverfahren angewendet. Für einen ersten (explorativen) Durchgang des relativen Homogenitätstests werden alle verfügbaren Zeitreihen zur Erstellung der Referenzreihen zugelassen. In einem zweiten Durchgang werden hingegen nur solche Zeitreihen zur Konstruktion der Referenzreihen herangezogen, für die sich im ersten Lauf kein Hinweis auf eine signifikante Homogenität ergibt (siehe auch Potter, 1981; Alexandersson, 1986; Rapp und Schönwiese, 1995).

Da der Alexandersson-Test in jedem Durchgang nur eine, die ausgeprägteste Inhomogenität, detektiert, wurde, um auch mehrere Inhomogenitäten innerhalb einer Zeitreihe aufzudecken, das Testverfahren auf jede Zeitreihe mehrmals angewendet. Dabei erfolgte nach jedem Durchgang, der eine signifikante Inhomogenität detektiert, zunächst die vorläufige Homogenisierung der Zeitreihe und anschließend ein neuerlicher Testdurchgang. Dieses Verfahren wird so lange wiederholt, bis keine signifikanten Inhomogenitäten mehr auftreten.

Abschließend erfolgte die endgültige Homogenisierung der Zeitreihen aufgrund aller festgestellten Inhomogenitäten (beginnend mit der jüngsten) unter Verwendung der mittleren Quotienten aus zu untersuchender Reihe und Referenzreihe aus den homogenen Subintervallen vor und nach dem Eintrittszeitpunkt der jeweiligen Inhomogenität.

Da für Jahreswerte zuverlässigere Referenzreihen erstellt werden können als für Monatswerte (Peterson und Vose, 1997), erfolgen die Homogenitätsuntersuchungen auf der Basis von Jahressummen der Niederschläge. Um aber saisonal unterschiedliche Inhomogenitätseffekte zu berücksichtigen, erfolgte die Ermittlung der Korrekturfaktoren auf Monatsbasis. Abschließend wurde der Jahresgang der so ermittelten monatlichen Korrekturfaktoren mittels eines Gauß'schen Tiefpassfilters (Filterperiode 7 Monate) geglättet (Peterson und Vose, 1997; Auer et al., 2005; Schönwiese, 2006).

Tabelle A2.4 fasst die Ergebnisse des ersten (explorativen) und zweiten (finalen) Durchganges der Homogenitätsanalysen zusammen, die Testergebnisse in Bezug zur Stationsverteilung sind in Abb. A2.4 dargestellt.

Tabelle A2.4: Ergebnisse des ersten und zweiten Durchganges des relativen Homogenitätstests nach Alexandersson (1986) für 9.343 Niederschlagszeitreihen im Zeitraum 1951-2000.

Testergebnis	Anteil Stationsreihen (%)	
	1. Lauf	2. Lauf
Kein Test möglich	12,9	16,8
Keine signifikante Inhomogenität	45,5	52,6
Signifikante Inhomogenität (90 % Signifikanzniveau)	8,7	6,1
Signifikante Inhomogenität (95 % Signifikanzniveau)	33,0	24,5

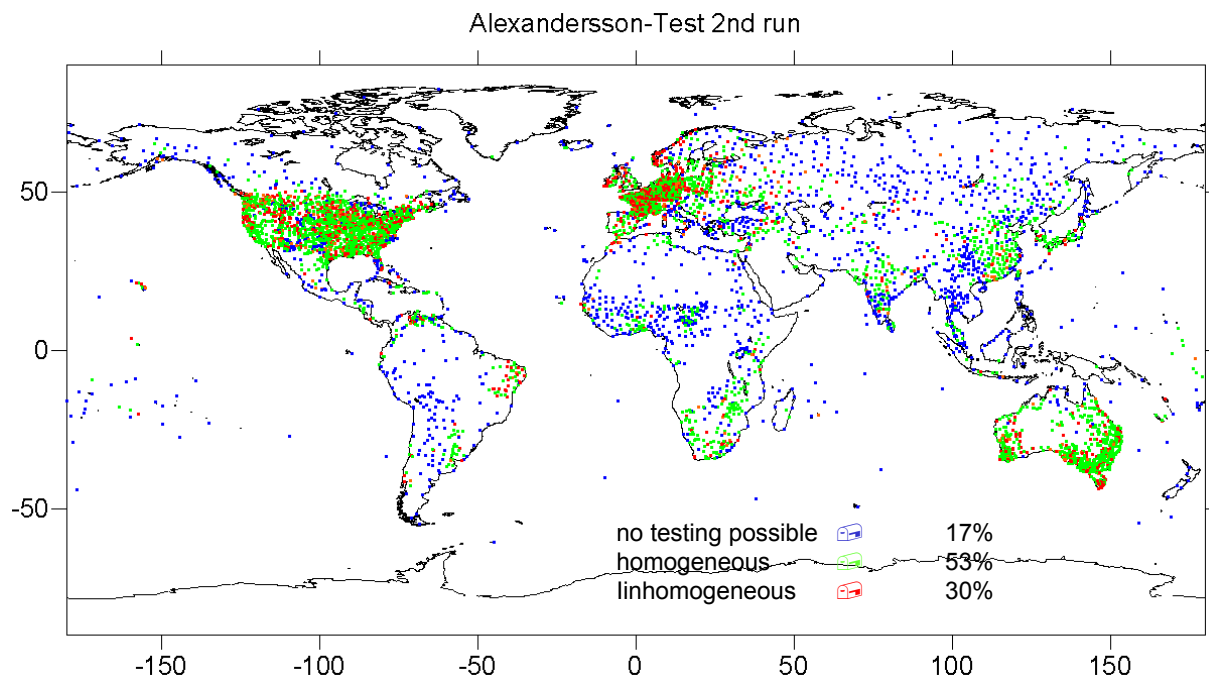


Abbildung A2.4: Ergebnisse der relativen Homogenitätstests von 9.343 Stationen für den Zeitraum 1951-2000. Grüne Punkte markieren Stationen mit nicht signifikant inhomogenen Niederschlagsreihen, rote Punkte Stationen mit signifikanten und anschließend homogenisierten Inhomogenitäten. Durch blaue Punkte markierte Stationen sind nicht testbar.

Der Anteil der Zeitreihen, die aufgrund fehlender Referenzreihe nicht getestet werden können, nimmt vom ersten zum zweiten Durchgang deutlich zu. Dies ist darauf zurückzuführen, dass für den zweiten Durchgang sehr viel weniger Zeitreihen als potentielle Referenzreihen zur Verfügung stehen. Eine ebenfalls zu verzeichnende Anteilssteigerung der nicht signifikant inhomogenen Zeitreihen kann durch die häufigere falsche Detektion von Inhomogenitäten im ersten Durchgang aufgrund der Verwendung inhomogener Referenzreihen erklärt werden. Letztendlich werden für etwa 31 % der 9.343 Zeitreihen signifikante Inhomogenitäten festgestellt und homogenisiert. Die Anzahl der Inhomogenitäten innerhalb einer Zeitreihe variiert dabei zwischen 1 und 4.

### A3. Interpolation der Stationsdaten und Berechnung von Rasterwerten

Vor der Interpolation der Stationsbeobachtungen auf ein regelmäßiges Gitter und der abschließenden Berechnung monatlicher Rasterwerte wurde untersucht, inwieweit Anzahl und räumliche Verteilung der verfügbaren Stationsdaten ausreichend sind, um ein qualitativ hochwertiges Ergebnis erwarten zu lassen. Da die Stationsdichte sehr starke regionale Schwankungen aufweist, ist auch die Qualität der interpolierten Niederschlagsfelder räumlich differenziert zu bewerten. Abbildung A2.1 verdeutlicht, dass die Stationsverteilung keine realistische Niederschlagsschätzung in der Antarktis und auf Grönland zulässt. Daher wurden diese Regionen aus den weiteren Analysen ausgeschlossen.

Werden die verbleibenden globalen Landflächen mit einem Gitter der Maschenweite  $0.5^\circ$  überzogen, entstehen ca. 71.000 Gitterpunkte, für die der Niederschlag aus den umliegenden Stationsbeobachtungen geschätzt werden soll. Die Güte dieser Abschätzung hängt wesentlich von der Distanz der umliegenden Stationen zum jeweiligen Gitterpunkt ab.

Für eine erste räumlich differenzierte Bewertung der Stationsdichte wurde für jeden Gitterpunkt die Entfernung zur nächstgelegenen Station ermittelt. Bei etwa 40 % der Gitterpunkte liegt die nächste Station näher als 100 km. Für 80 % der Gitterpunkte liegt sie näher als 250 km. Nur für 51 – auf isolierten Inseln gelegene – Gitterpunkte liegt die nächste Station mehr als 1000 km entfernt.

Der Nachteil dieses einfachen Bewertungskriteriums ist die Vernachlässigung der Repräsentanz einer Punktbeobachtung. In Abhängigkeit von Klimazone, Jahreszeit, Variabler und Integrationszeitraum (z.B. Terminwerte, Tageswerte, Monatswerte) beschreibt eine Zeitreihe an einem Ort einen gewissen Anteil der Variabilität an benachbarten Orten. Die Repräsentanz nimmt i.a. mit zunehmender Entfernung zur Station ab. Innerhalb von VASCLimO wurde durch die Anpassung einer Exponentialfunktion an die Korrelationen zwischen Beobachtungen an verschiedenen Orten diejenige Entfernung geschätzt, in der sich die gemeinsame Varianz der monatlichen Niederschlagssummen zweier Orte auf 50 % reduziert. Diese, hier als Dekorrelationslänge bezeichnete Größe schwankt je nach Klimazone, orographischer Struktur und Jahreszeit zwischen wenigen Kilometern und mehreren hundert Kilometern. Aus der Kenntnis der lokalen Dekorrelationslänge und der Distanz zwischen Gitterpunkt und nächstgelegener Station kann abgeschätzt werden, welcher Anteil der Niederschlagsvariabilität am betrachteten Gitterpunkt durch die nächstgelegene Station beschrieben wird. Es zeigt sich, dass für die Hälfte aller Gitterpunkte die jeweils nächstgelegene Station bereits über 50 % der Varianz erklärt. In Erweiterung dieser globalen Aussage lässt sich die Stationsdichte auch in räumlicher Differenzierung variablen- und seasonspezifisch bewerten. So wird aus Abbildung A3.1 deutlich, dass die Stationsdichte in Frankreich und Deutschland als sehr gut bezeichnet werden kann. Aber auch weitere Teile Europas, die USA, Teile Chinas und Australiens weisen eine ausreichende Stationsbelegung auf. Demgegenüber mangelhaft erscheint die Stationsdichte in Teilen Brasiliens, Kanadas sowie des asiatischen, afrikanischen und südamerikanischen Kontinents. Als Problemzonen können Teile Brasiliens, das Horn von Afrika, sowie Angola, Kongo, Mexiko, die arabische Halbinsel, Tibet, Indonesien und Neu Guinea bezeichnet werden. Hier könnte durch die weitere Akquisition selbst weniger Stationen eine deutliche Verbesserung der Datenbasis erreicht werden.

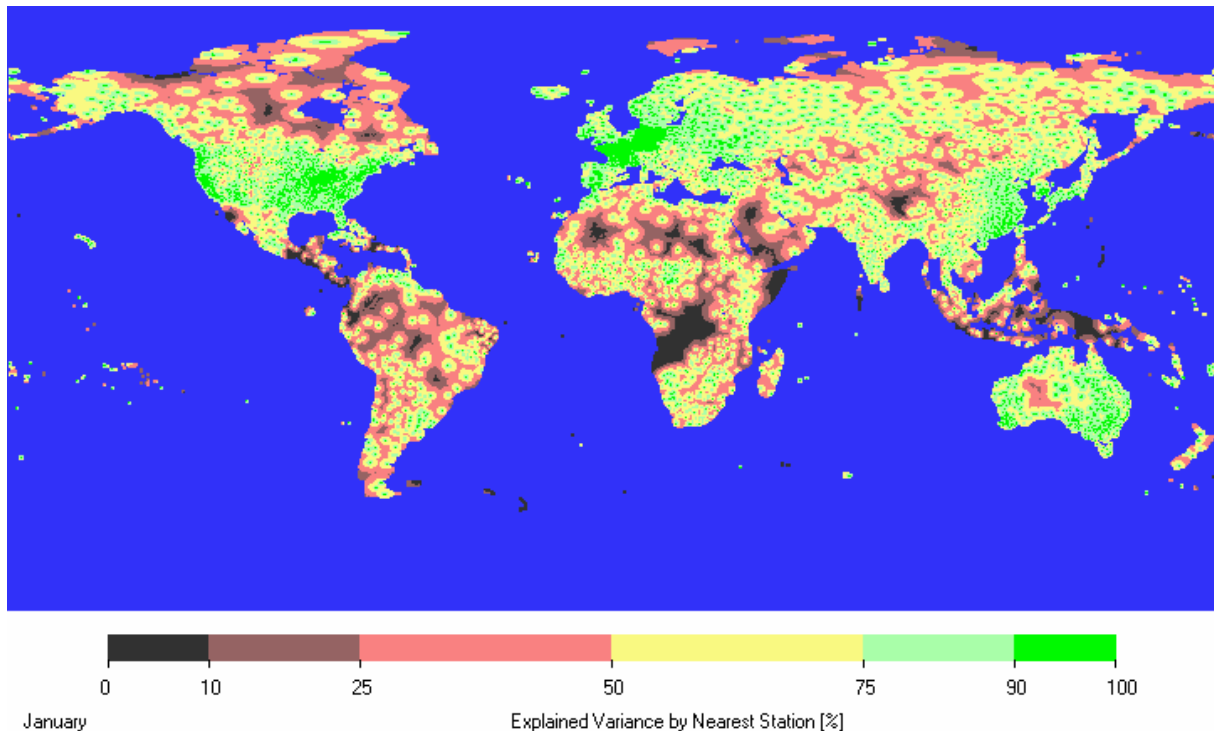


Abbildung A3.1: Geschätzte gemeinsame Varianz monatlicher Niederschlagssummen von Gitterpunkten mit der nächstgelegenen Station, beispielhaft für den Monat Januar.

Um Gebietsniederschläge für globale Landflächen mit der Auflösung von  $0.5^\circ \times 0.5^\circ$  zu berechnen, werden zunächst Punktniederschläge für die Eckpunkte dieser Teilgebiete interpoliert. Diese werden dann in einem weiteren Schritt zu Gebietsniederschlägen gemittelt. Zahlreiche numerische Experimente haben gezeigt, dass lokale Niederschlagsmengen aus deterministischen und stochastischen Anteilen zusammengesetzt sind. In Regionen mit hoher Stationsdichte können deterministische Einflüsse wie z.B. Luv/Lee-Effekte studiert werden. Es hat sich jedoch herausgestellt, dass eine generelle Berücksichtigung solcher Determinismen im globalen Maßstab (jedoch lokal jeweils aus den Beobachtungen geschätzt) nicht sinnvoll ist, da insbesondere in Regionen geringer Stationsdichte die Ergebnisse dadurch erheblich verschlechtert werden können.

Daher wurde im Projekt VASCLimO ein ausschließlich statistisches Interpolationsverfahren verwendet. Ein Vergleich verschiedener Verfahren hat gezeigt, dass das sog. Ordinary Kriging die besten Resultate liefert (dicht gefolgt von Shepards Methode, die im WZN-Routinebetrieb Anwendung findet). Um die Qualität der Interpolation zu messen, wird der sogenannte Jackknife-Fehler betrachtet. Dieser ist die Abweichung zwischen den Beobachtungen an den Stationen und den Werten, die für diese Stationsorte unter Nichtberücksichtigung der dortigen Beobachtung interpoliert werden. Der Jackknife-Fehler kann zur Untersuchung zahlreicher Fragen verwendet werden. Er stellt z.B. ein Maß dafür dar, wie viel Information eine Station beiträgt, die nicht aus den Nachbarstationen geschlossen werden kann. Er kann dafür genutzt werden sowohl Ausreißer als auch Regionen unzureichender Stationsdichte zu identifizieren. Nicht zuletzt dient er dem Vergleich und der objektiven Bewertung verschiedener Interpolationsmethoden. Dazu werden statistische Eigenschaften der berechneten Jackknife-Fehler verglichen. Hier wurden der mittlere absolute, der Root-Mean-Square und der maximale Fehler (sowohl absolut als auch relativ) betrachtet.

Neben der direkten Interpolation der beobachteten Niederschläge können auch bijektiv transformierte Beobachtungen interpoliert und anschließend re-transformiert werden. Hier wurden 9 verschiedene Varianten verglichen. Im einzelnen sind dies absolute und relative Abweichungen, Anteile vom Mittel, standardisierte Beobachtungen, logarithmierte Beobachtungen (mit zwei verschiedenen Werten für den dabei notwendigen Offset) und standardisierte logarithmierte Beobachtungen. Unter Berücksichtigung dieser 9 Variablen, 9.343 Stationen, 600 Monaten und 2 Interpolationsmethoden ergeben sich ca. 100 Mio. Interpolationen, die im Rahmen der Vergleichsstudien durchgeführt wurden.

Es hat sich gezeigt, dass die Verwendung verschiedener statistischer Fehlermaße sehr wichtig für die Beurteilung der Ergebnisse ist. So liefert zwar die Interpolation von standardisierten logarithmierten Beobachtungen den geringsten mittleren relativen Fehler, jedoch den höchsten Betrag des absoluten Fehlers. Kleine mittlere und kleine höchste Interpolationsfehler treten bei der Verwendung von standardisierten und relativen Beobachtungen auf. Da jedoch die Verwendung von relativen Beobachtungen deutlich weniger aufwändig ist (da keine Standardabweichungen geschätzt und separat interpoliert werden müssen), wird dieser Variable der Vorzug gegeben. Der global gemittelte Betrag des lokalen Fehlers liegt dabei unter 15 mm.

Langzeitmittelwerte des beobachteten Niederschlags liegen dem Projekt für über 27.000 Stationen vor. Da sich gezeigt hat, dass die Interpolation von relativen Abweichungen vom Langzeitmittel den geringsten Interpolationsfehler aufweist, bietet es sich an, zunächst eine Langzeitmittelklimatologie auf der Grundlage eines erweiterten Stationskollektivs zu erstellen. Dabei wurden zusätzlich zu den 9343 Stationen, die über ausreichend lange, qualitätsgeprüfte Daten verfügen, auch die Mittelwerte der zusätzlichen 27.000 Stationen verwendet. Die dadurch zusätzlich eingehende Information verbessert nicht nur das Feld der Langzeitmittel, sondern auch das der Variabilität, da bei der Rücktransformation der relativen Abweichungen das lokale Mittel eingeht. Es wird also berücksichtigt, dass die Niederschlagsvariabilität räumlich nicht konstant ist. Im Rahmen der Rücktransformation wird sie als lineare Funktion des lokalen mittleren Niederschlags angesetzt. Die resultierenden Datenfelder werden unabhängiger von der räumlichen Verteilung der Stationen mit kontinuierlich verfügbaren Zeitreihen.

Der neu berechnete Datensatz rasterbezogener monatlicher Niederschlagssummen der globalen Landflächen für den Zeitraum 1951-2000, Informationen zu dessen grundlegenden statistischen Eigenschaften (Mittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten) sowie einige ausgewählte Trendparameter (absoluter und relativer linearer Trend, Trend-Rausch-Verhältnis und Mann-Kendall-Trendtest) wurden der internationalen Forschergemeinschaft im Internet unter <http://www.dwd.de/vasclimo> zur Verfügung gestellt.

#### **A4. Vergleich des neuen VASCLIMO-Datensatzes mit anderen globalen Niederschlagsdatensätzen**

Der 50-jährige VASCLIMO - Niederschlagsdatensatz wurde systematisch mit verschiedenen anderen gerasterten globalen Niederschlagsdatensätzen, sowohl des WZN (GPCC Full Data Produkt) als auch anderer Forschergruppen (z.B. CRU) verglichen. Diese Vergleichsstudien umfassten zum einen die Gegenüberstellung von

wesentlichen auf der Grundlage der verschiedenen Datensätze für verschiedene räumliche (rasterfeldspezifisch, zonal- und global gemittelt) und zeitliche (monatlich, jahreszeitlich, jährlich) Aggregationsstufen ermittelten langzeitlichen statistischen Charakteristika (Mittelwert, Standardabweichung, linearer Trend) als auch den direkten Vergleich einzelmonatlicher Niederschlagsfelder mittels verschiedener Ähnlichkeitsmaße (Mittlere absolute Differenz, Mittlere quadratische Differenz, Bias, Pearson-Korrelation).

Bei qualitativ guter Übereinstimmung der großräumig und global gemittelten Niederschläge, insbesondere beim Vergleich des VASClimO - Datensatzes mit dem Datensatz der Climatic Research Unit (Abb. A4.1), zeigen sich regional bedeutsame Unterschiede zum einen in Gebieten geringer Stationsdichte (Abb. A4.2 und Abb. A4.3) und zum anderen verstärkt gegen Ende des betrachteten 50-jährigen Analysezeitraums (Abb. A4.4) aufgrund generell reduzierter Datenverfügbarkeit und vermehrter Verwendung von Datenquellen ungesicherter Qualität.

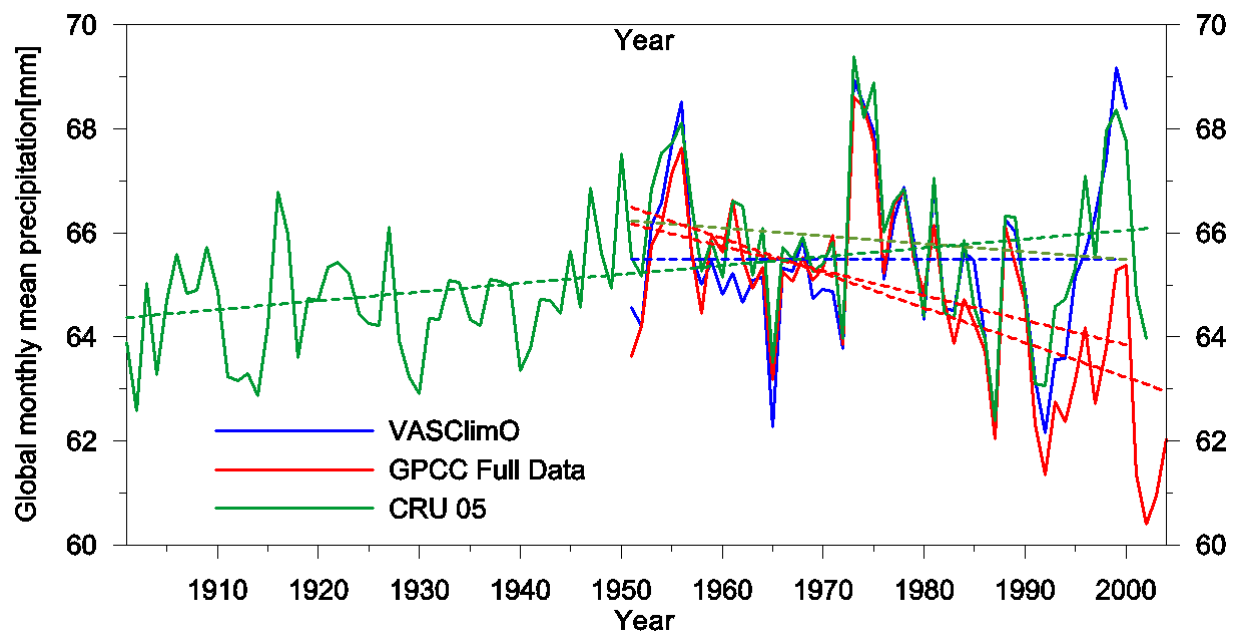


Abbildung A4.1: Global gemittelte jährliche Niederschlagssummen, ermittelt auf Basis verschiedener gerasterter Niederschlagsdatensätze (VASClimO, GPCC-Full Data, CRU).

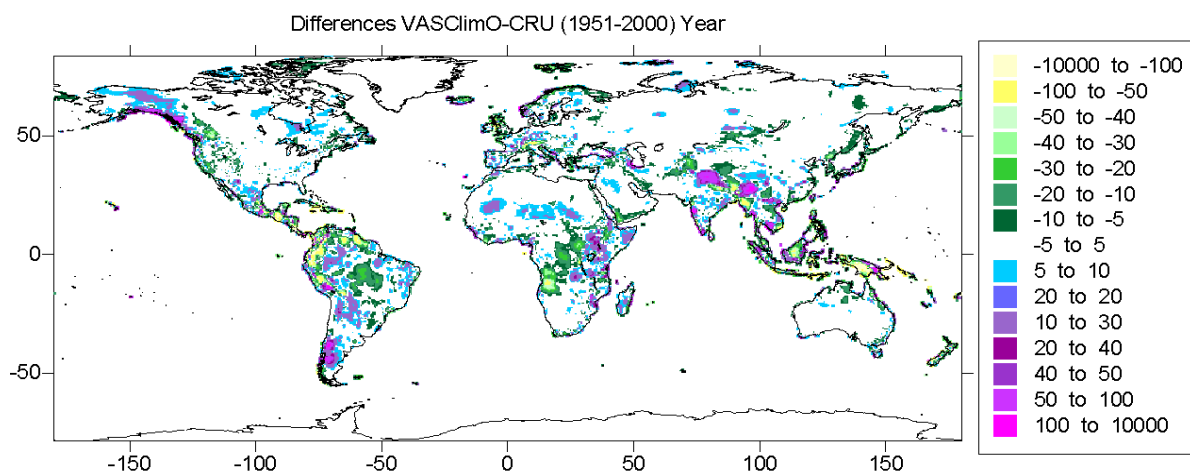


Abbildung A4.2: Rasterflächenbezogene Differenzen der langjährigen (1951-2000) mittleren jährlichen Niederschlagssummen zwischen dem VASClimO- und CRU-Niederschlagsdatensatz.

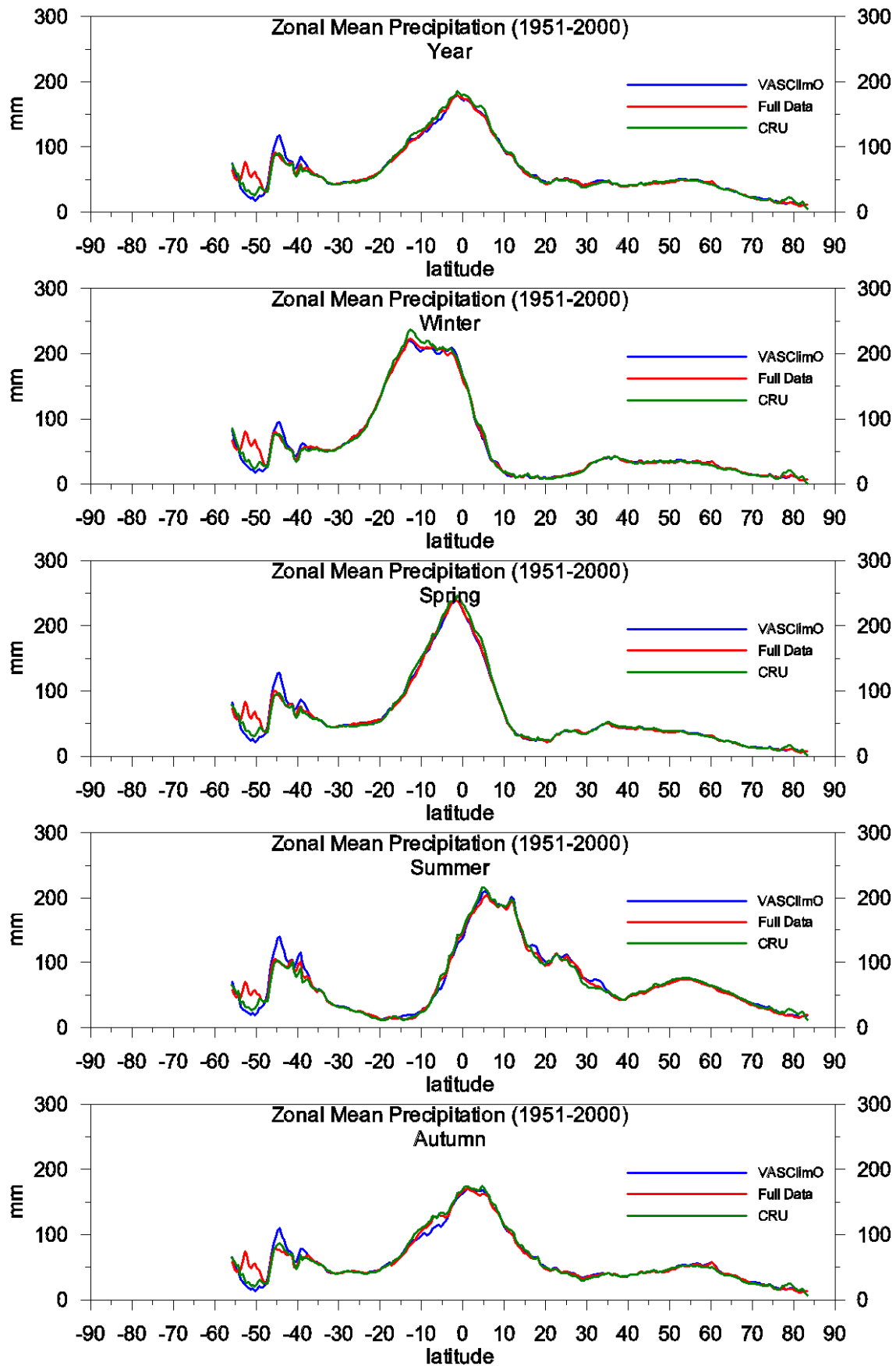


Abbildung A4.3: Breitenkreisspezifische langjährige (1951-2000) Mittelwerte der saisonalen und jährlichen Niederschlagssummen für verschiedene globale Niederschlagsdatensätze (VASCLimO, GPCP Full Data, CRU).



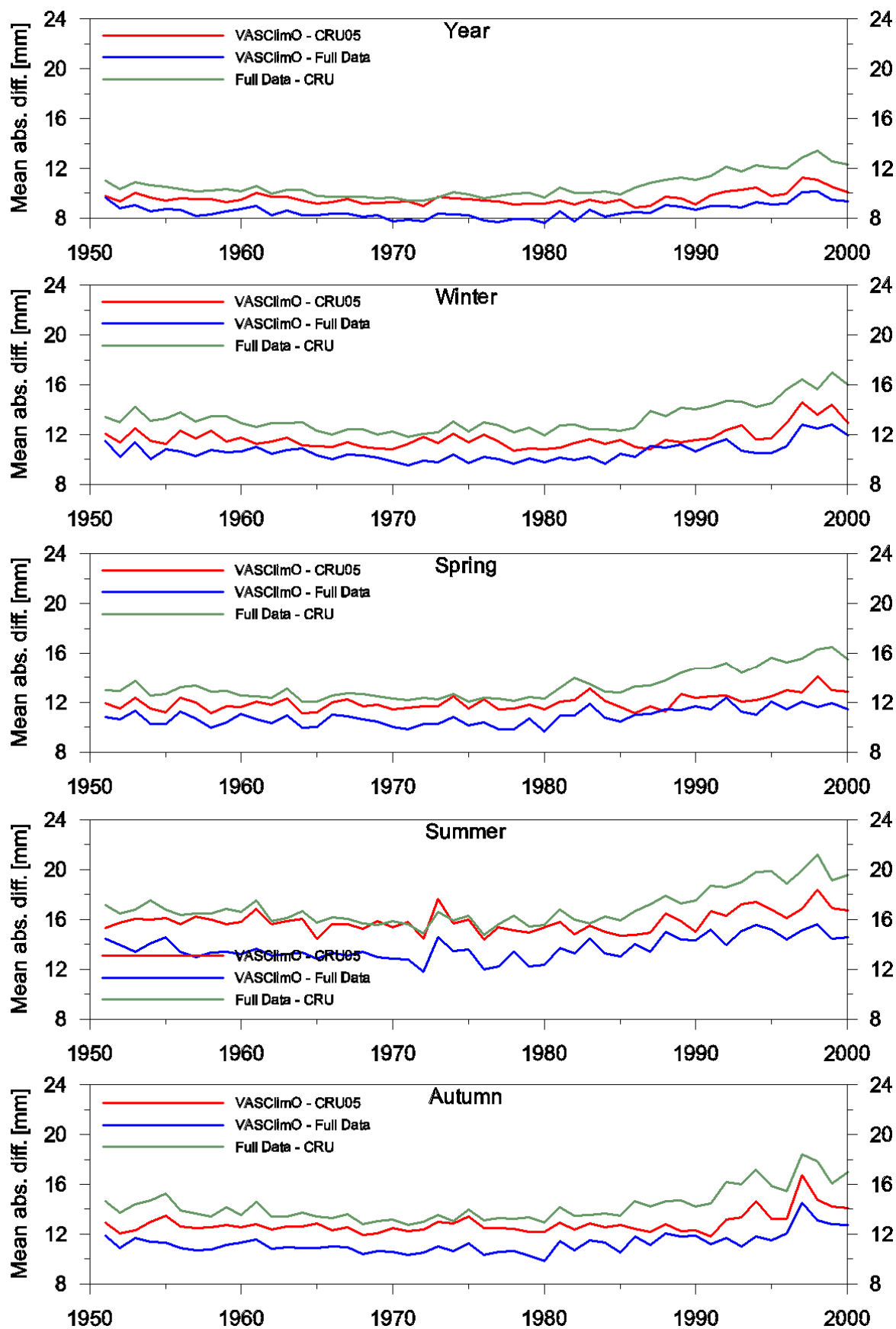


Abbildung 4.4: Zeitliche Entwicklung der RMS-Differenzen zwischen saisonalen und jährlichen Niederschlagsfeldern verschiedener globaler Niederschlagsdatensätze (VASCLimO, GPCP Full Data, CRU).

## A5. Klimavariabilitätsstudien auf der Grundlage des VASClimO-Datensatzes

Neben den im Teilprojekt B angesiedelten Klimavariabilitätsstudien (siehe nachfolgenden Abschnitt), wurden innerhalb des Teilprojekts A in der letzten Projektphase verschiedene Untersuchungen zur globalen und regionalen Klima- und Niederschlagsvariabilität auf der Grundlage des neu erstellten VASClimO Niederschlagsdatensatzes durchgeführt.

Diese Arbeiten umfassen Betrachtungen zu Veränderungen des global gemittelten Niederschlages und potentieller Einflussgrößen, die Neuberechnung der globalen Klimaklassifikation nach Köppen unter Mitverwendung des VASClimO - Datensatzes und darauf aufbauende Variabilitätsstudien, Untersuchungen zur raumzeitlichen Struktur von Niederschlagsänderungen in Afrika und schließlich Analysen zur raumzeitlichen Variabilität der Beziehungen zwischen großräumiger atmosphärischer Zirkulation und Niederschlag im nordatlantisch-europäischen Bereich.

### A5.1 Globaler Niederschlag seit 1951 – Variabilität und Einflussfaktoren

Verschiedene konzeptionelle Untersuchungen legen nahe, dass der globale Klimawandel sich nicht nur in einer globalen Erwärmung ausdrückt, sondern zudem in einer Verstärkung des globalen Wasserkreislaufs (z.B. Trenberth, 1998). Es wird angenommen, dass der Zusammenhang auf globaler Skala im Wesentlichen durch die Clausius-Clapeyron-Gleichung bestimmt ist. Trenberth et al. (2003) erwarten einen direkten linearen Zusammenhang zwischen Variationen der globalen Mitteltemperatur und der globalen Niederschlagsmenge von 1%/K. Da die Aufenthaltszeit von Wasser in der Atmosphäre bei etwa einer Woche liegt, lässt sich diese These sehr leicht dadurch überprüfen, dass die globale Mitteltemperatur und der global gemittelte Landflächenniederschlag für die 600 Monate von 1951 bis 2000 miteinander korreliert werden.

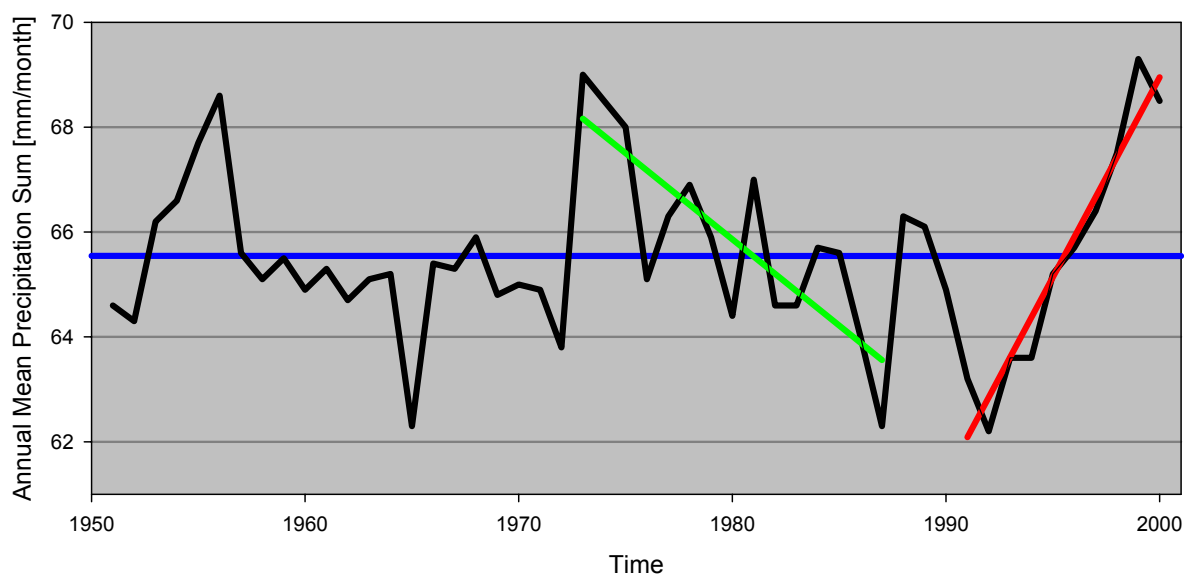


Abbildung A5.1: Verlauf des global gemittelten (ohne Grönland und Antarktika) jährlichen Landflächenniederschlags (in mm/Monat) im Zeitraum 1951-2000. In blau, grün und rot eingetragen sind lineare Trends für den Gesamtzeitraum und die Subintervalle 1973-1987 bzw. 1991-2000.

Zwar sind für Subintervalle des Zeitraums 1951-2000 signifikante lineare Trends festzustellen, es ergibt sich aber kein signifikanter Langzeittrend im global gemittelten Niederschlag (Abb. A5.1) noch eine signifikante Korrelation zu monatlichen Temperaturanomalien. Einzig ein El-Niño-Signal ist deutlich im globalen Niederschlagsmittel zu erkennen. Eine Kontingenzanalyse belegt darüber hinaus ein signifikantes aber sehr schwaches Signal explosiver Vulkanausbrüche (Grieser und Beck, 2006).

Die Unabhängigkeit des global gemittelten Landflächenniederschlags von der global gemittelten bodennahen Lufttemperatur schließt einerseits nicht aus, dass es lokal und regional deutliche Zusammenhänge geben kann. Andererseits kann vermutet werden, dass die beobachtete globale Lufttemperatur und die beobachteten global gemittelten Niederschläge jeweils von sehr unterschiedlichen Regionen dominiert werden. Während Schwankungen der Temperatur in den Außertropen besonders groß sind, sind die stärksten Niederschläge und ausgeprägtesten Schwankungen in den Tropen zu verzeichnen.

### ***A5.2 Aktualisierung der globalen Klimaklassifikation nach Köppen und weiterführende Variabilitätsstudien***

Auf der Grundlage der gerasterten VASCLimO-Niederschlagsdaten in einer Auflösung von  $0.5^\circ \times 0.5^\circ$  und unter Hinzunahme der in gleicher Auflösung vorliegenden Temperaturdaten der Climatic Research Unit (CEU, Mitchell and Jones, 2005) wurde die Köppen-Klimatologie (Köppen, 1936) für die Landflächen der Erde neu berechnet (Kottek et al., 2006); siehe dazu auch Anhang D1. Ein Vergleich mit bereits existierenden Rasterdaten der Köppen-Klimatologie zeigt, dass die Verbesserung der Datengrundlage zu deutlichen Veränderungen der Landflächenanteile, die einzelnen Klimaten zugeordnet werden können, führt (Grieser et al., 2006). Den maßgeblichen Einfluss der Niederschlagsklimatologie erkennt man an den unterschiedlichen Ergebnissen bei Verwendung eines alternativen Niederschlagsdatensatzes unter Verwendung des gleichen Temperaturdatensatzes.

Für 10 der 24 möglichen C- und D-Klimate fand Köppen (1936) keine flächenhafte Realisierung. Für 3 dieser Klassen liegt dies darin begründet, dass ein gemäßigttes Klima (C als erster Buchstabe) und sehr strenge Winter (d als dritter Buchstabe) unvereinbar sind. Von den restlichen 7 Klimaten (Csc, Cwc, Dsa, Dsb, Dsc, Dsd und Dfd) wurden in der neu berechneten Klimatologie nur Csc und Dsc nicht realisiert. Die anderen 5 Klimate wurden als seltene Klimate bezeichnet. Ihre Flächenausdehnung beträgt zusammen über  $2.6 \times 10^6 \text{ km}^2$ . Diese klar unterscheidbaren Klimate repräsentieren verschiedene Regionen. So tritt das Dfd-Klima ausschließlich in Nordostsibirien auf. Die verbleibenden 4 raren Klimate sind Hochgebirgsklimate. Cwc erscheint ausschließlich auf der Südhemisphäre auf, Dsa, Dsb und Dsc finden sich in verschiedenen Regionen der Nordhemisphäre. Diese Ergebnisse sind ausführlich in Grieser et al. (2006) beschrieben.

Über die Ermittlung der räumlichen Klimadifferenzierung für den 50-jährigen Gesamtzeitraum hinaus bietet sich auf der Grundlage der oben genannten globalen Datensätze die Möglichkeit, raumzeitliche Klimavariationen mittels Anwendung des Klimaklassifikationsschemas nach Köppen auf variierende Subintervalle der Periode 1951-2000 zu analysieren (Beck et al., 2006). So ergibt die Durchführung der Klassifikation für zeitlich gleitende 15-jährige Teilzeiträume mit einjähriger

Verschiebung deutliche Veränderungen der globalen Klimacharakteristik in der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts, die als wesentliche Elemente eine Ausbreitung der trockenen und der warmgemäßigten Klimate und eine korrespondierende Flächenreduzierung der kalten Klimazonen als Ausdruck globaler Erwärmungstendenzen beinhaltet (siehe Abb. A5.2 und A5.3).

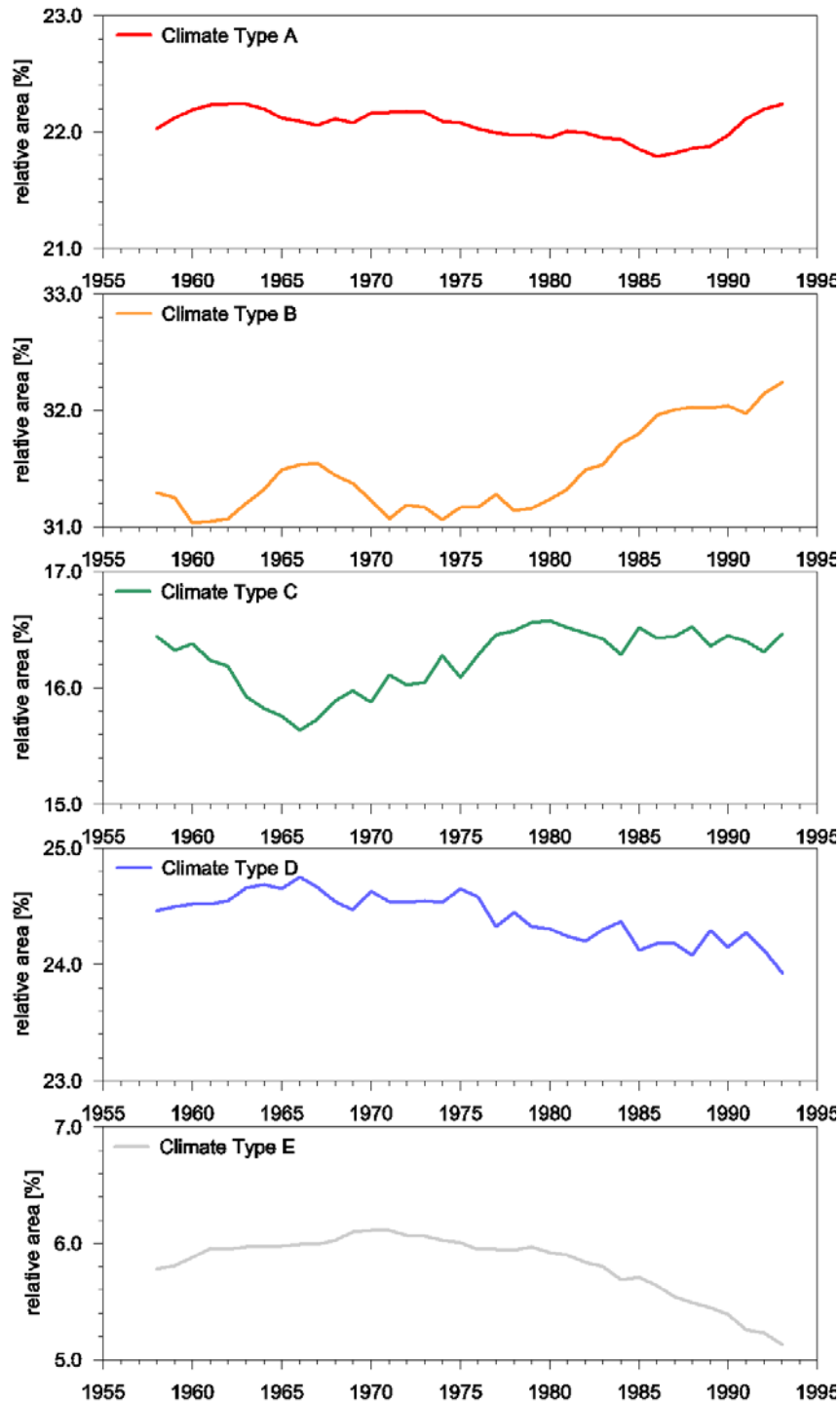


Abbildung A5.2: Relative Flächenanteile (in Prozent der globalen Landflächen ohne Grönland und Antarktika) der Hauptklimaklassen nach Köppen, ermittelt für 15-jährige, 1-jährig gleitend verschobene Subintervalle im Zeitraum 1951-2000.

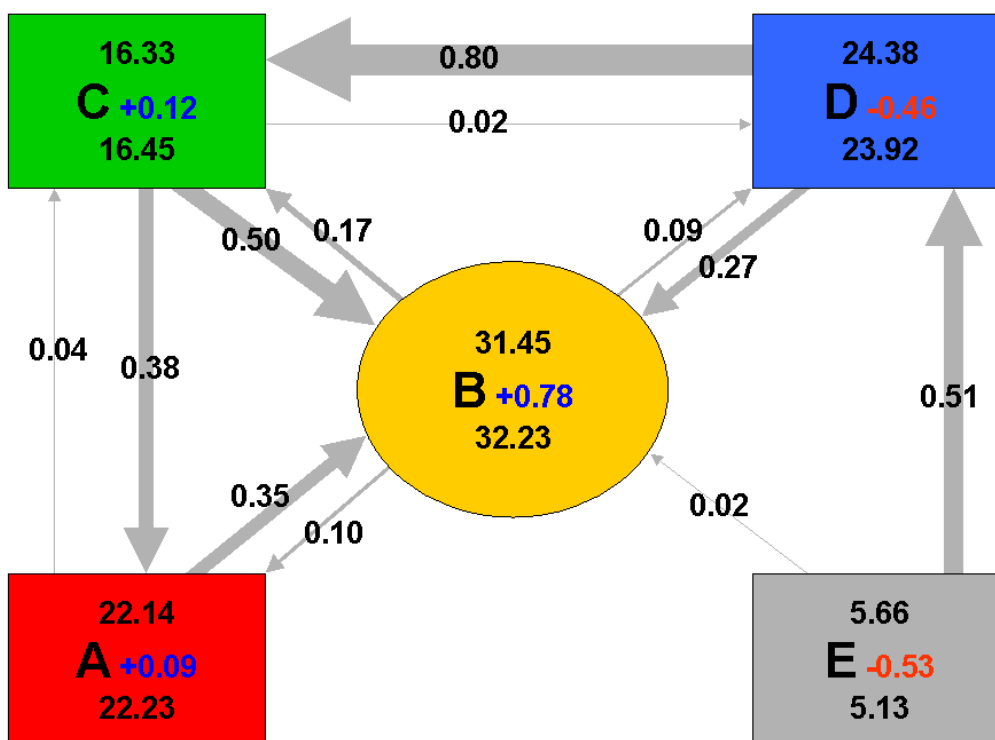


Abbildung A5.3: Flächenveränderungen der 5 Hauptklimatypen (A, B, C, D, E) nach Köppen zwischen 1951-2000 und 1986-2000. Zahlenwerte in den Boxen geben Flächenanteile (in Prozent der globalen Landfläche, ohne Antarktis und Grönland) der jeweiligen Klasse im Zeitraum 1951-2000 (oben) bzw. 1986-2000 (unten) sowie die Flächenveränderung zwischen den beiden Zeiträumen (Zu-/Abnahmen in blau/rot) an. Pfeile symbolisieren Flächenübergänge (in Prozent der globalen Landflächen) zwischen den Klimatypen.

### A5.3 Niederschlagstrends und raumzeitliche Variabilität von Niederschlagsregimetypen in Afrika seit 1951

Mit Blick auf die herausgehobene Bedeutung von Niederschlag und Wasserverfügbarkeit für natürliche und gesellschaftliche Systeme in den meisten Regionen Afrikas wurde die langzeitliche hygroklimatische Variabilität in Afrika auf der Grundlage des VASCLimO-Datensatzes untersucht (Beck und Grieser, 2006).

Aus saisonalen und jährlichen linearen Trendanalysen ergeben sich überwiegend negative langfristige Niederschlagsentwicklungen (Abb. A5.4), die im nordhemisphärischen Sommer und Herbst am ausgeprägtesten im Sahelo-sudanischen Bereich und in Winter und Frühjahr insbesondere in Teilen des südlichen Afrika, des Kongo-Beckens und der Guinea-Region in Erscheinung treten.

Langzeitliche Variationen des Auftretens und der Intensität von Dürreereignissen sind an dekadische und multidekadische Langfristtrends der Niederschlagssummen gekoppelt. Aber auch höherfrequente Anteile der Niederschlagsvariabilität (inter- und intraannuelle Variationen) müssen zur Bewertung der langfristigen Entwicklung von Dürren berücksichtigt werden. Dies geschieht etwa im Rahmen der Berechnung des sogenannten SPI (Standardized Precipitation Index, McKee et al., 1993).

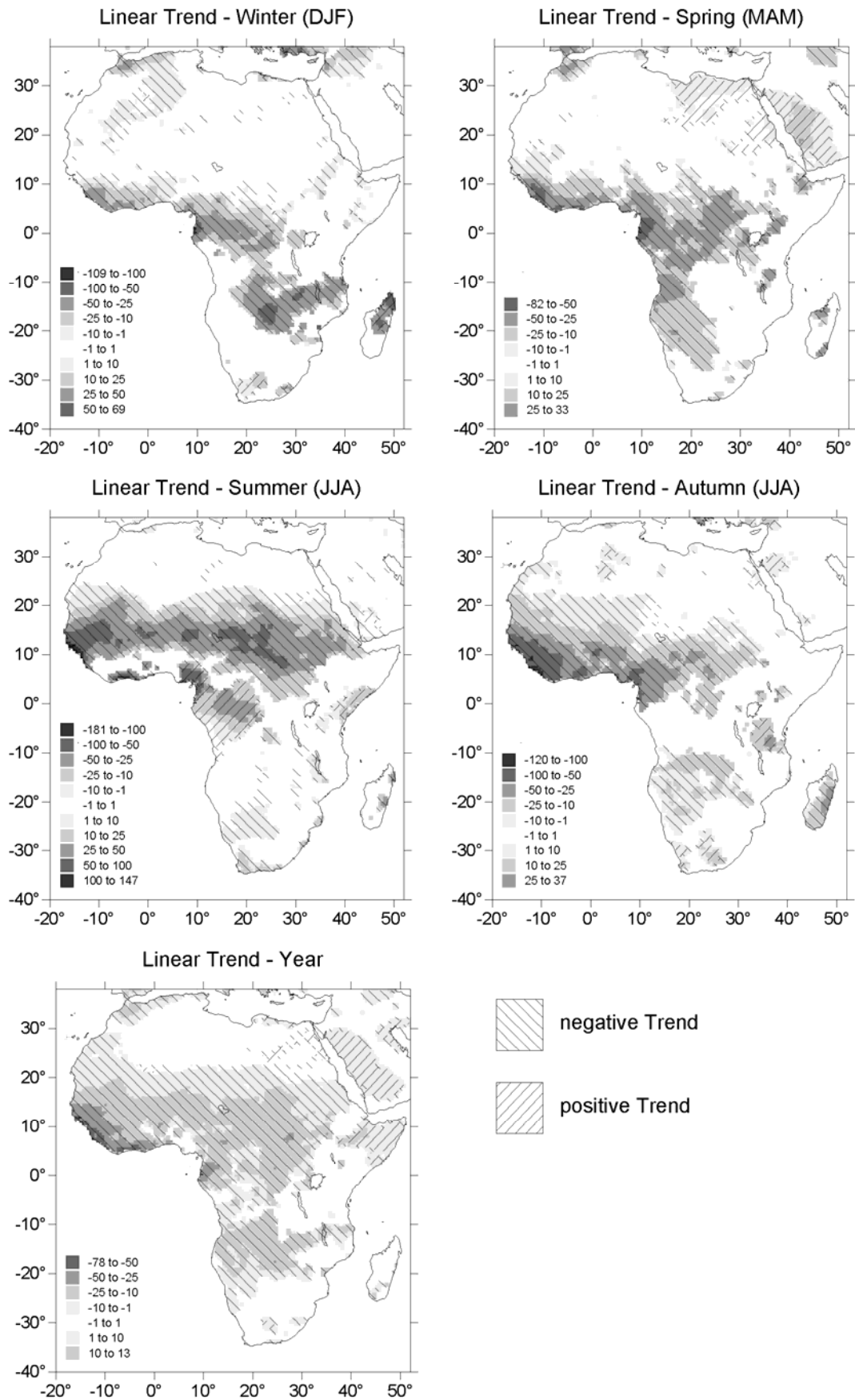


Abbildung A5.4: Lineare Trends (mm/50a) der saisonalen (DJF, MAM, JJA, SON) und jährlichen Niederschlagssummen im Zeitraum 1951-2000. Dargestellt sind nur solche Trends, für die sich nach dem Mann-Kendall Trendtest mindestens 90% statistische Signifikanz ergeben.

Monatliche SPI-Indizes für den Zeitraum 1951-2000 und deren lineare Trends wurden für Bezugszeiträume von 3, 6, 12 und 24 Monaten berechnet. Der ausgeprägten Autokorrelation innerhalb der resultierenden SPI-Zeitreihen wurde dabei durch die Verwendung sogenannter effektiver Werteanzahlen bei der Signifikanzbetrachtung der linearen Trends Rechnung getragen. Aus Abb. A5.5 ist ersichtlich, dass mehrheitlich signifikant negative Trends des 12-monatigen SPI, der zur Erfassung hydrologisch bedeutsamer Dürreereignisse geeignet ist, innerhalb des Zeitraums 1951-2000 auftreten, bevorzugt in Regionen mit ausgeprägt negativen Trends der jährlichen Niederschlagssummen. Beispielhaft wiedergegebene Zeitreihen für zwei ausgewählte Regionen zeigen zum einen ausgeprägte langzeitliche Veränderungen, im Sinne einer deutlichen Intensivierung von Dürren (Western Sahel) und zum anderen starke SPI-Variabilität auf der dekadischen Zeitskala ohne vergleichbar deutliche Langzeittrends (Horn of Africa).

In einem weiteren analytischen Schritt wird untersucht inwieweit sich aus den detektierten langzeitlichen Niederschlagsveränderungen Modifikationen der räumlichen Verbreitungsmuster disjunkter Niederschlagsregimetyper in Afrika ergeben. Mittels nichthierarchischer Clusteranalyse der rasterspezifischen mittleren Niederschlagsjahresgänge des Zeitraums 1951-2000 wurden zunächst 7 Niederschlagsregimetyper für Afrika ermittelt (Abb. A5.6, oben links). Die nachfolgende zeitraum-spezifische Zuordnung der Rasterfelder zu diesen Regimetyper auf der Grundlage der für die beiden Subintervalle 1951-1975 und 1976-2000 getrennt ermittelten monatlichen Langzeitmittel und der für den Gesamtzeitraum ermittelten Clusterzentroide ergibt deutliche Veränderungen der räumlichen Verbreitungsmuster einiger Regimetyper (Abb. A5.6, oben rechts). Als markantestes Ergebnis sind Flächenanteilsverschiebungen hin zu zunehmend durch Sommertrockenheit gekennzeichnete Cluster festzustellen, die im Sinne einer äquatorwärtigen Ausbreitung semi-arider und arider Klimate zu interpretieren sind (Abb. A5.6, unten).

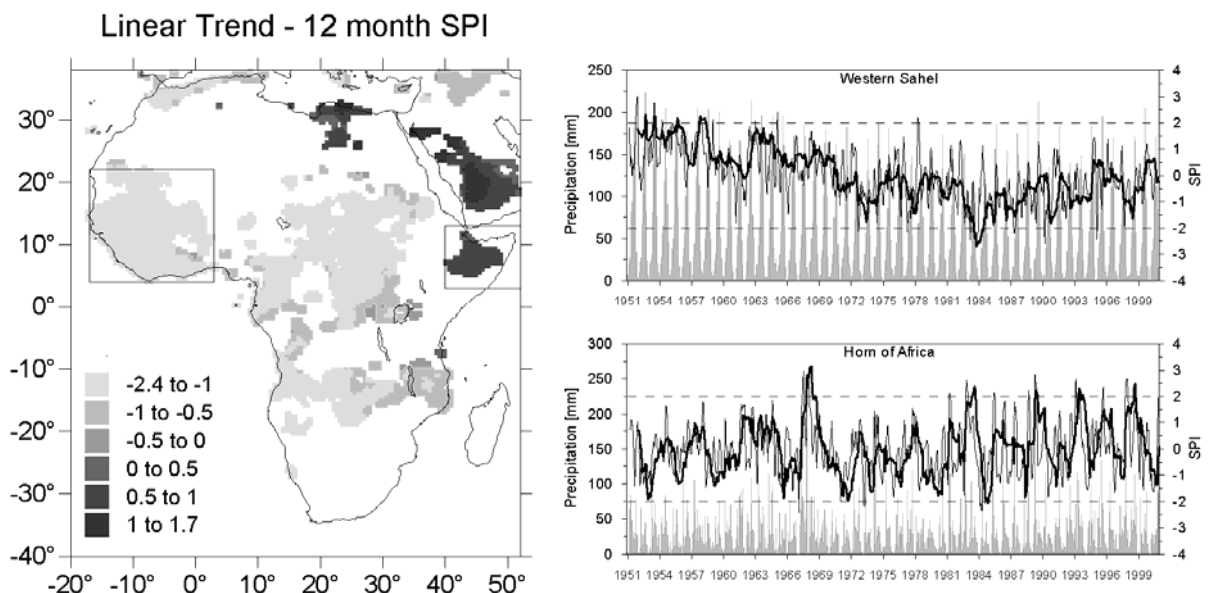


Abbildung A5.5: Variabilität des SPI (Standardized Precipitation Index) im Zeitraum 1951-2000. Links: Statistisch signifikante (10%-Signifikanzniveau, unter Berücksichtigung signifikanter Autokorrelation) lineare Trends des, für 12-monatige Bezugszeiträume berechneten SPI-Index. Rechts: Regionale Zeitreihen monatlicher Niederschlagssummen (graue Balken) und 3- bzw. 12-monatiger SPI-Indizes (dünne bzw. dicke durchgezogene Linien) für zwei ausgewählte afrikanische Regionen (entspr. Rechtecke in linker Abbildung). SPI-Werte unter-/oberhalb der gestrichelten horizontalen Linien charakterisieren extrem trockene/feuchte Verhältnisse.

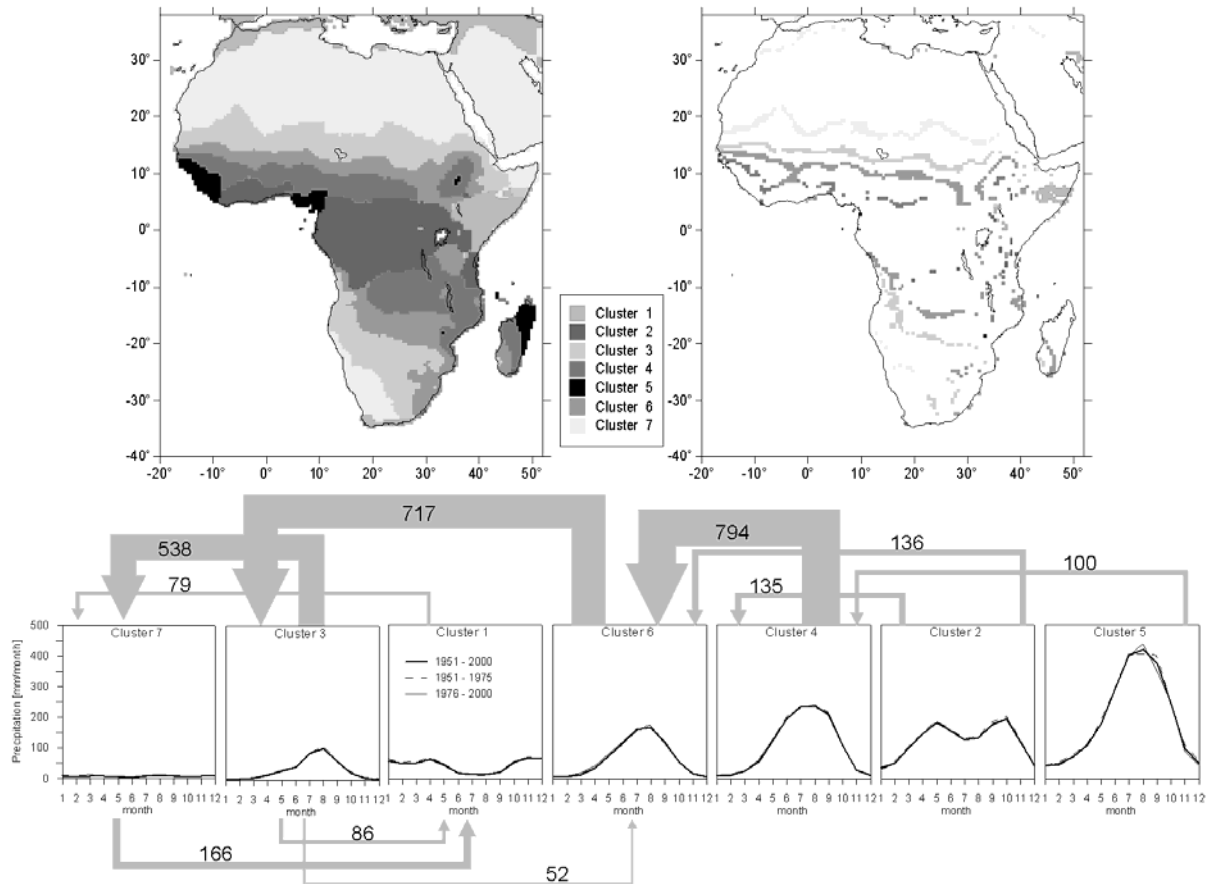


Abbildung A5.6: Oben links: Räumliche Verteilung afrikanischer Niederschlagsregimetyper aus der nichthierarchischen Clusteranalyse mittlerer monatlicher Niederschlagssummen für den Zeitraum 1951-2000. Oben rechts: Clusterzugehörigkeit im Zeitraum 1976-2000 für Rasterfelder, die in den Teilzeiträumen 1951-1975 und 1976-2000 unterschiedlichen Niederschlagsclustern zugeordnet werden. Unten: Langzeitmittel der clusterspezifischen Niederschlagsjahresgänge für die Zeiträume 1951-2000, 1951-1975 und 1976-2000. Pfeile geben die wesentlichen Umverteilungen (in 1000 km<sup>2</sup>) zwischen den Clustern an, die zwischen den beiden Teilzeiträumen (1951-1975, 1976-2000) stattgefunden haben.

#### A5.4 Variabilität der Beziehungen zwischen großräumiger atmosphärischer Zirkulation und Niederschlag

Zur Untersuchung der raumzeitlichen Variabilität der Kopplungen zwischen großräumiger atmosphärischer Zirkulation und beobachtetem Niederschlag erfolgte zunächst die Analyse der korrelativen Zusammenhänge zwischen verschiedenen Zirkulationsindizes und beobachteten Niederschlägen in Europa (Beck et al., 2005).

Aus der Berechnung der Pearson-Korrelationskoeffizienten zwischen monatlichen und saisonalen Zeitreihen der Rasterfeld-Niederschlagssummen und des NAO-Index für die Teilzeiträume 1951-1975 und 1976-2000 ergeben sich deutliche, räumlich und saisonal differenzierte Unterschiede zwischen den beiden Teilzeiträumen. Eine Verstärkung der positiven/negativen Kopplungen im Winter/Sommer in weiten Teilen des nördlichen Mitteleuropas, Skandinaviens und des Baltikums sowie eine Intensivierung der winterlichen negativen Kopplungen im westlichen und nordwestlichen Mittelmeerraum und eine Abschwächung im südosteuropäischen Bereich (s. Abb. A5.7).



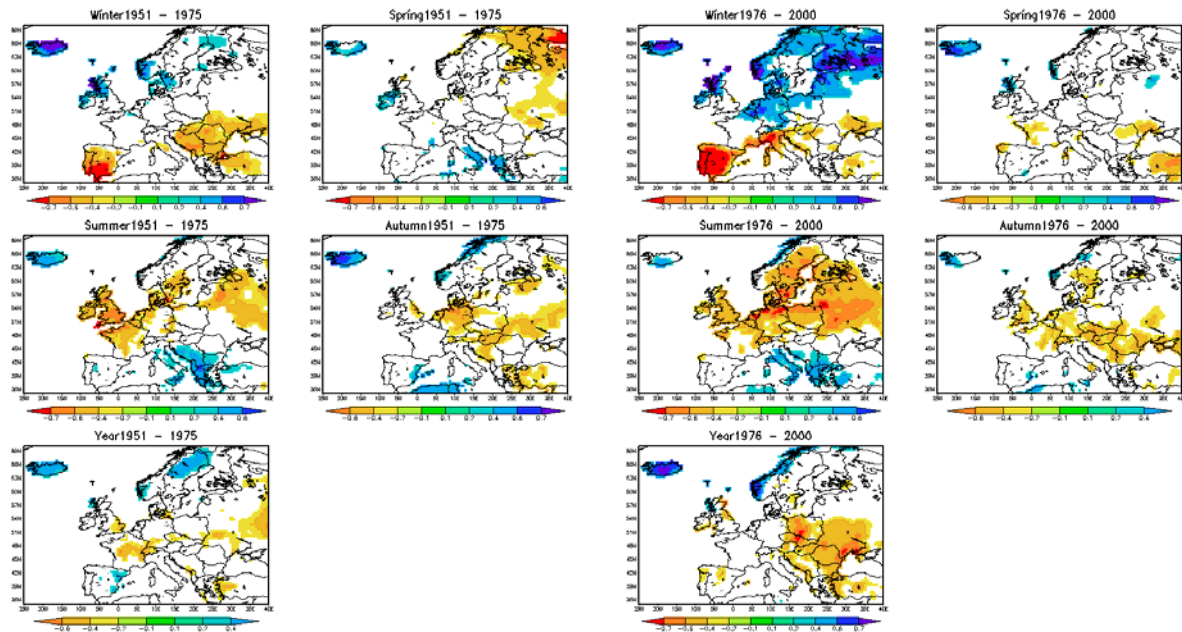


Abbildung A5.7: Statistisch signifikante (mindestens 90%-Signifikanzniveau) saisonale Pearson-Korrelationskoeffizienten zwischen NAOI (Nordatlantischer Oszillationsindex) und beobachteten Niederschlägen in Europa in den Zeiträumen 1951-1975 (links) und 1976-2000 (rechts).

Ein detaillierteres Bild der kontinuierlichen Veränderungen der Zusammenhänge ergibt sich auf der Grundlage zeitlich gleitend ermittelter Korrelationskoeffizienten (21-jährige Subintervalle mit einjähriger Verschiebung). Mittels einer nichthierarchischen Clusteranalyse der Rasterfeld-bezogenen Zeitreihen der gleitenden Korrelationen wird eine Regionalisierung von Gitterfeldern mit ähnlichem zeitlichem Änderungsverhalten der korrelativen Zusammenhänge erreicht. Einzelne Cluster (Regionen) sind hierbei jeweils durch die aus allen Clusterelementen gemittelten Zeitreihen (Clusterzentroide) der gleitenden Korrelationen charakterisiert. Beispielhaft für Winter lassen sich so 5 Typen langzeitlicher Änderungsdynamik der Kopplungen zwischen NAOI und Niederschlag bestimmen (Abb. A5.8).

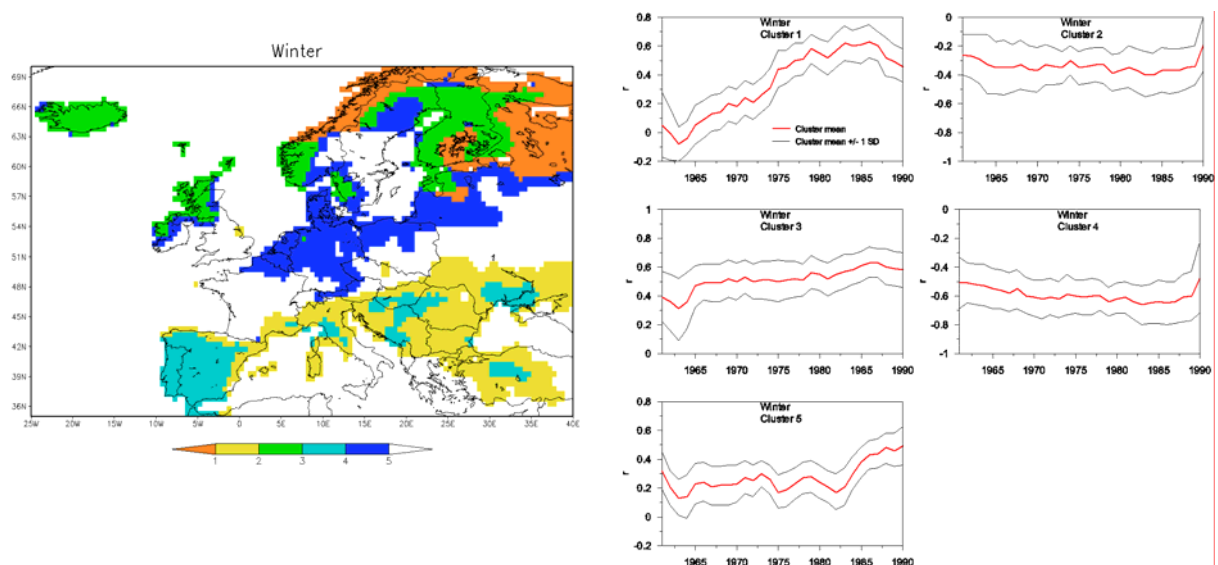


Abbildung A5.8: Räumliche Repräsentation der Änderungstypen (Cluster) der zeitlich gleitenden Korrelationen zwischen NAOI und Niederschlag im Zeitraum 1951-2000, Winter (links) und zeitlich gleitende Korrelationskoeffizienten (Clusterzentroide und  $\pm 1$  SD) der winterlichen Änderungstypen (Cluster) im Zeitraum 1951-2000 (rechts).

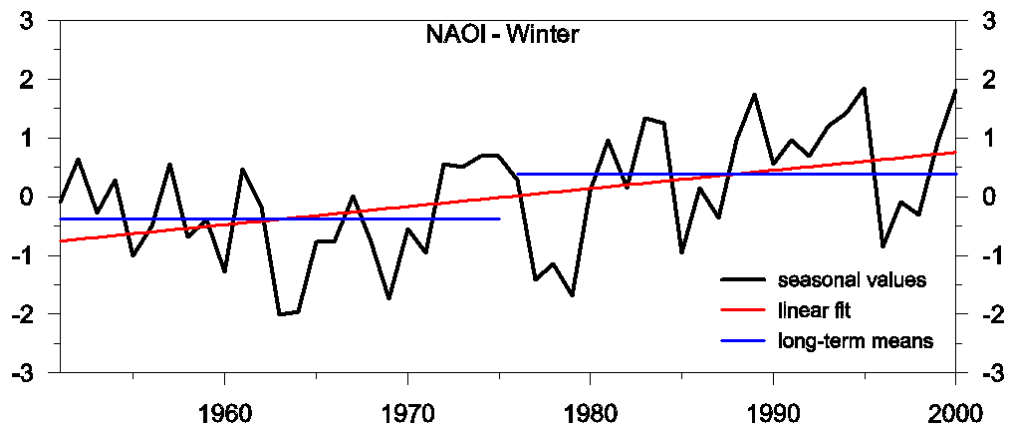


Abb. A5.9: Winterlicher (DJF) NAO-Index im Zeitraum 1951-2000. Saisonale Werte, linearer Trend 1951-2000 und Mittel der Subintervalle 1951-1975 und 1976-2000.

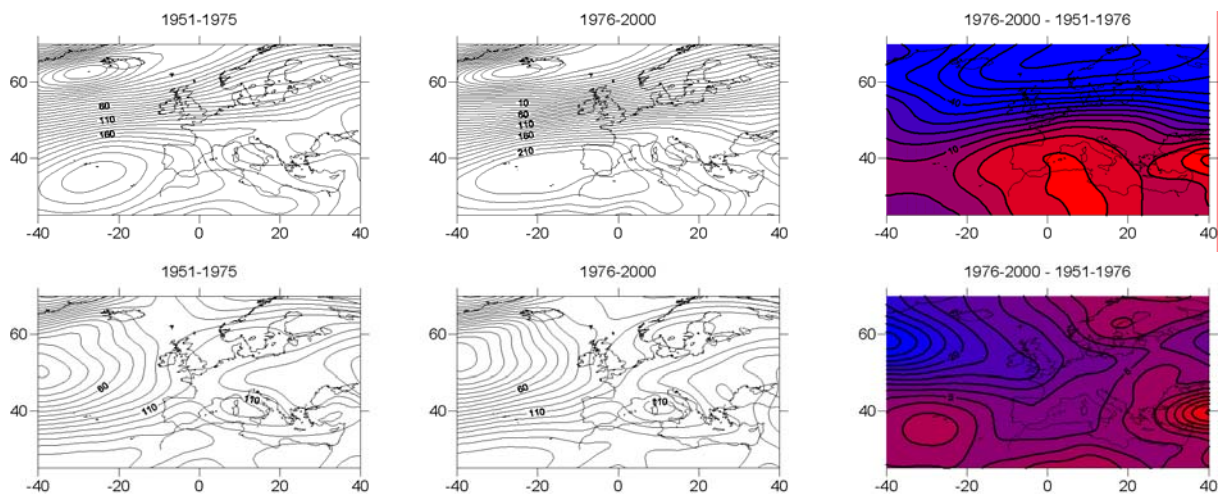


Abb. A5.10: Winterliche (DJF) Kompositen des 1000hPa Geopotentials für die Zeiträume 1951-1975 und 1976-2000 und Differenzmuster (1976-2000 minus 1951-1975) für positive (oben) / negative (unten) NAOI-Anomalien (standardisierter NAOI  $\geq 1.0$  /  $\leq -1.0$ ).

Erklärungsansätze für die festgestellten raumzeitlichen Variationen der Kopplungen zwischen NAOI und Niederschlag im betrachteten Zeitraum beinhalten zum einen zeitliche Veränderungen des NAOI und der mit NAOI-Anomalien unterschiedlichen Vorzeichens verknüpften nordatlantisch-europäischen Zirkulationsmuster und zum anderen typinterne klimatische Variationen dieser Muster, die ihrerseits wiederum auf interne dynamische Modifikationen oder aber auf Veränderungen der klimatischen Randbedingungen zurückgeführt werden können (Beck et al., 2006).

Neben einer im Zeitraum 1951-2000 festzustellenden Intensivierung des winterlichen NAO-Index (Abb. A5.9) werden aus Abb. A5.10 auch Veränderungen der mit positiven bzw. negativen NAOI-Anomalien verknüpften Zirkulationsmuster deutlich. So zeigt sich für positive NAOI-Anomalien im jüngeren Teilzeitraum (1976-2000) eine deutliche Verstärkung der meridionalen Druckgegensätze und eine damit einhergehende Akzentuierung der zyklonalen Westdrift, die die festgestellte Intensivierung der positiven NAOI-Niederschlagskopplungen im nördlichen Mitteleuropa und in Skandinavien erklärt.

Beim Vergleich der für beide Teilzeiträume festzustellenden Modifikationen der mit negativen NAOI-Anomalien gekoppelten Strömungskonfigurationen zeigt sich eine markante Intensivierung und südöstliche Ausdehnung des zyklonalen nordatlantischen Steuerungszentrums. Dies steht in Übereinstimmung mit der Verstärkung der negativen NAOI-Niederschlagskopplungen, die in besonderer Weise für den westlichen Mittelmeerraum und weitere süd- südosteuropäische Teilregionen ausgeprägter Westexponiertheit zu diagnostizieren ist.

## **A6. Künftige Weiterentwicklung und Verfügbarkeit der Datenbasis**

Mit dem Teilprojekt A wurde die Datenbasis des vom DWD im Auftrag der Weltorganisation für Meteorologie (WMO) betriebenen Weltzentrums für Niederschlagsklimatologie signifikant erweitert und erstmals für Analysen der zeitlichen Niederschlagsverteilung nutzbar gemacht. Vor Beginn des Projektes beschränkte sich die Datenbasis und deren Analyse auf den Zeitraum ab 1986, im Rahmen des Projektes wurden nicht nur ältere Beobachtungsdaten ergänzt, sondern auch die räumliche Dichte der Datenbelegung verbessert.

Aufgrund der dennoch geringen Datenverfügbarkeit vor 1951 und der auch nach 2000 noch geringen Verfügbarkeit von qualitativ geprüften Daten mussten sich die statistischen Analysen im Rahmen des Projektes auf den Zeitraum 1951 bis 2000 beschränken. Jüngere, vornehmlich auf synoptischen Wetterbeobachtungen beruhende Analysen für 2001 bis 2005 weichen aufgrund unterschiedlicher Stationszusammensetzung und schlechterer Datenqualität von der auf homogenisierten Reihen beruhenden VASClmO-Klimatologie 1951-2000 systematisch ab.

Da Homogenität und hohe räumliche Datendichte nicht mit einem einzigen Analyseprodukt zu erreichen waren, wurden zwei Rasterdatensätze für den Niederschlag erzeugt: die in diesem Bericht beschriebene VASClmO-Klimatologie (Version 1.1) auf der Basis von qualitätsgeprüften homogenisierten 50-jährigen Datenreihen von 9.343 ausgewählten Stationen, sowie eine Version 3 des GPCP Full Data Reanalysis Product, 1951-2004. Dieses Produkt beruht auf allen verfügbaren Stationen und erreicht damit im Einzelmonat eine erheblich größere räumliche Datendichte, die allerdings im Zeitverlauf schwankt und daher die für Trendanalysen notwendige Homogenität nicht gewährleistet (vgl. Abb. A6.1).

Mit der im Teilprojekt A erreichten Datenbasis wurde der Grundstein für deren fortlaufende Pflege und Erweiterung gelegt. Insbesondere ist bezüglich der Datenbeiträge der nationalen Wetterdienste weltweit ein Stein ins Rollen gekommen. Bereits in dem halben Jahr seit Projektende konnten bis heute umfangreiche Updates sowie auch zeitlich rückwärts gerichtete oder räumlich lückenschließende Ergänzungen vorgenommen werden. Die Niederschlagsdatenbasis des Weltzentrums für Niederschlagsklimatologie wird auch künftig weiter ausgebaut und für neue Versionen der Analyseprodukte benutzt. Die jeweils aktuellen Rasterdatensätze sind auch künftig frei im Internet zugänglich (<http://gpcc.dwd.de>). Sie finden vornehmlich Verwendung im Rahmen der Klimaüberwachung und werden in zahlreichen Forschungsprojekten genutzt. Nutzern wird dringend angeraten, die unterschiedliche Ausrichtung der beiden Analyseprodukte zu beachten und das für den jeweiligen Forschungszweck geeignete Produkt zu verwenden.

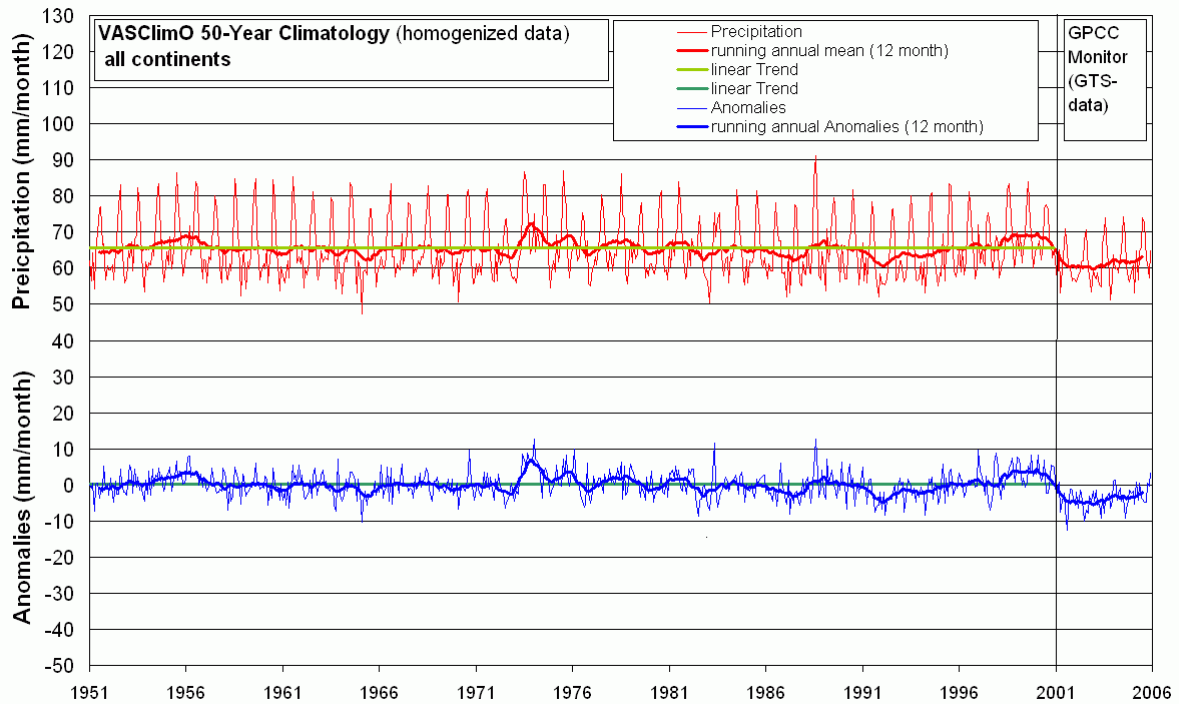


Bild A6.1: Gebietsmittel der monatlichen Niederschlagshöhe für die globalen Landflächen (ohne Grönland und Antarktis) im Zeitverlauf auf der Basis der VASclimO-Klimatologie 1951-2000 und auf der Basis der Quasi-Echtzeitanalysen des WZN 2001-2005.

## TEILPROJEKT B

### B1. Lineare Trendanalysen und Klimatrendkarten

Bei der Analyse, Interpretation und Bewertung der Klimavariabilität stehen zumeist zwei Aspekte im Vordergrund: *Relativ langfristige Trends*, die zu systematischen Klimaänderungen und entsprechenden Folgen auch bei träge reagierenden Systemen führen (Eisbedeckung der Erde, Ökosysteme usw.), und *Extremereignisse*, die mit einem erheblichem Schadensausmaß verknüpft sein können. Zunächst soll hier der Trendaspekt angesprochen werden. Er wird weltweit in vielen klimatologischen Analysen behandelt und nimmt auch in den IPCC-Berichten (Working Group I Science, Third and Fourth Assessment Report, 2001, 2007) breiten Raum ein. Die übliche Analysemethodik ist dabei die lineare Trendanalyse nach der Methode der kleinsten Quadrate. Das heißt, die jeweilige Regressionsgleichung wird so bestimmt, dass die quadratischen Abweichungen der dabei erfassten Daten minimal sind (vgl. dazu beispielsweise auch Teilprojekt A, Abb. A5.1). Es ist daher sinnvoll, zu Vergleichszwecken zunächst ebenfalls diese Technik anzuwenden, obwohl sie Normalverteilungen (Gauß-Verteilungen) voraussetzt. Dies ist bei Temperatur-Monats- und Jahresdaten oft der Fall, höchst selten jedoch beim Niederschlag; näheres zu dieser Problematik im Abschnitt B2.6.

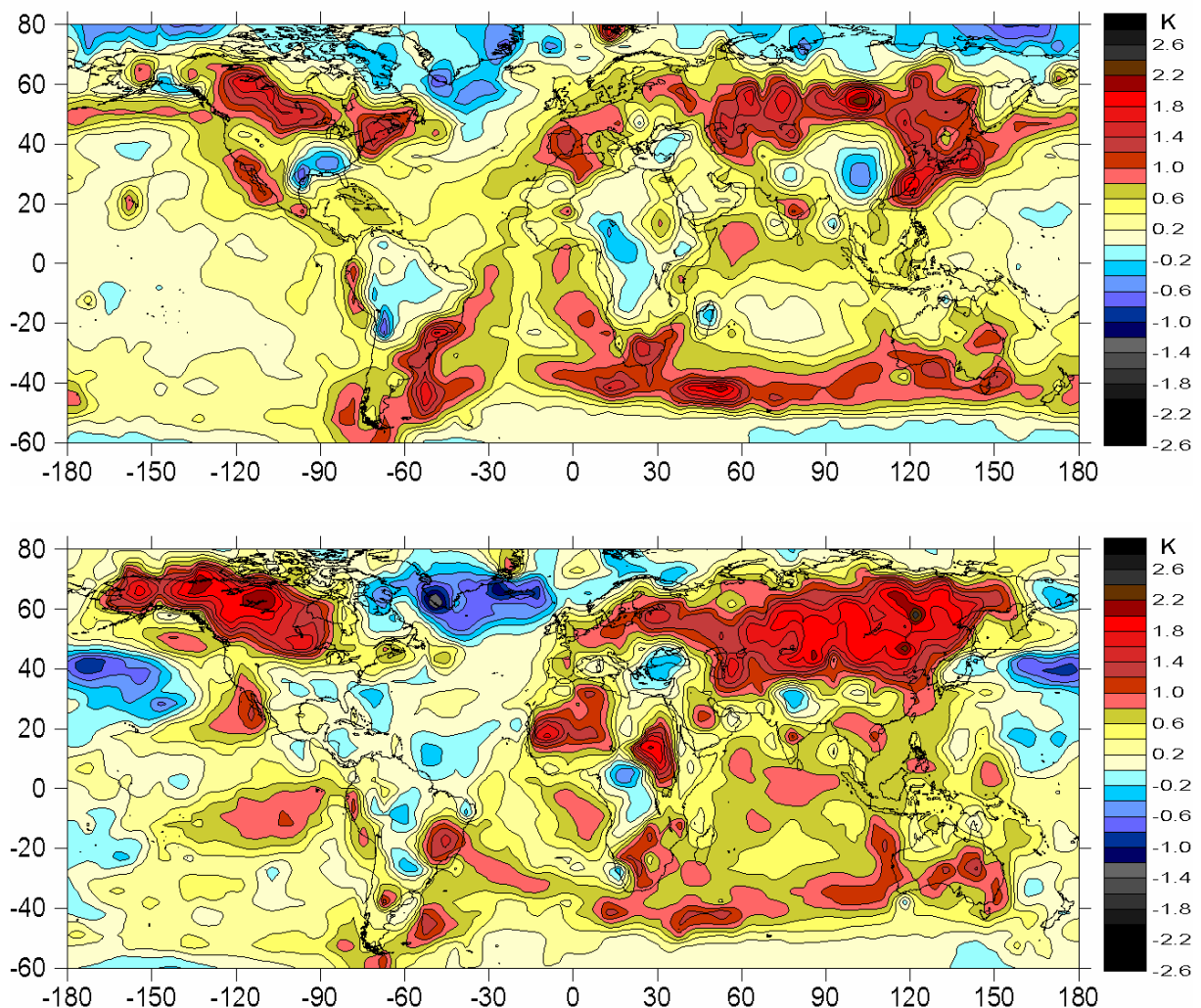


Abbildung B1.1: Lineare Trendstrukturen in K (°C) der bodennahen Lufttemperatur, Jahreswerte, global, oben 1901-2000, unten 1951-2000, basierend auf dem CRU-Datensatz in 5°x 5°-Auflösung.

Als Hintergrundinformation zum VASClmO-Projekt sind daher unter Nutzung des CRU-Datensatzes (vgl. Teilprojekt A) in  $5^\circ \times 5^\circ$ -Auflösung globale Temperatur-Trendkarten berechnet worden (Schönwiese, 2002), die in Abb. B1.1 für die Zeitintervalle 1901-2000 sowie 1951-2000 (dies ist das Zeitintervall des VASClmO-Niederschlagsdatensatzes, vgl. Teilprojekt A) zu sehen sind. Die räumliche Interpolation erfolgte nach dem bereits in Teil A erwähnten Ordinary-Kriging-Verfahren (vgl. auch Schönwiese und Rapp, 1997). Diese Karten zeigen, dass der im globalen Mittel 1901-2000 bei  $+0,7$  K liegende Trend (IPCC, 2001; Schönwiese, 2003) ausgeprägte regionale Strukturen aufweist. Auf der Nordhalbkugel sind vor allem die kontinentalen Bereiche von der Erwärmung betroffen (insbesondere Kanada, Europa, Nordasien), während sich der Bereich Nordatlantik-Grönland abgekühlt hat. Die Unterschiede im Trendbild der beiden Zeitintervalle sind relativ gering, obwohl sich gerade in den genannten Regionen die Trends offenbar verbreitert verstärkt haben (Erwärmung als auch Abkühlung).

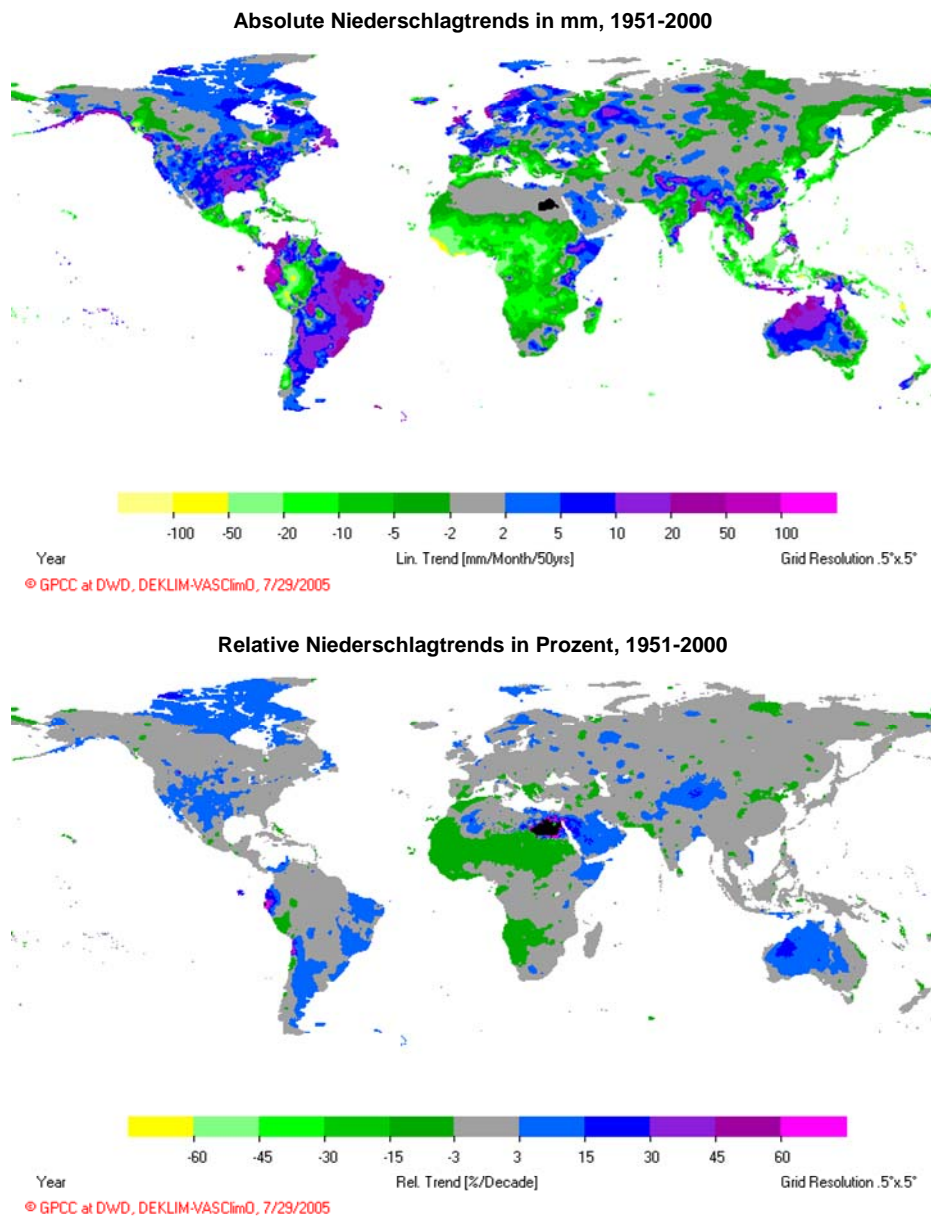


Abbildung B1.2: Lineare Trendstrukturen des Niederschlags in mm, oben, bzw. Prozent, unten, Jahressummen, global, 1951-2000, basierend auf dem VASClmO-Datensatz in  $5^\circ \times 5^\circ$ -Auflösung.

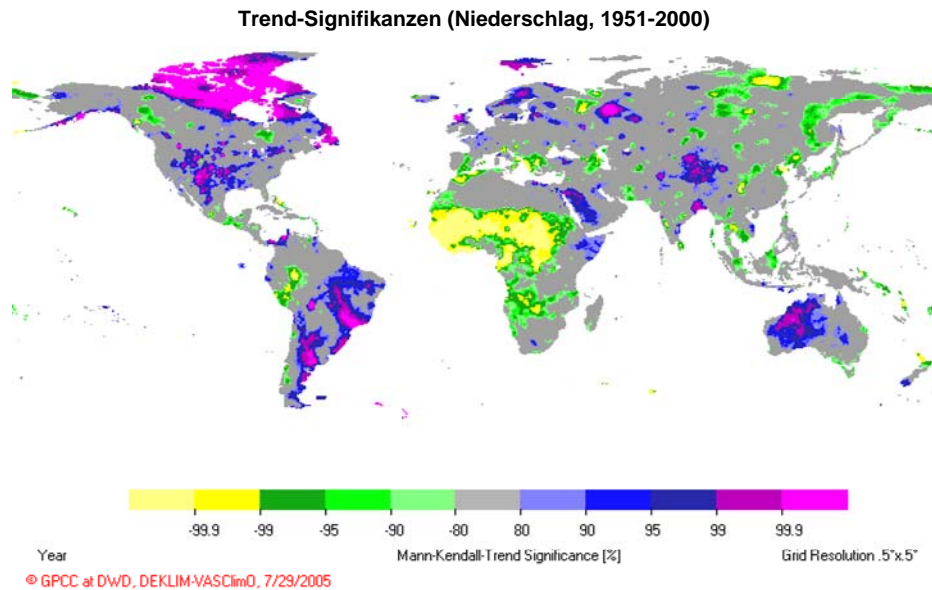


Abbildung B1.3: Signifikanz zu Abb. B1.2, Mann-Kendall-Test (Beck et al., 2005).

Entsprechende Karten liegen auch für den im Teil A beschriebenen globalen VASClmO-Niederschlagsdatensatz vor. Sie sind in Abb. B1.2 wiedergegeben, und zwar in Form der absoluten Trends in mm als auch der prozentualen Trends (beides nach Grieser, 2005). Abb. B1.3 zeigt dazu die Signifikanz der Trends (nach Beck et al., 2005; Methodik siehe Schönwiese, 2006). Danach konzentrieren sich die Niederschlagszunahmen vor allem auf die nördlichen und östlichen Regionen Kanadas, wo sie auch besonders signifikant sind, die USA, große Teile Südamerikas (vorwiegend Osten und Süden), in Europa auf Großbritannien, Frankreich, Skandinavien, und das Baltikum, weiterhin Teile Osteuropas, Arabiens, Asiens und die Mitte sowie den Westen Australiens. Niederschlagsabnahmen sind am signifikantesten in der Sahel-Region zu erkennen, aber auch im westlichen Südafrika, der Mittelmeerregion und etlichen Teilregionen Asiens.

Während auf Afrika bereits im Teil A näher eingegangen worden ist, waren im Teilprojekt B Europa bzw. Deutschland näher betrachtete Regionen. So ist in Aktualisierung des „Climate Trend Atlas of Europe“ (Schönwiese und Rapp, 1997) ein neuer derartiger Atlas in Vorbereitung (Schönwiese und Janoschitz, 2007), der sich im Fall der Temperatur 1901-2000 auf 72 und 1951-2000 auf 126 Stationen abstützt; im Fall des Niederschlags sind dies 147 (1901-2000) bzw. 521 (1951-2000) Stationen. Zusammengestellt werden dort für beide Zeitintervalle und zusätzlich 1971-2000 Karten der Jahres-, jahreszeitlichen und monatlichen Werte. Diese Karten liegen bereits vor (unveröffentlichte CD; siehe auch Auswahl im Anhang D3). Für die Temperatur sind einige wenige Beispiele in Abb. B1.4 zusammengestellt. Mit Ausnahme des äußersten Nordwestens und Südostens ist eine Erwärmungszone zu erkennen, die sich vom Südwesten zum Nordosten durch Europa zieht. Dabei ist die stärkste Erwärmung im Winter in Nordskandinavien zu finden. Im Sommer tritt im Osten ein relativ großes Abkühlungsgebiet auf. In Abb. B1.5 folgen entsprechende Grafiken für den Niederschlag, wobei die Trendstrukturen recht kompliziert sind. Am auffälligsten sind im Winter die Zunahme im Norden und die Abnahme im Süden. Im Sommer sind vor allem im Westen Abnahmen erkennbar (insbesondere Spanien, Großbritannien, Schweiz und Deutschland). Die starken prozentualen Trends in der Mittelmeerregion sind Artefakte wegen der äußerst niedrigen Mittelwerte.

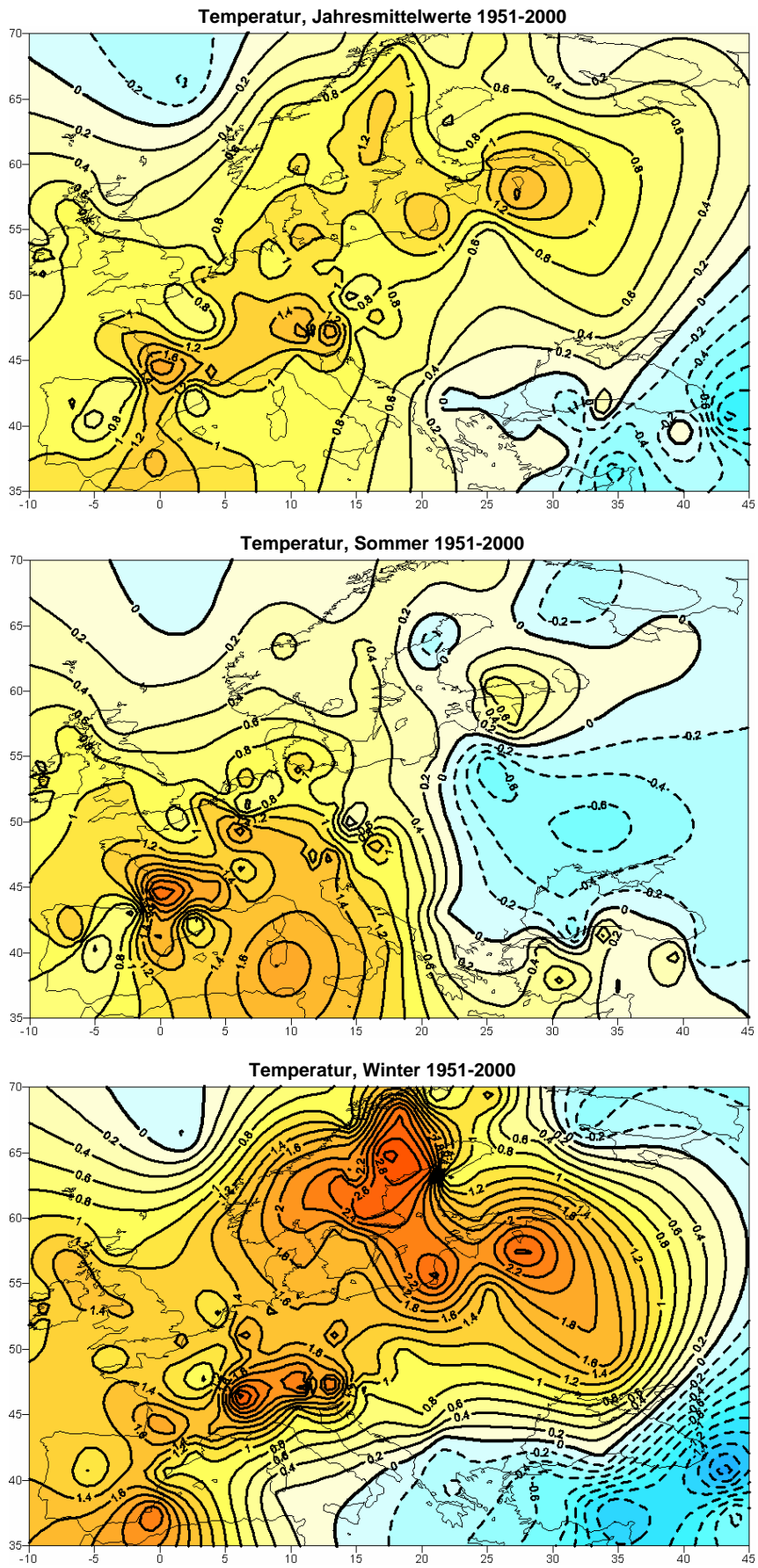


Abbildung B1.4: Lineare Trendstrukturen der bodennahen Lufttemperatur in K, Europa, 1951-2000, oben Jahresmittel, Mitte Sommer und unten Winter.



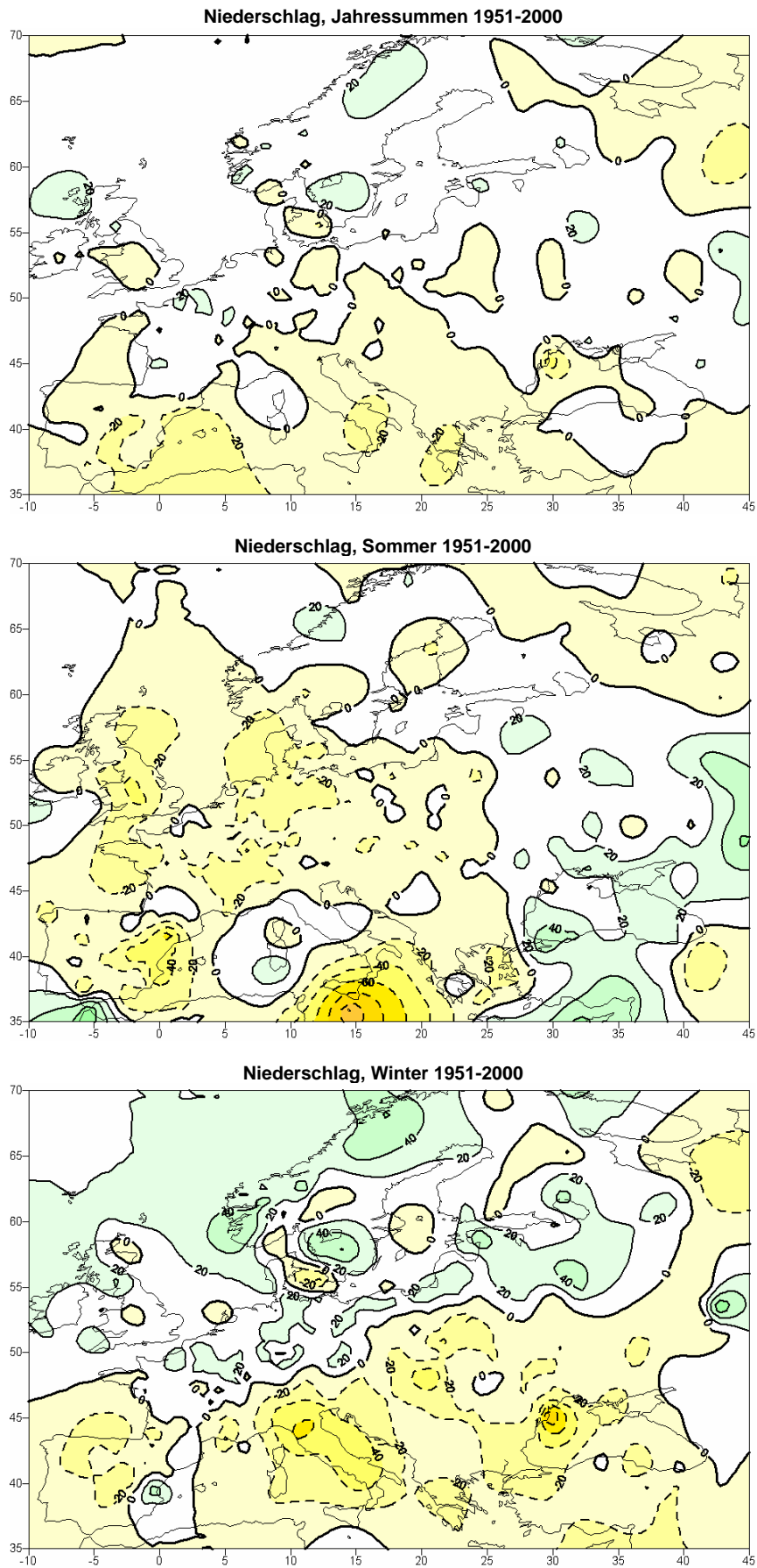


Abbildung B1.5: Lineare Trendstrukturen des Niederschlags in Prozent, Europa, 1951-2000, oben Jahresmittel, Mitte Sommer und unten Winter.

In einer Art „Downscaling“ soll nach den globalen und auf Europa konzentrierten Betrachtungen noch die Teilregion Deutschland im Blickpunkt stehen. Hierzu ist in Aktualisierung einer früheren Arbeit (Rapp und Schönwiese, 1996) bereits der „Klima-Trendatlas Deutschland 1901-2000“ (Schönwiese und Janoschitz, 2005) publiziert, so dass auch in diesem Fall einige kurze Hinweise ausreichen mögen. Da die Temperatur-Trendstrukturen in allen Jahreszeiten außer einem systematischen Gradienten von Südwest (1901-2000 maximaler Temperaturanstieg bis zu ca. 1,4 K im Sommer) nach Nordwest (1901-2000 im Küstenbereich minimaler Temperaturanstieg in der Größenordnung von 0,2 °C) keine bemerkenswerten Besonderheiten aufweisen, sind in Abb. B1.6 nur die Niederschlag-Trends 1901-2000 zusammengestellt, allerdings für alle Jahreszeiten. Die Datengrundlage bilden 131 Stationen.

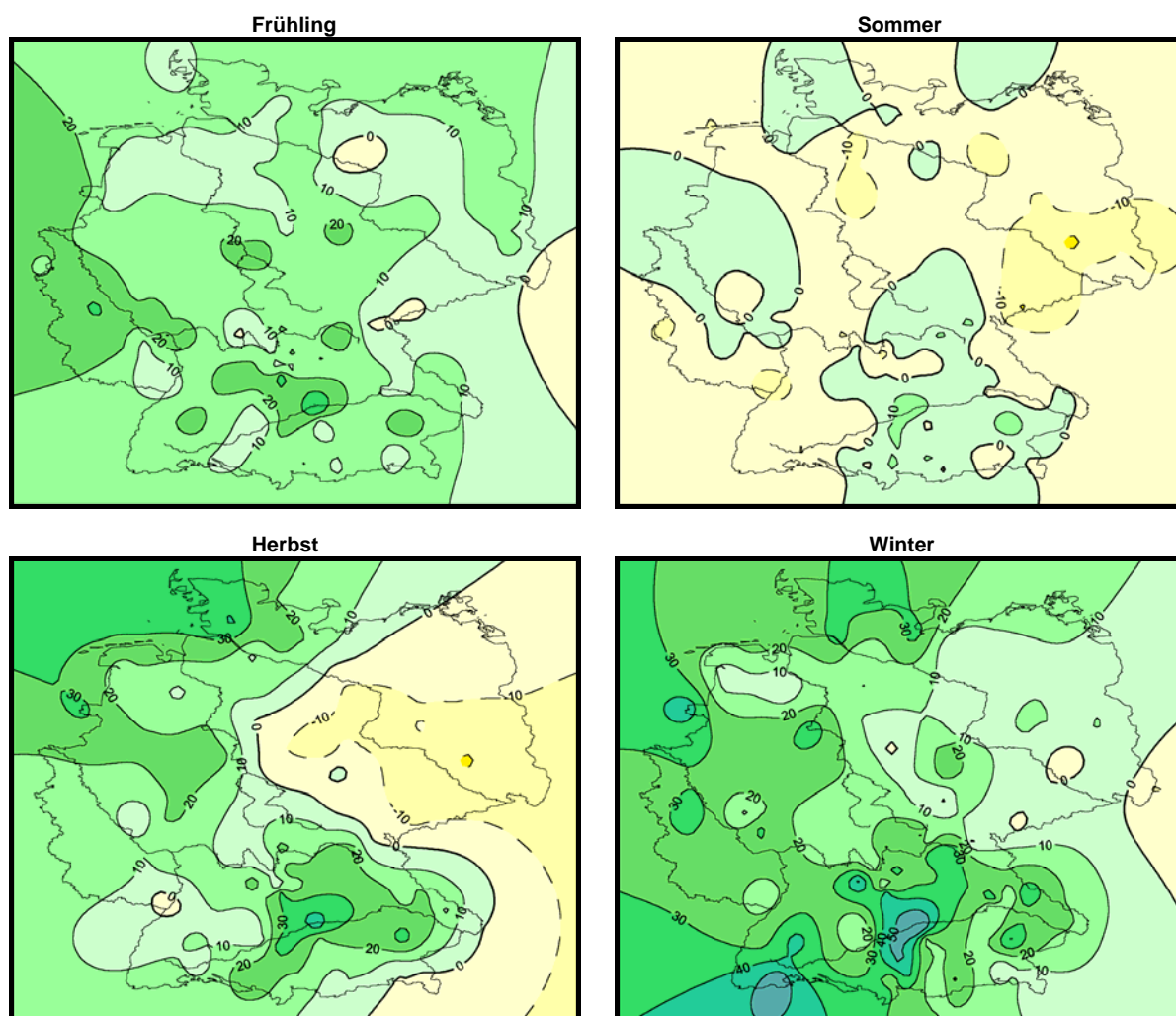


Abbildung B1.6: Lineare Trendstrukturen in Prozent des Niederschlags, Deutschland, 1901-2000, für alle Jahreszeiten.

Man erkennt im Sommer überwiegend einen leichten Niederschlagsrückgang, insbesondere im Osten, und in den anderen Jahreszeiten fast nur Niederschlagszunahmen (Ausnahme: Herbst im Osten), mit den Schwerpunkten jeweils im Westen bzw. Süden. Der genannte „Klima-Trendatlas Deutschland“ enthält Trendanalysen der Sonnenscheindauer, des Niederschlags zusätzlich in mm und zu allen Karten Signifikanzabschätzungen (Mann-Kendall-Test).

## B2. Zeitreihenmodellierung

### B2.1 Methodik

Zeitreihen klimatologischer Messgrößen, vgl. Beispiel Abb. B2.1, können als Superposition verschiedener Strukturen aufgefasst werden, die im allgemeinen auch unterschiedliche – erkennbare oder unbekannte – Ursachen haben. Solche Strukturen sind die im vorangegangenen Abschnitt behandelten Trends, die allerdings auch nicht-linear sein können (Trendkomponente), der Jahresgang (saisonale Komponente), niederfrequente Fluktuationen (d.h. Fluktuationen mit nur sehr wenigen relativen Maxima und Minima, als polynomiale, episodische oder glatte Komponente bezeichnet) und relativ hochfrequente Fluktuationen (die als harmonische Komponenten erkennbar sein können oder mittels spektraler Varianzanalyse ermittelt werden).

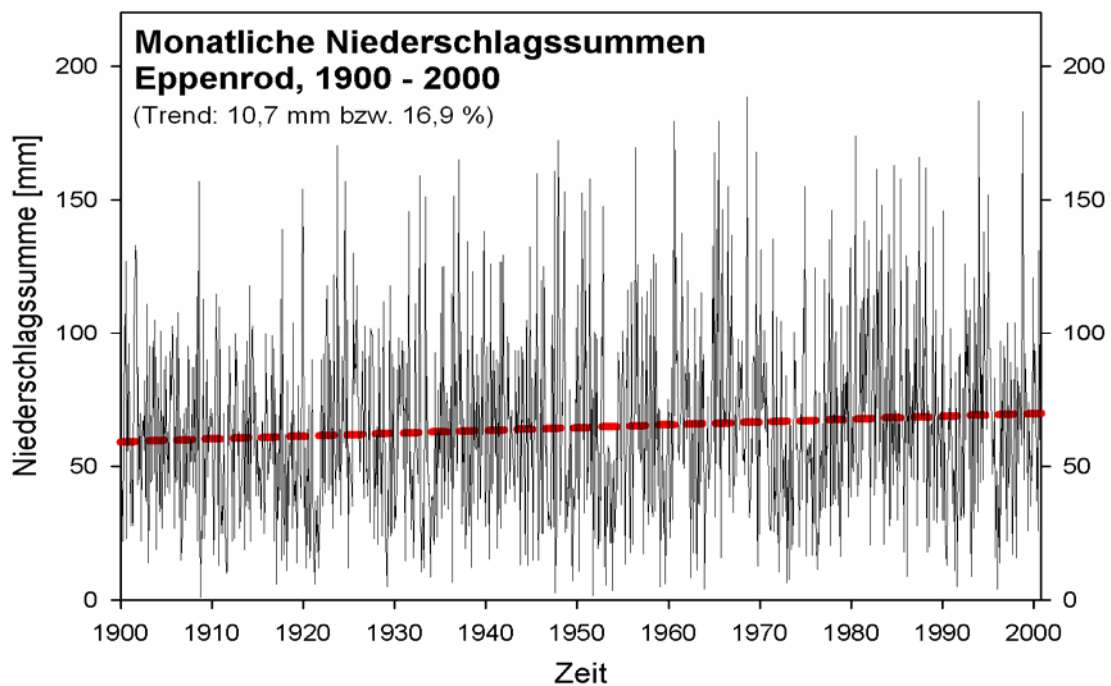


Abbildung B2.1: Monatliche Niederschlagssummen 1900-2000 in mm an der Station Eppenrod (54,4° N, 8,0° E) bei Limburg, Lahn- und somit Rheineinzugsgebiet. Ein linearer Trend ist erkennbar und gestrichelt eingezeichnet. Obwohl dieser Trend von erheblichen Variationen überlagert ist, beträgt der Trendwert immerhin fast 17 % Anstieg.

Dabei erfolgt die mathematische Beschreibung eines Trends durch

$$T(t) = a + bt^k$$

mit  $T$  = Trend,  $t$  = Zeit,  $a$  und  $b$  Regressionskoeffizienten und  $k$  = Trendordnung ( $k=1$ : linear,  $k=2$  quadratisch usw., hier bis  $k = 5$  betrachtet). Beispielsweise ist in Abb. B1.1 ist ein linearer Trend erkennbar. Niederfrequente Komponenten lassen sich durch Polynome der Art

$$P(t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i t^i$$

beschreiben, wobei – wenn wie hier bis zur Ordnung  $k = 5$  gegangen wird – bis zu jeweils zwei relative Maxima und Minima reproduziert werden können. Saisonale und harmonische Komponenten lassen sich durch eine Summe von Cosinus- und Sinusfunktionen darstellen (siehe dazu Trömel, 2004, 2005; zu sonstigen statistischen Grundlagen auch z.B. Schönwiese, 2006).

Grieser et al. (2000, 2002) haben erstmals derartige Zerlegungen von klimatologischen Zeitreihen methodisch beschrieben und auf Temperaturdaten angewandt. Dabei lassen sich die oben genannten Komponenten, sofern sie sich als signifikant erweisen, als deterministische Zeitreihenanteile auffassen, deren Überlagerung eine Näherung der jeweils analysierten Zeitreihe ergibt. Das verbleibende Residuum sollte normalverteilt sein (der Gauß-Verteilung folgen, siehe unten). Einzelne Werte, die nicht durch die deterministischen Komponenten erklärt werden können und sich auch signifikant vom normalverteilten Residuum unterscheiden, nennt Grieser (siehe wiederum Grieser et al., 2000, 2002) „Extremereignisse“. Dagegen sind „Extremwerte“ solche Daten, die sich relativ stark vom Mittelwert unterscheiden, jedoch zufällig ab und zu in der Zeitreihe erwartet werden.

Die übliche Definition der Extremwerte lässt sich am besten anhand von Häufigkeitsverteilungen erläutern. Sofern sie in Anlehnung an theoretische Verteilungsmodelle, z.B. als Gauß-Verteilung, und normiert an die empirischen Stichprobendaten angepasst sind, heißen sie Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion, engl. Probability Density Function (PDF). Wichtig ist nun die Frage, ob sich solche PDFs im Laufe der Zeit ändern. Anhand der Gauß-Verteilung (Normalverteilung)

$$f(x)_{NV} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \frac{x-\mu}{\sigma} \right)^2 \right\}$$

(mit dem Lageparameter  $\mu$ , hier zugleich Mittelwert und häufigster Wert (Modus), und dem Streuparameter  $\sigma$ , hier zugleich Standardabweichung) sind die drei zunächst prinzipiell möglichen Fälle in Abb. B2.2 schematisch dargestellt: a) Änderung von  $\mu$  (d.h. Trend des Mittelwerts, hier Zunahme angenommen), b) Änderung von  $\sigma$  (hier ebenfalls Zunahme angenommen) und c) Überlagerung von beidem.

Definiert man nun bestimmte Schwellenwerte deutlich oberhalb bzw. unterhalb des Mittelwertes  $\mu$ , so können die Daten unter bzw. über diesen Schwellenwerten als extrem bezeichnet werden, vgl. Abb. B2.2, blaue (extrem kalt) bzw. rosa/rote Flächen (extrem warm). Diese Flächen, genauer das jeweilige bestimmte Integral der Kurve über diesen Flächen, gibt die Wahrscheinlichkeit dafür an, dass Werte in diesem Bereich auftreten (daher der Name PDF). Man erkennt anhand von Abb. B2.2, dass die Zunahme des Mittelwertes (a) zu mehr extremer Hitze und weniger extremer Kälte führt, sofern  $\sigma$  konstant bleibt. Erhöht sich nur der Wert des Streuparameters  $\sigma$  (b), werden sowohl extreme Hitze als auch extreme Kälte wahrscheinlicher/häufiger. Die Kombination von beidem (c) erhöht die Wahrscheinlichkeit extremer Hitze besonders stark.

Es zeigt sich, dass Temperatur-Monatsdaten (und auch jahreszeitliche und Jahresdaten der Temperatur) häufig der Gauß-Verteilung folgen und Änderungen von  $\sigma$  selten sind (Abb. B2.2, Fall a)). Im Abschnitt B2.2 werden solche Befunde und die entsprechenden Ergebnisse einer Extremwertanalyse vorgestellt. Um zu objektiven Kriterien für die Definition von Schwellenwerten zu kommen, werden im

folgenden Perzentile verwendet (z.B. liegen oberhalb des 95%-Perzentils die oberen 5% der Werte eines Datenkollektivs, unterhalb des 5%-Perzentils die unteren 5%).

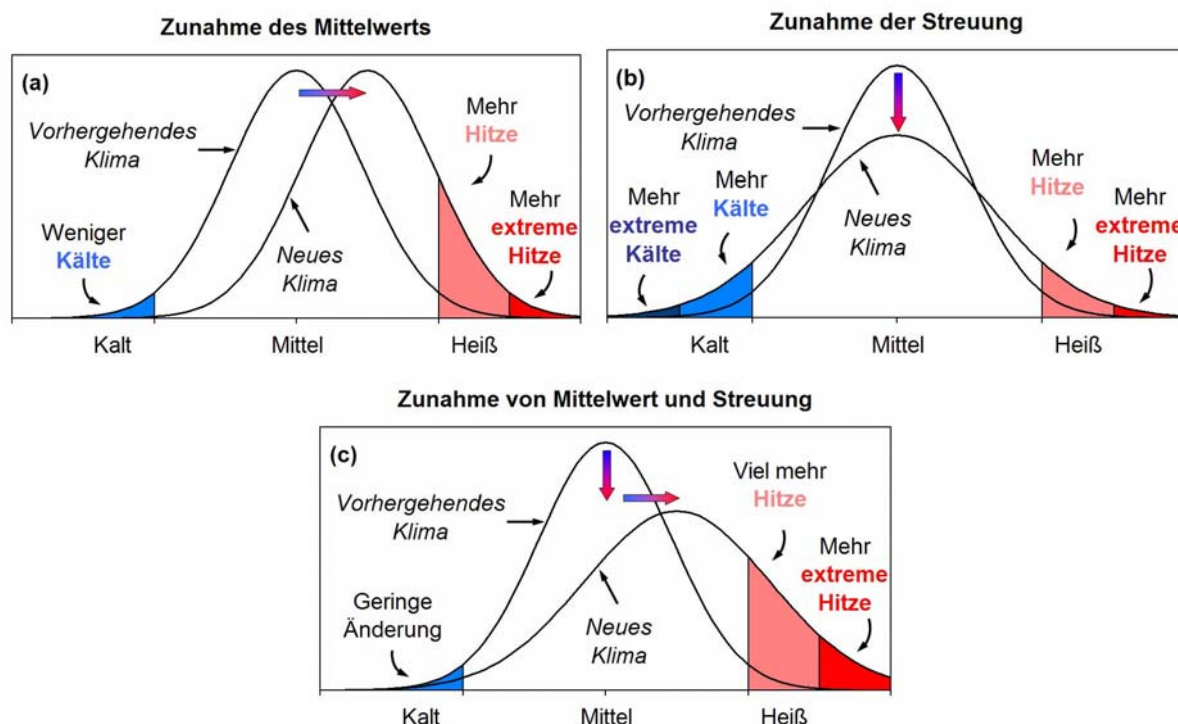


Abbildung. B2.2: Schematische Darstellung der Auswirkungen auf die Eintrittswahrscheinlichkeit von Extremwerten (Kälte bzw. Hitze) bei Änderung der Verteilungsparameter einer Gauß-Verteilung (Normalverteilung; nach IPCC, 2001, hier nach Hupfer und Börngen, 2004).

Beim Übergang von der Temperatur- zur Niederschlagsdatenanalyse ergibt sich das Problem, dass der Niederschlag höchst selten einer Gauß-Verteilung folgt. Oft ist dafür eine Gumbel-Verteilung wesentlich adäquater. Es handelt sich dabei um eine asymmetrische (positiv schiefe, „linkssteile“) PDF mit der Definitionsgleichung

$$f(x)_{GuV} = \frac{1}{b} \left\{ \exp\left(-\frac{x-x_0}{b}\right) \exp\left(-e^{-(x-x_0)/b}\right) \right\};$$

dem Lageparameter  $x_0$  und dem Streuparameter  $b$ . In Abb. B2.3 sind dafür Beispiele zu sehen. In Teilen Mitteleuropas lassen sich Niederschlagsreihen durch Variationen in der Lage und Breite einer Gumbel-Verteilung beschreiben. Aber beispielsweise im südlicheren Europa ist diese Beschreibung nicht mehr ausreichend. Oft werden saisonale Änderungen in der Verteilungsform beobachtet, deutlich seltener treten auch langfristige Änderungen in der Form auf. Zur Beschreibung von Niederschlagsreihen mit enthaltenen Variationen in der Verteilungsform hat sich vor allem die Weibull-Verteilung bewährt. Ihre PDF-Definitionsgleichung lautet (in vereinfachter Form; allgemeines und weiteres zu Verteilungsmodellen siehe z.B. Rinne, 1997; Schönwiese, 2006):

$$f(x)_{wv} = \frac{a}{b} \left(\frac{x-x_0}{b}\right)^{a-1} \exp\left\{-\left(\frac{x-x_0}{b}\right)^a\right\} \quad \text{für } x \geq x_0$$

mit dem Lageparameter  $x_0$ , dem Streuparameter  $b$  und dem zusätzlichen Formparameter  $a$ . Beispiele für PDFs der Weibullverteilung mit unterschiedlichen Form- und Streuparametern sind in Abb. B2.4 zusammengestellt.

Für die Temperaturanalysen (Monats-, jahreszeitliche und Jahresdaten) konnte hier ausnahmslos die Gauß-Verteilung verwendet werden. Entsprechende Beobachtungsdaten des Niederschlags folgen dagegen in den meisten Fällen (z.B. Mitteleuropa) einer Gumbel- oder (z.B. im südlichen Europa) einer Weibull-Verteilung.

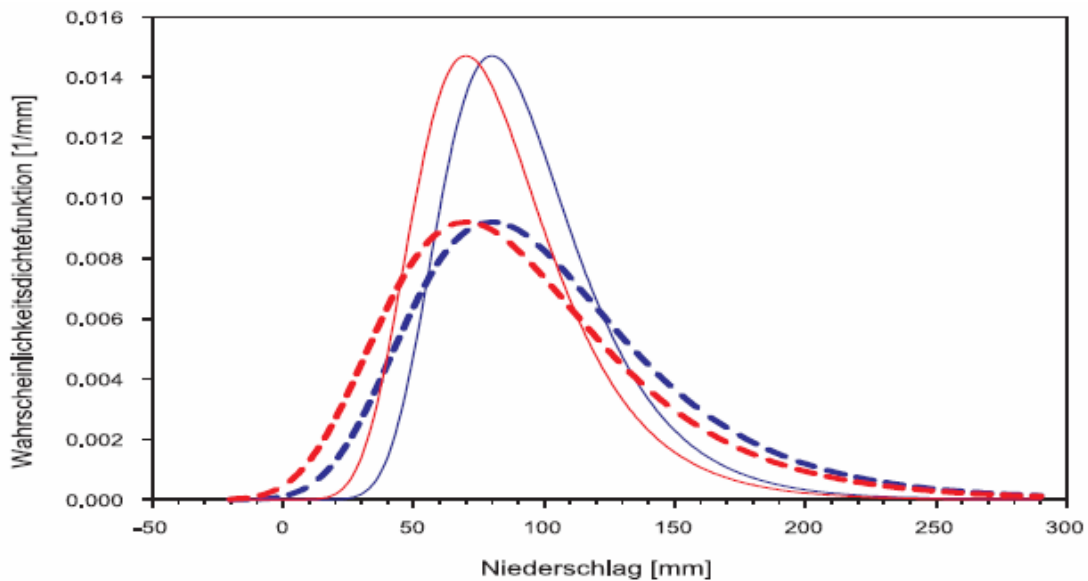


Abbildung B2.3: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (PDF) der Gumbel-Verteilung mit Lageparameter  $x_0 = 70$  mm, rot, bzw. 80 mm, blau, sowie Streuparameter  $b = 25$  mm, ausgezogen, bzw. 40 mm, gestrichelt (nach Trömel, 2005).

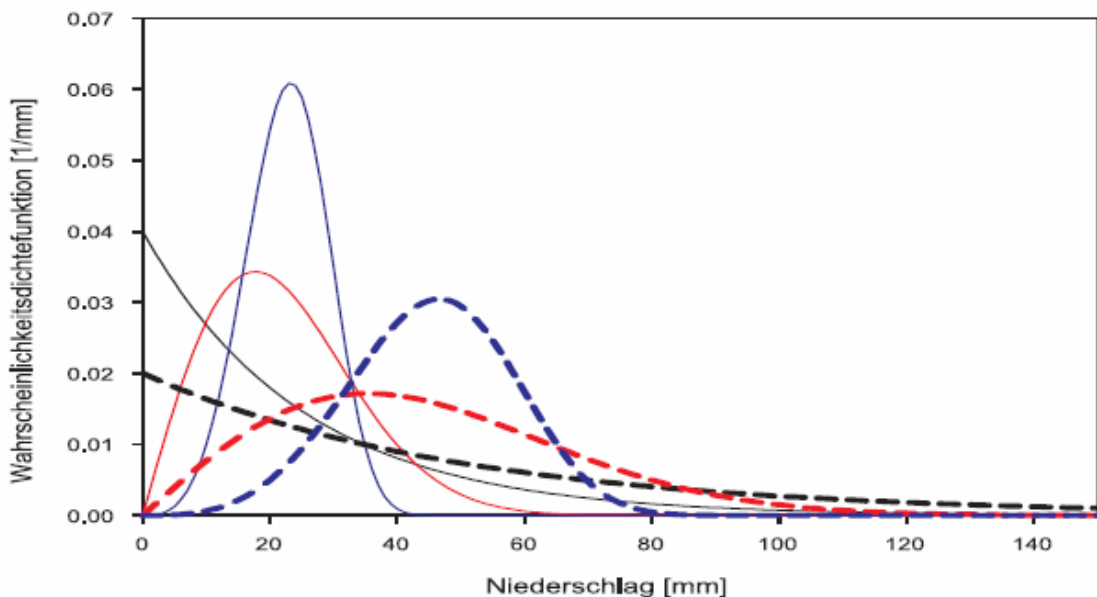


Abbildung B2.4: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Weibull-Verteilung mit Formparameter  $a = 1$ , schwarz,  $a = 2$ , rot, bzw.  $a = 4$ , blau, sowie Streuparameter  $b = 25$  mm, ausgezogen, bzw.  $b = 50$  mm, gestrichelt (nach Trömel, 2005).

Spezielle Extremwert-Verteilungen, wie sie in der allgemeinen Extremwertstatistik üblich sind, beinhalten den Nachteil, dass nur ein Teilkollektiv der Daten in die Analyse eingeht, was sich nachteilig auf die Signifikanz der Ergebnisse auswirkt. Im VASCLimO-Projekt wurde daher die Zeitreihenmodellierung stets unter Nutzung aller verfügbaren Zeitreihendaten vorgenommen. Weiterhin können relativ hohe

Niederschlagswerte, die im Rahmen eines Gauß-Modells als Extremereignisse definiert werden müssen, durch strukturierte Änderungen in Lage, Streuung und Form einer schiefen Verteilung (z.B. Gumbel- oder Weibull-Verteilung) beschrieben werden. Das bedeutet, dass oftmals solche hohen Niederschlagssummen nicht als Extremereignisse aufgefasst werden müssen, sondern mit den statistischen Charakteristika der verbleibenden Reihe vereinbar sind und lediglich das Gauß-Modell nicht hinreichend zur Beschreibung des Niederschlags ist.

Eine großes Problem, für das in der Literatur bisher keine Lösung verfügbar war, besteht jedoch darin, dass bei der Zeitreihenmodellierung nicht Gauß-verteilter Daten weder die Methode der kleinsten Quadrate (z.B. bei der Trendanalyse) noch die Erwartung eines Gauß-verteilten Residuums aufrechterhalten werden kann. Es ist somit eine Methodik erforderlich, die unabhängig vom jeweiligen Verteilungstyp der analysierten Daten ist. Dieses Problem ist im Rahmen von VASClimo durch die neu entwickelte Methode der verallgemeinerten Zeitreihenmodellierung gelöst worden, einschließlich der entsprechenden Modifikation der Signifikanztests. Das Konzept der Zeitreihenzerlegung in einen deterministischen und einen statistischen Anteil wird derart verallgemeinert, dass zeitlich strukturierte Änderungen nun in verschiedenen Verteilungsparametern frei wählbarer Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen detektiert werden können. Eine ausführliche Darstellung dieser Methode findet sich bei Trömel (2004, 2005), siehe auch kompakte Version Trömel und Schönwiese (2005), so dass hier einige kurze Erläuterungen ausreichend sein mögen, die sich insbesondere auf den Niederschlag beziehen.

Im Rahmen des VASClimo-Projekts sind ausschließlich solche Niederschlagsreihen analysiert worden, die anhand der neu entwickelten Methode als Realisierung einer Gumbel-verteilten Zufallsvariablen mit variablem Lageparameter  $x_0(t)$  und Streuparameter  $b(t)$  oder aber als Realisierung einer Weibull-verteilten Zufallsvariablen mit variablem Streuparameter  $b(t)$  und Formparameter  $a(t)$  interpretiert werden können. Das bedeutet, anstelle des Kleinste-Quadrate-Kriteriums wird eine der gewählten Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion entsprechende Distanzfunktion  $\rho$  abgeleitet und minimiert. Am Beispiel der Gumbelverteilung sei hier gezeigt, dass die Distanzfunktion nun nicht ausschließlich von den Abständen  $u(t)$  der Zeitreihenwerte um die Regressoren des Lageparameters  $x_0(t)$  abhängt, sondern ebenfalls eine Funktion des zeitabhängigen Streuparameters  $b(t)$  ist:

$$\rho(u(t), b(t)) = \ln(b(t)) + \exp\left[\frac{u(t)}{b(t)}\right] + \frac{u(t)}{b(t)}.$$

Die gewählte Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion als auch die Schätzer zeitlich strukturierter Änderungen in den Verteilungsparametern verhalten sich zueinander komplementär und bedingen einander. Unter Verwendung des Gumbel-Modells konnten innerhalb des Projekts zumeist die Variationsmöglichkeiten des Lageparameters auf den starren Jahresgang mit der Wellenzahl 1 pro Jahr und einen Trend der maximalen Ordnung 5 beschränkt werden. Für den Streuparameter wurde der bereits zur Beschreibung des Mittelwerts der Gaußverteilung in der Analyse monatlicher Temperaturzeitreihen verwendete Pool an potentiellen Regressoren beibehalten.

Unter Verwendung des Weibull-Modells erhielt der Streuparameter  $b(t)$  den größeren Pool und der Formparameter  $a(t)$  den kleineren Pool an Regressoren. Während in

der Temperaturanalyse zumeist Lokationsschätzungen (Lageparameter) den Schwerpunkt darstellen, spielt die Schätzung der Skala (Streuparameter) in der Modellierung von Zeitreihen monatlicher Niederschlagssummen zumeist eine führende Rolle.

Ein wichtiger Meilenstein in der Entwicklung einer adäquaten Niederschlagsanalyse war es, einen geeigneten statistischen Test zur Auswahl signifikanter Regressoren zur Beschreibung des zeitlichen Verlaufs der Verteilungsparameter zu finden; denn der alternative Test sollte nun unabhängig von der Wahl des statistischen Modells, also der Verteilung, sowie von den betrachteten Parametern angewendet werden können. Der innerhalb des Modellselektionskriteriums der Stepwise Regression (Storch und Zwiers, 1999) in herkömmlichen (d.h. auf der Gauß-Verteilung basierenden) Verfahren verwendete F-Test kann aufgrund nicht erfüllter Verteilungsannahmen in der Niederschlagsanalyse nicht angewendet werden (Huber, 1981). Da die Bildung der Distanzfunktion auf dem Maximum-Likelihood-Prinzip beruht, kann nun eine Form des Likelihood-Quotienten-Tests verwendet werden. Als Wahrscheinlichkeiten für das jeweilige Modell können die minimierten Summen über die Distanzfunktion des jeweils gegeneinander zu testenden größeren Regressionsmodells  $D(F)$  und kleineren Regressionsmodells  $D(R)$  in den Quotienten eingesetzt werden:

$$LQ = \frac{\exp(-D(F))}{\exp(-D(R))}.$$

Offensichtlich handelt es sich hierbei jedoch nur dann um einen wirklichen Likelihood-Quotienten-Test, wenn die Residuen tatsächlich von der Form  $\exp(-\rho)$  sind, also je nach Modellwahl die Residuen als Realisierung einer Gumbel-/Weibull-verteilten Zufallsvariablen interpretiert werden können. Desweiteren gilt

$$-2 \frac{E(\psi'(F))}{E(\psi^2(F))} \ln(LQ) \rightarrow \chi_{p-q}^2$$

(Schrader and Hettmannsperger, 1980) wobei es sich bei dem Quotienten aus den Erwartungswerten  $E$  um einen Korrekturfaktor handelt, der gerade gleich 1 ist, falls die Residuen die Anforderungen erfüllen. Die Gewichtsfunktion  $\psi$  ergibt sich aus der Ableitung der Distanzfunktion  $\rho$  und  $p$  gibt die Anzahl der Freiheitsgrade des größeren und  $q$  die des kleineren Regressionsmodells an. Für kleine Stichprobenumfänge sollte die modifizierte F-Statistik

$$F_M = \lambda^{-1} (D(R) - D(F)) / (p - q) \text{ mit } \lambda = \frac{1}{2} \frac{E(\psi^2(F))}{E(\psi'(F))}$$

mit  $p - q$  und  $N - p$  Freiheitsgraden, wobei  $N$  der Stichprobenumfang ist, verwendet werden.

Sowohl bei der Temperatur- als auch bei der Niederschlagsanalyse wird eine sukzessive Strategie für eine flexible Detektionsreihenfolge der strukturierten Änderungen verwendet. Zur Detektion der Trend- und Saisonkomponente von Niederschlagsdaten wurde das Modellselektionskriterium der „Stepwise Regression“ (Storch and Zwiers, 1999) verwendet. Die Basis-Strategie der Stepwise Regression alternierender Forward Selection und Backward Elimination zur Gewinnung eines robusten Regressionsmodells wird jedoch aufgrund der zusätzlichen Variationsmöglichkeit eines zweiten Verteilungsparameters etwas erweitert.



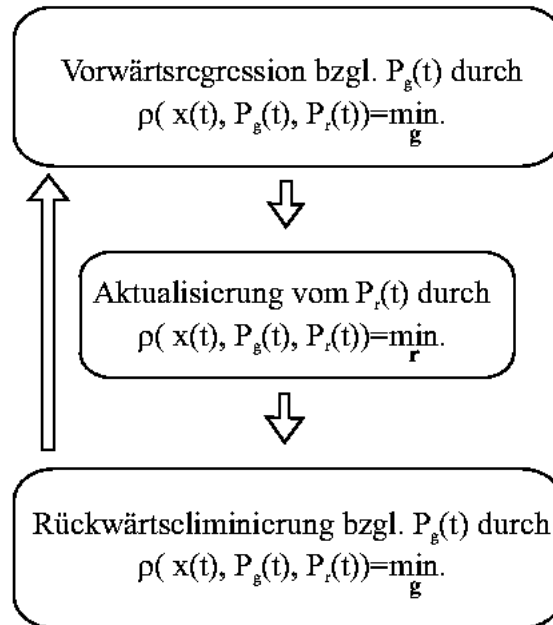


Abbildung B2.5: Schema des modifizierten Modellselektionskriteriums der Stepwise Regression zur simultanen Bestimmung des Regressionsmodells für einen Verteilungsparameter  $P_g(t)$  sowie eines zweiten Verteilungsparameters  $P_r(t)$ .

Wie in Abbildung B2.5 angedeutet, erfolgt zwischen jeder Forward Selection und Backward Elimination eine Aktualisierung des zweiten Parameters  $P_r(t)$  mit Hilfe der Distanzfunktion  $\rho$ , welche ebenfalls von den momentan selektierten Regressoren für den ersten Parameter  $P_g(t)$  abhängt. Die jeweilige Signifikanzprüfung erfolgt entsprechend mit dem angeführten modifizierten F-Test statt des konventionellen F-Tests zum Vergleich zweier Varianzen. Anschließend folgen Backward Elimination und Forward Selection unter Berücksichtigung des momentanen Verlaufs des zweiten Parameters  $P_r(t)$ . So kann die Flexibilität des Modellselektionskriterium mehrfach genutzt werden. Wie in der ursprünglichen Version auch, können Kolinearitäten zwischen den Regressoren zur Beschreibung der Parameter berücksichtigt werden.

Zusätzlich kann es jedoch auch zu einer Konkurrenz zwischen den beiden zu bestimmenden Parametern kommen. Beispielsweise kann eine im Lageparameter der Gumbelverteilung detektierte Trendkomponente überflüssig geworden sein und im Backward-Elimination-Teil wieder entfernt werden, wenn sie in den Streuparameter aufgenommen wurde. Auch im Falle eines konstanten Streuparameters können unterschiedliche Schätzer des Streuparameters zu unterschiedlichen Signifikanzaussagen bezüglich potentieller Regressoren für den Lageparameter führen. Diese Skaligkeit der Distanzfunktion sollte ebenfalls durch das modifizierte Modellselektionskriterium handhabbar sein.

Eine wichtige Anwendung der Zeitreihenmodellierung ist die Extremwertanalyse. Ist nämlich abgeschätzt, welcher Verteilung (PDF) die jeweiligen Daten folgen (i.a. unter Anwendung des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests), erlaubt die oben skizzierte vollständige analytische Modellierung für jeden Zeitschritt, im Falle analysierter Monatssummen für jeden Monat, die Berechnung der Verteilungsparameter und somit der PDF. Das erlaubt nicht nur, in einer Art Film die zeitliche Veränderung der PDF anzugeben,

sondern auch – ebenfalls für jeden Zeitschritt und somit in Zeitreihenform – die Berechnung der Über- sowie Unterschreitungswahrscheinlichkeit ( $p_{\bar{U}}$  und  $p_U$ ) bezüglich beliebiger Schwellenwerte. Das bedeutet anschaulich, dass in Abb. B2.2 die dort farblich markierten Flächen als Funktion der Zeit angegeben werden können.

In den folgenden beiden Abschnitten werden einige Ergebnisse solcher Analyse bezüglich der Temperatur (B2.2) und des Niederschlags (B2.3) vorgestellt.

### **B2.2 Ergebnisse der Temperatur-Extremwertanalyse, Deutschland 1901-2000**

Da Monatsdaten der Temperatur im Allgemeinen der Gauß-Verteilung folgen und die zunächst betrachteten Daten aus Deutschland in der Zeit 1901-2000 keine signifikanten Änderungen in der Standardabweichung beinhalten, ist die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate vertretbar und somit eine vereinfachte Analyse möglich. Die zeitlichen Änderungen in  $p_{\bar{U}}$  und  $p_U$  (den Über- und Unterschreitungswahrscheinlichkeiten) spiegeln somit detektierte Änderungen, wie Trends oder Änderungen im Jahresgang, im Mittel (Lageparameter) wider.

Abb. B2.6 bringt dazu ein Beispiel: März-Temperatur Frankfurt/Main, wobei die Situation zu Beginn (1901) und zum Ende (2000) des erfassten Zeitintervalls dargestellt ist. Der Mittelwert hat sich in dieser Zeit von 5,68 °C auf 6,84 °C erhöht. Folglich ist  $p_U$  hinsichtlich des 5%-Perzentils ( $p(<5\%)$ ) von 10,9 % auf 3,6 % gesunken und  $p_{\bar{U}}$  hinsichtlich des 95%-Perzentils ( $p(>95\%)$ ) von 5,0 % auf 14,2 % angestiegen (jeweils gerundet; vgl. dunkelblaue bzw. orangefarbene Flächen in Abb. B2.6). Die für die gesamte Zeitreihe konstanten Perzentil-Schwellenwerte betragen in diesem Fall 3,2 °C (untere Schwelle) bzw. 9,0 °C (obere Schwelle).

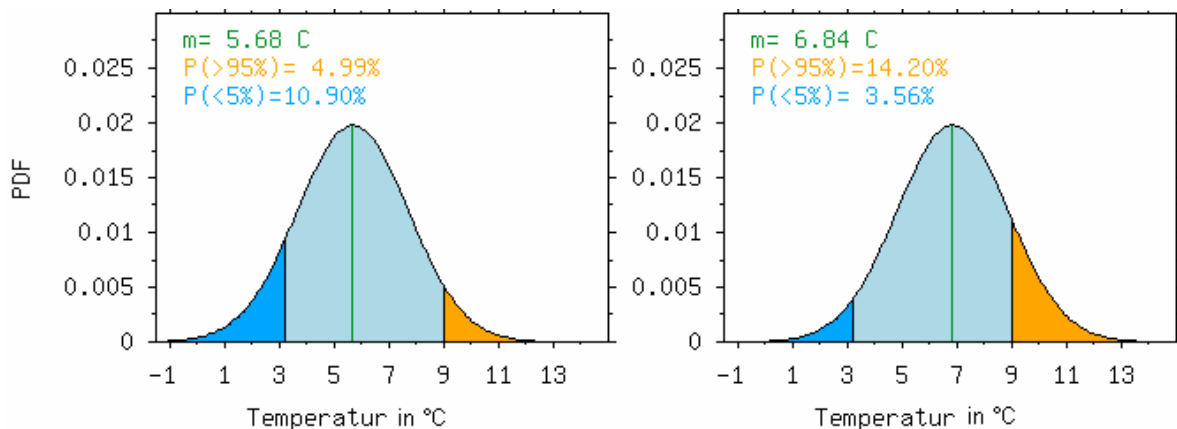


Abbildung B2.6: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (PDF) der März-Temperatur in Frankfurt/Main 1901, links, und 2000, rechts. Die dunkelblaue bzw. orangefarbene Fläche gibt jeweils die Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeit bezüglich des 95%- bzw. 5%-Perzentils an;  $m$  ist der Mittelwert zum betrachteten Zeitpunkt.

Natürlich lässt sich nun auch der zeitliche Verlauf von  $p_U$  und  $p_{\bar{U}}$  angeben. Wiederum für das Beispiel Frankfurt/Main geschieht dies in Abb. B2.7 für die ausgewählten Monate Januar, März, August und Oktober. Man erkennt in allen diesen Fällen eine stetige Abnahme der Unter- und eine stetige Zunahme der Überschreitungswahrscheinlichkeit, allerdings in unterschiedlichen nicht-linearen

Zeitfunktionen mit der stärksten Änderung im August, gefolgt vom März. Man beachte, dass sich die Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils im August in etwa vervierzehnfacht hat, was einer Abnahme der Jährlichkeit (d.h. mittlere statistische Erwartung des Eintretens so hoher Werte,  $1/p$ ) von jeweils rund 100 Jahren ( $p \approx 0,01$ ) auf 7,7 Jahre ( $p \approx 0,13$ ) entspricht. Dies bringt die Tatsache des Klimawandels viel dramatischer zum Ausdruck als die übliche bloße Betrachtung von linearen Mittelwerttrends. Entsprechende Darstellungen für alle Monate sind für Frankfurt/Main und Berlin im Anhang D2 zu finden.

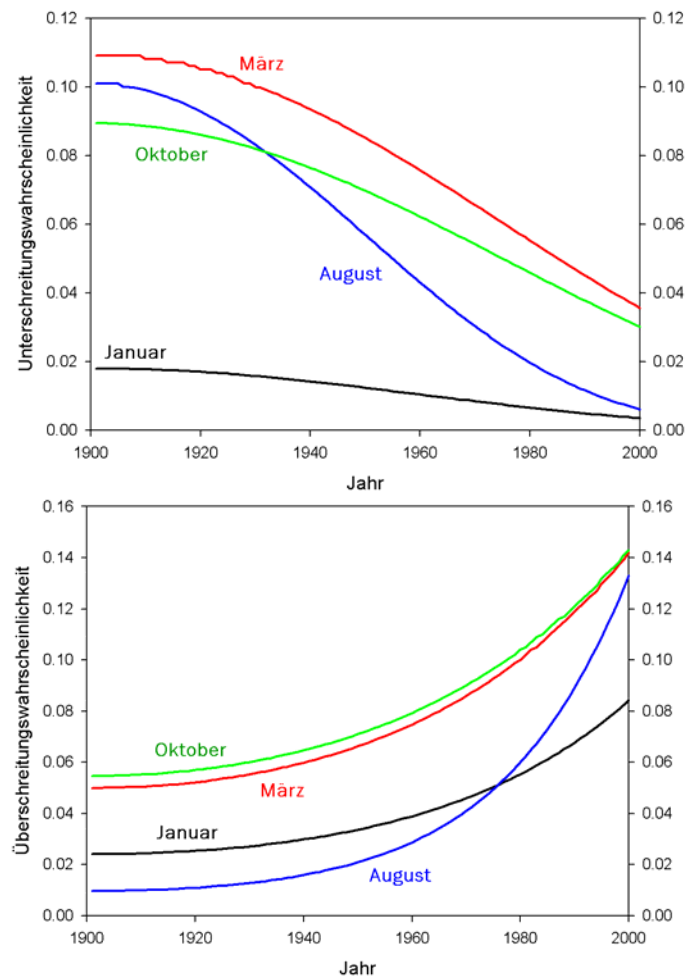


Abbildung B2.7: Verlauf der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils, oben, und der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils, unten, 1901-2000, in ausgewählten Monaten an der Station Frankfurt/Main (weitere Monate siehe Anhang 2).

In der gleichen Art und Weise sind nun Temperatur-Extremwertanalysen für 12 deutsche Stationen durchgeführt worden (von Nord nach Süd bzw. West nach Ost: Hamburg-Fuhlsbüttel, Hamburg-Bergedorf, Berlin, Potsdam, Halle, Jena, Frankfurt/Main, Bamberg, Karlsruhe, Stuttgart, Hohenpeißenberg und Zugspitze). Für die ausgewählten Monate Januar und August sind dazu in Abb. B2.8 sowie B2.9 die Trends der Änderung von  $p_U$  und  $p_{\bar{U}}$  zu sehen. Offenbar ist die Richtung dieser Trends (Abnahme von  $p_U$ , Zunahme von  $p_{\bar{U}}$ ) an allen Stationen gleich, der Betrag der Trends jedoch unterschiedlich. Somit nimmt die Unterschreitungswahrscheinlichkeit für extrem tiefe Wert generell ab und für extrem hohe generell zu. Wie die Anlage 2 zeigt, gilt dies mit der einzigen Ausnahme der Station Halle für alle

Monate des Jahres. Bei dieser Ausnahme könnte es sich um eine versteckte Inhomogenität der betreffenden Zeitreihe handeln.

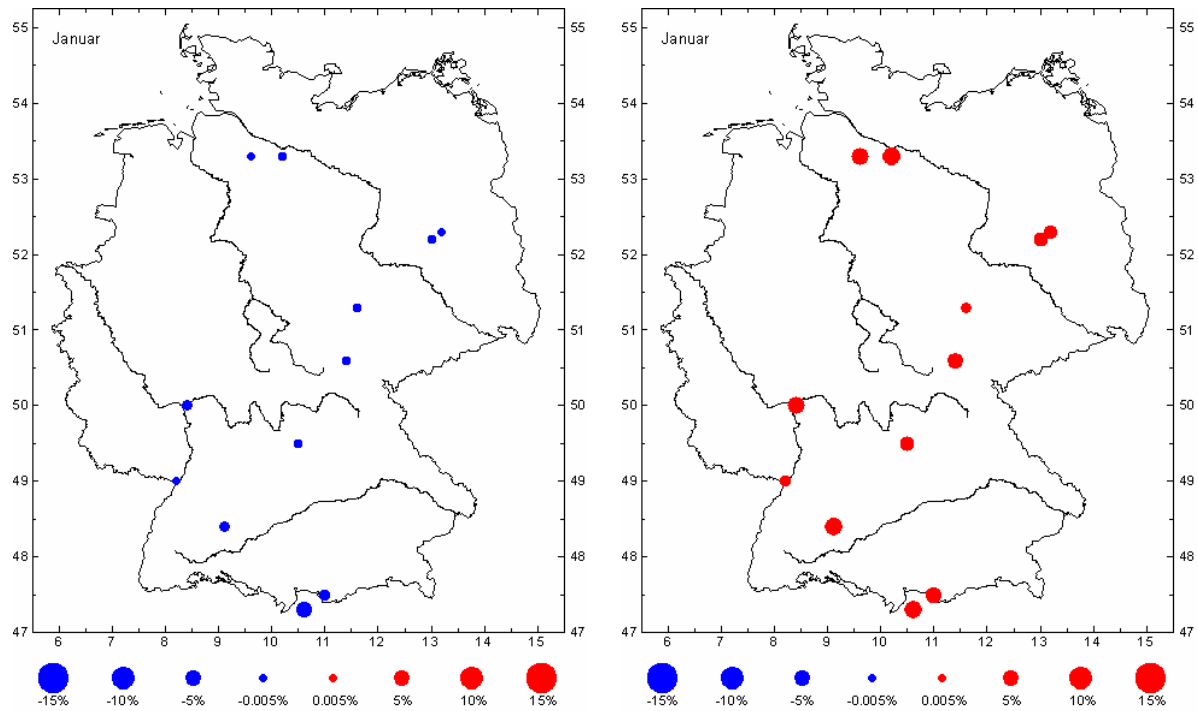


Abbildung B2.8: Trends der Unterschreitungswahrscheinlichkeit (pU) des 5%-Perzentils, links, und der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils, rechts, Januar 1901-2000, an 12 deutschen Stationen.

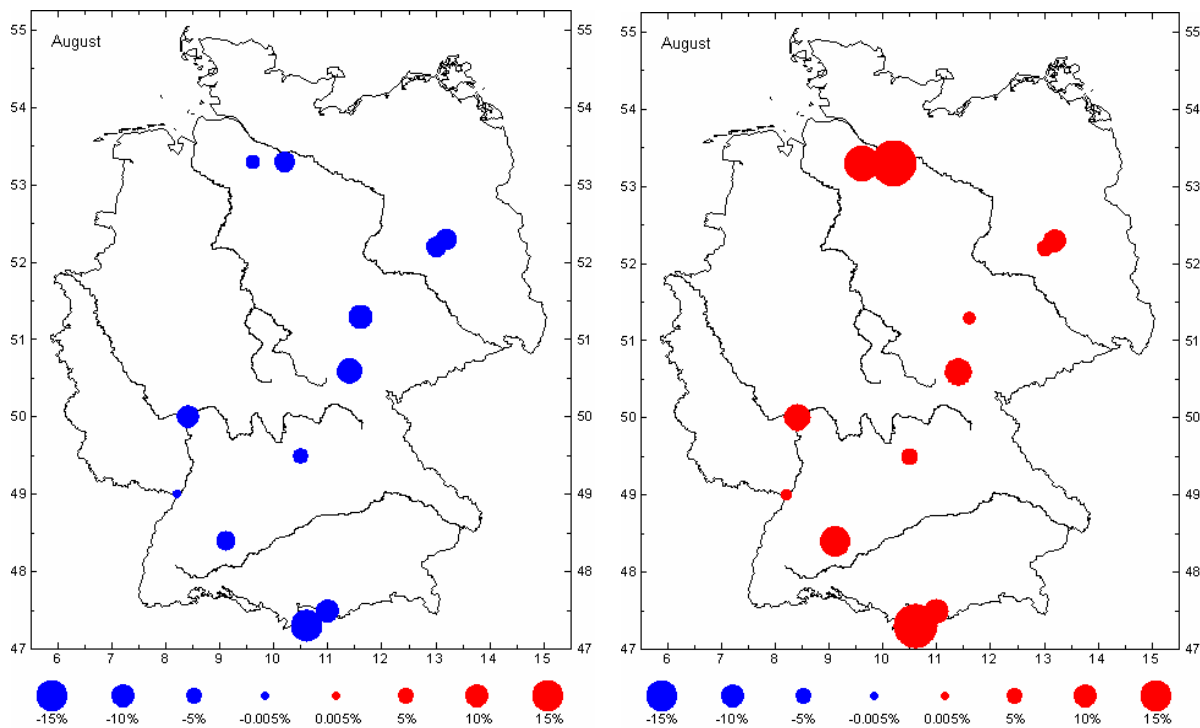


Abbildung B2.9: Trends der Unterschreitungswahrscheinlichkeit (pU) des 5%-Perzentils, links, und der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils, rechts, August 1901-2000, an 12 deutschen Stationen.

### B2.3 Ergebnisse der Temperatur-Extremwertanalyse, global (1951-2000)

Die im vorangegangenen Abschnitt analysierten Temperaturzeitreihen monatlicher Auflösung konnten hinreichend durch die Summe aus einem zeitlich veränderlichen Mittelwert (Trend des Lageparameters) und einem Gauß-verteilt Residuum („Rauschen“) beschrieben werden. Bei der Erweiterung der Datenbasis sind jedoch auch jahreszeitliche Schwankungen in der Standardabweichung sowie langzeitliche Trends im betreffenden zweiten Parameter (Streuparameter) der Gauß-Verteilung denkbar. Daher wurde untersucht, ob die Anwendung der verallgemeinerten Zeitreihenzerlegung, d.h. das zusätzliche Zulassen strukturierter Änderungen in der Standardabweichung, zu einer weiteren Verbesserung in der Beschreibung von Temperatur-Zeitreihen führen kann. Dazu erfolgte eine Analyse des kombinierten Land-See Gitterpunktdatensatz der CRU (Climate Research Unit) in  $5^\circ \times 5^\circ$ -Auflösung. Diese Daten wurden als Anomalien bezüglich des Intervalls 1961-1990 erstellt. Für das Beobachtungsintervall 1901-2000 liegen beim Zulassen von 1% Lücken 323 Reihen und für das Intervall 1951-2000 1122 Reihen vor. Aufgrund der wesentlich besseren räumlichen Abdeckung seien an dieser Stelle einige Ergebnisse des Gitterpunktdatensatzes für den Zeitraum von 1951-2000 vorgestellt.

Abb. B2.10 bestätigt die Existenz signifikanter jahreszeitlicher Schwankungen in der Standardabweichung der Temperatur. An einem Großteil der analysierten 1122 Reihen kann nämlich ein signifikanter Jahresgang in der Standardabweichung der Temperatur detektiert werden. Weiße Quadrate, die Reihen ohne signifikanten Jahresgang in der Standardabweichung markieren, treten in den überaus meisten Fällen nur über den Ozeanen auf. Dementsprechend sind auch die geringsten Amplituden über den Ozeanen zu finden. Über den Kontinenten ist dann eine Nordsüdstruktur ersichtlich. Als Maximum wird die Amplitude von  $1.9^\circ\text{C}$  erreicht. Eine Betrachtung der Phasenlage der detektierten saisonalen Schwingung zeigt, dass das Maximum der Standardabweichung auf der Nordhemisphäre über den Kontinenten im Winter auftritt, in Zentraleuropa im Monat Februar. Über dem Atlantik liegt das Maximum im Spätsommer und über dem Pazifik in den Herbstmonaten. Allerdings ist dort die Amplitude relativ gering.

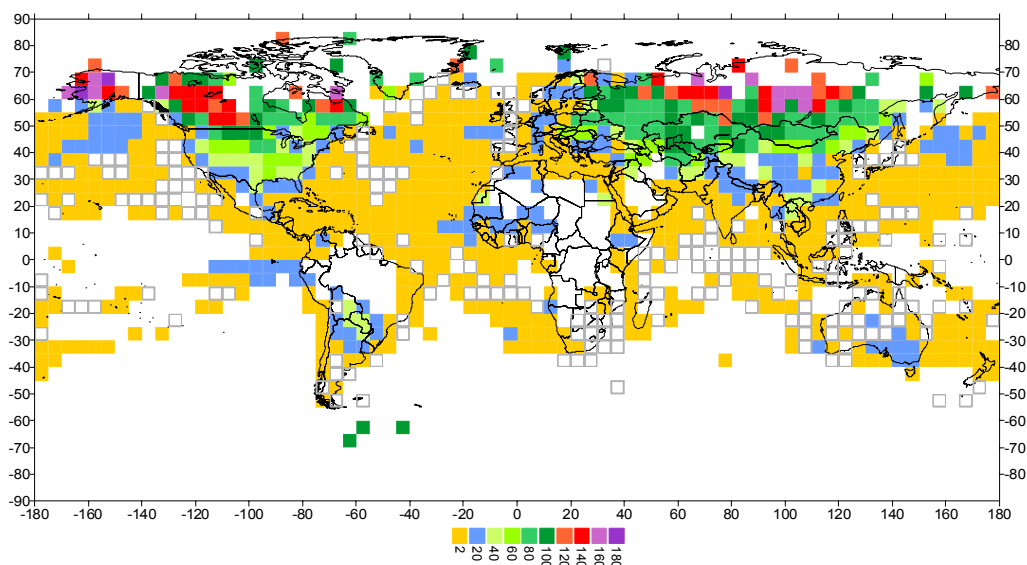


Abbildung B2.10: Amplitude des starren Jahresgangs der Standardabweichung (unter dem Bildteil angegebene Skala in  $1/100^\circ\text{C}$ ). Weiße Quadrate markieren Gitterpunkte ohne signifikanten Jahresgang.

Neben den saisonalen Schwankungen werden aber auch langfristige Änderungen in der Standardabweichung gefunden. Einen Überblick über die geographische Verteilung der Trendamplituden gibt Abbildung B2.11. Offenbar herrscht über den Kontinenten ein negativer und über den Ozeanen ein positiver Trend in der Standardabweichung vor. Allerdings sind die positiven Trendamplituden mit maximal  $0,4 \text{ }^\circ\text{C}$  relativ gering. Über den Kontinenten ist das Signal weniger einheitlich. In großen Gebieten Amerikas oder Asiens beispielsweise werden keine Trends detektiert. Besonders erwähnenswert sind jedoch die vornehmlich negativen Tendenzen über Europa. Hier treten negative Trends über Nordeuropa um  $1 \text{ }^\circ\text{C}$  auf.

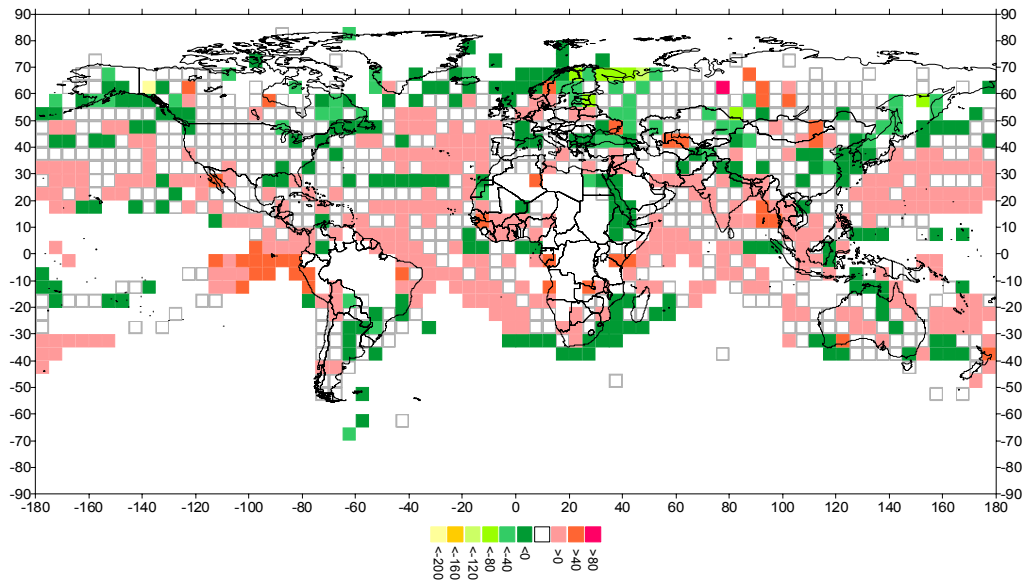


Abbildung B2.11: In der Standardabweichung detektierte Trends (Skala wiederum in  $1/100 \text{ }^\circ\text{C}$ ).

Ein wichtiger Punkt in der Interpretation der Ergebnisse ist sicher, dass Trends in der Standardabweichung von Gitterpunktdatensätzen durch Fluktuationen in der Stationsbelegung erzeugt werden können. Eine vergleichende Analyse eines Stationsdatensatzes für den gleichen Zeitraum zeigt jedoch eine übereinstimmende geographische Verteilung detektierter Trendvorzeichen. Hierzu wurden Stationsreihen des European Climate Assessment & Dataset Project (ECA&D, Klein Tank et al. (2002)), der **NORDISK KLIMASAMARBEIT** (Nordklim, Tuomenvirta et al. (2001)) sowie Climats (DWD) verwendet.

Neben den detektierten strukturierten Änderungen des Mittelwerts der Gauß-Verteilung können nun also auch die in Abb. B2.10 und B2.11 dargestellten strukturierten Änderungen in der Standardabweichung in die Abschätzung der Änderungen im Auftreten von Extremwerten genutzt werden. Abb. B2.12 zeigt die entsprechenden Ergebnisse für die Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils im Monat Januar. Aufgrund des ausgeprägten Jahregangs in Temperaturzeitreihen sind die Schwellenwerte hier nicht nur stations-, sondern auch monatspezifisch definiert. Die Wahrscheinlichkeitsänderungen erreichen zum Teil relativ hohe Werte und basieren neben den dargestellten Änderungen in der Variabilität vor allem auf die besonders starken positiven Trends der Mittelwerte, insbesondere in Asien, Kanada und Alaska. Hier werden Trendamplituden von mehr als  $2 \text{ }^\circ\text{C}$  erreicht. Parallel treten negative Trends über dem Nordatlantik (bzw. Grönland) und dem Schwarzen Meer auf. Abb. B2.13 zeigt exemplarisch für den

Sommer die Änderungen in der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils im Monat Juli.

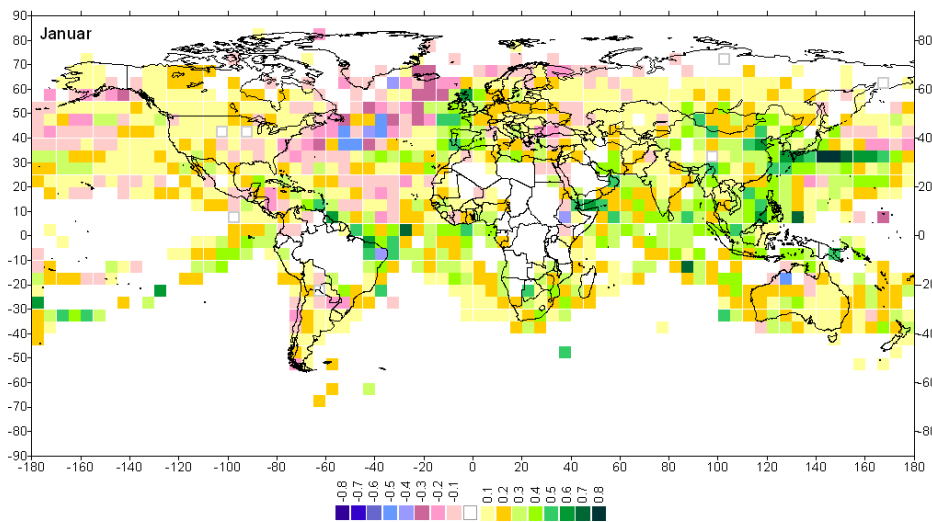


Abbildung B2.12: Änderungen der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils im Januar.

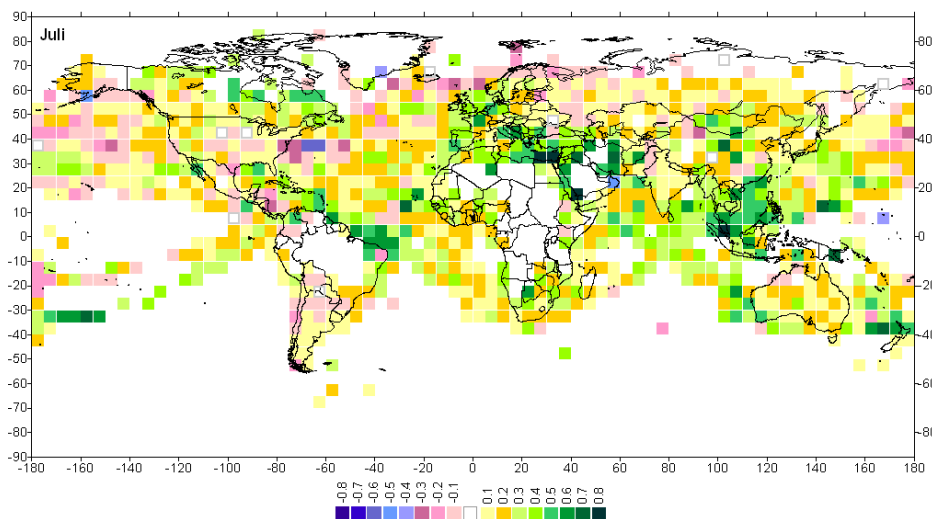


Abbildung B2.13: Änderungen der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils im Juli.

Die im Beobachtungszeitraum detektierten Änderungen in der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils zeigen deutlich weniger räumliche Variationen. Sowohl der vorherrschend negative Trend in der Standardabweichung über den Kontinenten als auch der zumeist positive Trend im Mittel bewirken dort eine Abnahme in der Unterschreitungswahrscheinlichkeit. Lediglich über den Ozeanen werden verbreitet Anstiege in der Unterschreitungswahrscheinlichkeit beobachtet. In einzelnen Monaten ist dies ebenfalls in Gebieten der ehemaligen Sowjetunion, Westafrika, Südamerika oder auch in der Karibik der Fall. Abb. B2.14 zeigt die entsprechenden Änderungen in der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils für den Monat Januar und Abb. B2.15 für den Monat Juli.

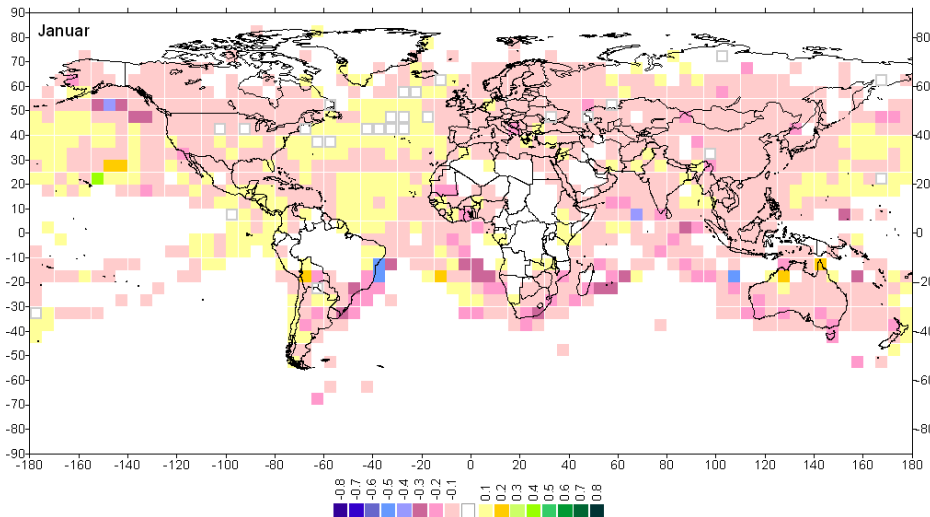


Abbildung B2.14: Änderungen der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils, Januar.

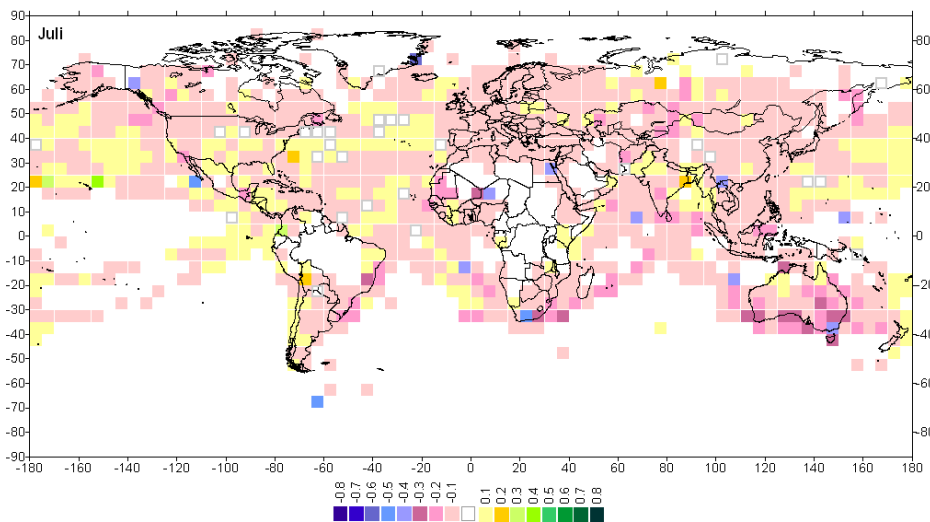


Abbildung B2.15: Änderungen der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils, Juli.

Zusätzlich zu den Extremwerten, die im jeweiligen Verteilungsmodell erfasst werden und deren Eintrittswahrscheinlichkeit wie oben beschrieben unter Vorgabe bestimmter unterer und oberer Schwellen abgeschätzt wurde, können nun noch zusätzliche einzelne extreme Werte auftreten, die aufgrund des angepassten statistischen Modells mit sehr großer Wahrscheinlichkeit nicht in der jeweils betrachteten Zeitreihe erwartet werden und nach Grieser et al. (2002) zur Unterscheidung „Extremereignisse“ genannt werden können. Sie zeichnen sich somit durch eine sehr starke Abweichung vom Erwartungswert für den entsprechenden Zeitpunkt aus.

Die Ergebnisse einer solchen Temperaturanalyse zeigt Tabelle B.1, wo die Anzahl der detektierten Extremereignisse in den jeweiligen Jahreszeiten, unterschieden nach positiven und negativen Extremereignissen und nach dem Auftreten in der ersten oder zweiten Beobachtungshälfte zusammengestellt sind. In früheren Analysen hat sich gezeigt, dass die Analyse unter der Annahme konstanter Standardabweichung im europäischen Raum die Detektion von Extremereignissen in den Wintermonaten begünstigt. Nun werden, ohne diese Bedingung, in allen Jahreszeiten Extremereignisse detektiert. Allerdings treten weiterhin die meisten im



Winter in Form von extrem kalten Ereignissen und vor allem in der ersten Hälfte des Beobachtungszeitraums auf.

Tabelle B1: Im Gitterpunktdatensatz der Temperaturanomalien 1951-2000 (CRU) detektierte Extremereignisse.

	1. Hälfte 1951-1975		2. Hälfte 1976-2000		Summe
	positiv	Negativ	positiv	negativ	
Frühling	37	50	21	26	134
Sommer	<b>71</b>	38	53	45	207
Herbst	49	51	21	40	161
Winter	37	<b>109</b>	44	46	<b>236</b>
Summe	194	248	139	157	738

Eine relativ hohe Anzahl von Extremereignissen wird nun allerdings auch im Sommer detektiert. Diese werden in den Analysen mit konstanter Standardabweichung aufgrund der geringeren sommerlichen Variabilität nicht als außergewöhnliche Ereignisse gefunden. Sie treten insbesondere in Form besonders heißer Sommer auf. Aber auch diese sind vorwiegend in der ersten Hälfte des Beobachtungszeitraums aufgetreten. Die Analysen ergeben somit keine Zunahme im Auftreten der sogenannten Extremereignisse im Beobachtungszeitraum. Es muss aber nochmals darauf hingewiesen werden, dass es sich dabei nur um zusätzliche Datenwerte handelt, die zu den Extremwerten hinzutreten, die im Rahmen des jeweiligen Verteilungsmodells erfasst werden.

#### ***B2.4 Ergebnisse der Niederschlag-Extremwertanalyse, Deutschland(1901-2000)***

Die Probleme bei der Analyse von Niederschlagsdaten, die offensichtlich in aller Regel keiner Gauß-Verteilung folgen, war der Anlass für die Entwicklung der innovativen Methode der Zeitreihenmodellierung, wie sie im Abschnitt B2.1 umrissen und in aller Ausführlichkeit in einer Dissertation beschrieben ist (Trömel, 2004, 2005), die im Rahmen des VASCLimO-Projekts entstand. Eine zusammenfassende Publikation mit dem Schwerpunkt Methodik liegt ebenfalls vor (Trömel und Schönwiese, 2005). Naturgemäß sind darin vor allem die Analyse von Niederschlagsdaten behandelt (siehe auch Schönwiese und Trömel, 2005, 2006, 2007). Auch bei einigen nationalen und internationalen Tagungen ist darüber berichtet worden (Trömel und Schönwiese, 2003, 2004, 2005, 2006), zudem in einer Vielzahl populärwissenschaftlicher Vorträge. Daher soll im folgenden nur kurz über die betreffenden Ergebnisse berichtet werden, beginnend mit den Niederschlag-Monatsdaten 1901-2000 der Region Deutschland.

Für die Analyse der monatlicher Niederschlagssummen Deutschlands erweist sich die Gumbel-Verteilung als adäquat (vgl. Abschnitt B2.1), wobei im übrigen zumeist alle auftretenden Datenwerte erfasst werden, sich eine separate Analyse von einzelnen „Extremereignissen“ (vgl. oben, Abschnitt B2.3) somit erübrigt. Bei der

verallgemeinerten Zeitreihenmodellierung werden nun zeitliche Veränderungen beider Verteilungsparameter  $x_0$  (Lageparameter) und  $b$  (Streuparameter) zugelassen. Im Winter führt dies überwiegend zu dem Befund, dass die Werte beider Parameter angestiegen sind, somit ein ansteigender Trend und zugleich eine „Verbreiterung“ der PDF detektiert werden. Ein Beispiel dafür ist der Vergleich der auf Basis der gesamten Zeitreihe geschätzten PDF an der Station Eppenrod (Lahn- und somit Rhein-Einzugsgebiet) für die Zeitpunkte Januar 1901 und Januar 2000, siehe Abb. B2.16.

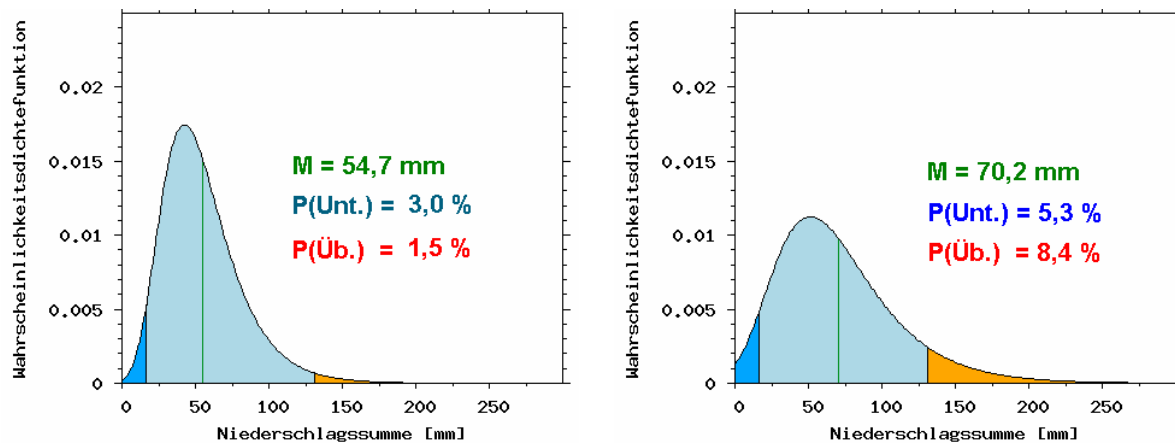


Abbildung B2.16: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (PDF) der monatlichen Niederschlagssumme im Januar 1901 (links) und Januar 2000 (rechts), an der Station Eppenrod (bei Limburg,  $50,4^\circ$  N  $8,0^\circ$  O) mit Angabe des jeweiligen Erwartungswertes  $M$  und der Unterschreitungswahrscheinlichkeit  $P(\text{Unt.})$  des 5%-Perzentils sowie der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P(\text{Üb.})$  des 95%-Perzentils.

Hinsichtlich der Eintrittswahrscheinlichkeit von Extremwerten bedeutet dies, dass sie sowohl für extrem niedrige als auch für extrem hohe monatliche Niederschlagssummen ansteigt, wie Abb. B2.16 ebenfalls zeigt: Außer dem Mittelwert-Trend (von jeweils rund 54 mm auf 70 mm) ist die Wahrscheinlichkeit für Werte unterhalb des 5%-Perzentils von 3,0 % auf 5,3 % angestiegen und für Werte oberhalb des 95%-Perzentils von 1,5% auf 8,4 %. Der letztgenannte Effekt – die Neigung zu Starkniederschlägen – ist somit in diesem Fall stärker ausgeprägt. Die Perzentil-Schwellenwerte betragen in diesem Fall 20 mm (untere Schwelle) bzw. 130 mm (obere Schwelle).

Ein Gegenbeispiel, insbesondere hinsichtlich des Verhaltens des Streuparameters, stellt der zeitliche Verlauf im Monat August dar, siehe Abb. B2.17. Es ist zwar auch eine – allerdings nur geringe – Zunahme des Mittelwerts eingetreten (jeweils gerundet von 68 mm auf 76 mm, in guter Übereinstimmung mit den linearen Trendanalysen, vgl. Abschnitt B1, Abb. B1.6); aber die 95%-Perzentil-Überschreitungswahrscheinlichkeit ist quasi konstant geblieben, während sich die 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeit jeweils gerundet von 5 % auf 1 % verringert hat. Das bedeutet anschaulich, dass sich die PDF „zusammengezogen“ hat. Wenn man sich am Verhalten der PDF-„Breite“ orientiert, so kann das Januar-Beispiel als Indiz für ein extremer werdendes winterliches Niederschlagsklima aufgefasst werden (größere Häufigkeit sowohl extrem niederschlagsarmer als auch extrem niederschlagsreicher Januar-Monate), das August-Beispiel dagegen als Indiz für ein weniger extrem werdendes sommerliches Klima.

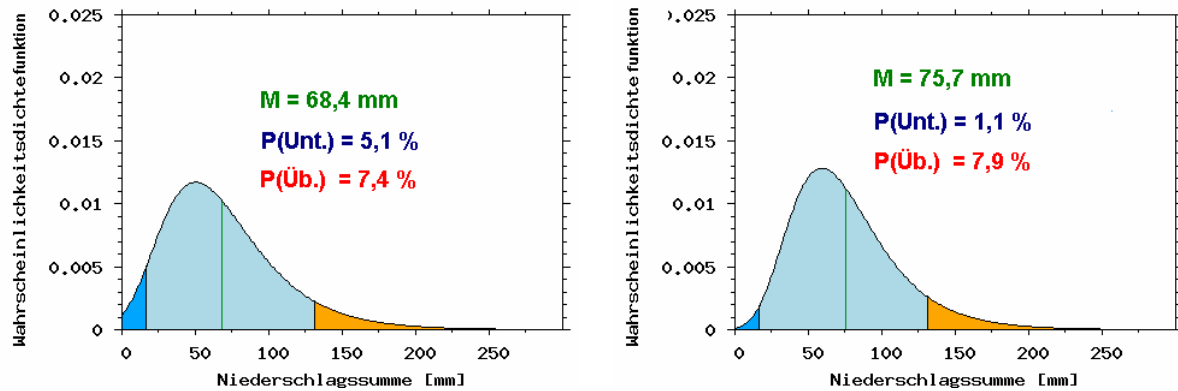


Abbildung B2.17: Ähnlich Abb. B2.16, jedoch August.

Anhand des gleichen Stationsbeispiels sollen nun die Zeitfunktionen von  $p_U$  ( $P(\text{Unt.})$ ) und  $p_{\bar{U}}$  ( $P(\text{Üb.})$ ) für ausgewählte Monate betrachtet werden, siehe Abb. B2.18. Ähnlich wie bei den entsprechenden Temperatur-Extremwertanalysen (Abschnitt B2.2) zeigen sich systematische Ab- bzw. Zunahmen oder auch quasi-konstante Gegebenheiten, in keinem Fall jedoch Fluktuationen der Extremwert-Eintrittswahrscheinlichkeit. Dabei ist deutlich erkennbar, wie im Januar sowohl  $p_U$  als auch  $p_{\bar{U}}$  markant zugenommen haben (in Übereinstimmung mit Abb. B2.16). Ähnlich verhält sich der März und, etwas weniger markant, der November. Im Juli und August hat man es dagegen mit einer Quasi-Konstanz von  $p_{\bar{U}}$  und einer deutlichen Abnahme von  $p_U$  zu tun (in Übereinstimmung mit Abb. B2.17). Die einzelnen Monate verhalten sich somit bezüglich der Unter- bzw. Überschreitungswahrscheinlichkeit von Niederschlag-Extremwerten unterschiedlich, auch wenn eine gewisse jahreszeitliche Gruppierung erkennbar ist.

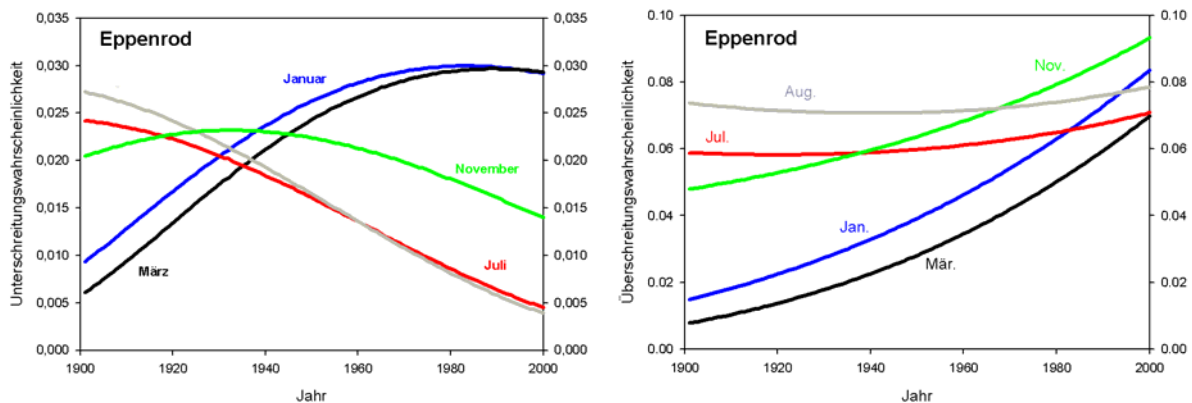


Abbildung B2.18: Zeitlicher Verlauf der der 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeit, links, sowie der 95%-Perzentil-Überschreitungswahrscheinlichkeit, rechts, in ausgewählten Monaten an der Station Eppenrod (vgl. dazu auch Abb. B2.16 und B2.17).

Außer diesen monatlichen gibt es auch Unterschiede von Station zu Station, was zunächst exemplarisch anhand der Extremwert-Überschreitungswahrscheinlichkeit an den Stationen Görlitz (bei Cottbus) und Marktoberdorf (bei Kempten) betrachtet werden soll, siehe Abb. B2.19. Man sieht, dass in beiden Fällen – ganz im Gegensatz zu Eppenrod – nur die Sommermonate eine bemerkenswert hohe Eintrittswahrscheinlichkeit von extremen Starkniederschlägen oberhalb des 95%-Perzentils aufweisen, in Marktoberdorf mit steigender Tendenz (Juli und August sehr ähnliches Verhalten), in Görlitz mit Zunahme im Juli und Abnahme im August.

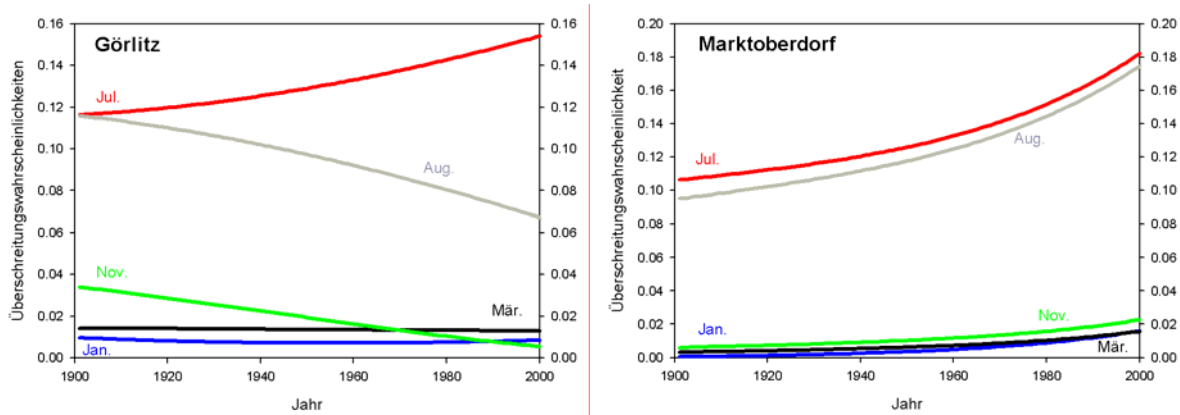


Abbildung B2.19: Zeitlicher Verlauf der 95%-Perzentil-Überschreitungswahrscheinlichkeit in ausgewählten Monaten an den Stationen Görlitz (51,2° N 15,0° O) und Marktoberdorf (48,8° N 10,6° O).

Wie im Abschnitt B2.2 erwähnt, lassen sich diese Wahrscheinlichkeiten auch in Jährlichkeiten umrechnen. Um sich der betreffenden Größenordnung bewusst zu werden, sollen dazu auch hier einige kurze Hinweise gegeben werden. So entspricht dem Anstieg 1901-2000 der 95%-Perzentil-Überschreitungswahrscheinlichkeit  $p_U$  im Januar an der Station Eppenrod eine Abnahme der Jährlichkeit – jeweils gerundet – von 100 Jahren ( $1/p$  mit  $p \approx 0,01$ ) auf 12,5 Jahre ( $p \approx 0,08$ ) und im Juli/August an der Station Marktoberdorf von 10 Jahren ( $p \approx 0,10$ ) auf 5,5 Jahre ( $p \approx 0,18$ ). Dies sind Effekte, die durchaus als brisant bezeichnet werden können.

Schließlich soll noch ein Überblick über die Trends der Niederschlag-Extremwert-Eintrittswahrscheinlichkeiten in Deutschland auf der Basis von 132 Stationen gegeben werden, und zwar exemplarisch für die Monate Januar und August, siehe Abb. B2.20 und B2.21. Dabei bedeuten blaue Kreise Ab- und rote Kreise Zunahmen der Eintrittswahrscheinlichkeit für Extremwerte unterhalb des 5%-Perzentils bzw. oberhalb des 95%-Perzentils. Die Größe der Kreise ist ein Maß für die Trendstärke.

Dabei zeigt sich, dass im Januar (Abb. B2.20) fast flächendeckend  $p_U$  zugenommen hat. Ausnahmen finden sich nur in den östlichen Landesteilen, wo die Trends entweder sehr gering oder nicht signifikant sind. Die Neigung zu extrem hohen monatlichen Niederschlägen im Januar ist somit ein fast Deutschland-weites Phänomen. Für  $p_U$  ist das Januar-Bild weniger homogen. Zwar überwiegen auch dabei die Zunahmen und somit insgesamt die Trends zu einem extremeren Niederschlagsklima (vgl. oben, Interpretation von Abb. B2.16); insbesondere in Bayern gibt es aber auch diverse abnehmende Trends.

Im August (Abb. B2.21) sind die Analyseergebnisse räumlich recht unterschiedlich. Zunächst sind die  $p_U$ -Trends meist gering, wobei die Abnahmen überwiegen. Bereiche mit Zunahmen und somit einer Neigung zu niederschlagsärmeren August-Monaten finden sich vor allem entlang von Donau, Main und teilweise auch Rhein, weiterhin gelegentlich in Norddeutschland. Bei den August- $p_U$ -Trends ergibt sich in grober Näherung eine Dreiteilung Deutschlands: Zunahmen und somit ein Trend zu mehr extrem niederschlagsreichen Gegebenheiten sind in Schleswig-Holstein und im äußersten Westen dominierend. Südwärts schließt sich eine Zone mit Abnahmen an, die im wesentlichen das mittlere Deutschland umfasst, während von der Main-Region aus südwärts wieder Zunahmen überwiegen, insbesondere in Bayern.

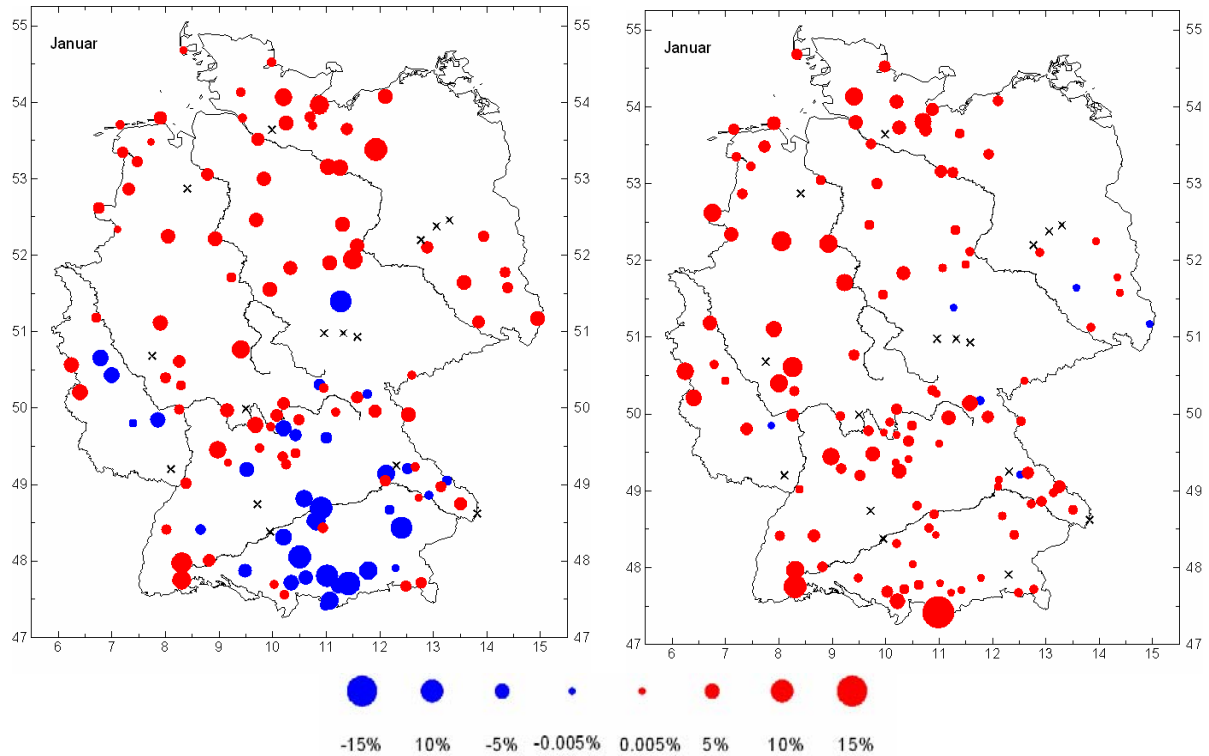


Abbildung B2.20: Trends der 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeiten ( $p_U$ ), links, und der 95%-Perzentil-Überschreitungswahrscheinlichkeiten ( $p_{\bar{U}}$ ), rechts, extremer monatlicher Niederschläge an 132 Stationen in Deutschland. Blaue Kreise bedeuten Abnahme, rote Kreise Zunahme; die Größe der Kreise gibt einen Hinweis auf die Trendstärken; x bedeutet kein signifikanter Trend.

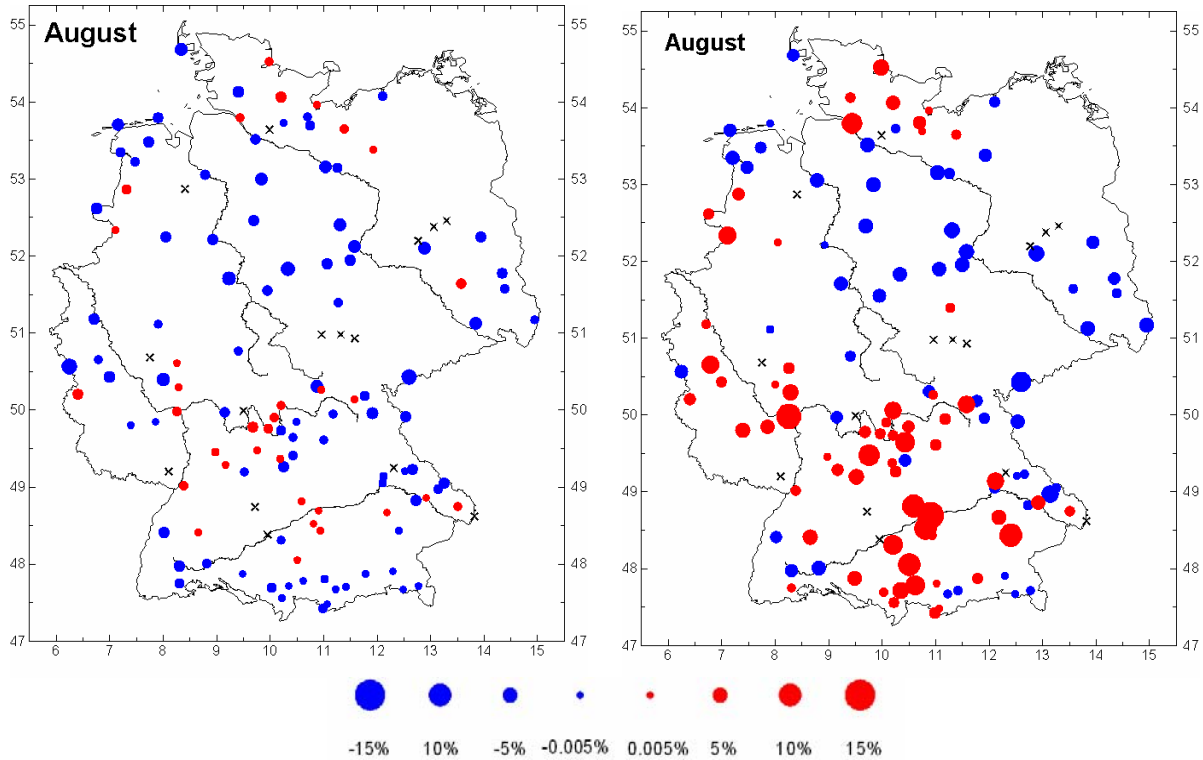


Abbildung B2.21: Ähnlich Abb. B2.20, jedoch August.

Umfangreiche weitere Ergebnisse zu anderen Monaten bzw. Stationen sind bei Trömel (2004,2005) zu finden; s. auch bei Trömel und Schönwiese (2007).

### **B2.5 Ergebnisse der Niederschlag-Extremwertanalyse, Europa (1901-2000) sowie global (1951-2000)**

Im europäischen Bereich können Niederschlagsreihen in den überaus meisten Fällen als Realisierung einer Gumbel-verteiltern (GV) oder einer Weibull-verteiltern (WV) Variablen interpretiert werden. Dabei sind im Gumbel-Modell Variationen des Lage- und Streuparameters zugelassen, im Weibull-Modell dagegen Variationen des Streu- und des Formparameters. Weiterhin wird im folgenden von „Schwerpunkt Lageparameter“ gesprochen, wenn dem Lageparameter der größere Pool an Regressoren angeboten wird ( $P_g(t)=x_o(t)$ ). Wird dagegen dem Streuparameter der größere Regressorenpool angeboten, so reden wir vom „Schwerpunkt Streuparameter“. Im einzelnen zeigt sich nun bei den europäischen Niederschlagsdaten, dass entweder das Gumbel-Modell mit „Schwerpunkt Streuparameter“ erfolgreich ist oder aber das Weibull-Modell mit „Schwerpunkt Streuparameter“ zum Erfolg führt. Wieder können auf der Grundlage solcher Modellierungen wie bei den vorangegangenen Abschnitten für jeden Zeitpunkt des Beobachtungszeitraums die Wahrscheinlichkeit für das Über- oder Unterschreiten eines beliebigen Schwellenwertes berechnet werden.

Abb. B2.22 zeigt nun für europäische Niederschlagsreihen Trends der Überschreitungswahrscheinlichkeit der Schwellen 120 mm (Rumänien, Russland), 140 mm (Frankreich, Spanien, Polen), 160mm (Finnland, Skandinavien) bzw. ansonsten 180 mm für 1901-2000 (20. Jahrhundert) im Juli. Die Schwellen sind in Orientierung an die jeweils auftretenden Niederschlagswerte gewählt. Im Falle einer positiven Differenz zwischen der Überschreitungswahrscheinlichkeit im Juli 2000 und dem Juli 1901 markiert ein roter und im Falle einer negativen Differenz ein blauer Punkt die Station. Schwarze Punkte kennzeichnen keine oder Änderungen kleiner als 0,005%.

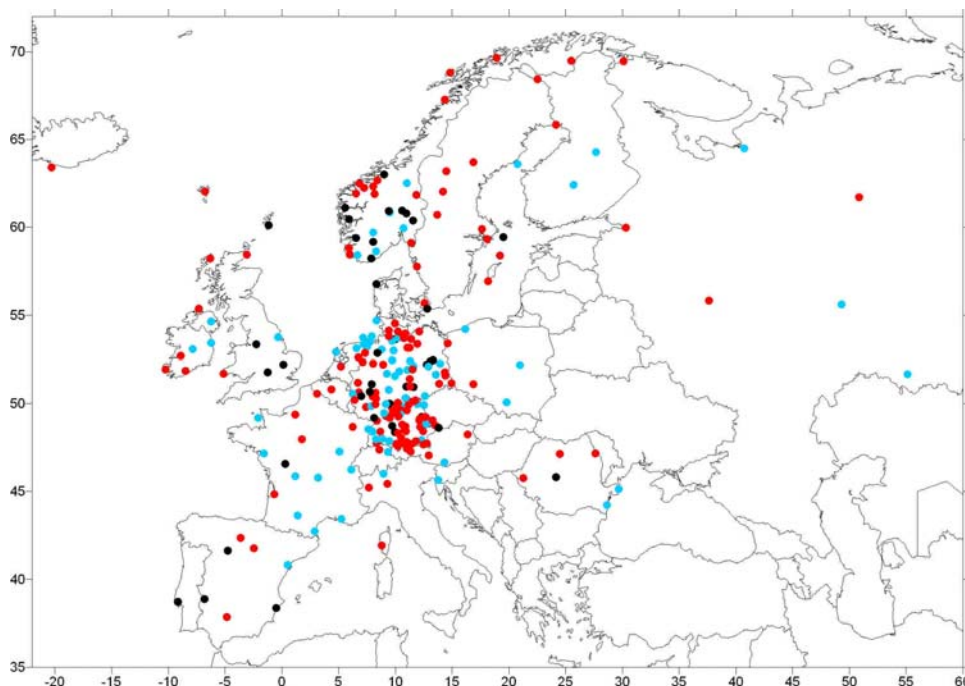


Abbildung B2.22: Keine (schwarze Punkte), positive (rote Punkte) und negative (blaue Punkte) Trends der Überschreitungswahrscheinlichkeit der Schwellen 120 mm (Rumänien, Russland), 140 mm (Frankreich, Spanien, Polen), 160mm (Finnland und Skandinavien) bzw. 180 mm (verbleibende Stationen) Schwelle im Monat Juli für den Zeitraum 1901-2000.

In Niederschlagsreihen detektierte Strukturen sind generell von geringerer Repräsentanz als solche in Temperaturreihen und bei der Betrachtung hundertjähriger Reihen lag der Analyse außerhalb Deutschlands keine sehr hohe Stationsdichte vor. Diese Grundlage jedoch lässt tendenziell eher auf eine Abnahme der Eintrittswahrscheinlichkeit hoher Niederschlagssummen im Monat Juli in Südfrankreich, im Osten Irlands, in großen Teilen Deutschlands (im Süden auch Zunahmen), im niederschlagsreicheren Westen Norwegens sowie in Polen schließen.

Abbildung B2.23 liefert die analoge Darstellung für die Unterschreitungswahrscheinlichkeit der Schwelle 10 mm. Entgegen eventuellen Vermutungen ist beispielsweise in Deutschland überwiegend eine Abnahme im Auftreten besonders niedriger Niederschlagssummen zu beobachten. Der Sommerniederschlag zeigt somit gegen Ende des Beobachtungszeitraums geringere Variabilität. Im Westen Norwegen beispielsweise treten zunehmend hohe Niederschlagssummen, aber auch weniger sehr niedrige Werte auf. In Südfrankreich beobachtet man das Gegenteil: weniger extrem hohe Werte und mehr extrem niedrige Werte gegen Ende des 20. Jahrhunderts. An einigen Stationen im Norden Frankreichs sowie im Süden und Osten Deutschlands dagegen ist die Niederschlagsverteilung in beide Richtungen extremer geworden (vgl. auch Abschnitt B2.4).

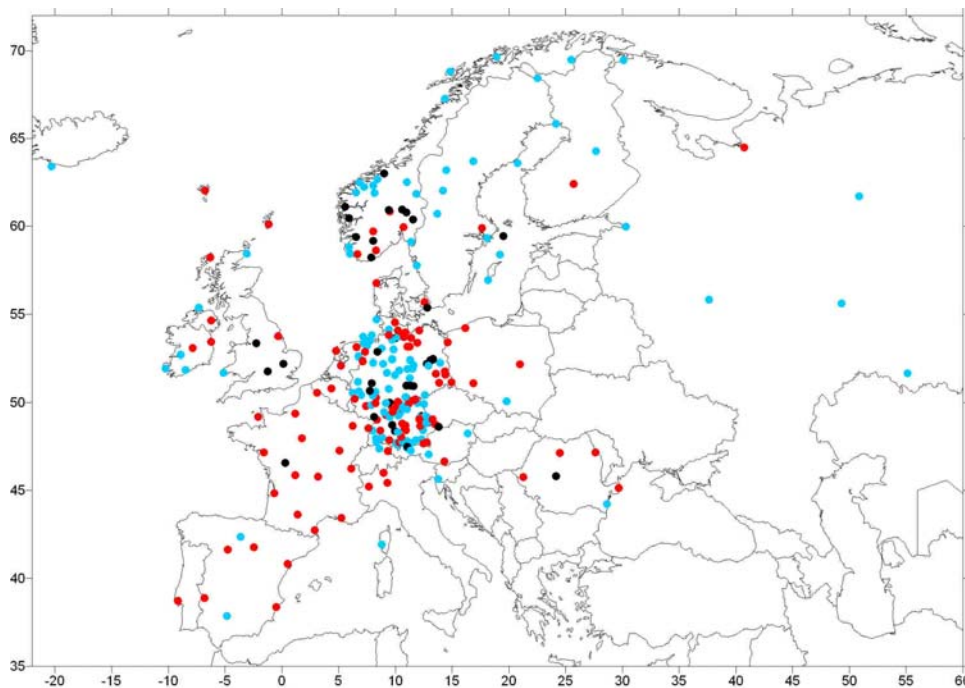


Abbildung B2.23: Keine (schwarze Punkte), positive (rote Punkte) und negative (blaue Punkte) Trends der Unterschreitungswahrscheinlichkeit der Schwelle 10 mm im Monat Juli.

Die Abbildungen B2.24 und B2.25 zeigen die analogen Darstellungen für den Monat Januar. Hier ist in großen Teilen Deutschlands eine Zunahme der Überschreitungswahrscheinlichkeit der Schwelle 180 mm zu erkennen (Abb. B2.24). Gemäß Abb. B2.25 7 ist aber auch die Unterschreitungswahrscheinlichkeit der Schwelle 10 mm angestiegen. Der Januar ist somit auch im europäischen Bereich überwiegend extremer geworden. Im Westen Norwegens sowie im Mittelmeerraum ist dagegen diese gleichzeitige Zunahme extremer Werte nicht zu erkennen.

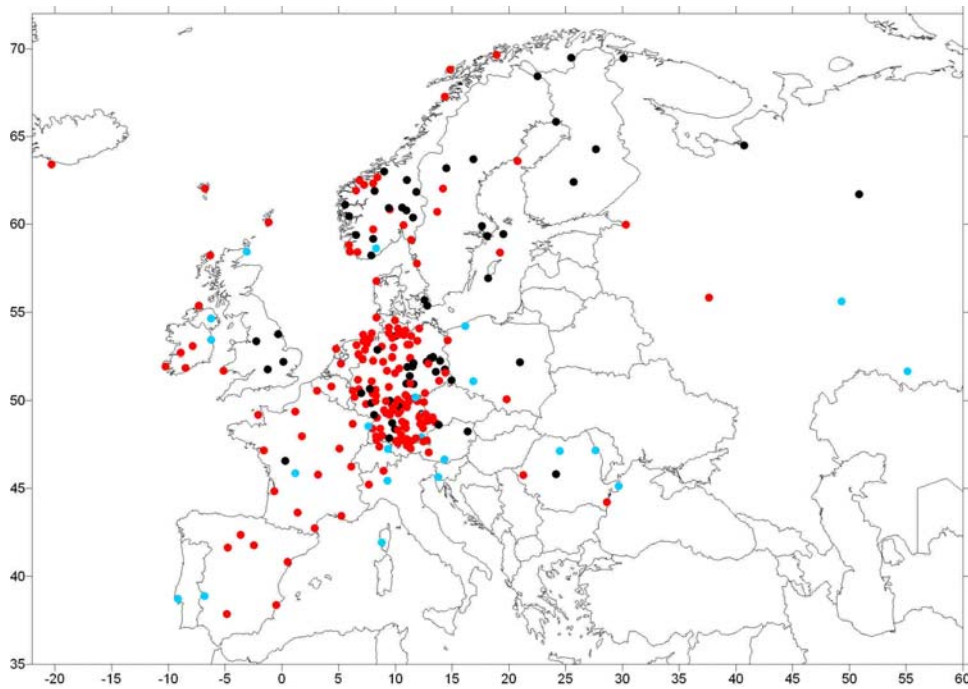


Abbildung B2.24: Trends der Überschreitungswahrscheinlichkeit im Monat Januar. Symbolik und Schwellen wie in Abbildung B2.22.

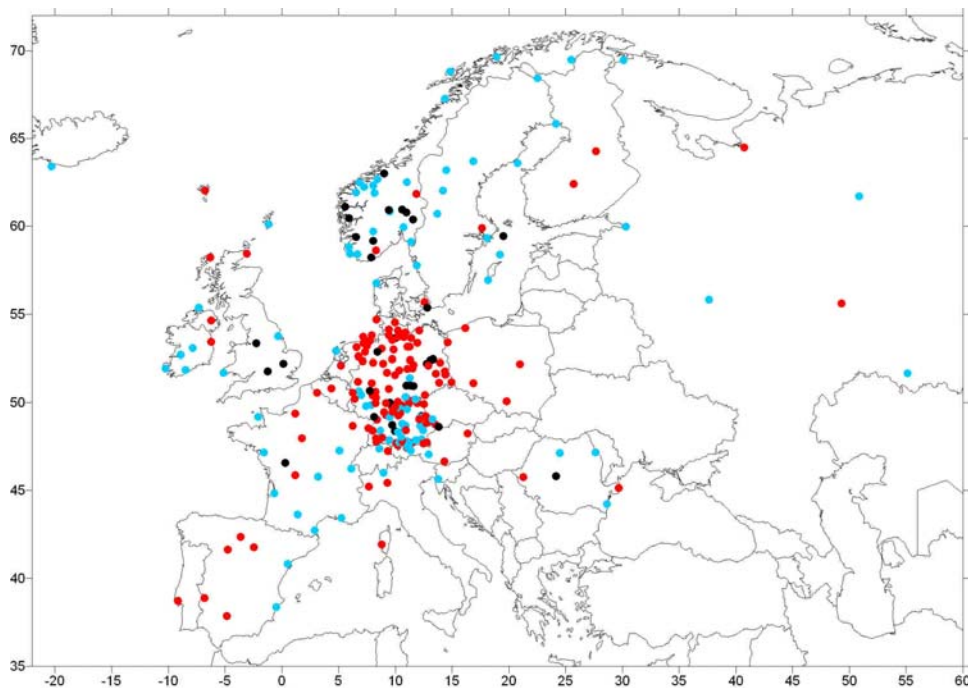


Abbildung B2.25: Trends der Unterschreitungswahrscheinlichkeit der Schwelle 10 mm im Monat Januar. Symbolik und Schwellen wie in Abbildung B2.22.

Wie im Teilbericht A Abbildung 1 dargestellt, kann auf den Zeitraum 1951-2000 bezogen nun auf einen Niederschlagsdatensatz mit guter räumlicher Abdeckung zurückgegriffen werden. Auf dieser Basis und bei Verwendung von Datenreihen mit nicht mehr als 2 Lücken resultiert die Analyse eines Datensatzes von 2607 Zeitreihen monatlicher Niederschlagssummen. Es ergibt sich jedoch das Problem, dass die oben für Europa beschriebene Herangehensweise nicht auf alle Klimate angewendet



werden kann. Zeitreihen aus Bereichen des Steppen- (BS) und Wüstenklimas (BW) der Köppen-Geiger-Klimaklassifikation erfordern eine grundsätzlich andere Herangehensweise. Gebiete der Sommer- oder Wintertrockenheit können bei intensiver Ausprägung ebenfalls nicht mittels der oben angegebenen Zeitreihenmodellierung ganzjährig beschrieben werden. Hier ist eine getrennte Analyse für einzelne Monate oder Jahreszeiten mit ausreichend Niederschlag denkbar.

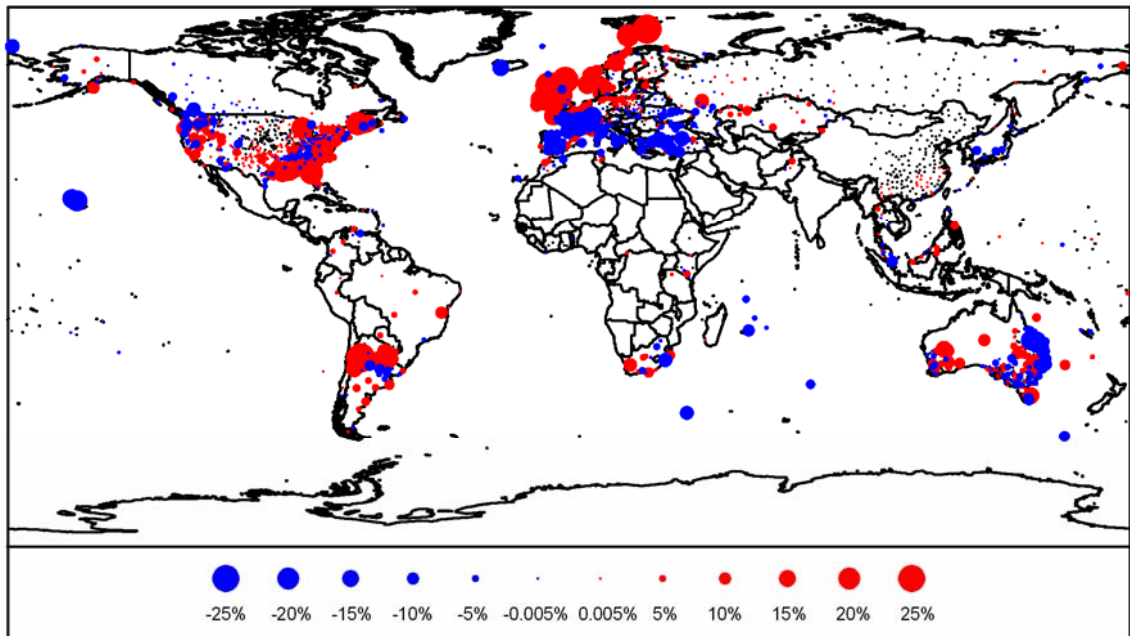


Abbildung B2.26: Änderungen in der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils im Monat Januar. Rote Punkte symbolisieren positive und blaue Punkte negative Trends im Zeitraum 1951-2000. Die Größe der Punkte ist proportional zur Magnitude der Wahrscheinlichkeitsänderung. Schwarze Punkte zeigen an, dass dort keine signifikanten Änderungen detektiert wurden.

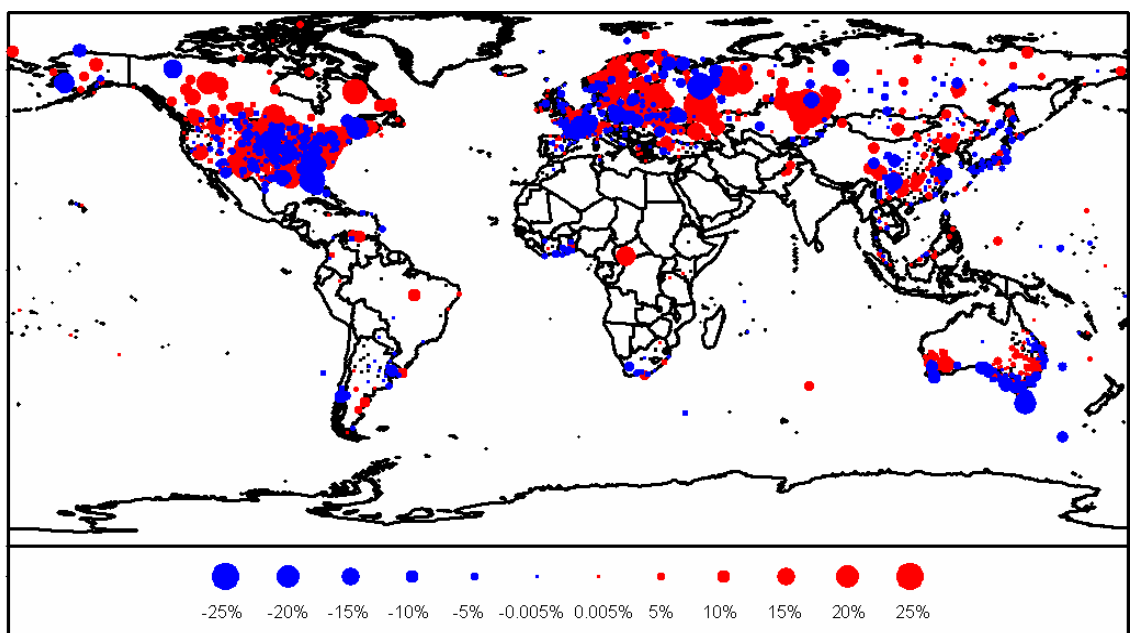


Abb. B2.27: Ähnlich Abb. B2.26, jedoch Monat Juli.

Abb. B2.26 zeigt nun für Stationen, für welche die Schätzung einer Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion zu jedem Zeitpunkt sinnvoll ist, die Änderungen in der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils am Beispiel des Monats Januar im Beobachtungsintervall 1951-2000. Besonders auffällig sind die Nord-Süd-Struktur in Europa, das Hervortreten der Appalachen in den USA sowie ziemlich unveränderte Extremwert-Eintrittswahrscheinlichkeiten im Bereich der ehemaligen Sowjetunion. Im Juli, siehe Abb. B2.27 treten gegenüber dem Januar veränderte Strukturen vor allem in den USA auf, wo im Osten und Süden nun auch verbreitet abnehmende Überschreitungswahrscheinlichkeiten in Erscheinung treten, aber auch in Südamerika und Osteuropa.

Die ungleiche Verteilung der Niederschlagsdaten bei globaler Erfassung (vgl. Abb. A2.1) ist eine erhebliche Schwierigkeit für die Extremwertanalyse. Eine relativ gute Stationsdichte ist außer in Europa noch in den USA gegeben. Analysen für diese Region sind, im Kontext der ausführlichen Darstellung der Methodik und vielen weiteren Niederschlag-Analysen bei Trömel (2004, 2005) zu finden.

### ***B2.6 Anwendung der Zeitreihenmodellierung auf Trendanalysen***

Weiterhin kann nun die hier vorgestellte Methode der statistischen Zeitreihenmodellierung (vgl. Kap. B2.1) genutzt werden, um gegenüber der traditionellen Herangehensweise – nämlich der linearen Trendanalyse unter Annahme einer Gauß-Verteilung und Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate (vgl. Kap. B1) – verbesserte Schätzer beobachteter Niederschlagstrends anzugeben. Durch die Interpretation der Niederschlagsreihen als Realisation einer Gumbel- oder Weibull-verteilten Zufallsvariablen wird nämlich die Schiefe der Verteilung berücksichtigt und durch die Schätzung monatlicher Niederschlagstrends auf Basis der gesamten Zeitreihe die Güte des Trendschätzers verbessert. Weiterhin gehen gemäß der Definition des Erwartungswerts einer Gumbel- oder Weibull-verteilten Zufallsvariablen neben Änderungen des Lageparameters auch die in Niederschlagsreihen beobachteten Änderungen in der Streuung und in der Form der Verteilung ein.

Beispielhaft sind in Abb. B2.28 für die Monate Januar und August die Trendschätzer für die Niederschlagszeitreihen 1901-2000 in Deutschland auf Basis dieser statistischen Modellierung den Kleinst-Quadrate-Schätzern (übliche lineare Trendanalyse) gegenübergestellt. Offenbar liefert die neue statistische Modellierung eine ähnliche räumliche Struktur beobachteter Trends, jedoch im Mittel geringere Trendamplituden. Eine derartige Überschätzung der Trends ist deswegen plausibel, weil bei Annahme einer Gauß-Verteilung im Rahmen des Kleinst-Quadrate Schätzers relativ hohe zufällige Werte der schiefen Niederschlagsverteilung als überzufällig eingestuft werden und so einen Trend suggerieren bzw. zur Überschätzung eines Trends beitragen (Trömel, 2004, 2005).

Eine vollständige Gegenüberstellung der Trendkarten gemäß Abb. 2.28, d.h. für alle Monate des Jahres, ist bei Trömel (2004, 2005) zu finden; siehe auch Trömel und Schönwiese (2007). Außerdem sind systematisch entsprechende Trendkarten für Europa berechnet worden. Der im Abschnitt B.1 erwähnte neue „Klima-Trendatlas Europa 1901-2000“, der umfassend für lineare Trendkarten der Temperatur und des Niederschlags enthält (Schönwiese und Janoschitz, 2007, in Vorbereitung) wird auch dafür solche Gegenüberstellungen enthalten. Vorab liegen entsprechende Karten bereits unveröffentlicht auf CD vor; vgl. wiederum Anlage 4 zu diesem Bericht.

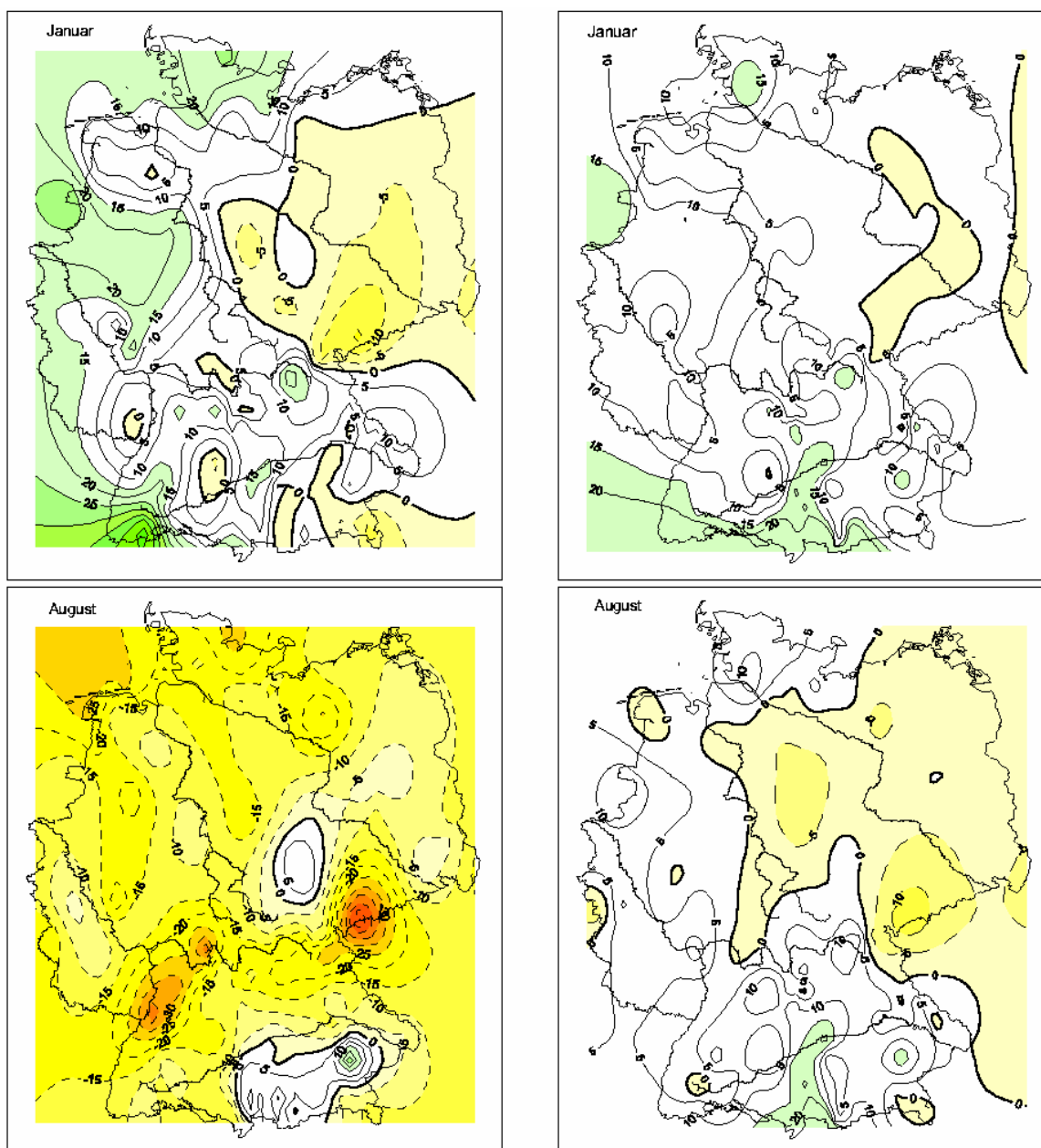


Abbildung B2.28: Gegenüberstellung der Trendanalyse nach der hier vorgestellten neuen Methode der Zeitreihenmodellierung, jeweils rechts, und der üblichen linearen Trendanalyse (Kleinst-Quadrate-Methode unter Annahme einer Gauß-Verteilung), jeweils links, angewandt auf 132 Zeitreihen 1901-2000 des Niederschlags in Deutschland, oben Januar, unten August. Die Unterschiede sind ganz besonders im August erheblich.

Um nun zu möglichst allgemeingültigen Erkenntnissen hinsichtlich der Überschätzung von Niederschlagstrends durch die übliche lineare Trendanalyse (Kleinst-Quadrate-Schätzer) zu kommen, sind umfangreiche Monte-Carlo-Simulationen durchgeführt worden; näheres dazu siehe Trömel (2004, 2005) sowie Trömel und Schönwiese (2007). Dabei wurden in acht Experimenten mit unterschiedlichen Werten des Lage- und Streuparameters einer Gumbel-Verteilung gearbeitet. Die folgenden Tabellen B2.2 und B2.3 zeigen die Ergebnisse für 100 generierte Zeitreihen des Stichprobenumfangs  $n = 1000$  bzw.  $n = 100$ .

Tabelle B2.2: Gegenüberstellung der tatsächlichen Änderungen im Erwartungswert T und des linearen Trends nach der Kleinst-Quadrate-Methode  $T_{KQ}$  für Gumbel-verteilte Zufallsreihen. Dazu wurden in 8 verschiedenen Monte-Carlo-Experimenten mit vorgegebenen Lageparametern  $x_0$  und Streuparametern  $b$ , inklusive eines evtl. linearen Trends  $\Delta x_0$  bzw.  $\Delta b$ , jeweils 100 Gumbel-verteilte Zeitreihen der Länge  $N=1000$  generiert und analysiert.  $Max_{KQ}$  und  $Min_{KQ}$  sind die maximalen und minimalen Werte der  $T_{KQ}$ -Werte.

Parameter-Vorgaben	$\Delta x_0=15,$ $b=50$	$\Delta x_0=15,$ $b=20$	$\Delta x_0=8,$ $b=40$	$\Delta x_0=0,$ $b=40$	$\Delta x_0=8,$ $b=40+\Delta 8$	$\Delta x_0=-15,$ $b=50$	$\Delta x_0=-8,$ $b=40-\Delta 8$	$\Delta x_0=0,$ $b=40+\Delta 10$
T	15	15	8	0	12,6	-15	-12,6	5,77
$T_{KQ}$	15,49	15,20	8,39	0,39	13,05	-14,51	-12,27	6,22
$Min_{KQ}$	0,78	9,31	-3,38	-11,38	0,08	-29,22	-22,83	-7,06
$Max_{KQ}$	33,44	22,38	22,75	14,75	28,23	3,44	1,27	21,81

Tabelle B2.3: Ähnlich Tab. B2.2, jedoch  $n = 100$

Parameter-Vorgaben	$\Delta x_0=15,$ $b=50$	$\Delta x_0=15,$ $b=20$	$\Delta x_0=8,$ $b=40$	$\Delta x_0=0,$ $b=40$	$\Delta x_0=8,$ $b=40+\Delta 8$	$\Delta x_0=-15,$ $b=50$	$\Delta x_0=-8,$ $b=40-\Delta 8$	$\Delta x_0=0,$ $b=40+\Delta 10$
T	15	15	8	0	12,6	-15	-12,6	5,77
$T_{KQ}$	12,85	14,14	6,28	-1,72	10,78	-17,15	-14,21	3,90
$Min_{KQ}$	-43,84	-8,54	-39,07	-47,07	-38,96	-73,84	-55,18	-49,93
$Max_{KQ}$	59,52	32,81	43,62	35,62	51,44	29,52	22,13	46,37

Man erkennt, dass für  $n = 1000$  die Überschätzungen im Mittel relativ gering sind, aber im Einzelfall ein erhebliches Ausmaß annehmen können. Für  $n = 100$  ergeben sich dagegen Unterschätzungen und größere Beträge der Abweichungen. Da bei monatlichen Zeitreihen 1901-2000 der Datenumfang  $100 \times 12 = 1200$  beträgt, bietet Tab. B2.2 dafür eine annähernde Orientierung zur Fehlerschätzung, während für das Zeitintervall 1951-2000 eher Tab. B2.3 dafür geeignet ist. Weitere Hinweise und Ergebnisse zu solchen Monte-Carlo-Simulationen sind bei Trömel und Schönwiese (2007) zu finden.

## B2.7 Anwendung auf Modelldaten (IPCC-Szenarien A2 und B2)

Um zu einer Abschätzung möglicher zukünftiger Änderungen in den Eintrittswahrscheinlichkeiten extrem hoher oder extrem niedriger Niederschlagssummen zu gelangen, wurden in Ergänzung zur Analyse der Beobachtungsdaten auch modellierte monatliche Niederschlagssummen aus Läufen des gekoppelten (atmosphärisch-ozeanischen) ECHAM4/OPYC3-Klimamodells des Hamburger Max-Planck-Instituts für Meteorologie analysiert. Die  $16 \times 12$  Reihen des europäischen Subkollektivs des frei verfügbaren Gitterpunktsdatensatzes der Modellergebnisse bei angenommenem IPCC-SRES A2- bzw. B2-Szenario konnten als Realisierung einer Weibull-verteilten Zufallsvariablen mit veränderlichem Streu- und Formparameter interpretiert werden. Dabei handelt es sich bei diesen Szenarien um Annahmen

möglicher künftiger Entwicklungen, wie sie in einem speziellen Bericht (Special Report on Emission Scenarios, SRES) des IPCC (2000) beschrieben sind. Aus ihnen resultieren unterschiedliche Anstiege der atmosphärischen Konzentrationen klimawirksamer Spurengase (bei denen vor allem CO<sub>2</sub> im Blickpunkt steht).

Zur Interpretation der Analyseergebnisse sei noch angefügt, dass die A2-Modellgeschichte eine sehr heterogene Welt beschreibt. Das Grundthema ist die Autarkie und Bewahrung lokaler Identitäten. Sie beinhaltet stetig zunehmende Bevölkerung, jedoch langsames Pro-Kopf-Wirtschaftswachstum und langsamere technologische Veränderungen als in anderen Modellannahmen. Die B2-Modellgeschichte beschreibt dagegen eine Welt mit Schwerpunkt auf lokalen Lösungen für eine wirtschaftliche, soziale und umweltgerechte Nachhaltigkeit. Es ist eine Welt mit einer stetig, jedoch langsamer als in A2 ansteigenden Weltbevölkerung, wirtschaftlicher Entwicklung auf mittlerem Niveau und weniger raschem, dafür diversifizierterem technologischem Fortschritt. Entsprechend der unterschiedlichen Modellgeschichte weist das B2-Szenario einen deutlich geringeren Anstieg der CO<sub>2</sub>-Emissionen auf als etwa das A2-Szenario.

Obwohl schon Katz und Brown (1992) zeigen konnten, dass die Häufigkeit von Extremwerten stärker von Änderungen in der Variabilität als von Änderungen im Mittel abhängt, werden Änderungen in der Breite oder Form der Verteilung kaum in Extremwertanalysen betrachtet. Diese Sensitivität gegenüber der Variabilität ist umso größer, je extremer das Ereignis, d.h. je höher der Schwellenwert ist. Die erreichte analytische Beschreibung mit der hier eingeführten verallgemeinerten Zeitreihenzerlegung auf Basis des Weibull-Modells berücksichtigt nun diese Änderungen. Wie in Abb. B2.28 für den Monat Januar dargestellt, ergibt die Analyse der modellierten Reihen unter der Annahme des ziemlich extremen Szenarios SRES A2 sehr starke Änderungen in den extrem hohen monatlichen Niederschlagssummen.

Die stärksten positiven Anstiege in der Überschreitungswahrscheinlichkeit liegen um die 30-40 % und erscheinen im Norden Europas auf. Dabei treten diese Maximalamplituden im Herbst im Norden Skandinaviens auf und wandern dann in den folgenden Wintermonaten weiter Richtung Süden. Die negativen Änderungen im Süden Europas haben betragsmäßig kleinere Amplituden. Die winterliche Zunahme extrem hoher Werte in Nordeuropa geht einher mit einer Abnahme im Auftreten relativ niedriger Niederschlagssummen (vgl. Abb. B2.29, rechts). Allerdings sind hier die Amplituden in der Änderung der Eintrittswahrscheinlichkeit in Nordeuropa nicht ganz so groß. Im Süden Europas zeigt sich ein entgegengesetztes Bild: Die Verteilung verschiebt sich in Richtung kleinerer Niederschlagssummen. Der Vergleich beider Karten in Abb. B2.29 weist interessanterweise im kontinentalen Zentraleuropa auf eine Zunahme beider Arten von Extremwerten hin, da sowohl die relativ hohen als auch die relativ niedrigen Niederschlagssummen Zunahmen der Eintrittswahrscheinlichkeit aufweisen.

Im Sommer dominieren in ganz Europa die Abnahmen der extrem hohen Niederschläge. Eine deutliche Ausnahme stellen isolierte Gebiete im Bereich der Alpen und Pyrenäen dar. Als Beispiel dafür sind in Abb. B2.30 die Änderungen in den Über- und Unterschreitungswahrscheinlichkeiten des 95%- bzw. 5%-Perzentils im Monat Juli zu sehen. Besonders erwähnenswert ist ein Band mit sehr starken Anstiegen im Auftreten relativ niedriger Niederschlagssummen im mittleren kontinentalen Bereich (vgl. Abb. B2.30, rechts).

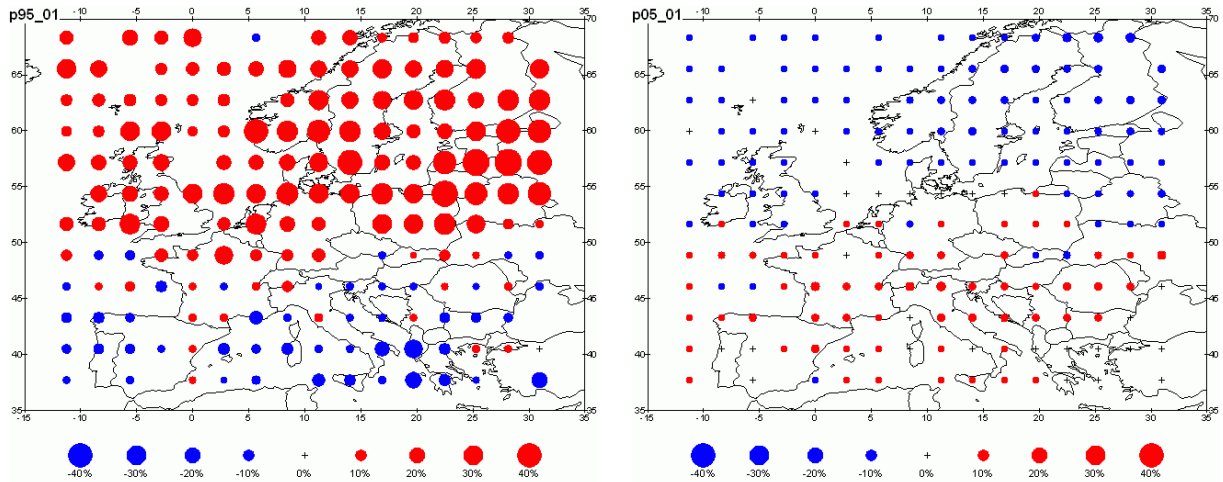


Abbildung B2.29: Änderungen in der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils (links) und der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils (rechts) modellierter Niederschlagszeitreihen bei angenommenen A2-Szenario für den Monat Januar. Die dieser statistischen Analyse zugrundeliegenden Modelldaten entstammen einer (atmosphärisch-ozeanischen) ECHAM4/OPYC3-Klimasimulation des Hamburger Max-Planck-Instituts für Meteorologie.

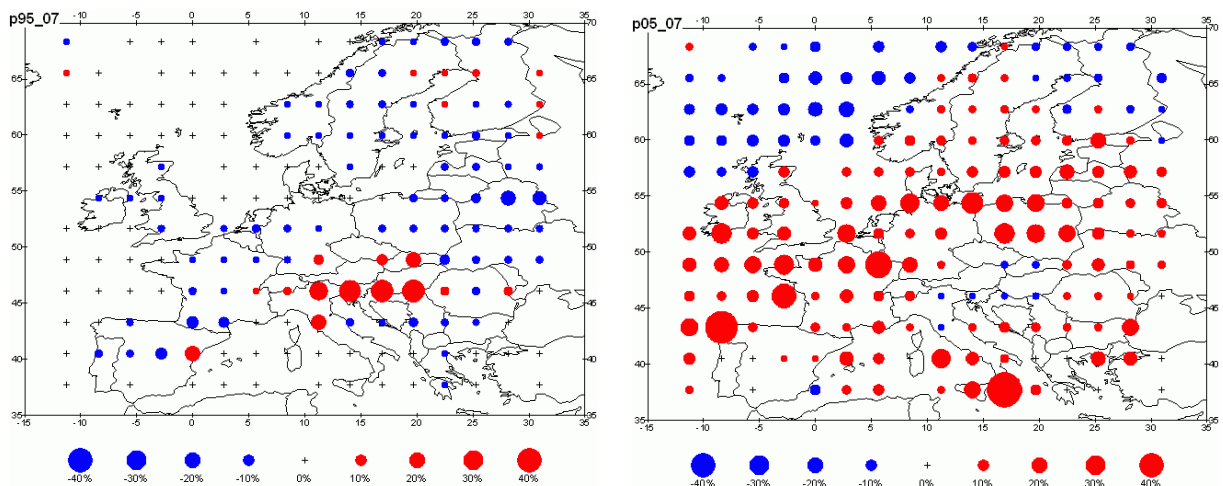


Abbildung B2.30: Änderungen in der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils (links) und der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils (rechts) modellierter Niederschlagszeitreihen bei angenommenen A2-Szenario für den Monat Juli (Modelldaten wie Abb. B2.29).

Im SRES B2-Szenario sind die Amplituden der winterlichen Wahrscheinlichkeitszunahmen für das Auftreten extrem hoher Niederschlagssummen kleiner und das betroffene Gebiet dringt nicht ebenso weit nach Südeuropa vor. Weiterhin ist das Gebiet mit den stärksten Zunahmen im SRES-B2-Szenario weiter nach Westen verlagert, d.h. es ist über dem Meer statt im Bereich Skandinaviens zu finden. Während das SRES-A2-Szenario sehr starke Zunahmen im Auftreten extrem niedriger Niederschlagssummen über den Kontinenten Zentraleuropas bewirkt, sind im SRES-B2-Szenario lediglich stärkere Anstiege über den Britischen Inseln zu verzeichnen.

Ein Vergleich dieser statistischen Analyse der Modellergebnisse mit der entsprechenden Analyse der Beobachtungsdaten zeigt deutliche Ähnlichkeiten, obwohl die räumlichen Strukturen bei den Modelldaten deutlicher hervortreten.

### B3. Schätzung der Wiederkehrzeiten täglicher Extremniederschläge in Deutschland

Im Rahmen der Extremwertanalyse (vgl. Kap. B2.2 - B2.5) ist die Wiederkehrzeit, definiert als der Kehrwert der Eintrittswahrscheinlichkeit, ein verbreitetes Maß zur Quantifizierung der Häufigkeit von Extremen. Um solche Wiederkehrzeiten, die stets als mittlere statistische Angaben zu verstehen sind, aus Beobachtungsdaten schätzen zu können, werden international große Anstrengungen unternommen. Dazu dient wie hier die übliche Extremwertstatistik, die u.a. Stationarität voraussetzt. Da Extreme seltene Ereignisse sind, werden lange Zeitreihen benötigt, um Wiederkehrzeiten auf diese Weise zuverlässig schätzen zu können. Zwar ist es im Prinzip möglich, so Schätzer von Wiederkehrzeiten der Über- bzw. Unterschreitung beliebiger Schwellenwerte zu erhalten. Jedoch ist es eine offene Frage, wie lang eine Zeitreihe von Beobachtungsdaten sein muss, um diese Wiederkehrzeiten zuverlässig schätzen zu können und welche Unsicherheiten aufgrund der begrenzten Beobachtungsdatenbasis solche Schätzungen beinhalten. In der Endphase des VASCLimO-Projekts ist auch diese Problematik bearbeitet worden. Eine entsprechende Publikation (Grieser et al., 2007) ist eingereicht und eine deutsche Übersetzung dazu ist verfügbar (siehe Anhang 5). Daher werden Methodik und Ergebnisse hier nur kurz umrissen.

Für 1769 meteorologische Stationen in Deutschland liegen tägliche Niederschlagsdaten für den Zeitraum 1951 bis 2000 vor, an denen höchstens an einem Tag keine Messungen vorliegen. Ausgehend von diesen Daten wurden Gumbel-Verteilungen an jährliche Maxima von Tages-, Zwei-Tages- und Drei-Tagessummen angepasst. Es kann gezeigt werden, dass diese Anpassung der Daten sehr gut gerecht wird. Zudem wurden Karten der räumlichen Verteilung der besten Schätzungen der Gumbel-Parameter auf einem 5°x5°-Gitter bereitgestellt. Die regionalen Strukturen der geschätzten Parameter offenbaren eine starke Abhängigkeit des mittleren Extrem-Niederschlages von der Orographie, wobei an den meisten Orten die Variabilität keine Höhenabhängigkeit aufweist.

Weiterhin wurden die Unsicherheiten in den Schätzungen der Verteilungsparameter untersucht. Die Ergebnisse dieser Untersuchung werden verwendet, um die Zuverlässigkeit der aus den Beobachtungen geschätzten Wiederkehrzeiten und Schwellen zu bewerten. Dabei zeigt sich, dass die zu vorgegebenen Wiederkehrzeiten gehörenden Schwellen von Niederschlagssummen recht gut aus den Beobachtungen geschätzt werden können. Die zu vorgegebenen Schwellen gehörenden Wiederkehrzeiten sind dagegen viel empfänglicher für Unsicherheiten.

Dies soll anhand eines Beispiels (Station Berlin-Lichterfelde) erläutert werden. In Abb. B3.1 ist beim linken der beiden eingezeichneten Punkte das Konfidenz-Intervall für die Wiederkehrzeit  $\tau$  auf dem 95%-Signifikanz-Niveau für eine vorgegebene Schwelle von 80 mm, deren Überschreitungswahrscheinlichkeit hier betrachtet wird, 18-62 Jahre (18a, 62a). Die Breite dieses Intervalls beträgt somit 44 Jahre und ist daher fast so groß wie die Wiederkehrzeit selbst. Das bedeutet eine große Unsicherheit. Ein wichtiger Aspekt ist nun aber auch die Änderung der Unsicherheit von  $\tau$  im Vergleich zur Änderung der Unsicherheit des Schwellenwertes  $s$ . Dieses Unsicherheitsintervall liegt im Bereich 77-100 mm und beträgt somit 23 mm. Das bedeutet gegenüber dem Schwellenwert  $s = 80$  mm eine relative Unsicherheit von rund 29%.

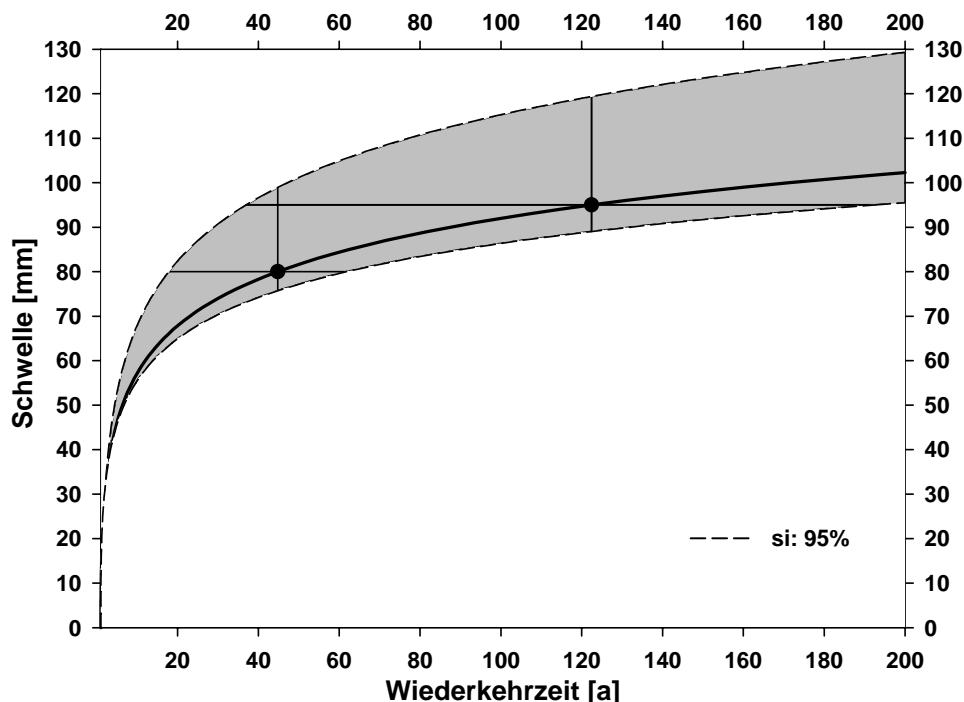


Abbildung B3.1: Wiederkehrzeit  $\tau$  als Funktion des Schwellenwerts  $s$  an der Station Berlin-Lichterfelde für jährliche Maxima der täglichen Niederschlags-Summen. Weiterhin ist der Unsicherheitsbereich auf einem Signifikanz-Niveau von 95 % gezeigt. Die beiden Punkte bei  $s = 80$  mm und  $95$  mm sind im Text besprochene Interpretationsbeispiele.

Für den rechten Punkt in Abb. B3.1 ( $s = 95$  mm,  $\tau = 122$  Jahre) überdeckt das Konfidenzintervall auf einem Signifikanz-Niveau von 95% den Bereich 37-193 Jahre (37a, 193a) und somit 156 Jahre, während die beste Schätzung 122 Jahre beträgt. Dies führt zu einer relativen Unsicherheit von 128%. Vergleicht man den linken mit dem rechten Punkt in Abb. B3.1, so findet man eine Zunahme der relativen Unsicherheit in  $s$  von 29% auf 32%, während sie bei  $\tau$  von 98% auf 128% ansteigt. Die Unsicherheit von  $\tau$  wächst somit deutlich schneller als von  $s$ .

In den Abbildungen B2.2 und B2.3 sind Deutschland-Karten der relativen Unsicherheit der Schwellenwerte  $s$  in Abhängigkeit von der Wiederkehrzeit  $\tau$  und umgekehrt wiedergegeben. Ein Vergleich dieser Kartendarstellungen zeigt, dass die Unsicherheitsbereiche von  $\tau(s)$  sehr viel größer sind als die von  $s(\tau)$ .

Eine ausführliche Darstellung dieser Ergebnisse ist zur Zeit in Form eines englischsprachigen Manuskripts zur Publikation angenommen (Grieser, Staeger und Schönwiese, 2007), das auch in deutscher Übersetzung von T. Staeger vorliegt. (Diese Übersetzung kann vom Projektleiter angefordert werden).

Von den bereits publizierten Arbeiten, sei es in Fachzeitschriften, sonstigen Veröffentlichungen oder als Vortragszusammenfassungen, werden – soweit Sonderdrucke bzw. Kopien verfügbar sind – gerne Exemplare vorgelegt, soweit möglich auch elektronisch.



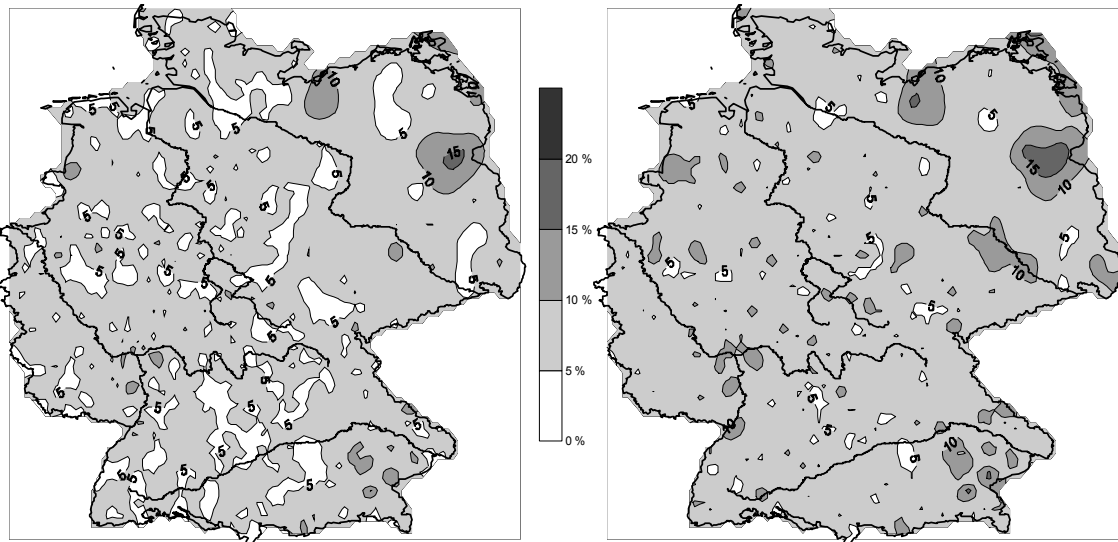


Abbildung B3.2: Relative Unsicherheit (definiert als das Verhältnis der Breite des Unsicherheitsintervalls zum besten Schätzer) in Prozent für geschätzte Schwellen jährlicher Maxima zweitägiger Niederschlags-Summen im Fall einer Wiederkehrzeit  $\tau$  von 100 Jahren, links, bzw. 1000 Jahren, rechts; Signifikanz-Niveau 95%.

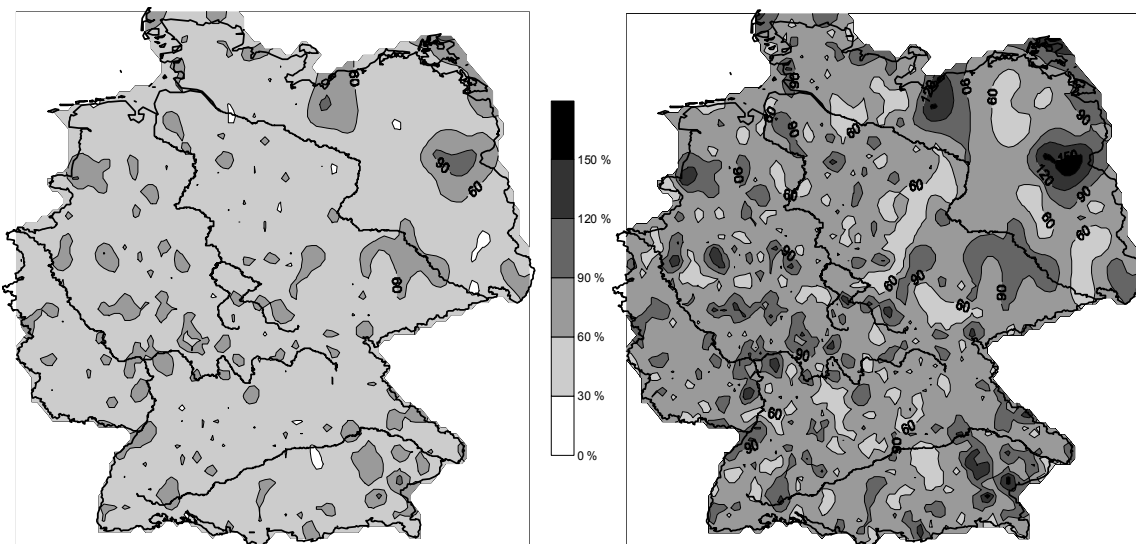


Abbildung B3.3: Relative Unsicherheit der Schätzung der Wiederkehrzeit  $\tau$  in Abhängigkeit des Schwellenwertes  $s$  für jährliche Maxima zweitägiger Niederschlags-Summen (Signifikanz-Niveau: 95%); dabei wurde an jedem Ort  $s$  so gewählt, dass man eine beste Schätzung in der linken Karte für  $\tau(s) = 100$  Jahre und in der rechten Karte für  $\tau(s) = 1000$  Jahre erhält.

Es folgt eine Zusammenstellung der von den Projektmitarbeitern verfassten projektbezogenen Literatur, in der vieles, was hier nur knapp dargestellt ist, ausführlicher zugänglich ist. Eine weitere Liste umfasst die sonstige zitierte Literatur. Schließlich sei auf folgende Homepages hingewiesen:

VASClimO: <http://www.geo.uni-frankfurt.de/iau/klima/Deklim/index.html>

Projektleiter: <http://www.geo.uni-frankfurt.de/iau/klima/>

Weltzentrum für Niederschlagsklimatologie (Global Precipitation Climatology Center): <http://www.dwd.de/en/FundE/Klima/KLIS/int/GPCC/GPCC.htm>

## C Literatur

### C1. Projektbezogene Publikationen und Tagungsbeiträge

Beck, C., J. Grieser (2003): Extremniederschläge in Deutschland seit 1900. *Terra Nostra*, 2003/6: 35-39.

Beck, C. and J. Grieser (2004): Extreme precipitation events and droughts in Germany during the 20th century. *Int. Meet. on Stat. Climatol.*, 2004, Capetown, Abstracts.

Beck, C., J. Grieser (2006): Hydroclimatic variations in Europe since 1951 as reflected by shifts of Köppen Climate types. *Geophysical Research Abstracts*, Vol. 8, 07645.

Beck, C., J. Grieser (2006): Precipitation trends and shifts of rainfall regimes in Africa since 1951. In: Lozan, J. L., H. Graßl, P. Hupfer, L. Menzel, C.-D. Schönwiese (Hrsg.): *Climate Change: Enough Water for all*: 191-194.

Beck, C., J. Grieser (2006): Constructing a new set of gridded monthly precipitation data for the global land areas for the period 1951 to 2000. *Journal of Hydrometeorology*, submitted.

Beck, C., J. Grieser and B. Rudolf (2003): Beobachtungsdaten als unverzichtbare Grundlage der Klimaänderungsforschung. *DWD-Aktuell*, 1/2003: 14-15.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf (2004): Extreme daily precipitation events and droughts in Germany. - 5th European Conference on Applied Climatology (ECAC 2004), Abstracts.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf (2005): A homogeneous 50-year monthly precipitation climatology for the global land-surface. *EMS Meeting*, Abstracts.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf (2005): A new monthly Precipitation Climatology for the global land areas for the period 1951 to 2000. *DWD, Klimastatusbericht 2004*: 181-190.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf (2005): A new monthly precipitation climatology for the global land areas for the period 1951 to 2000. *Geophysical Research Abstracts*, Vol. 7, 07154.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf (2005): Gridded Monthly Precipitation Data for the Global Land Areas based on Observations for the Period 1951 to 2000. 5<sup>th</sup> International Scientific Conference on the Global Energy and Water Cycle, Program and Abstracts Book: 24.

Beck, C., J. Grieser, S. Trömel (2004): Die Trockenperiode des Jahres 2003 in Deutschland im Kontext langzeitlicher Niederschlagsvariabilität. *DWD, Klimastatusbericht 2003*: 142-151.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf, U. Schneider (2004): Eine neue globale Niederschlagsklimatologie für den Zeitraum 1951 bis 2000. *Langfassungen der Beiträge zur DACH-Meteorologentagung*, 7.-9. Sept. 2004, Karlsruhe.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf, U. Schneider (2004): Eine neue globale Niederschlagsklimatologie – 1951 bis 2000. *Jahrestreffen des AK Klima 2004*, Eltville, Vortragszusammenfassungen.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf, U. Schneider (2004): High resolution precipitation data set. Report to AOPC-X, Doc. 27, GCOS/WCRP Atmospheric Observation Panel for Climate, Tenth Session, Geneva, Switzerland, 19-23 April 2004, Abstracts.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf, U. Schneider (2005): Globale Niederschlagsanalysen des Weltzentrums für Niederschlagsklimatologie für den Zeitraum ab 1951 (Analysis Products of the Global Precipitation Climatology Centre for the Period Since 1951). *promet* 31, 2-4: 191-196.

Beck, C., J. Grieser, B. Rudolf, C.-D. Schönwiese, S. Trömel (2002): Entwicklung einer Beobachtungsdatengrundlage für DEKLIM und darauf basierende statistische Analyse der Klimavariabilität auf der dekadischen bis säkularen Zeitskala. Jahrestreffen des AK Klima 2002, Berlin, Vortragszusammenfassungen.

Beck, C., J. Grieser, M. Kottke, F. Rubel, B. Rudolf (2006): Characterizing Global Climate Change by means of Köppen climate classification. DWD, Klimastatusbericht 2005: 139-149.

Beck, C., J. Jacobeit, P. D. Jones (2006): Frequency and within-type variations of large scale circulation types and their effects on low-frequency climate variability in Central Europe since 1780. *Internat. J. Climatol.*, in press.

Beck, C., U. Beyer, J. Jacobeit (2005): Raumzeitliche Variabilität des Zusammenhangs zwischen NAOI und Niederschlag in Europa im Zeitraum 1951 – 2000. 24. Jahrestagung des AK Klima, 2005, Bochum, Vortragszusammenfassungen.

Glaser, R., C. Beck, H. Stangl (2004): Zur Temperatur- und Hochwasserentwicklung der letzten 1000 Jahre in Deutschland. DWD, Klimastatusbericht 2003: 55-67.

Grieser, J. (2005): Globale Niederschlagsstatistik. Vortrag Inst. f. Atmosphäre u. Umwelt, Univ. Frankfurt/M.

Grieser, J., C. Beck, B. Rudolf (2004): Globally gridded precipitation observations from 1951 – 2000. Workshop on Trends in Global Watercycle Variables to Support IPCC Assessment. UNESCO, Paris, Nov. 3-5, 2004.

Grieser, J., C. Beck (2003): Extremniederschläge in Deutschland – Zufall oder Zeichen? DWD: Klimastatusbericht 2002: 142-151.

Grieser, J., C. Beck (2003): Zeitliche Entwicklung von Extremniederschlägen in Deutschland seit 1900. 22. Jahrestreffen des AK Klima, Gladenbach, Vortragszusammenfassungen.

Grieser, J., C. Beck (2006): Analysis of observed Global Mean Land-Surface Precipitation for the Period 1951 to 2000. *Geophysical Research Abstracts*, Vol. 8: 08444.

Grieser, J., C. Beck (2006): Variability and Triggering Factors of Observed Global Mean Land Surface Precipitation since 1951. DWD, Klimastatusbericht 2005: 131-138.

Grieser, J., Beck, C., B. Rudolf, U. Schneider (2003): Entwicklung einer Beobachtungsdatengrundlage für DEKLIM. *Terra Nostra*, 2003/6: 181-184.

Grieser, J., C. Beck, B. Rudolf (2005): Analyse beobachteter globaler Niederschlagsfelder. 24. Jahrestreffen des AK Klima, Bochum, Vortragszusammenfassungen.

Grieser, J., C. Beck, B. Rudolf (2006): The Summer Flooding 2005 in Southern Bavaria – A Climatological Review. DWD, Klimastatusbericht 2005: 168-173.

Grieser, J., C. Beck, B. Rudolf, U. Schneider (2004): GPCP-Precipitation Climatology 1951 – 2000. GPCP Workshop on Assessment of Global Precipitation, August, 3-4, 2004, Washington D.C.

Grieser, J., M. Kottek, C. Beck, F. Rubel, B. Rudolf (2006): World maps of Köppen-Geiger Climates calculated from CRU TS 2.1 and VASCLimO v1.1. TAC, submitted.

Grieser, J., T. Staeger, C.-D. Schönwiese (2007): Uncertainties in return periods of extreme daily precipitation in Germany. *Met. Z.*, accepted.

Grieser, J., S. Trömel, C.-D. Schönwiese (2002): Statistical time series decomposition into significant components and application to European temperature. *Theor. Appl. Climatol.* 71: 171-283.

Kottek, M., J. Grieser, C. Beck, F. Rubel, B. Rudolf (2006): World map of the Köppen-Geiger climate classification updated. *Met. Z.* 15: 259-263.

Malitz, G., C. Beck, J. Grieser (2004): Veränderung der Starkniederschläge in Deutschland.- In: Lozan, J. L., H. Graßl, P. Hupfer, L. Menzel, C.-D. Schönwiese (Hrsg.): Warnsignal Klima – Genug Wasser für alle: 188-191.

Rudolf, B., C. Beck, J. Grieser (2004): Gridding of Global Precipitation Observations from 1951 to 2000 with Respect of Homogeneity. 1st International CLIVAR Science Conference – Understanding and Predicting our Climate System, June 21-25, 2004, Baltimore, Maryland, USA: 265.

Rudolf, B., C. Beck, J. Grieser, U. Schneider (2005): Global Precipitation Analysis Products. Global Precipitation Climatology Centre (GPCC), DWD, Internet publication <http://gpcc.dwd.de>.

Rudolf, B., C. Beck, J. Grieser, C.-D. Schönwiese, S. Trömel (2002): Variability Analysis of Surface Climate Observations (VASCLimO) – a new study on the Decadal and Centennial Climate Variability.- Fourth European Conference on Applied Climatology (ECAC 2002), Abstracts.

Rudolf, B., C. Beck, J. Grieser, H. Mächel, A. Meyer-Christoffer, P. Otto, U. Schneider (2005): GPCC Report to the GEWEX Hydrometeorology Panel. 11th GHP Meeting, Melbourne, September 2005.

Rudolf, B., U. Schneider, A. Meyer-Christoffer, T. Fuchs, P. Otto, C. Beck, J. Grieser, H. Mächel (2003): Neue Arbeiten des WZN zur Niederschlagsklimatologie – eine Übersicht. *Terra Nostra*, 2003/6: 368-370.

Rudolf, B., U. Schneider, C. Beck, J. Grieser (2005): Analysis Products of the Global Precipitation Climatology Centre for the period since 1951. EMS-Meeting, 2005.

Schneider, U., B. Rudolf, C. Beck, J. Grieser, H. Mächel, A. Meyer-Christoffer, P. Otto (2005): Report of the Global Precipitation Climatology Centre (GPCC) to the GEWEX Radiation Panel about its status in September 2005. 16th Meeting of GEWEX Radiation Panel (GRP), 03-06 October 2005, Paris, France.

Schönwiese, C.-D. (2004): Hitzesommer 2003 und Elbeflut 2002. Indizien für ein extremer werdendes Klima? *Forschung Frankfurt*, Heft 2/2004: 37-39.

Schönwiese, C.-D., J. Grieser, S. Trömel (2003): Secular change in extreme monthly preecipitation in Europe. *Theor. Appl. Climatol.* 75: 245-250.

Schönwiese, C.-D., B. Rudolf, S. Troemel, C. Beck, J. Grieser (2004): Entwicklung einer Beobachtungsdatengrundlage für DEKLIM und darauf basierende statistische Analyse der Klimavariabilität auf der dekadischen bis säkularen Zeitskala. DEKLIM Workshop, 18.-19. Mai 2004, Oberpfaffenhofen.

Schönwiese, C.-D., B. Rudolf, S. Trömel, C. Beck, J. Grieser (2005): Development of a data basis for DEKLIM and statistical analysis of climate variability. DEKLIM Final Symposium, May 10-12, 2005, Leipzig, Report Series Research for the Environment, DLR: 167-170.

Schönwiese, C.-D., B. Rudolf, S. Trömel, C. Beck and J. Grieser (2003): Development of a data basis for DEKLIM and statistical analysis of climate variability. DEKLIM Status-Seminar, 6.-8. Oktober 2003, Bad Münstereifel, Tagungsband: 341-348.

Schönwiese, C.-D., R. Janoschitz (2005): Klima-Trendatlas Deutschland 1901-2000. Bericht Nr. 4, Inst. Atmosph. Umwelt, Univ. Frankfurt/M.

Schönwiese, C.-D., R. Janoschitz (2006): Ein neuer Klimatrend-Atlas für Deutschland. 6. Deut. Klimatagung, 9.-11. Okt: 2006, München, Homepage (<http://www.meteo.physik.uni-muenchen.de/dkt/vortraege.html>).

Schönwiese, C.-D., R. Janoschitz (2007): Klima-Trendatlas Europa 1901-2000. Bericht Nr. 6, Inst. Atmosph. Umwelt, Univ. Frankfurt/M., in Vorbereitung.

Schönwiese, C.-D., T. Staeger, S. Trömel (2004): The hot summer 2003 in Germany. Some preliminary results of a statistical time series analysis. *Met. Z.* 13: 323-327.

Schönwiese, C.-D., T. Staeger, S. Trömel (2006): Klimawandel und Extremereignisse in Deutschland. Deut. Wetterdienst (DWD), Klimastatusbericht 2005: 7-17.

Schönwiese, C.-D., T. Staeger, S. Trömel, M. Jonas (2004): Statistisch klimatologische Analyse des Hitzesommers 2003 in Deutschland. DWD, Klimastatusbericht 2003: 123-132 .

Schönwiese, C.-D., S. Trömel (2005): Langzeitänderungen des Klimas in Deutschland. In: Lozán, J.L., H. Graßl, P. Hupfer, L. Menzel, C.-D. Schönwiese (Hrsg): Warnsignal Klima. Genug Wasser für alle? *Wiss. Auswert./GEO*, Hamburg: 182-187.

Schönwiese, C.-D., S. Trömel (2006): Mehr extreme Niederschläge in Deutschland? Eine innovative statistische Analyse der Eintrittswahrscheinlichkeiten. *Naturwiss. Rdsch.*, 59: 194-199.

Schönwiese, C.-D., S. Trömel (2006): Änderungen der Eintrittswahrscheinlichkeit von Extremereignissen in Deutschland. 6. Deut. Klimatagung, 9.-11. Okt. 2006, München, Homepage (<http://www.meteo.physik.uni-muenchen.de/dkt/vortraege.html>).

Schönwiese, C.-D., S. Trömel, R. Janoschitz (2007): Variability of European Precipitation within industrial time. In: Lozán, J.L., H. Graßl, P. Hupfer, L. Menzel, C.-D. Schönwiese (eds.): *Global Change: Enough Water for all?* *Wiss. Ausw./GEO*, Hamburg: 185-190.

Trömel, S. (2004): Statistische Modellierung von Klimazeitreihen. Dissertation. Fachbereich Geowiss./Geographie, Univ. Frankfurt/M.; (2005): Bericht Nr. 2, Inst. Atmosph. u. Umwelt, Univ. Frankfurt/M.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2003): Eine verallgemeinerte Zeitreihenzerlegung zur Analyse von Variabilität und Extremverhalten in Niederschlagsreihen. 22. Jahrestreffen des AK Klima, Gladenbach, Vortragszusammenfassungen.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2003): Eine vollständige strukturelle Zerlegung beobachteter monatlicher Niederschlagsreihen. *Terra Nostra*, 2003/6: 445-449.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2004): A model fitting analysis of monthly rainfall data. *Int. Meeting on Statistical Climatology*, 2004, Capetown, Abstracts.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2004): Statistische Modellierung monatlicher Niederschlagsreihen. Langfassungen der Beiträge zur DACH-Meteorologentagung, 7.-10. Sept. 2004, Karlsruhe.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2004): Auf dem Weg zu einer korrekten Abschätzung beobachteter Niederschlagstrends. 23. Jahrestreffen des AK Klima, Eltville, Vortragszusammenfassungen.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2005): A generalized method of time series decomposition into significant components including probability assessments of extreme events and application to observational German precipitation data. *Met. Z.* 14: 417-427.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2007): Robust trend estimation: method and application to observational German precipitation data. *Theor. Appl. Climatol.*, submitted.

Trömel, S., C.-D. Schönwiese (2007): Probability change of extreme precipitation observed from 1901 to 2000 in Germany. *Theor. Appl. Climatol.* 876: 29-39.

## **C2. Sonstige zitierte Literatur**

Alexandersson, H. (1986): A homogeneity test applied to precipitation data. *J. Climatol.*, 6, 661-675.

Alexandersson, H. and A. Moberg (1997): Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends. *Int. J. Climatol.*, 17, 25-34.

Auer, I., R. Böhm, A. Jurkovi, A. Orlik, R. Potzmann, W. Schöner, M. Ungersböck, M. Brunetti, T. Nanni, M. Maugeri, K. Briffa, P. Jones, D. Efthymiadis, O. Mestre, J.-M. Moisselin, M. Begert, R. Brazdil, O. Bochnicek, T. Cegnar, M. Gajic-Capka, K. Zaninovic, Z. Majstorovic, S. Szalai, T. Szentimrey and L. Mercalli (2005): A new instrumental precipitation dataset for the greater alpine region for the period 1800-2002. *Int. J. Climatol.*, 25, 139-166.

Conrad, V. and C. Pollak (1962): *Methods in Climatology*. Harvard University Press, 224 pp.

Eischeid, J. K., C. B. Baker, T. R. Karl and H. F. Diaz (1995): The quality control of long-term climatological data using objective data analysis. *J. Appl. Meteorol.*, 34, 2787-2795.

Grieser, J., T. Staeger, C.-D. Schönwiese (2000): Statistische Analyse zur Früherkennung globaler und regionaler Klimaänderungen aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes. Bericht Nr. 103, Inst. Meteorol. Geoph., Univ. Frankfurt/M.

Huber, P.J. (1981): *Robust Statistics*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. New York.

Hupfer, P., Börngen, M. (2004): Gibt es Klimakatastrophen? *Naturwiss. Rdsch.*, 57: 233-240.

IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) (2000): *Special Report on Emission Scenarios (SRES)*. IPCC Secretariat, c/o World Meteorological Organization, Geneva.

IPCC (J.T. Houghton et al., eds.) (2001): *Climate Change. The Scientific Basis*. Univ. Press, Cambridge.

IPCC (2007): *Climate Change 2007. The Physical Science Basis. Summary for Policymakers*. IPCC Secretariat, c/o World Meteorological Organization, Geneva.

- Katz, R.W., B.G. Brown (1992): Extreme events in a changing climate: variability is more important than averages. *Clim. Change*, 21: 289-302.
- Klein Tank, A.M.G. et al. (2002): Daily dataset of 20th-century surface air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment. *Int. J. Climatol.*, 22:1441-1453.
- Köppen, W., 1936: *Handbuch der Klimatologie*, Bd. 1, Teil C, Ch. Das geographische System der Klimate. Berlin.
- McKee, T. B., N. J. Doesken and J. Kliest (1993): The relationship of drought frequency and duration to time scales. *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, 17-22 January, Anaheim, CA, American Meteorological Society: Boston, MA, 179-184.
- Mitchell, T., and P. Jones (2005): An improved method of constructing a database of monthly climate observations and associated high-resolution grids. *Int. J. Climatol.*, 25: 693-712.
- Peterson, T. C. and D. R. Easterling (1994): Creation of homogeneous composite climatological reference series. *Int. J. Climatol.*, 14: 671-679.
- Peterson, T. C. and R. S. Vose (1997): An overview of the global historical climatology network temperature database. *Bull. Am. Meteorol. Soc.*, 78: 2837-2849.
- Peterson, T. C., R. S. Vose, R. Schmoyer and R. Razuvaev (1998): Global historical climatology network (GHCN) quality control of monthly temperature data. *Int. J. Climatol.*, 18: 1169-1179.
- Potter, K. W. (1981): Illustration of a new test for detecting a shift in mean in precipitation series. *Mon. Wea. Rev.*, 109, 2040-2045.
- Rapp, J. and C.-D. Schönwiese, 1996: *Atlas der Niederschlags- und Temperaturrends in Deutschland 1891-1990*. Frankfurter Geowiss. Arb., Serie B, Band 5, 2. Aufl.
- Rinne, H. (1997): *Taschenbuch der Statistik*. 2. Aufl., Harri Deutsch, Thun u. Frankfurt/M.
- Schrader, K., T. Hettmannperger (1980): Robust analysis of variance upon a likelihood ratio criterion. *Biometrika*, 67: 93-101.
- Schönwiese, C.-D. (2002): *Beobachtete Klimatrends im Industriezeitalter. Ein Überblick global/Europa/Deutschland*. Bericht Nr. 106, Inst. Meteorol. Geoph., Univ. Frankfurt/M.
- Schönwiese, C.-D. (2003): *Klimatologie*. 2. Aufl., Ulmer (UTB), Stuttgart.
- Schönwiese, C.-D. (2006): *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler*. 3. Aufl., Borntraeger, Stuttgart.
- Schönwiese, C.-D., J. Rapp (1997): *Climate Trend Atlas of Europe – Based on Observations 1891-1990*. Kluwer, Dordrecht.
- von Storch, H., F.W. Zwiers (1999): *Statistical Analysis in Climate Research*. Univ. Press, Cambridge.
- Trenberth, K.E. (1998): Atmospheric Moisture Residence Times and Cycling: Implications for Rainfall Rates and Climate Change. *Climatic Change*, 39: 667-694.
- Tuomenvirta, H., A. Drebs, E. Forland, O.E. Tveito, H. Alexandersson, E.V. Laursen, T. Jónsson (2001): Nordklim data set 1.0, KLIMA 08/01. Norweg. Meteorol. Inst., Oslo (<http://www.met.no>).

## D. Verzeichnis der Anhänge

D.1: Aktualisierte Weltkarte der Köppen-Geiger-Klimaklassifikation; Teilprojekt A, als Anhang beigefügt.

D.2: Ergänzungen zur Extremwertanalyse Deutschland (Temperatur); Teilprojekt B, als Anhang beigefügt.

D.3: Ergänzende Klima-Trendkarten Europa (Auszüge aus dem in Vorbereitung befindlichen neuen Klima-Trendatlas Europa, Schönwiese, C.-D. und R. Janoschitz, 2007); Teilprojekt B, als Anhang beigefügt.

*Anmerkung:* Der Beitrag „Schätzung von Wiederkehrzeiten täglicher Extrem-Niederschläge in Deutschland und deren Unsicherheiten (Übersetzung von T. Staeger des entsprechenden englischsprachigen Manuskripts, J. Grieser, T. Staeger und C.-D. Schönwiese, 2007, Meteorologische Zeitschrift, zur Publikation angenommen; s. Literaturliste), Teilprojekt B, ist beim Projektleiter erhältlich.

Nächste Seite:

### **Anhang D.1: Aktualisierte Weltkarte der Köppen-Geiger-Klimaklassifikation**

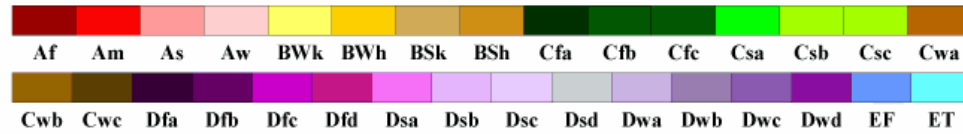
aus Kottek, M., J. Grieser, C. Beck, B. Rudolf, F. Rubel, 2006: World map of Köppen-Geiger climate classification updated. Met. Z., 15, 259-263.

Dieser aktualisierten Klassifikation liegt der im Rahmen des VASClimO-Projekts neu erstellte globale Niederschlagsdatensatz 1951-2000 zugrunde, vgl. diesen Bericht, Teilprojekt A, Abschnitt A.2, sowie der entsprechende Temperatursatzensatz „TS 2.1“ der Climatic Research Unit, Universität Norwich, <http://www.cru.uea.ac.uk/>



# World Map of Köppen–Geiger Climate Classification

updated with CRU TS 2.1 temperature and VASClmO v1.1 precipitation data 1951 to 2000



## Main climates

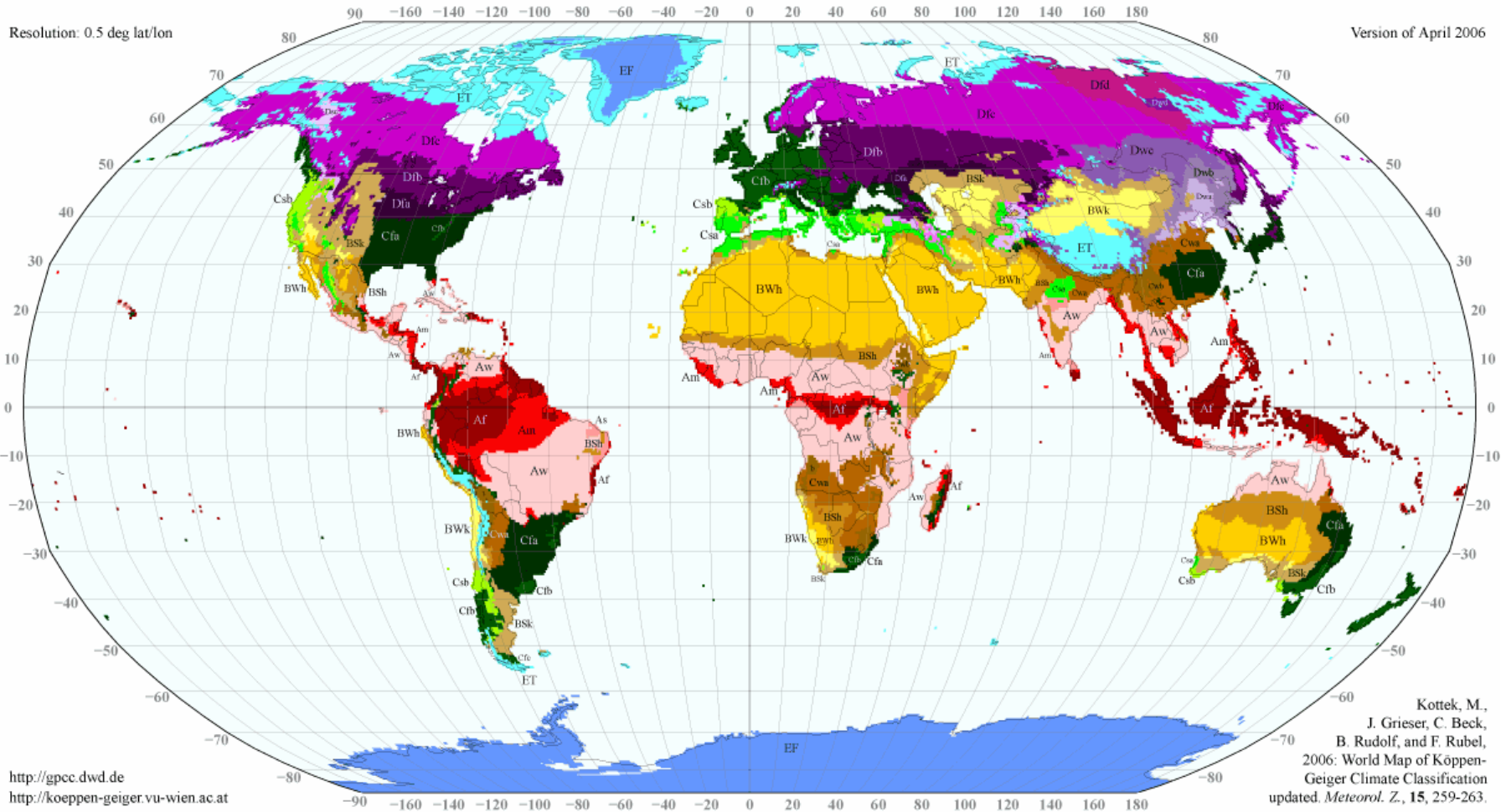
- A: equatorial
- B: arid
- C: warm temperate
- D: snow
- E: polar

## Precipitation

- W: desert
- S: steppe
- f: fully humid
- s: summer dry
- w: winter dry
- m: monsoonal

## Temperature

- h: hot arid
- k: cold arid
- a: hot summer
- b: warm summer
- c: cool summer
- d: extremely continental
- F: polar frost
- T: polar tundra



Resolution: 0.5 deg lat/lon

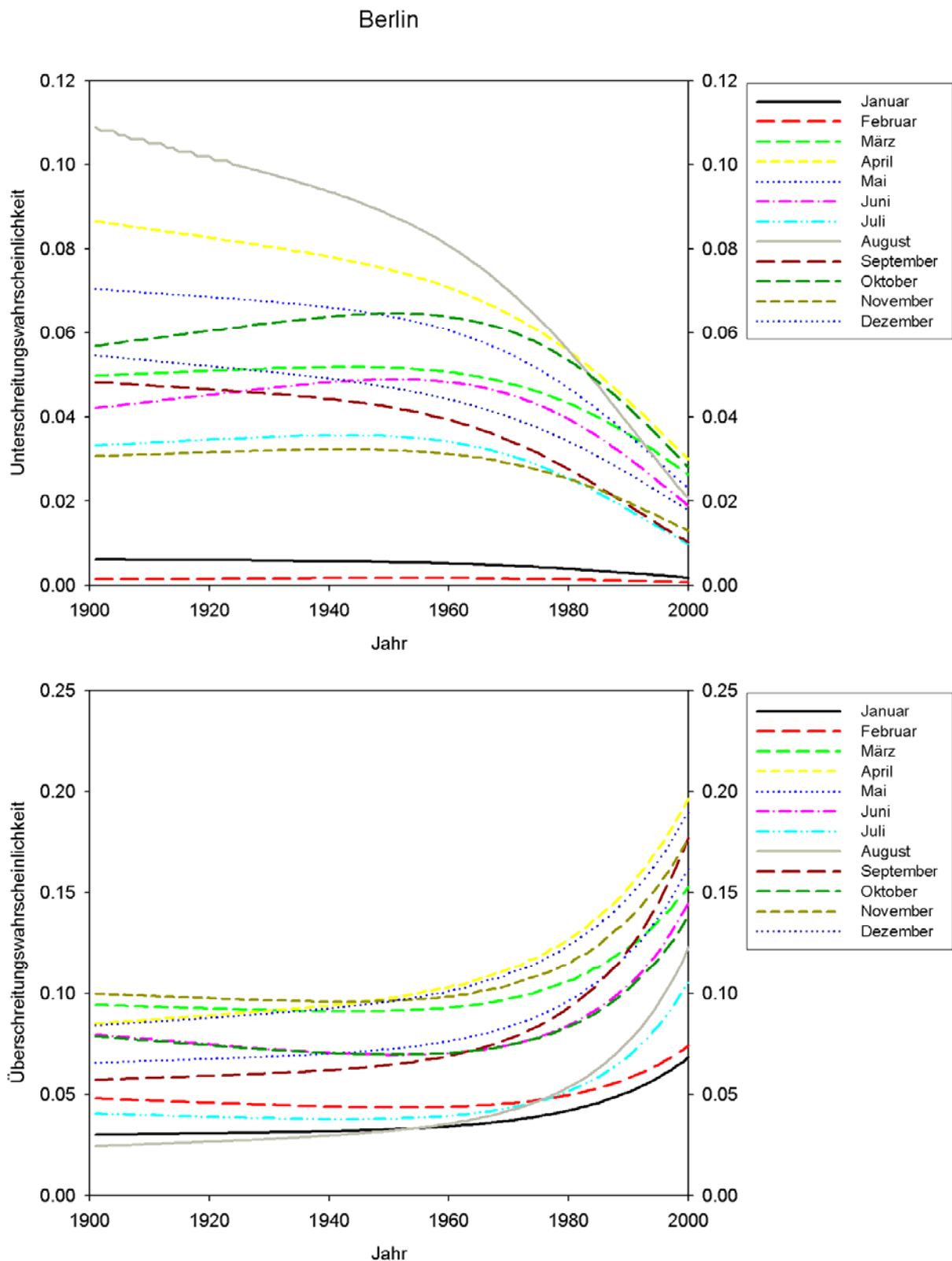
Version of April 2006

<http://gpcc.dwd.de>  
<http://koepen-geiger.vu-wien.ac.at>

Kottke, M.,  
 J. Grieser, C. Beck,  
 B. Rudolf, and F. Rubel,  
 2006: World Map of Köppen-  
 Geiger Climate Classification  
 updated. *Meteorol. Z.*, 15, 259-263.

## Anhang D.2: Ergänzungen zur Extremwertanalyse Deutschland (Temperatur)

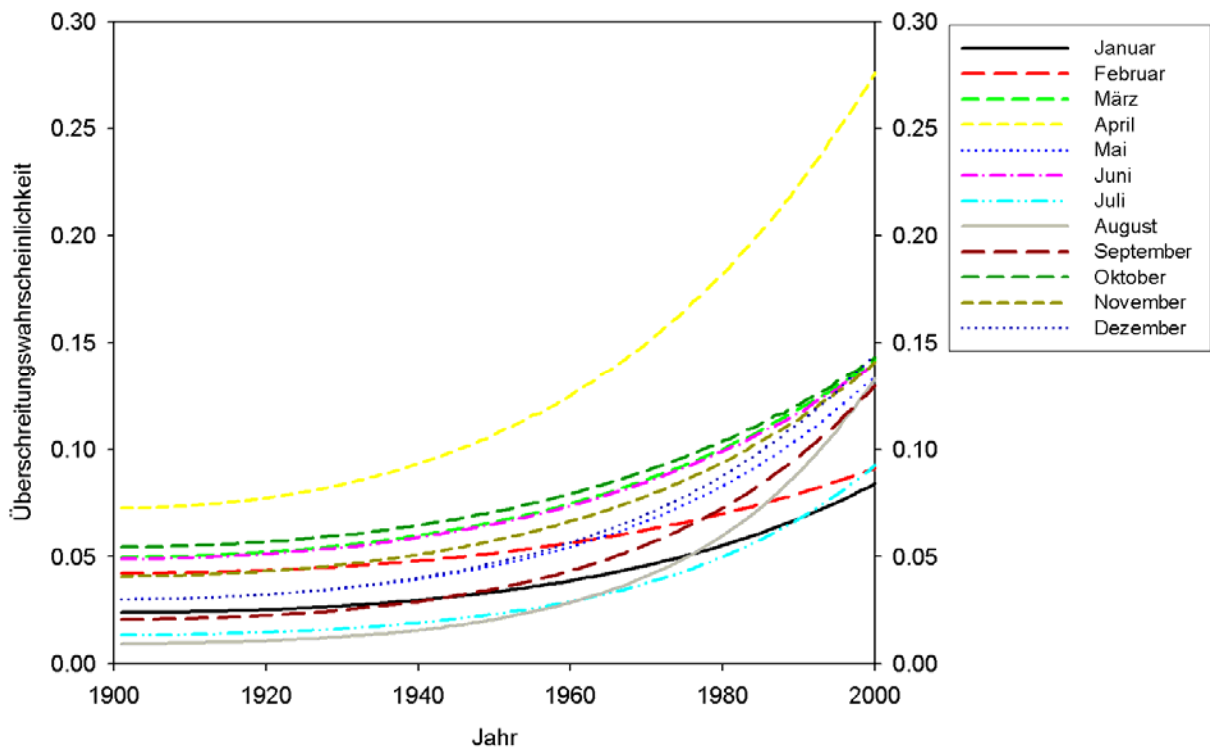
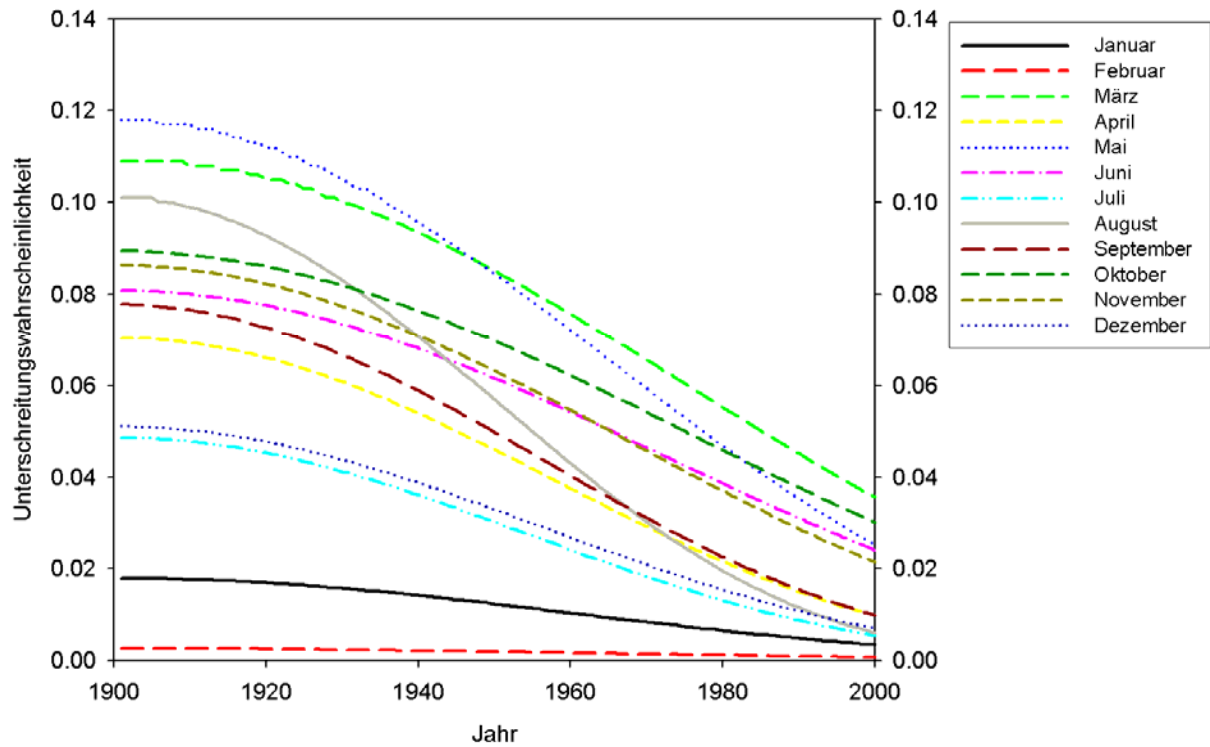
**Hinweis:** Entsprechende umfangreiche Ergebnisse zum Niederschlag siehe Trömel (2005), Anlage D.3.



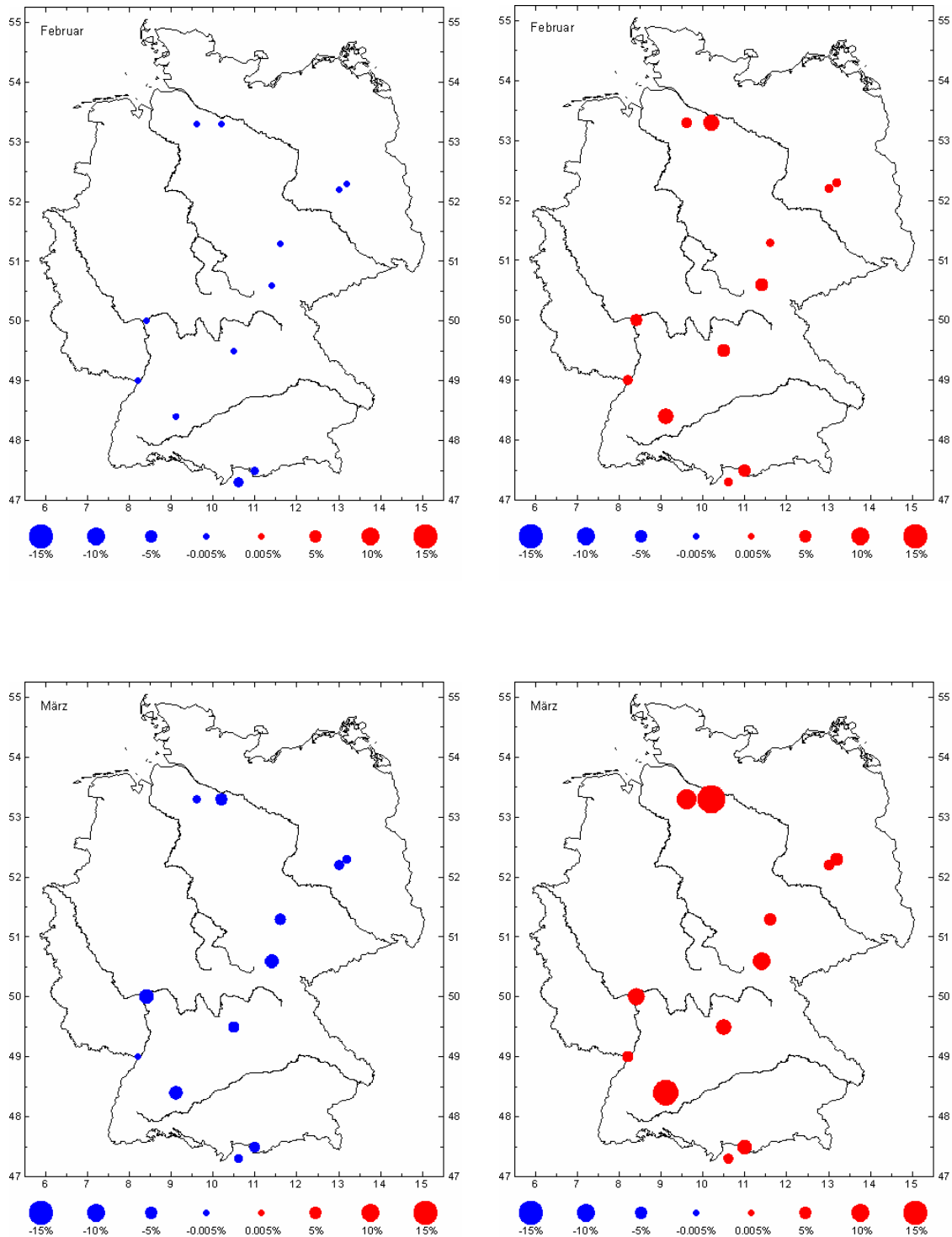
Zeitlicher Verlauf 1901-2000 der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils, oben, und der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils, unten, der bodennahen Lufttemperatur in den einzelnen Monaten an der Station Berlin.

*Hinweis:* Die Schwellenwerte des 5%-Perzentils lauten in der Reihenfolge der Monate Januar usw. für Berlin: -6,3; -6,3; 3,4; 6,0; 10,9; 14,3; 15,9; 15,6; 11,5; 6,6; 8,9; -2,7 °C und für Frankfurt: -3,4; -3,4; 3,2; 7,1; 12,1; 15,4; 16,8; 16,4; 12,7; 7,7; 2,6; -1,4 °C. Entsprechend lauten die Schwellenwerte des 95%-Perzentils für Berlin: 3,9; 4,6; 7,0; 11,4; 16,1; 19,0; 20,7; 19,7; 16,0; 11,4; 6,8; 3,8 °C und für Frankfurt: 5,1; 6,1; 9,0; 12,5; 17,1; 19,8; 21,9; 21,1; 17,5; 12,3; 8,1; 5,5 °C.

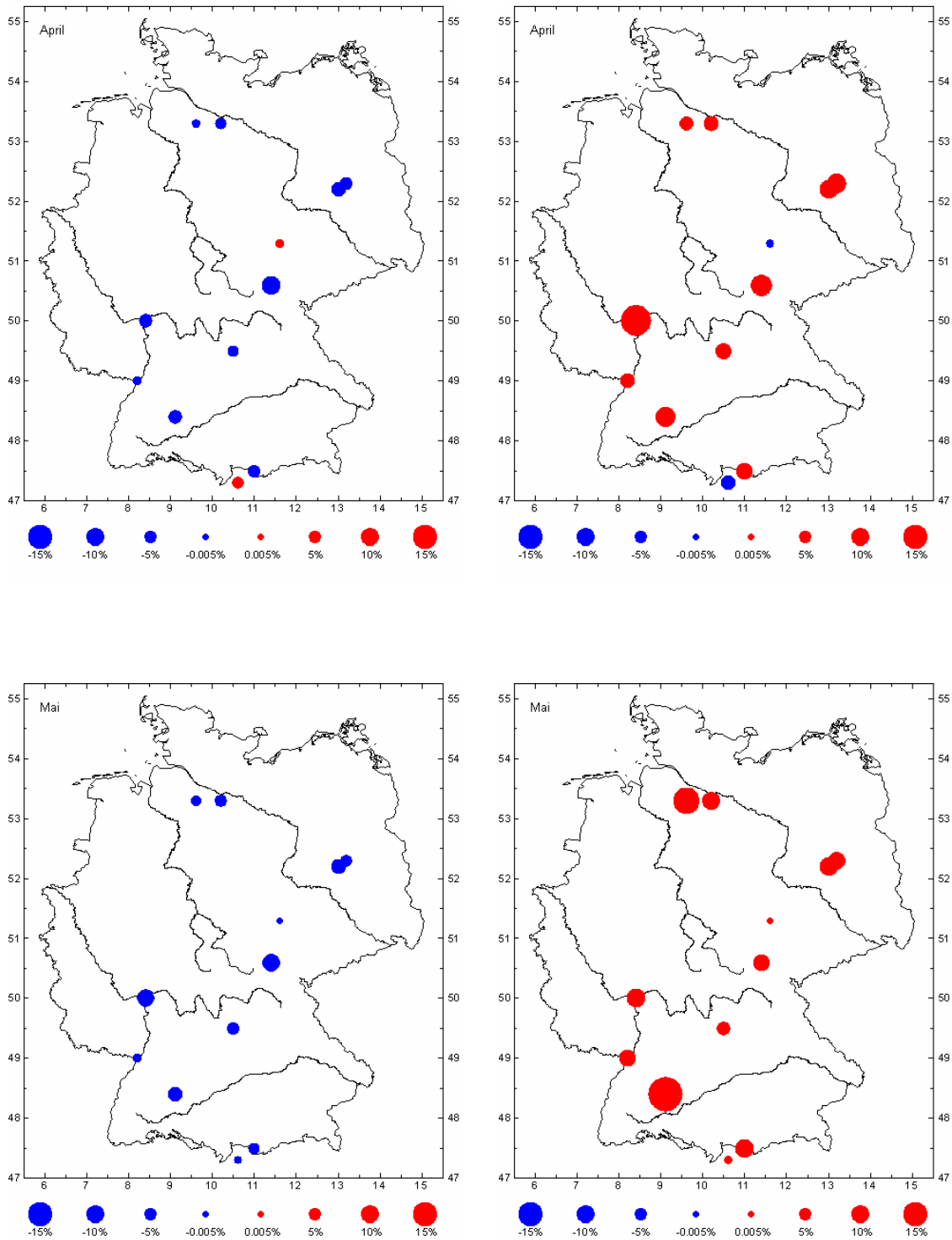
## Frankfurt a.M.



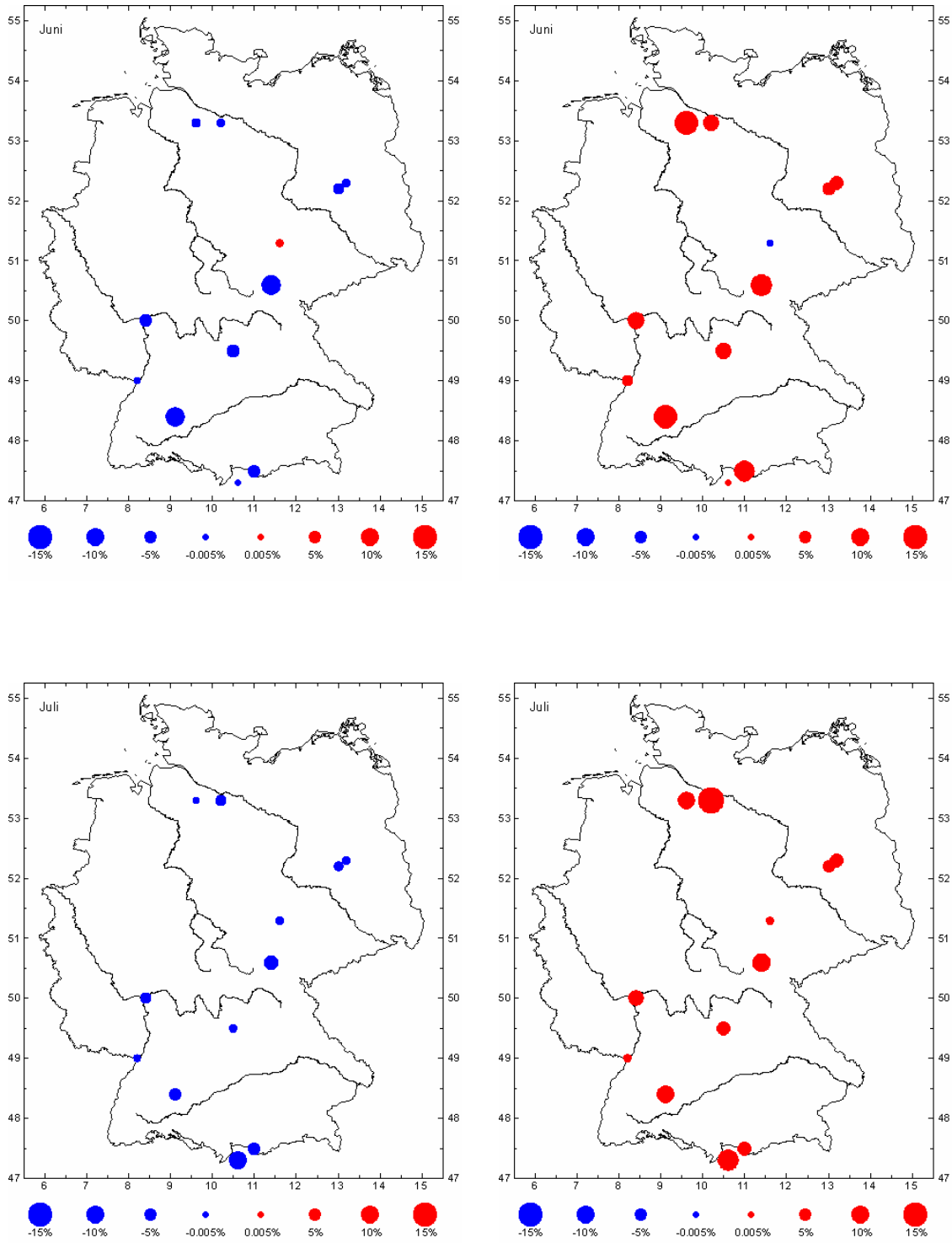
Zeitlicher Verlauf 1901-2000 der Unterschreitungswahrscheinlichkeit des 5%-Perzentils, oben, und der Überschreitungswahrscheinlichkeit des 95%-Perzentils, unten, der bodennahen Lufttemperatur in den einzelnen Monaten an der Station Frankfurt/Main.



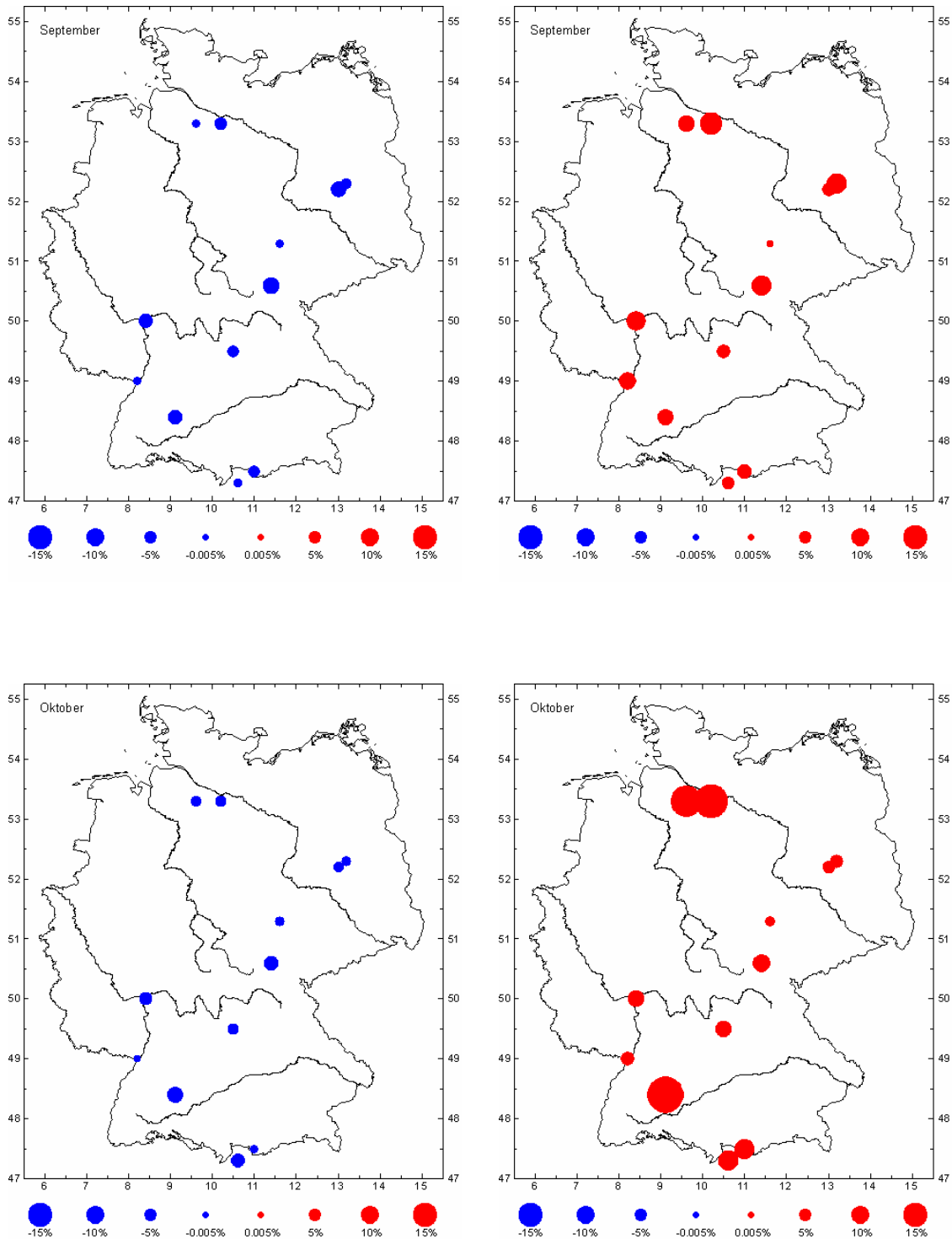
Trends 1901-2000 der 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils links, und der 95%-Überschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils rechts, der Temperatur in den Monaten Februar, oben, und März, unten (Deutschland). Blaue Kreise bedeuten Abnahme, rote Kreise Zunahme. Die Größe der Kreise ist ein Maß für die Größe der Trends. Die entsprechenden Darstellungen für Januar finden sich im Textteil, Abschnitt B2.2, Seite 47.



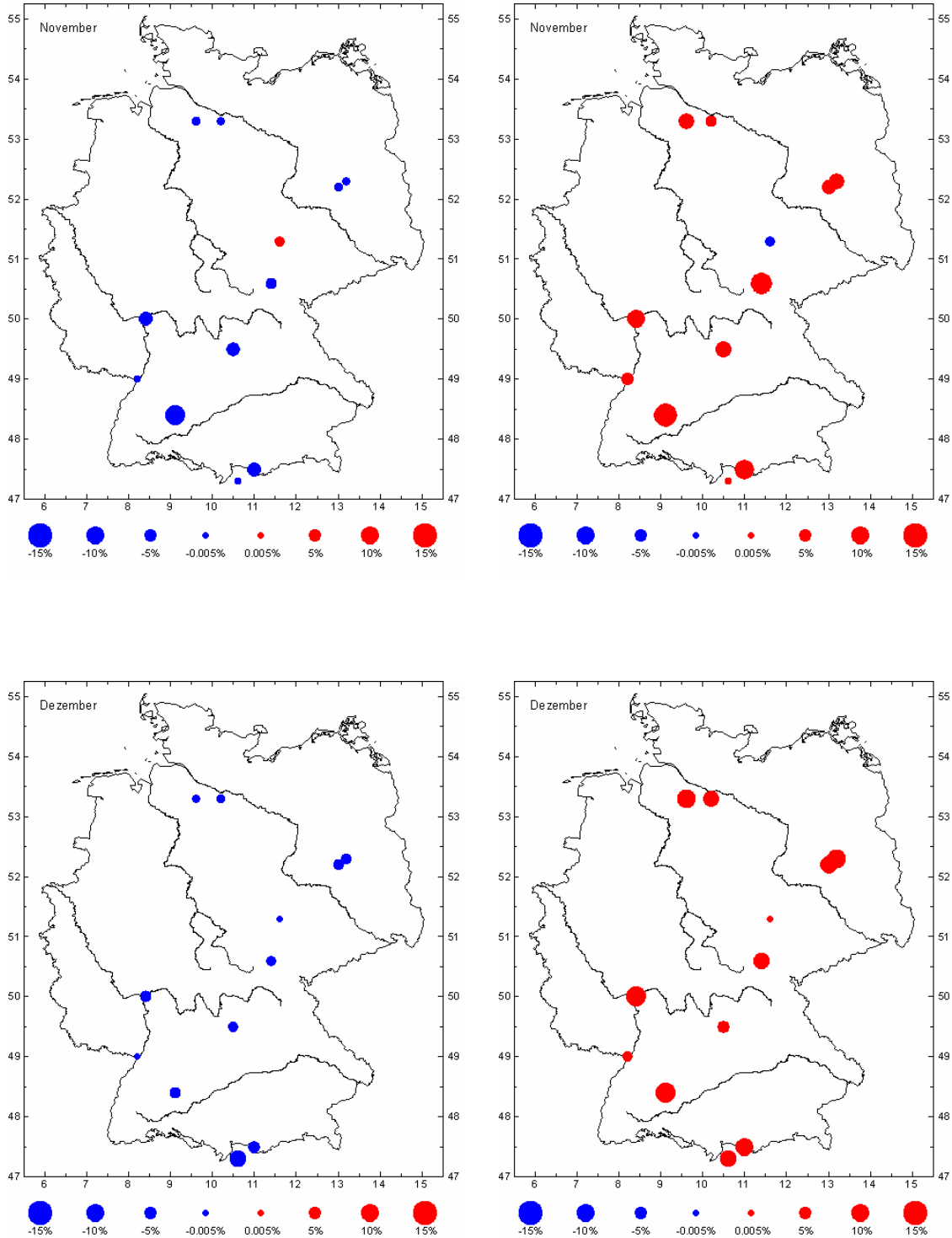
Trends 1901-2000 der 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils links, und der 95%-Überschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils rechts, der Temperatur in den Monaten April, oben, und Mai, unten (Deutschland). Symbolik wie S. 79.



Trends 1901-2000 der 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils links, und der 95%-Überschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils rechts, der Temperatur in den Monaten Juni, oben, und Juli, unten (Deutschland). Symbolik wie S. 79. Die entsprechenden Darstellungen für August finden sich im Textteil, Abschnitt B2.2, Seite 47.



Trends 1901-2000 der 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils links, und der 95%-Überschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils rechts, der Temperatur in den Monaten September, oben, und Oktober, unten (Deutschland). Symbolik wie S. 79.



Trends 1901-2000 der 5%-Perzentil-Unterschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils links, und der 95%-Überschreitungswahrscheinlichkeit, jeweils rechts, der Temperatur in den Monaten November, oben, und Dezember, unten (Deutschland). Symbolik wie S. 79.



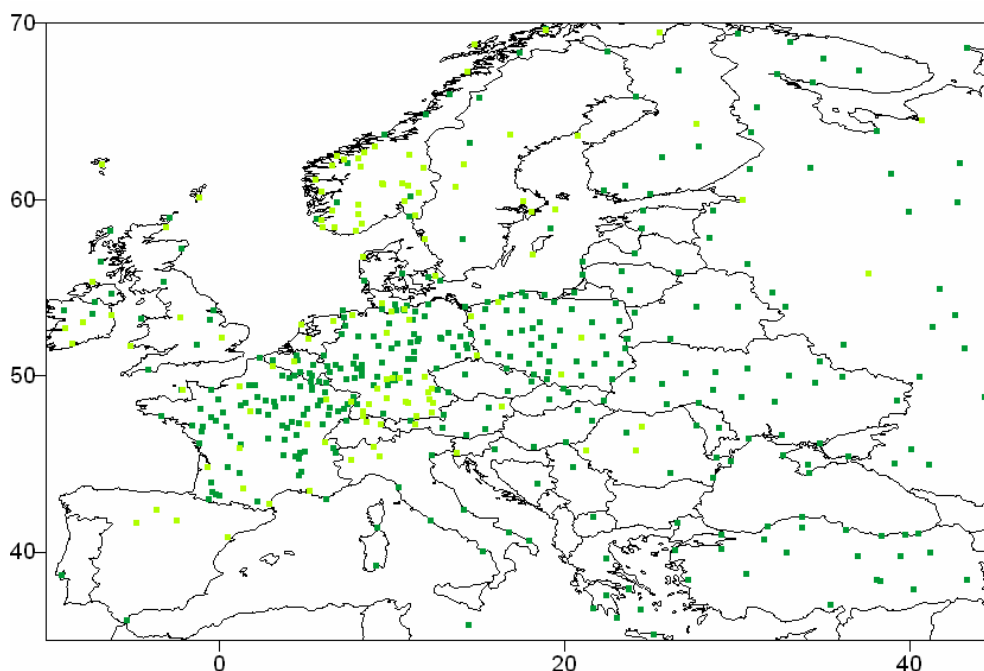
### Anhang D.3: Ergänzende Klima-Trendkarten Europa

(Auswahl aus dem in Vorbereitung befindlichen neuen Klima-Trendatlas Europa, Schönwiese, C.-D. und R. Janoschitz, 2007)

Es folgen Karten der linearen Trends der bodennahen Lufttemperatur in K (S. 86-90) und nachfolgend des Niederschlages in mm (S. 91-95) bzw. Prozent (S. 96-100) für die Zeitintervalle 1901-2000 sowie 1951-2000, jeweils Jahres- und jahreszeitliche Werte. Im Gegensatz zu Abb. B1.4 (S. 35) bzw. Abb. B1.5 (S. 36) sind hier auch die Signifikanzen nach dem Mann-Kendall-Test (Details dazu siehe z.B. Rapp und Schönwiese, 1997; Schönwiese, 2006) angegeben, wobei im Fall der Temperatur helle Rasterung > 90 % Signifikanz und dunkle Rasterung > 99 % Signifikanz bedeuten; beim Niederschlag lauten die entsprechenden Werte > 70 % und > 95 %.

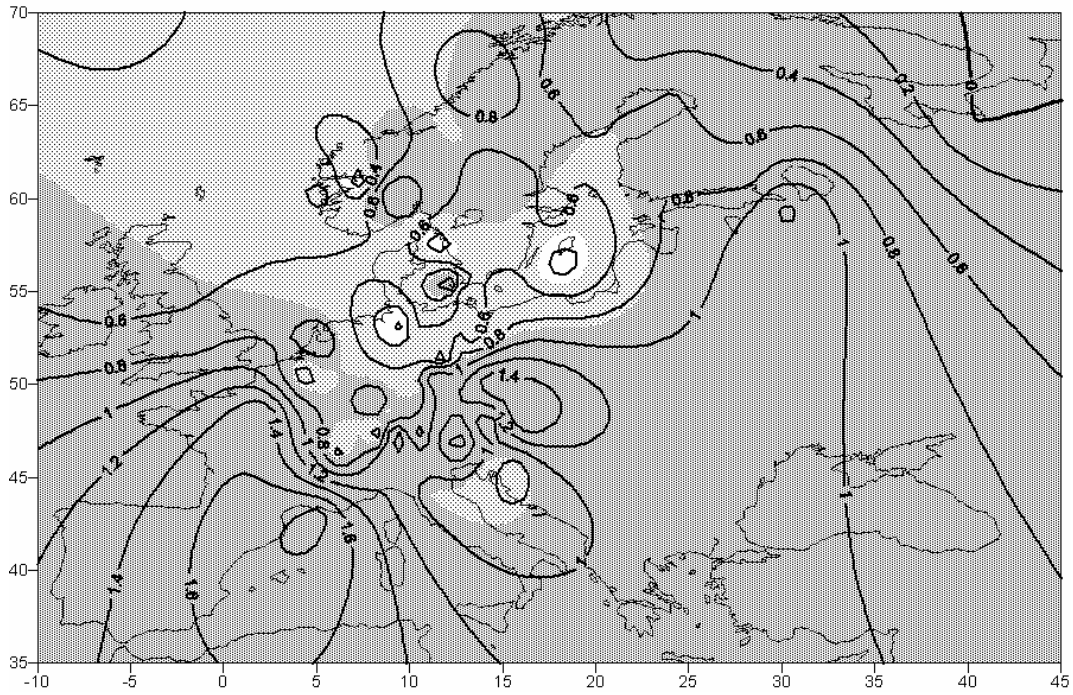
Um den Rahmen dieses Berichtes nicht zu sprengen, wird auf die Wiedergabe monatlicher Trendkarten verzichtet. Einzelne derartige Karten können aber bei Bedarf vom Projektleiter zur Verfügung gestellt werden. Insgesamt liegen jährliche, jahreszeitliche und monatliche Trendkarten der Temperatur und des Niederschlags für die Zeitintervalle 1901-2000, 1951-2000, 1961-1990 und 1971-2000 auf CD vor, der Temperatur zusätzlich auch 1981-2000.

Entsprechendes gilt für die zusätzlichen alternativen Niederschlagskarten, die nach der im Abschnitt B2.6 beschriebenen neuen Methode berechnet worden sind, nämlich unter Zugrundlegung der Gumbel- bzw. Weibull-Verteilung. Zum Vergleich sind einige wenige derartige Trendkarten am Ende dieses Anhangs auch angefügt (S. 101-103), und zwar für Jahres- und Jahreszeitenwerte 1951-2000, Isolinien jeweils in mm und im gleichen Abstand wie die vorangehenden Karten der linearen Niederschlagstrends; nur bei den Jahrestrends ist auch eine Karte mit engerem Isolinienabstand eingefügt.

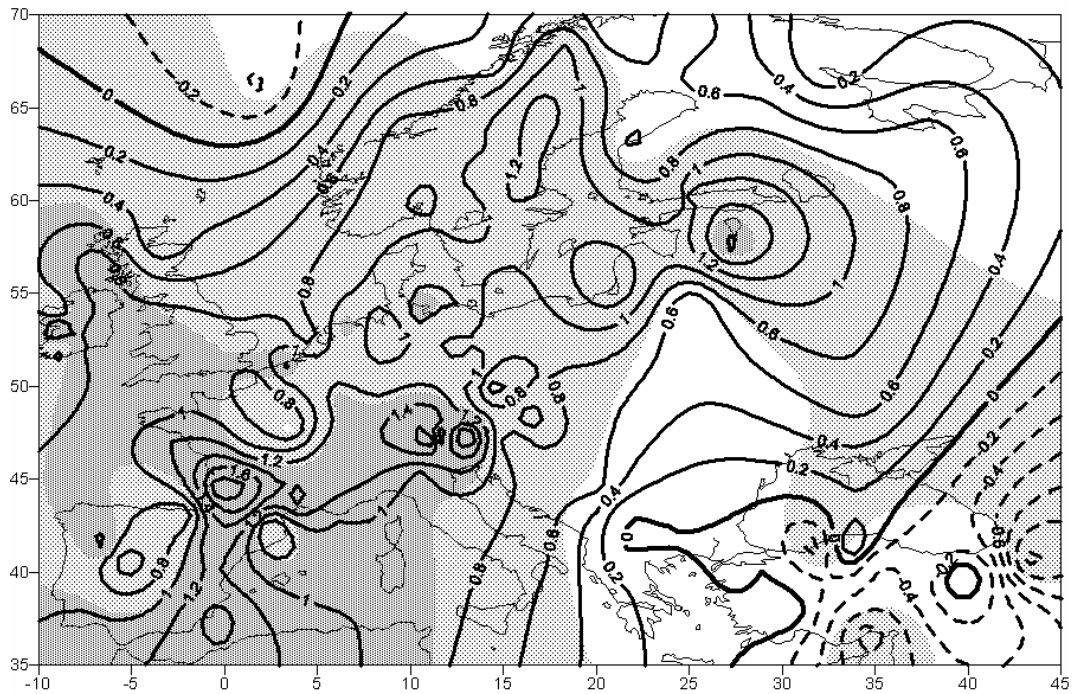


Karte der verwendeten Niederschlagsstationen (insgesamt 496 für 1951-2000, dunkel und hell markiert, 147 für 1901-2000, hell markiert (Temperatur: 126 bzw. 72 Stationen).

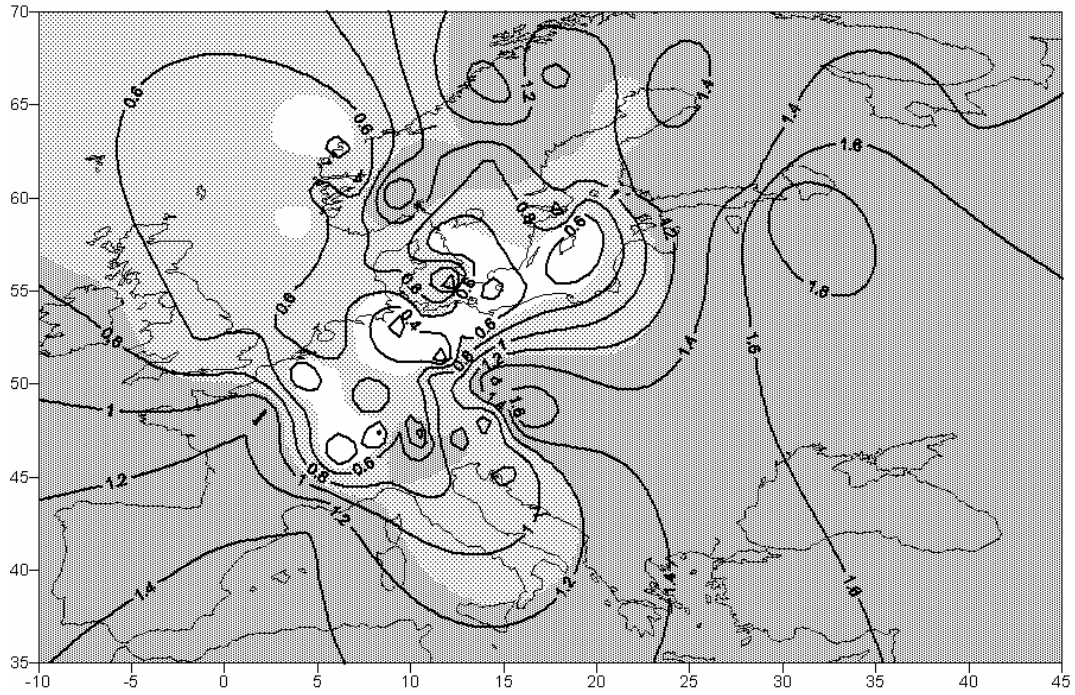
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Jahr 1901-2000



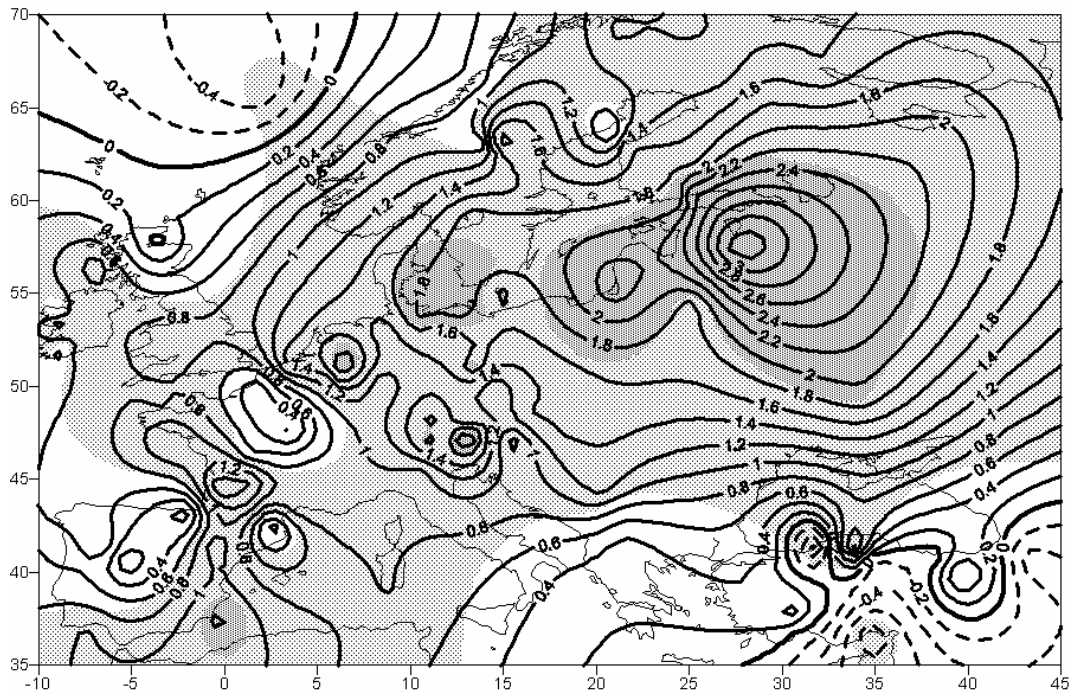
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Jahr 1951-2000



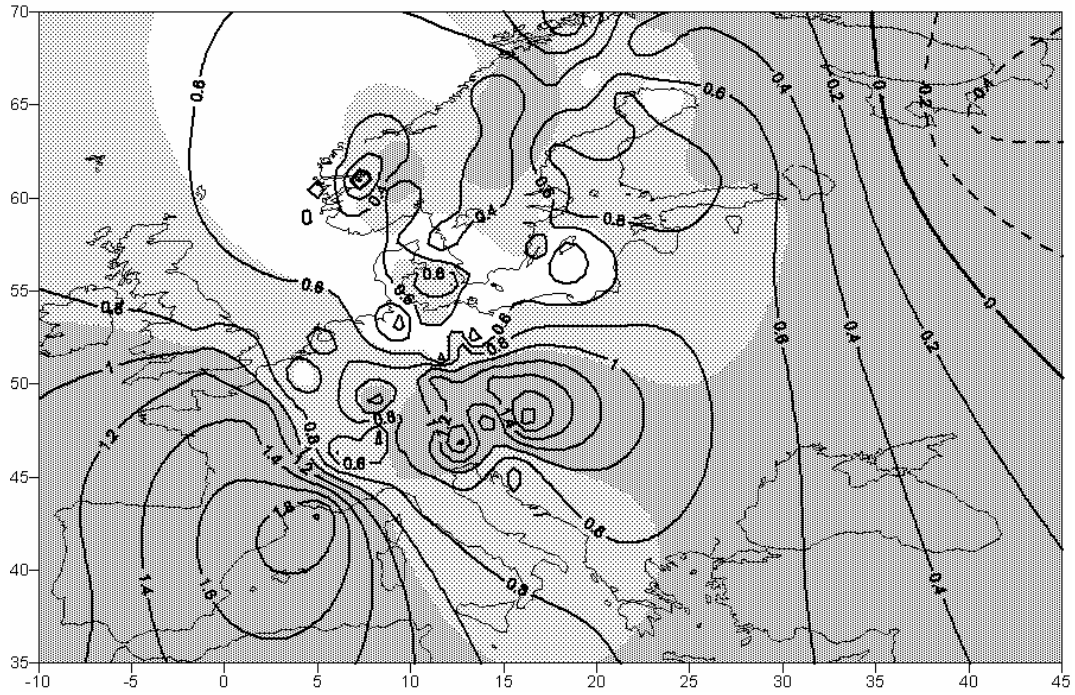
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Frühling 1901-2000



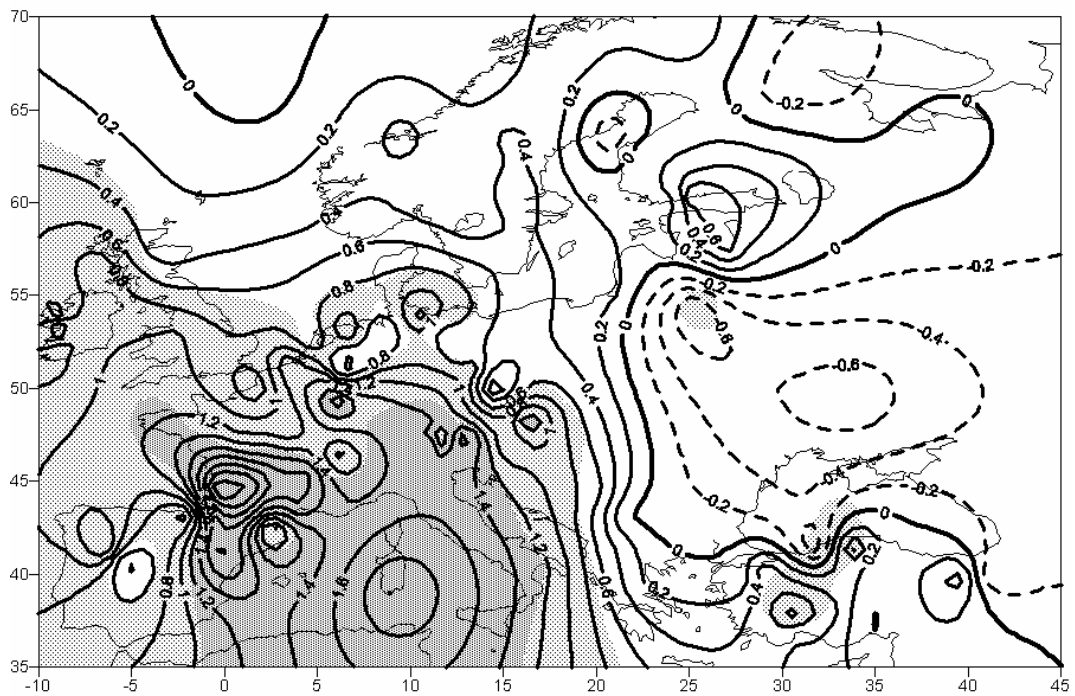
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Frühling 1951-2000



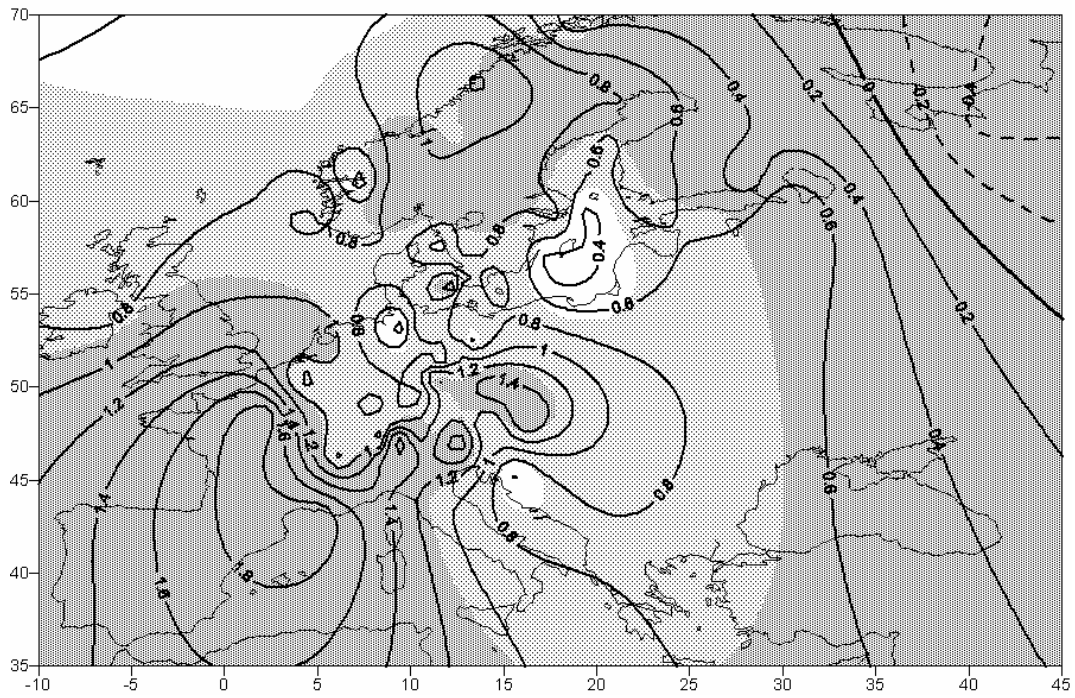
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Sommer 1901-2000



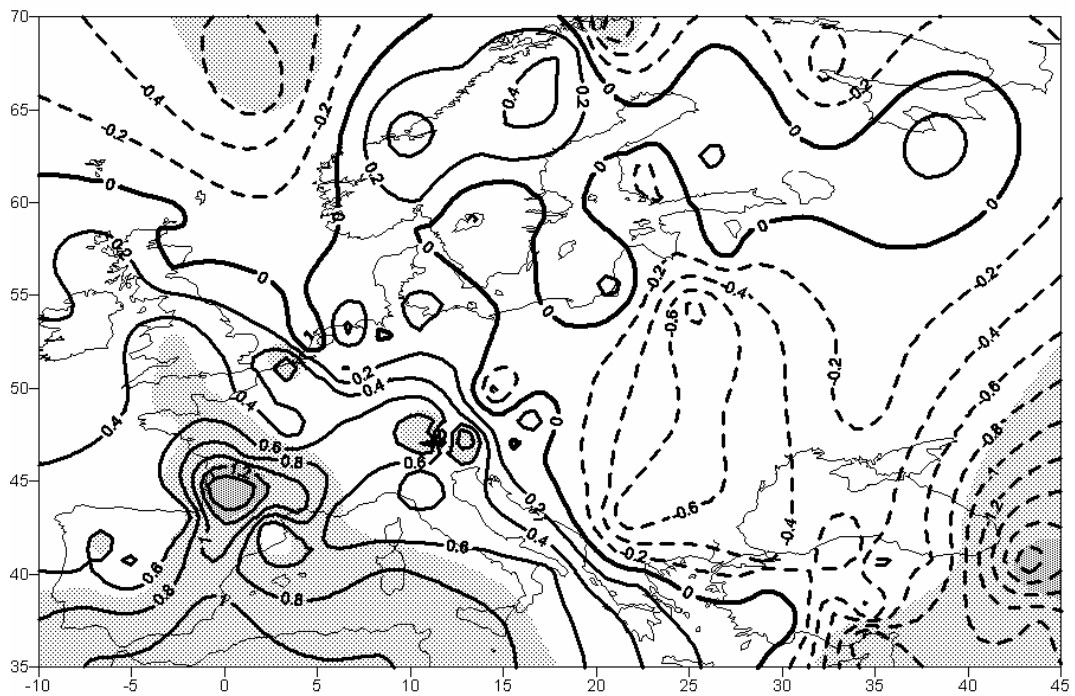
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Sommer 1951-2000



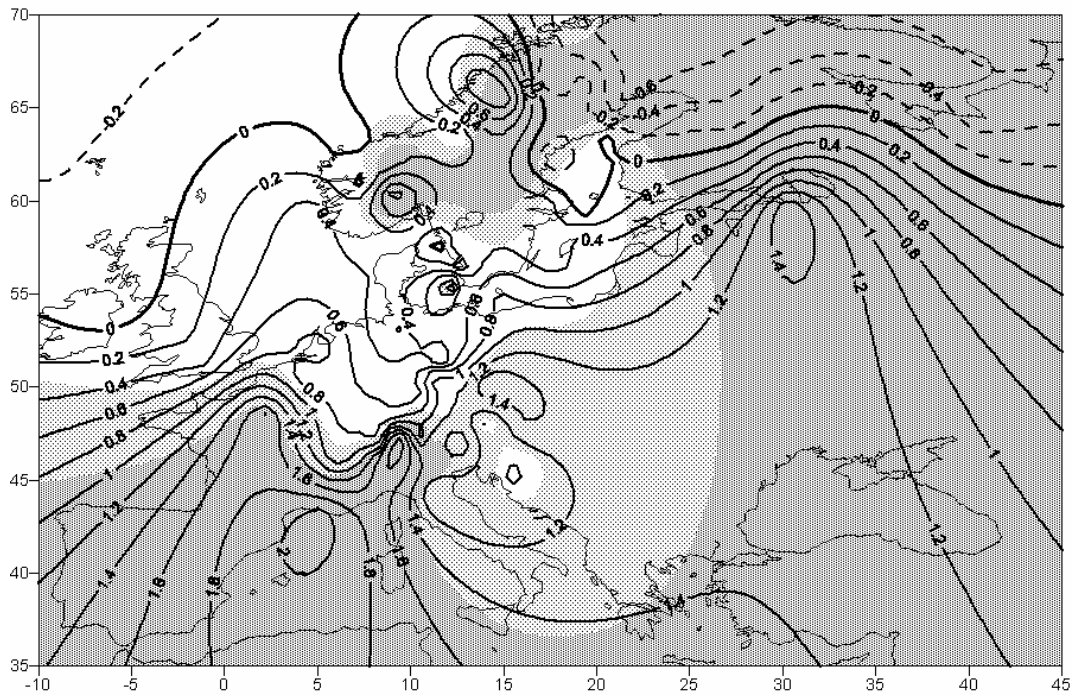
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Herbst 1901-2000



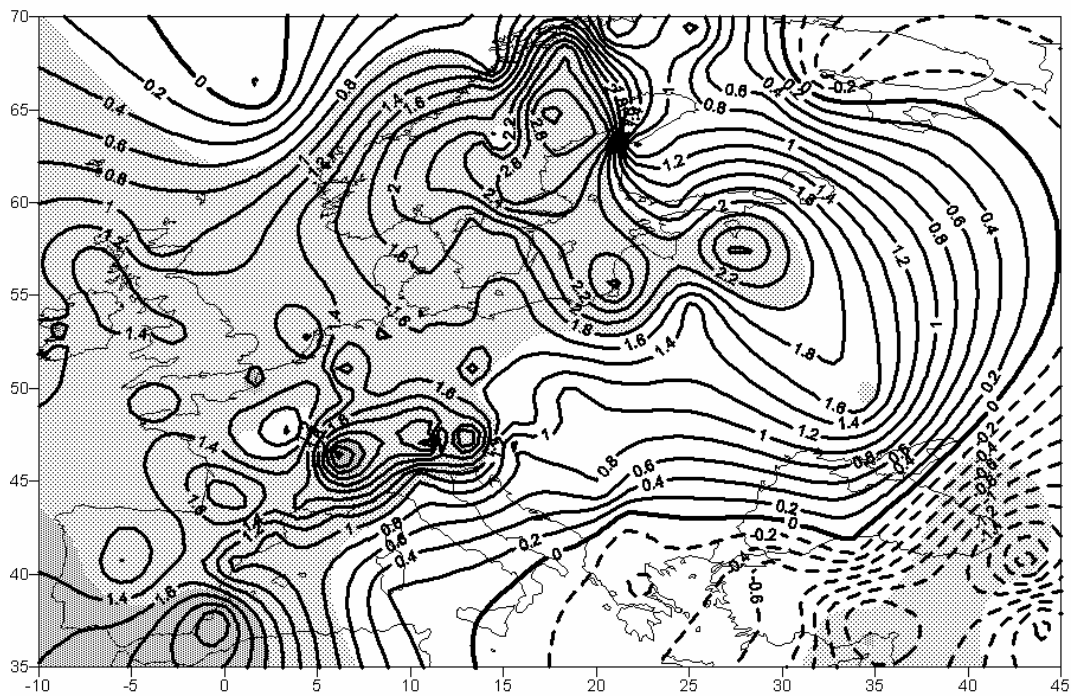
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Herbst 1951-2000



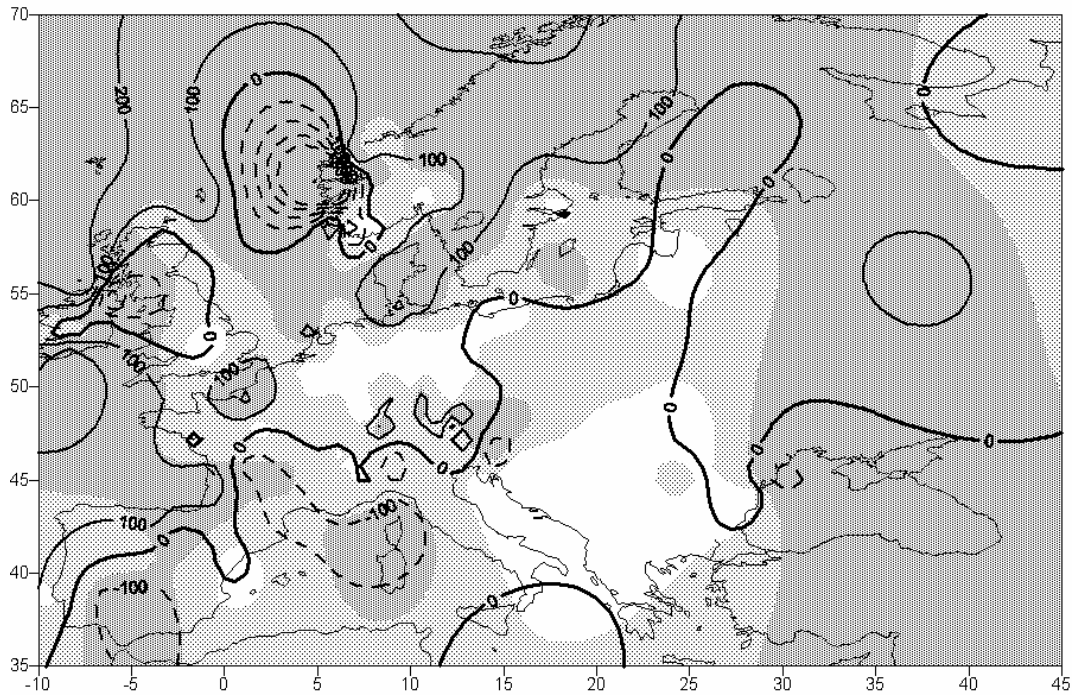
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Winter 1901-2000



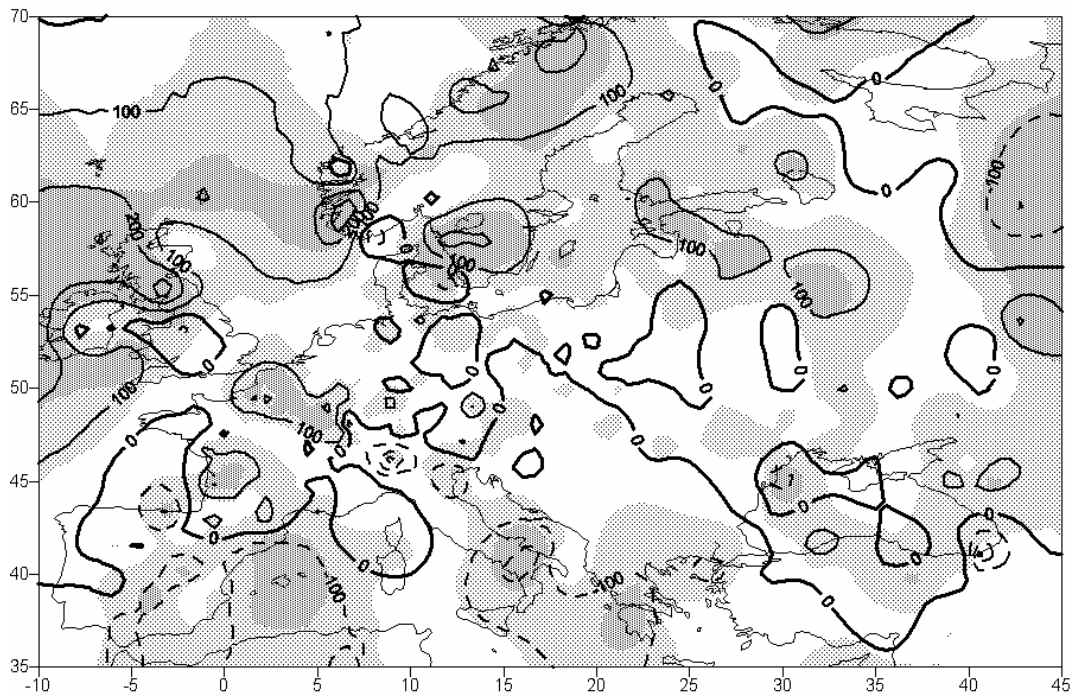
Lufttemperatur  
Linearer Trend [K]  
mit signifikanten Gebieten  
Winter 1951-2000



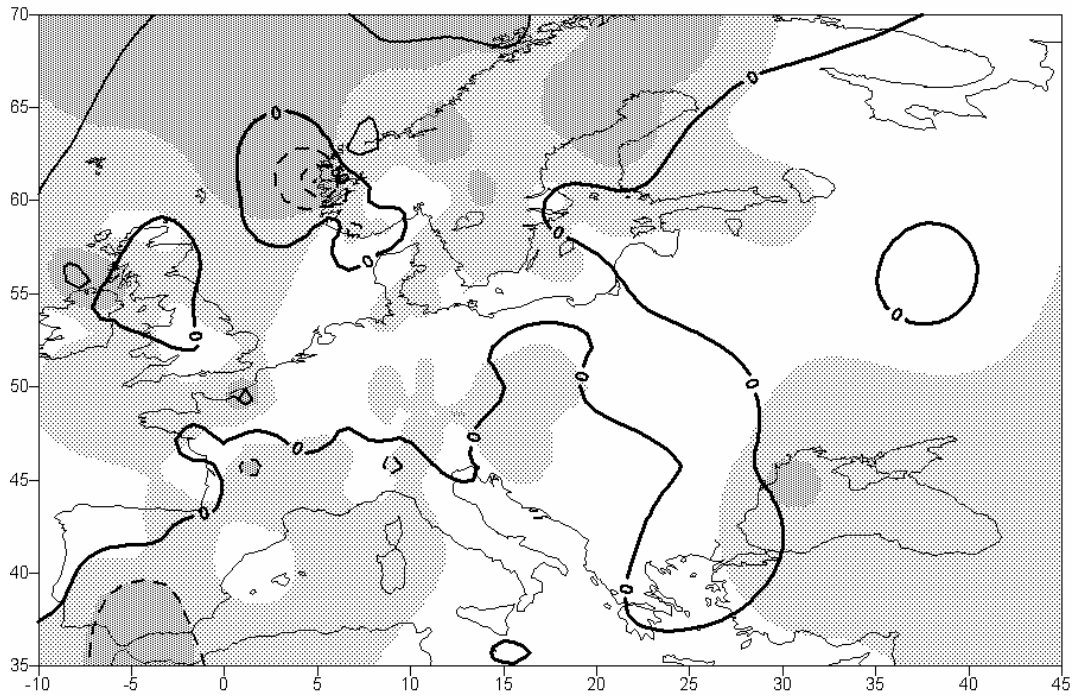
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Jahr 1901-2000



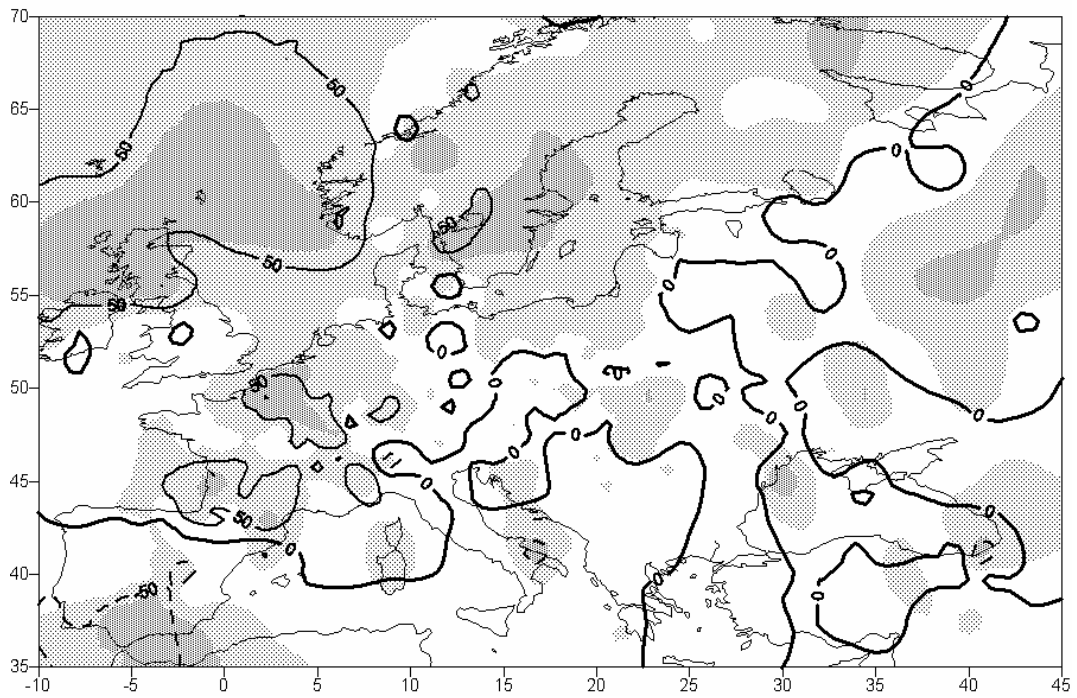
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Jahr 1951-2000



Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Frühling 1901-2000

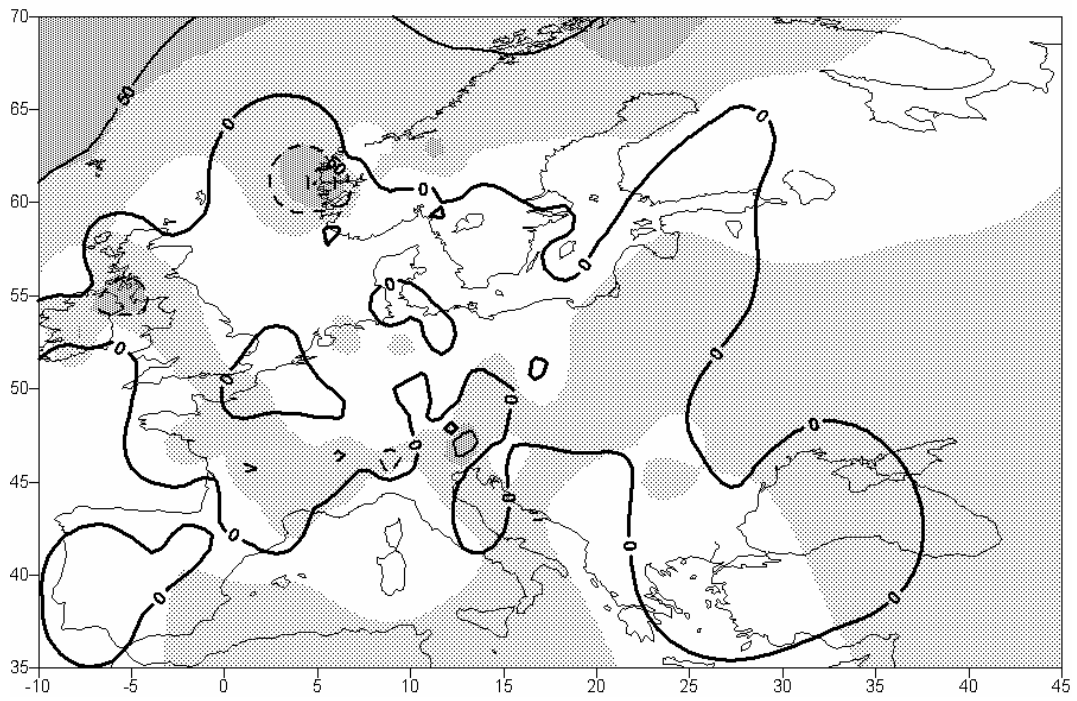


Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Frühling 1951-2000

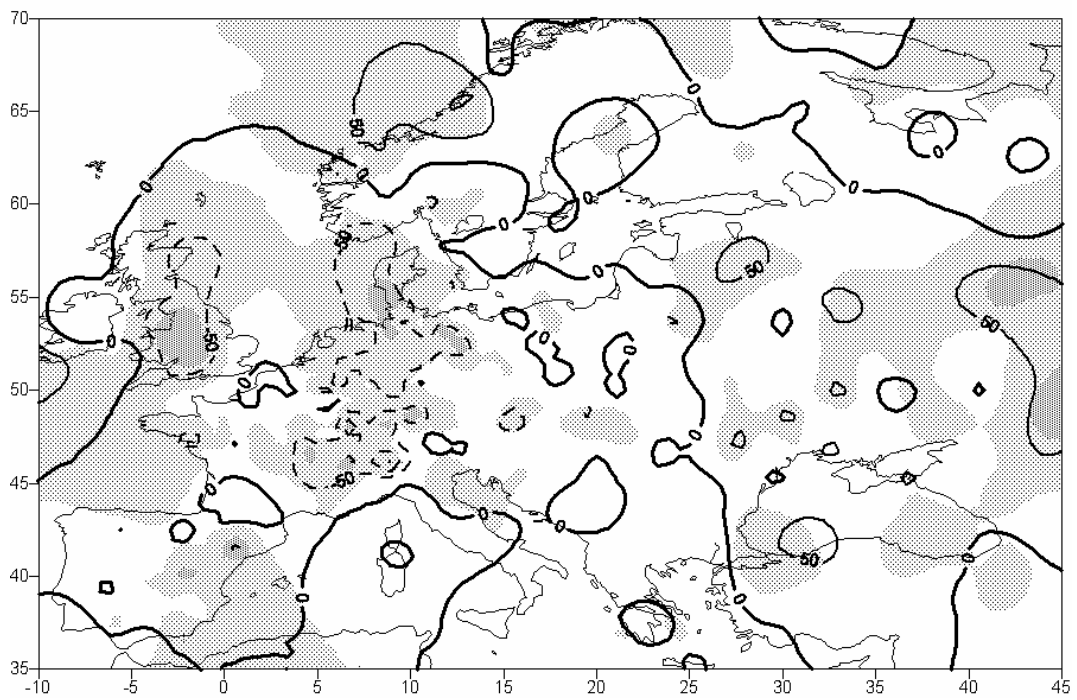




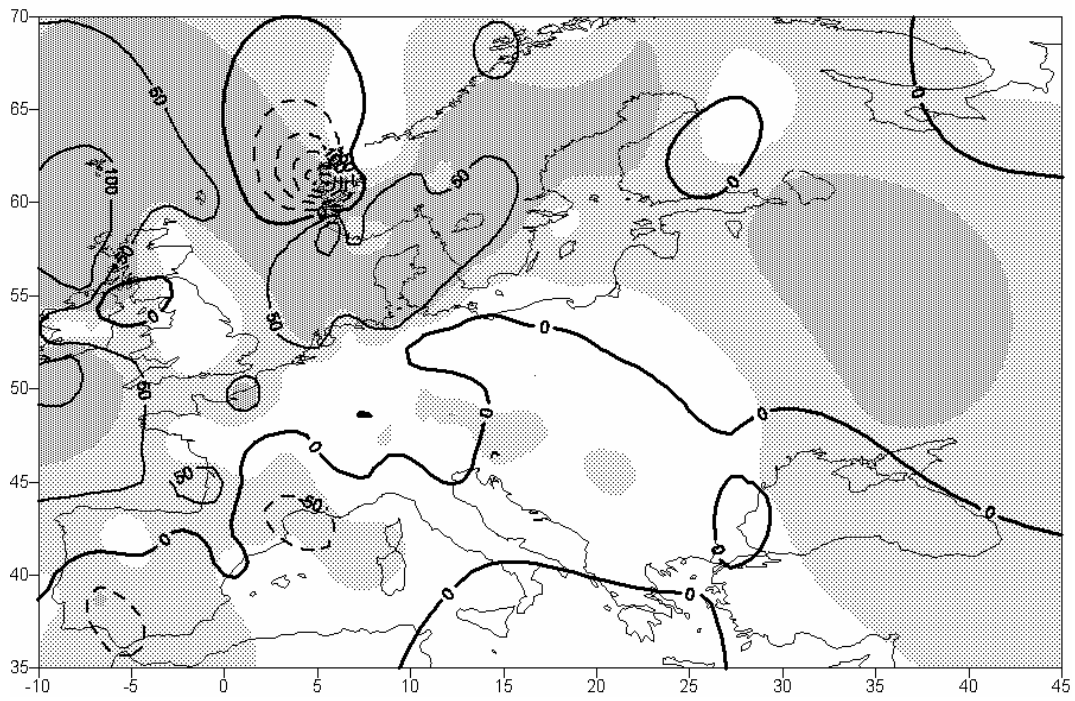
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Sommer 1901-2000



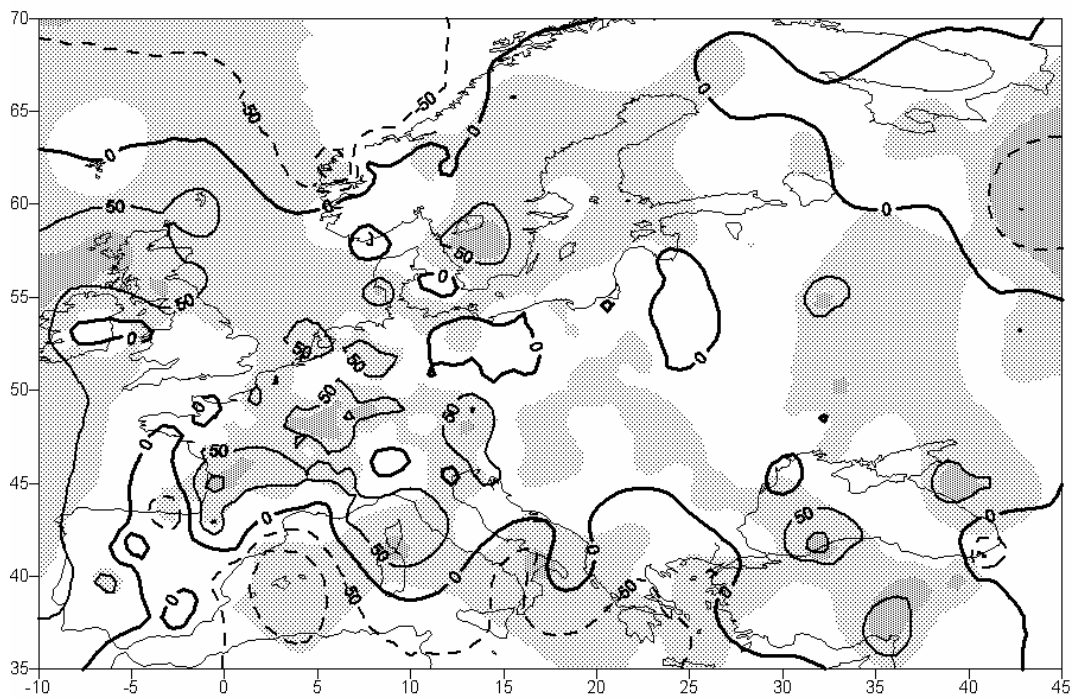
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Sommer 1951-2000



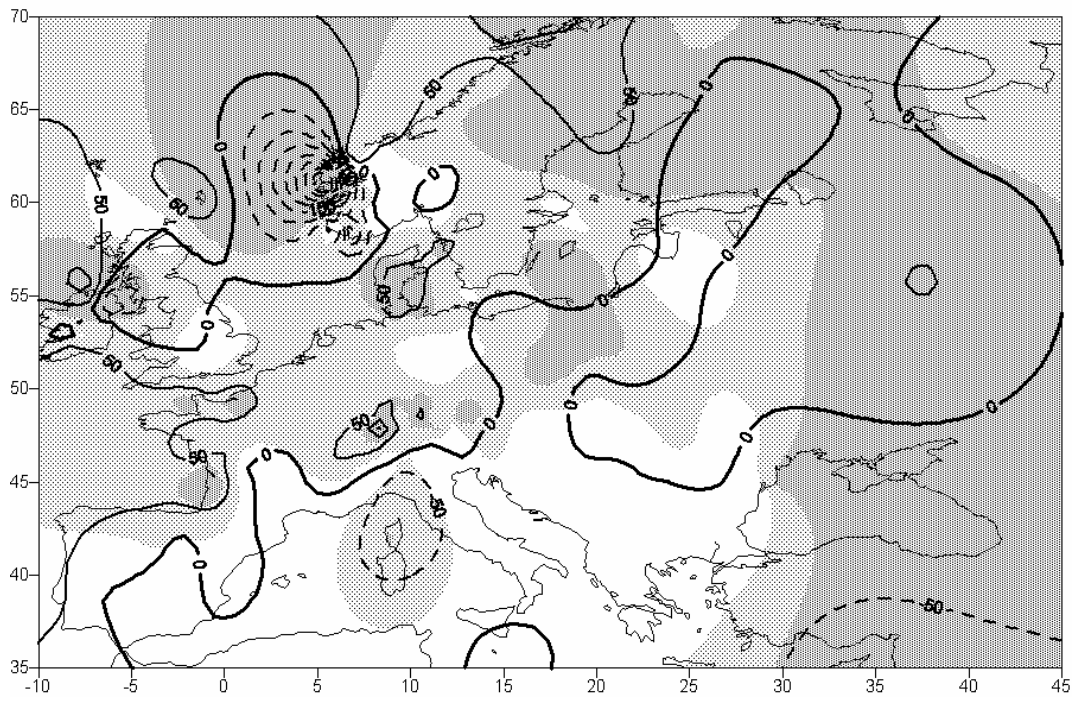
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Herbst 1901-2000



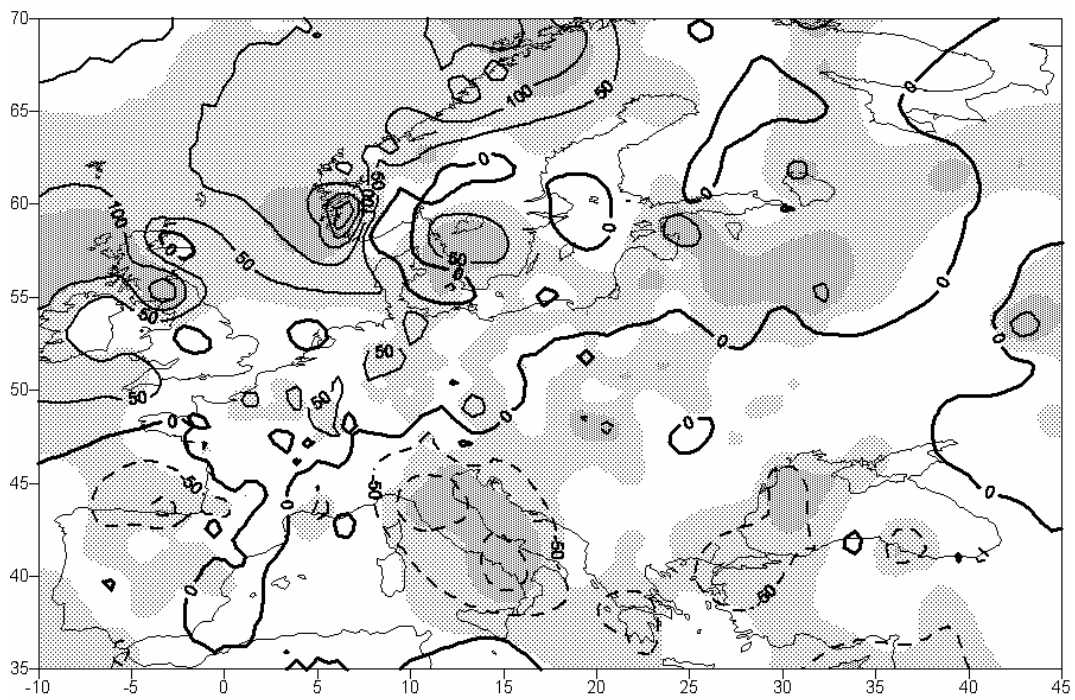
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Herbst 1951-2000



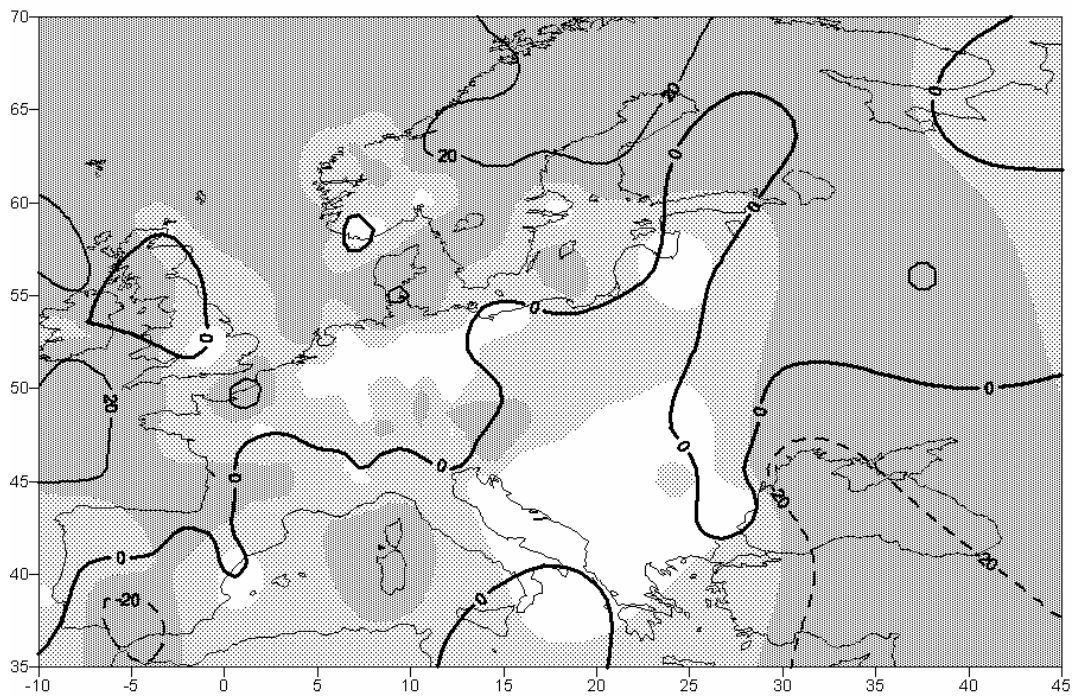
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Winter 1901-2000



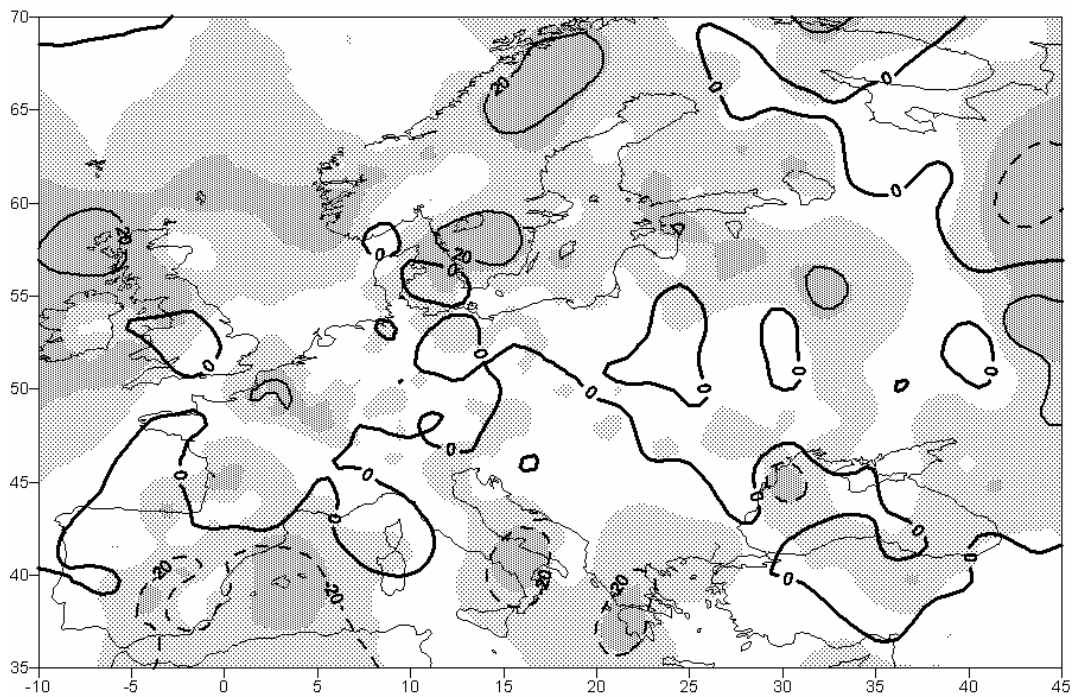
Niederschlag  
Linearer Trend [mm]  
Winter 1951-2000



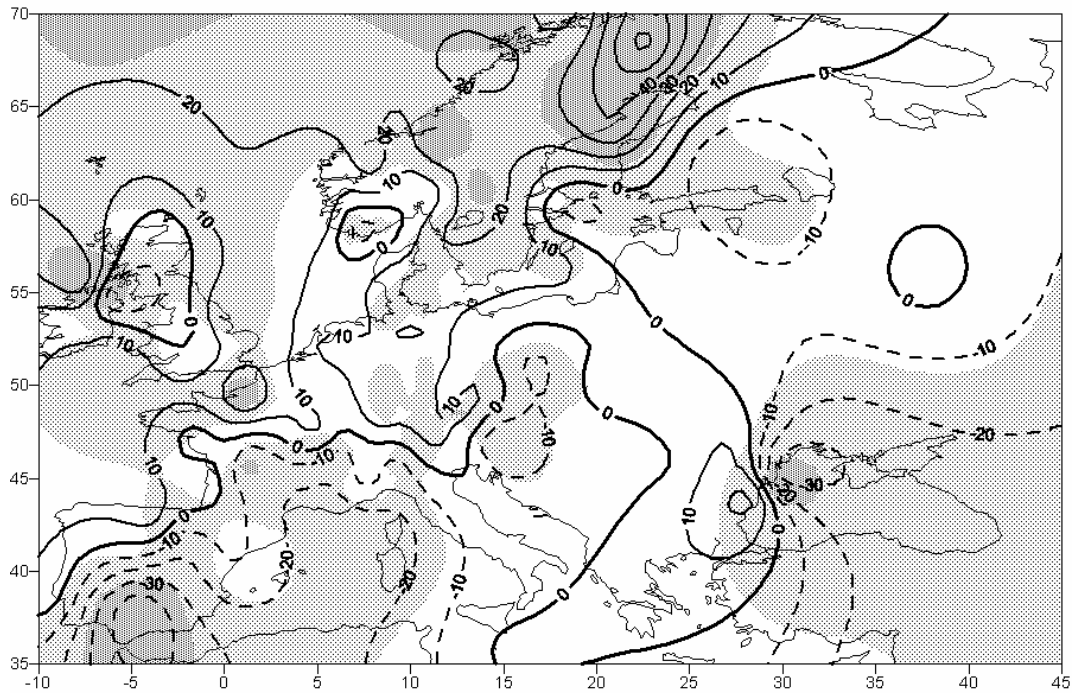
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Jahr 1901-2000



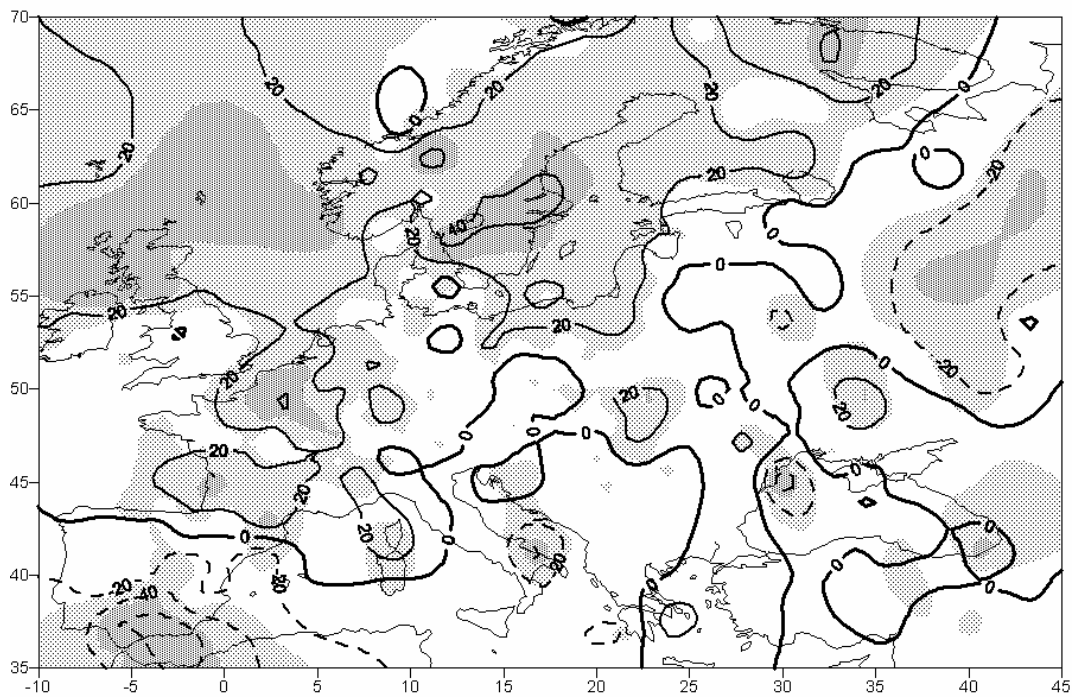
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Jahr 1951-2000



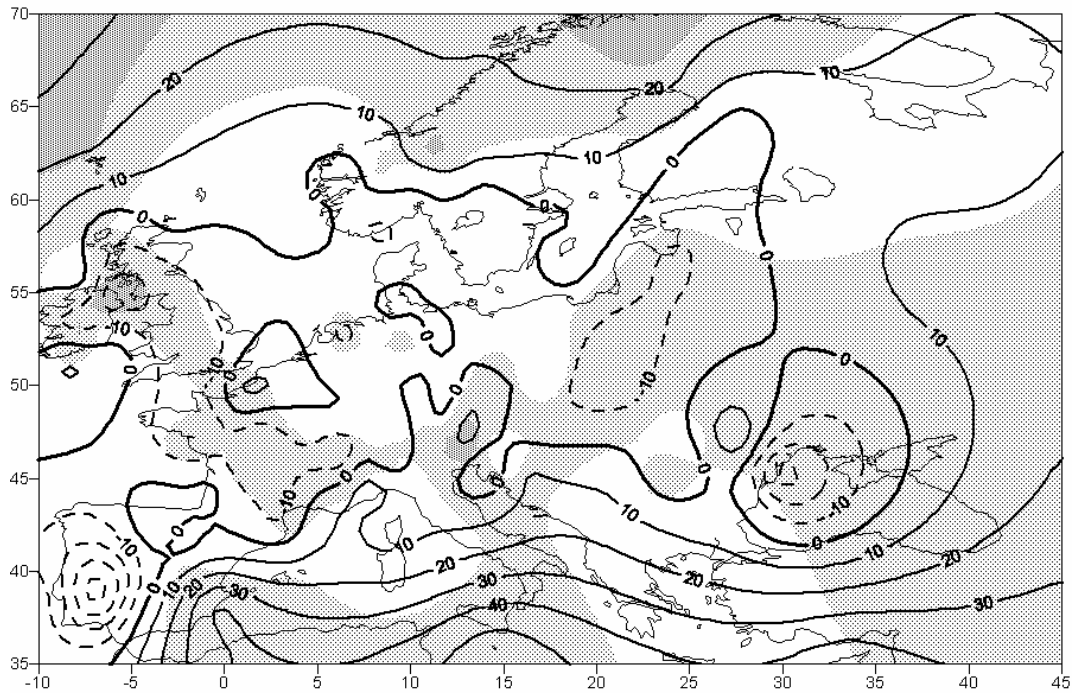
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Frühling 1901-2000



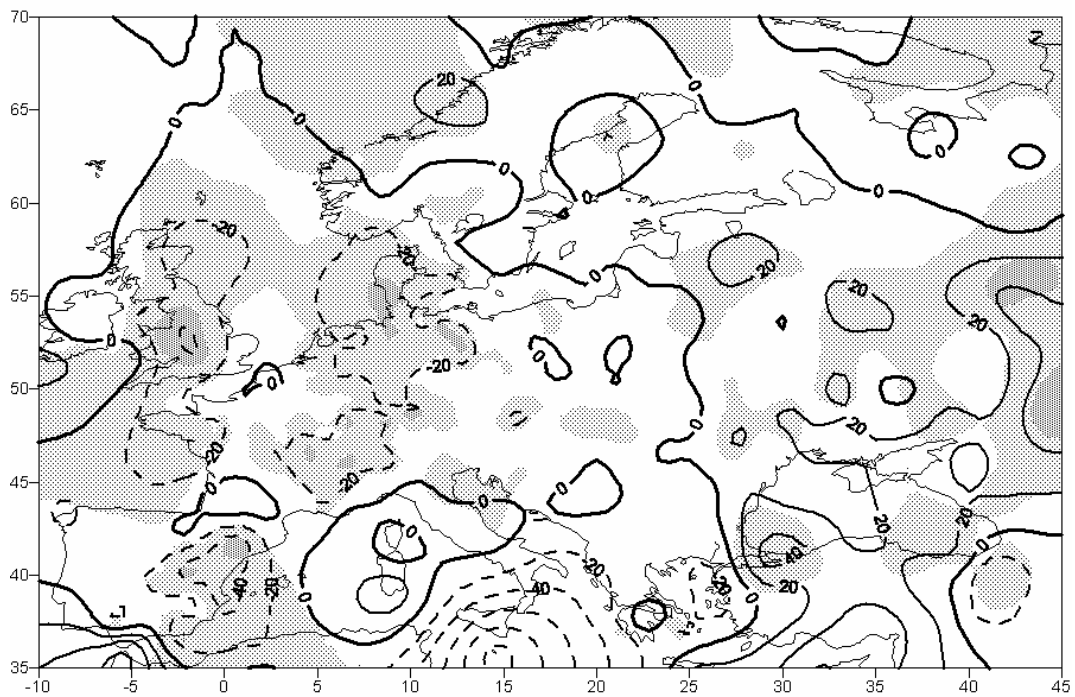
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Frühling 1951-2000



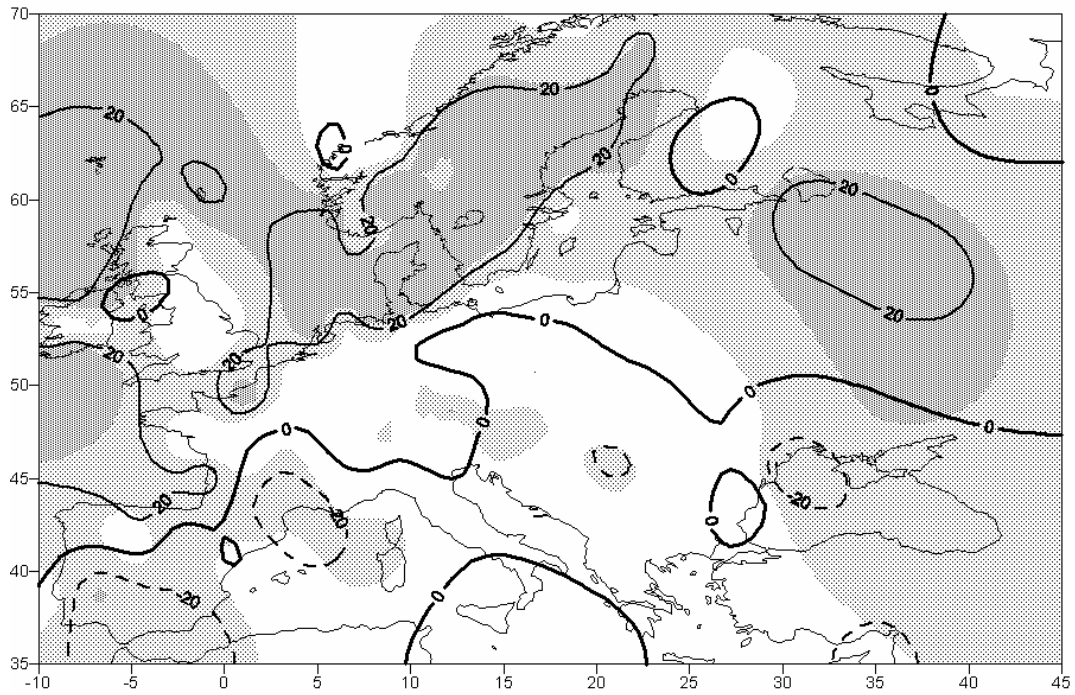
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Sommer 1901-2000



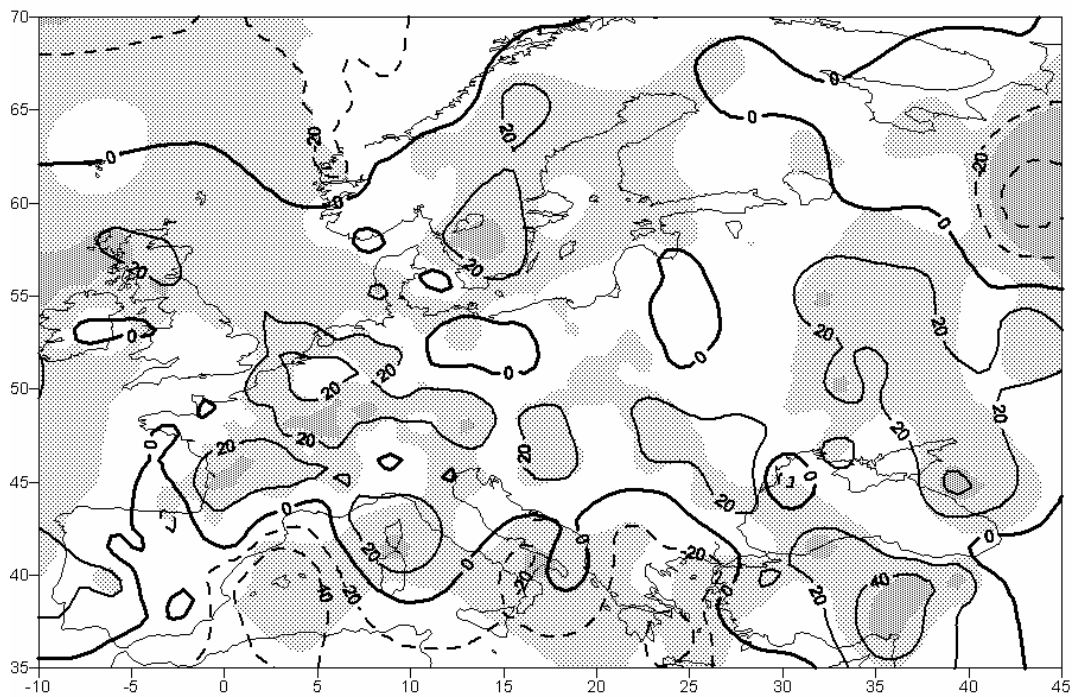
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Sommer 1951-2000



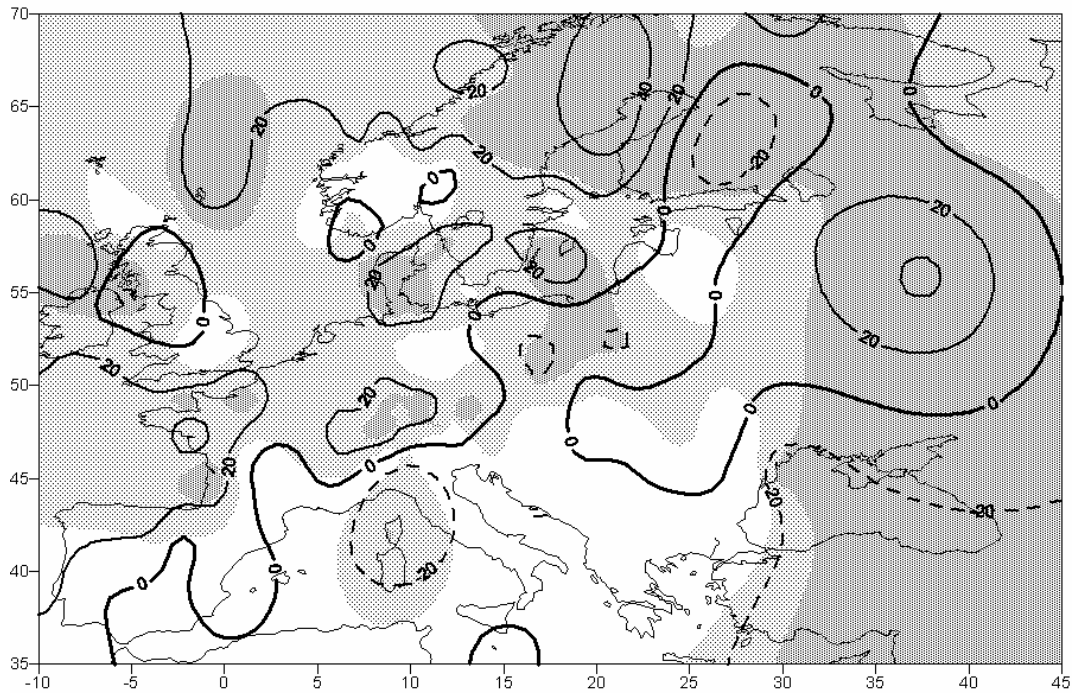
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Herbst 1901-2000



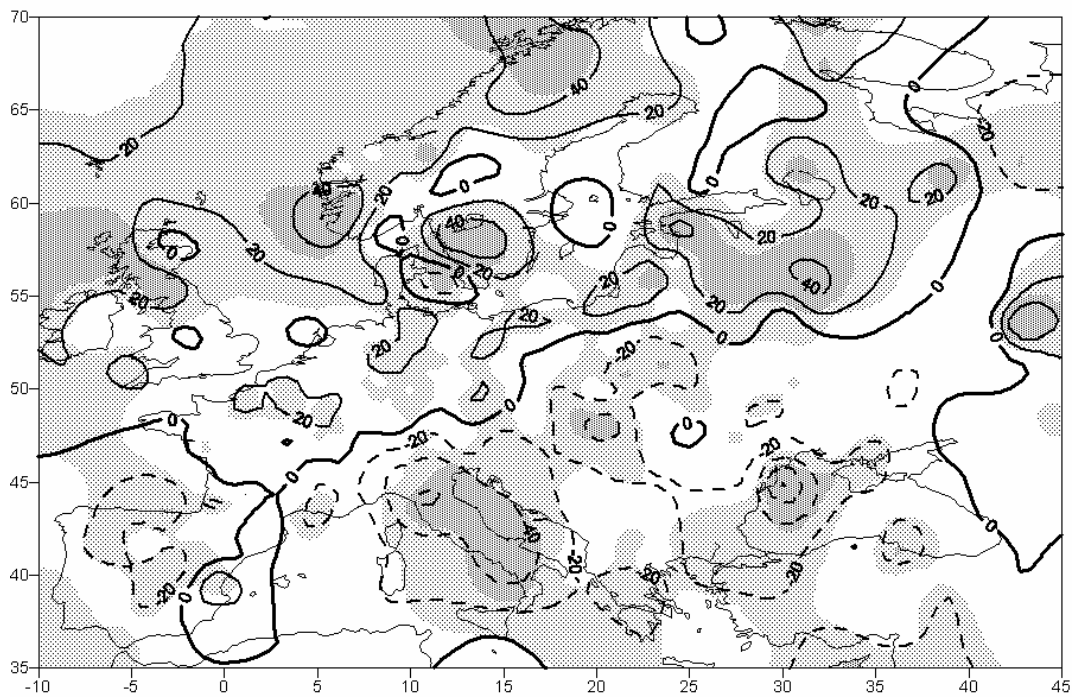
Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Herbst 1951-2000



Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Winter 1901-2000

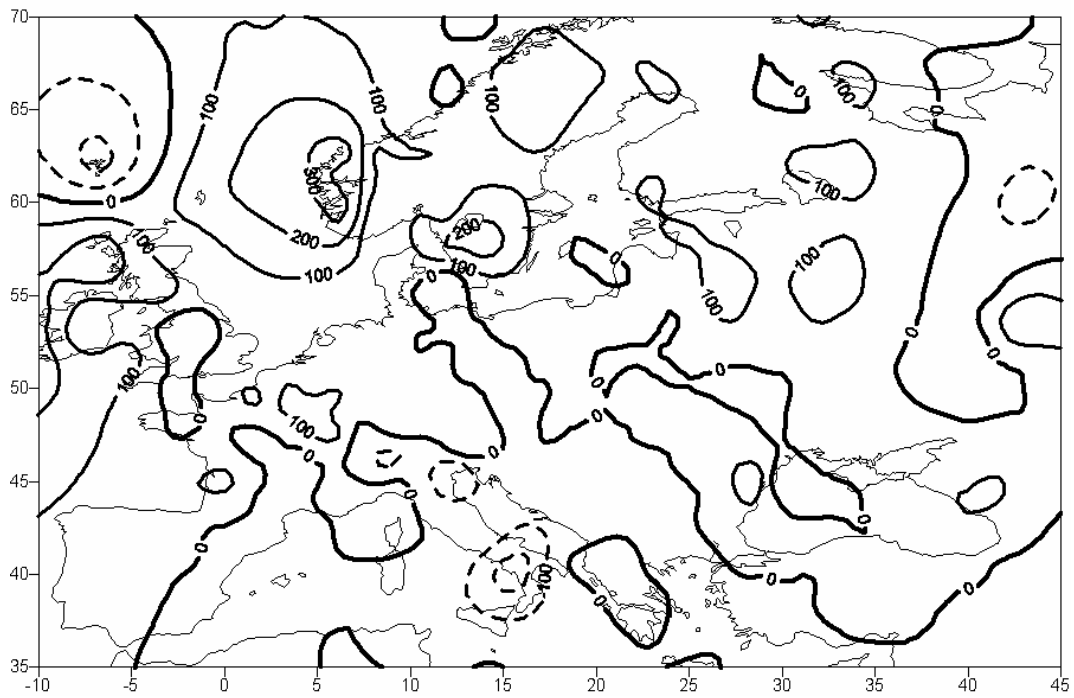


Niederschlag  
Relativer Trend [%]  
mit signifikanten Gebieten  
Winter 1951-2000



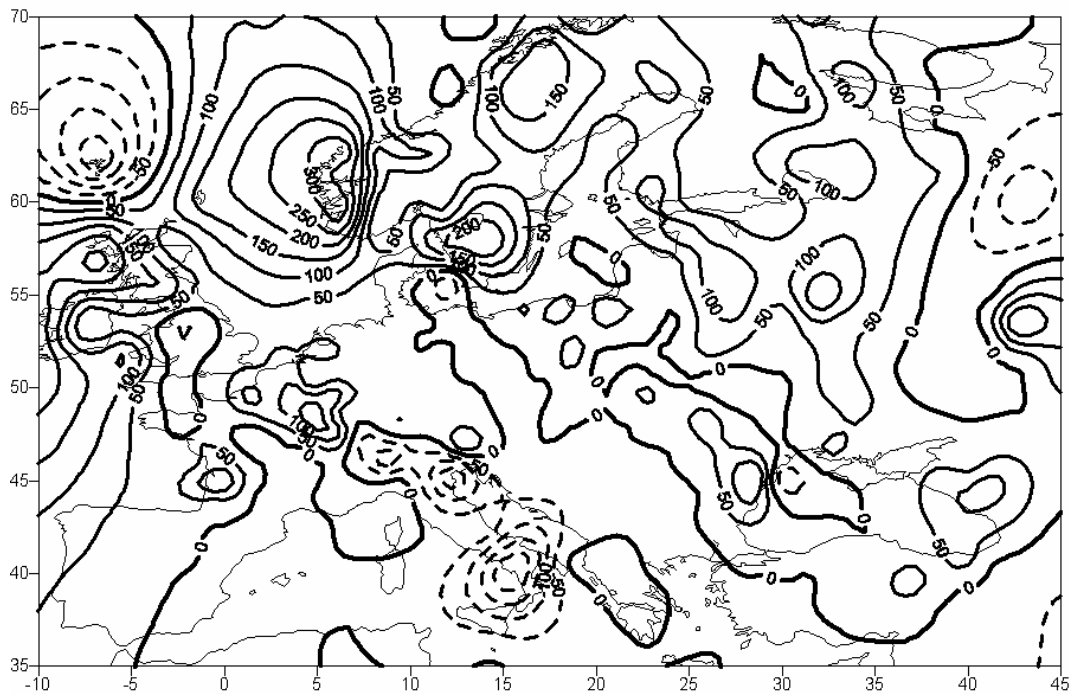


Niederschlag  
statistisch modellierter Trend [mm]  
auf Basis d. Gumbel- & Weibullmodells  
Jahr 1951-2000



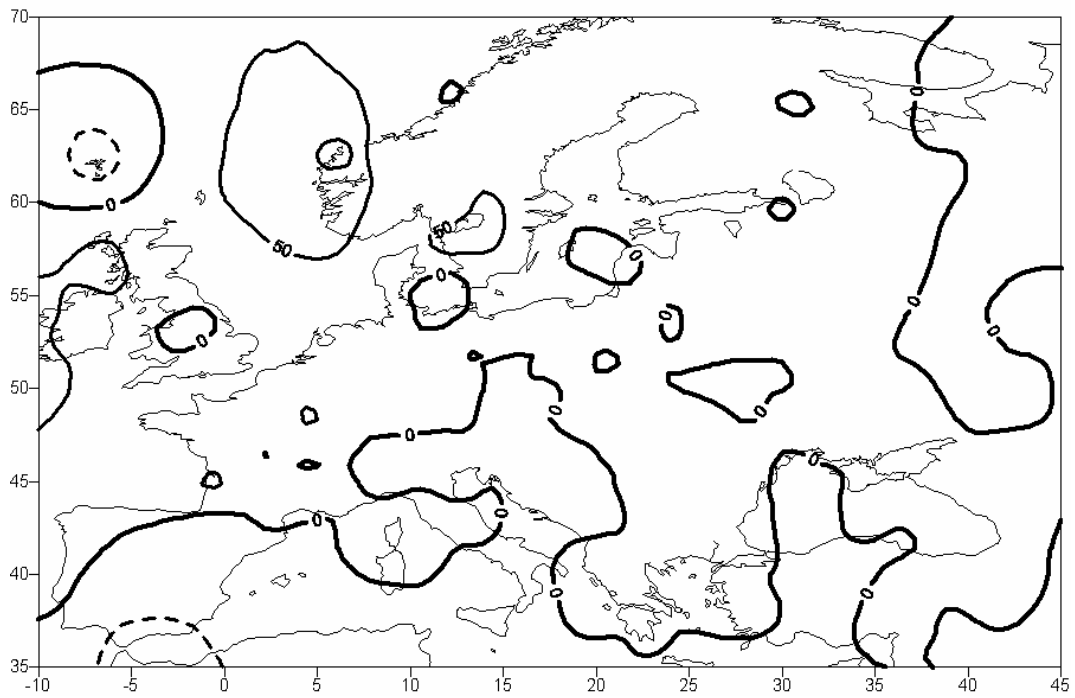
(Isolinienabstand wie auf S. 90, unten)

Niederschlag  
statistisch modellierter Trend [mm]  
auf Basis d. Gumbel- & Weibullmodells  
Jahr 1951-2000

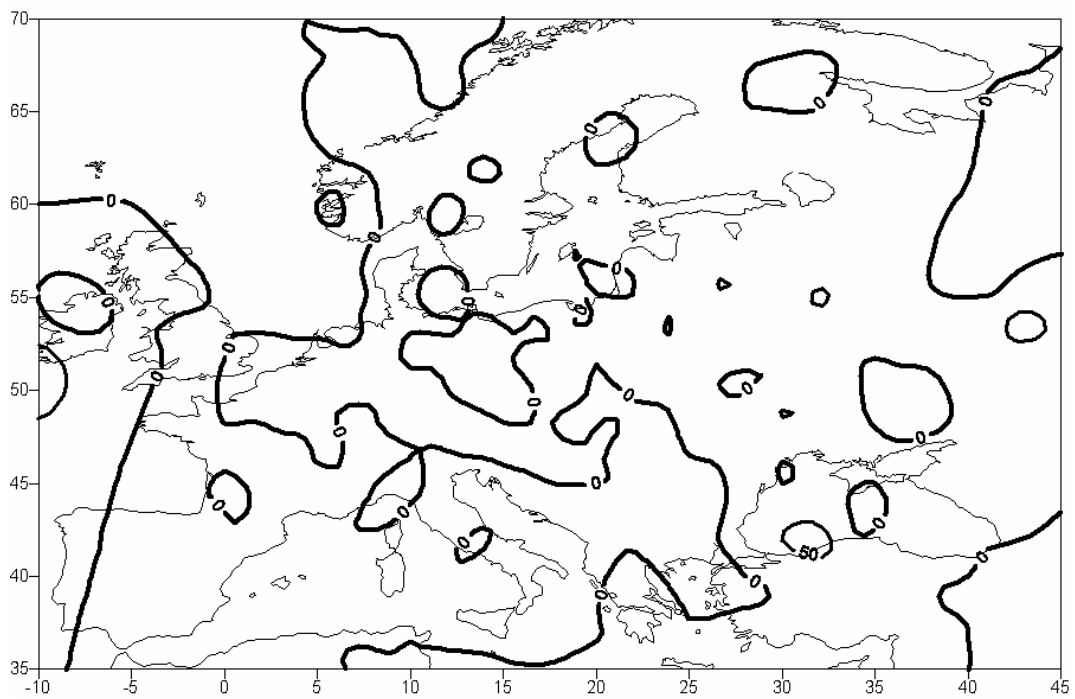


(engerer Isolinienabstand)

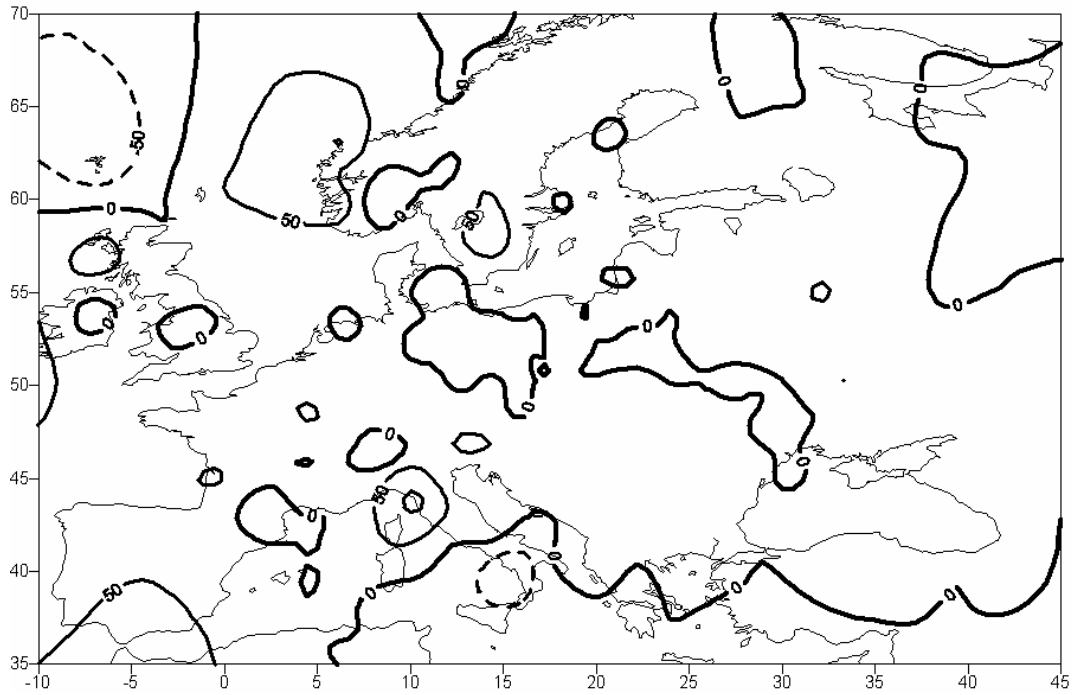
Niederschlag  
statistisch modellierter Trend [mm]  
auf Basis d. Gumbel- & Weibullmodells  
Frühling 1951-2000



Niederschlag  
statistisch modellierter Trend [mm]  
auf Basis d. Gumbel- & Weibullmodells  
Sommer 1951-2000



Niederschlag  
statistisch modellierter Trend [mm]  
auf Basis d. Gumbel- & Weibullmodells  
Herbst 1951-2000



Niederschlag  
statistisch modellierter Trend [mm]  
auf Basis d. Gumbel- & Weibullmodells  
Winter 1951-2000

