

Umweltforschungsplan
des Bundesministers für Umwelt,
Naturschutz und Reaktorsicherheit

Schutz der Erdatmosphäre

Forschungsbericht 297 41 132

**Statistische Analysen zur Früherkennung globaler und regionaler
Klimaänderungen aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes**

von

Dr. Jürgen Grieser, Dipl.-Met. Tim Staeger
und Prof. Dr. Christian-Dietrich Schönwiese

Institut für
Meteorologie und Geophysik der Universität Frankfurt/Main
Arbeitsgruppe Meteorologische Umweltforschung/Klimatologie

Arbeitsgruppenleiter
Prof. Dr. Christian-Dietrich Schönwiese

IM AUFTRAG
DES UMWELTBUNDESAMTES

Februar 2000

Das diesem Bericht zugrundeliegende Vorhaben wurde mit Mitteln des Bundesministers für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autoren.

Vorwort

Verändert der Mensch nachweislich und nachhaltig das Klima? Wie ernst ist insbesondere der anthropogene „Treibhauseffekt“ zu nehmen? Oder ist das, was wir hinsichtlich der letzten Jahre, Jahrzehnte und Jahrhunderte in den Klimadaten erkennen können, ausschließlich eine Folge natürlicher Klimavariationen?

Solche Fragen werden sowohl in der Wissenschaft als auch in der Öffentlichkeit intensiv diskutiert, in der Öffentlichkeit allerdings leider allzu oft in Form von aus dem Zusammenhang gerissenen Einzelaspekten oder gar höchst unwissenschaftlich in Form der Extrempositionen „Klimakatastrophe“ einerseits und „Klima-/Treibhausschwindel“ andererseits. Notwendig aber ist eine emotionsfreie, sachgerechte und umfassende Klimadiagnostik, bei der die eingangs gestellten Fragen jedoch sicherlich nicht einfach mit „ja“ oder „nein“ beantwortet werden können, weil sich im beobachteten Klimageschehen natürliche Prozesse und anthropogene Einflüsse überlagern. Erst das möglichst weitgehende Verständnis dieses Zusammenwirkens in der Vergangenheit kann im übrigen mittels Szenarien und Modellrechnungen zur Entwicklung von Zukunftsperspektiven führen.

Vor diesem Hintergrund sind wir dem Umweltbundesamt (UBA) sehr dankbar dafür, daß es uns die empirisch statistische Klima-Analyse ermöglicht hat, über deren Ergebnisse wir hier berichten. In der Laufzeit 1. Januar 1998 bis 31. Dezember 1999 haben wir unter dem Arbeitstitel „Untersuchung von Parametern zur Früherkennung von Klimaänderungen“ (F+E - Vorhaben 204 01 132, während der Laufzeit geändert in 297 41 132) auf den räumlichen Skalen global, Europa und Deutschland für die letzten ca. 100 - 200 Jahre untersucht, inwieweit sich in den Beobachtungsdaten verschiedener meteorologischer Größen (Parametern) die zur Diskussion stehenden anthropogenen sowie natürlichen Einflüsse nachweisen und quantitativ voneinander abgrenzen lassen. Dabei wurde einerseits mittels der separativen Zeitreihenanalyse eine Zerlegung der betreffenden Klima-Zeitreihen in verschiedene strukturierte Anteile (und einen unstrukturierten Rest), andererseits mittels EOF-Techniken (empirische Orthogonalfunktionen, Hauptkomponentenanalyse) eine Zuordnung zu möglichen Ursachen vorgenommen. Dabei gehen diese Ursachen (natürlich: Vulkanismus, Sonnenaktivität, El Niño, Nordatlantikoszillation; anthropogen: „Treibhausgase“, troposphärische Sulfatpartikel) zunächst gleichberechtigt und simultan in die Analysen ein und erst im Ergebnis zeigt sich, wie die Gewichtszuordnung im einzelnen - und unter besondere Berücksichtigung des anthropogenen „Treibhauseffektes“ - aussieht.

Mein besonderer Dank gilt den Mitarbeitern/innen des UBA-Fachgebietes II 6.2 (Schutz der Erdatmosphäre; Leitung: Dr. Rolf Sartorius) für das große Interesse an unserer Arbeit und die so aufgeschlossene und konstruktive Diskussion, allen voran Frau Dipl.-Met. Karin Kartschall, die unser Projekt fachlich begleitet hat. Von meinem Mitarbeiter Dr. Jürgen Grieser stammt im wesentlichen die Projektkonzeption und die Bearbeitung des Teils „Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung“. Herr Dipl.-Met. Tim Staeger hat die „Ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung“ durchgeführt. Daneben sind auch Teilergebnisse meiner Diplomandinnen Silke Trömel und Anja Werner in die Arbeit mit eingeflossen. Es ist mir eine große Freude, zusammen mit meinen Mitarbeitern nun den, wie ich meine, sehr beachtenswerten Projektabschlußbericht vorlegen zu können. Im „Ausblick“ skizzieren wir, wie trotz der umfangreichen Ergebnisse dieses Projektes weitere, darauf aufbauende Arbeiten aussehen könnten. In etwa zeitgleich mit diesem Bericht legen wir auch eine ungefähr zehnsseitige deutsche sowie englische Kurzfassung vor. Außerdem ist unser Projektbericht für alle Interessenten auch auf unserer INTERNET-Homepage zugänglich:

<http://www.rz.uni-frankfurt.de/IMGF/meteor/klima>.

Zum Jahresende 1999
Christian-D. Schönwiese
(Projektleiter)

Zusammenfassung

Die Frage, ob der Mensch das globale bzw. regionale Klima ändert, insbesondere durch die zusätzliche Emission von sog. Treibhausgasen (CO_2 usw.), wird sowohl wissenschaftlich als auch in der Öffentlichkeit intensiv diskutiert. Dabei kommt es vor allem darauf an, konkret herauszufinden, welche meteorologischen Variablen (Klimaparameter) in welchen Regionen wie stark von der anthropogenen Klimabeeinflussung betroffen sind. Das übliche Instrument der Klimamodellierung (atmosphärische bzw. atmosphärisch-ozeanische Zirkulationsmodelle) ist dafür weniger geeignet, da es erhebliche regionale Unsicherheiten aufweist und wegen Informationsdefiziten bzw. Begrenzung der Rechenkapazitäten nicht alle potentiellen Klimaeinflußmechanismen (anthropogene und natürliche simultan) in die Simulationen einbeziehen kann.

Daher ist hier mit Blick auf die Vergangenheit (letzte rund 100 - 200 Jahre) eine statistische Alternative verfolgt worden. Auf verschiedenen räumlichen Skalen, nämlich global, Europa und Deutschland, werden in Monatsauflösung beobachtete Zeitreihen der bodennahen Mittel- und Extremtemperatur, des Niederschlages, des Wasserdampfpartialdrucks und des Luftdrucks betrachtet, und zwar in Form von Gebietsmittelwerten, (z.B. global, Nord-, Südhemisphäre; Deutschland) sowie Gitterpunkt- und Station-bezogenen Datensätzen. Dabei geht es im ersten Schritt (Teil I) um die „strukturorientierte Zeitreihenzerlegung“, d.h. alle Klimaparameter-Zeitserien werden in die Komponenten Mittelwert, Trend (linear bzw. nicht-linear), Jahresgang (starr und zeitlich veränderlich), glatte Komponente (tieffrequenter Anteil, sozusagen zwischen Trends und zyklischen Variationen), Extremereignisse, harmonisch-zyklische Anteile und Zufallsrauschen zerlegt. Da nicht notwendig alle Zeitreihen alle diese Anteile aufweisen, wird in der Weise sukzessiv vorgegangen, daß ggf. entdeckte signifikante Variationsanteile aus der betreffenden Zeitreihe eliminiert und jeweils das Residuum auf weitere solche Variationsanteile untersucht wird, bis ein unstrukturierter Rest übrig bleibt.

Die Ergebnisse dieser Analysen sind so vielfältig, daß sie sich nur schwer zusammenfassen lassen. Grob gesehen dominieren bei Temperatur und Dampfdruck positive Trends, beim Luftdruck eher negative und beim Niederschlag ist das Trendverhalten sehr unterschiedlich. Bei der Varianz zeigen die Temperaturdaten eher eine Abnahme und der Niederschlag eher eine Zunahme. Beim Jahresgang findet man überwiegend Änderungen hinsichtlich der Form (erkennbar an den Oberschwingungen), weniger bei der Amplitude und fast gar nicht bei der Phase. Während bei der Temperatur in Europa bzw. Deutschland fast ausschließlich

„kalte“ winterliche Extremereignisse gefunden werden, ist das beim Niederschlag vorwiegend hinsichtlich hoher sommerlicher Werte der Fall. Darüber hinaus wird eine signifikante Zunahme extrem starker Niederschlagsereignisse im Winter gefunden.

Die „ursachenorientierte Zeitreihenanalyse“ berücksichtigt mit Hilfe von EOF- Techniken und Regressionen neben den Treibhausgasen und den troposphärischen Sulfatpartikeln (beides anthropogene Einflüsse) auch die Vulkan- und Sonnenaktivität, den ENSO-Mechanismus (El Niño / Southern Oscillation) und die NAO (Nordatlantik-Oszillation). Auch hier wird sukzessiv nach dem Residuumverfahren vorgegangen, d.h. erst der am meisten dominante, dann der zweitdominante usw. Einfluß ermittelt und in Form von erklärten Varianzen und Signalstärken angegeben. Zum Teil wurde mit alternativen Kombinationen von Einflüssen gerechnet, da sich beispielsweise herausstellte, daß der Sulfataerosol-Datensatz problematisch ist und sich - möglicherweise aus diesem Grund - die beiden anthropogenen Einflüsse gegenseitig stören bzw. solare Alternativhypothesen unterschiedliche Ergebnisse erbringen.

Auch hinsichtlich dieser Art der Analyse sind die Ergebnisse sehr vielfältig und die Frage, ob sich das anthropogene „Treibhausignal“ in den Beobachtungsdaten finden läßt, läßt sich nicht einfach mit „ja“ oder „nein“ beantworten. Offensichtlich aber ist, daß sich sowohl die erklärte Gesamtvarianz (bei Berücksichtigung aller potentiellen Einflußgrößen) als auch der Anteil des Treibhausignals in den Klimabeobachtungsdaten von der größtmöglichen in Richtung zu kleineren räumlichen Skalen systematisch verringern. So ist das anthropogene Treibhausignal bei der bodennahen Weltmitteltemperatur bei einer erklärten Gesamtvarianz von 79,7 % mit 59,9 % präsent und hochsignifikant ($> 99\%$ Wahrscheinlichkeit), bei der in Gitterpunktauflösung untersuchten europäischen Temperatur dagegen bei einer erklärten Gesamtvarianz vom 21,3 % nur mit 7,6 %. Gerade in Europa dominiert nämlich der NAO-Einfluß, der jedoch mit dem Treibhausgas-Einfluß in Verbindung stehen könnte, da deren räumliche Signalmuster große Ähnlichkeiten aufweisen. Hinsichtlich der erklärten Varianzen sind die Relationen beim Luftdruck und insbesondere Niederschlag noch ungünstiger, wo sich in Europa bei nur 13,2 % erklärter Gesamtvarianz das Treibhausignal mit nur 3,5 % abzeichnet. Allerdings sind die Varianzbeiträge der natürlichen Klimavariationsfaktoren praktisch immer deutlich kleiner als die der anthropogenen, bei z.B. der Sonnenaktivität im globalen Temperaturmittel nur 4,2 % und beim europäischen Niederschlag nur 1,3 %. Im einzelnen gestatten diese Analysen, anzugeben, ab welchem Jahr in welcher Region (Flächenelement) welcher Klimaparameter mit welcher Signifikanz das anthropogene Treibhausignal enthält.

Sowohl hinsichtlich der Daten als auch hinsichtlich der angewandten statistischen Methoden bestehen diverse Möglichkeiten, auf der Arbeit, über die hier berichtet wird, aufzubauen. Das könnte beispielsweise durch Einbringung besonderer nicht-linearer Untersuchungsmethoden (z.B. neuronale Netze) oder durch nähere Untersuchung der von den Daten wiedergespiegelten stochastischen Prozesse bzw. Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen (Nicht Gaußscher Art) geschehen, einschließlich der daraus ableitbaren Extremwertstatistik.

Inhaltsverzeichnis

1	Allgemeine Einführung	1
I	Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung	5
2	Einleitung	7
2.1	Ziel	7
2.2	Voruntersuchungen	8
2.3	Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung	8
2.4	Nachuntersuchungen	9
3	Datengrundlage	11
4	Analysemethode	17
4.1	Methoden der Vor- und Nachuntersuchungen	17
4.2	Strukturorientierte Zerlegung von Zeitreihen	18
5	Ergebnisse der Analysen	31
5.1	Tabellarische Übersicht	31
5.2	Globale und hemisphärische Temperaturmittel	41
5.3	Temperaturmittel Deutschland	48
5.4	Vergleichende Analyse von fünf verschiedenen Klimaparametern an 9 Stationen in Deutschland	55
5.5	81 deutsche Zeitreihen beobachteten Niederschlags	63
5.6	41 europäische Zeitreihen beobachteter Temperatur	68
5.7	Europäischer Gitterpunktdatensatz der Temperatur	73
5.8	Europäischer Gitterpunktdatensatz des Niederschlags	81

5.9	Europäischer Gitterpunktdatensatz des Luftdrucks	90
5.10	Vergleich der Ergebnisse	99
II	Ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung	103
6	Einleitung	105
7	Datengrundlage	107
7.1	Einflußgrößen	107
7.2	Zielgrößen	118
8	Analysemethode	121
8.1	Hauptachsentransformation	121
8.2	Sukzessive Regression	123
8.3	Residuenanalyse	125
8.4	Detektion	126
9	Ergebnisse der Analysen	129
9.1	Globale und hemisphärische Temperaturmittel	129
9.2	Zonale Mittel der globalen Temperatur	132
9.3	Globale Skala - 80 flächengleiche Gebietsmittel	143
9.4	Europa - Gitterpunktdatensätze	169
9.5	Zusammenfassung und Vergleich	201
10	Ausblick	207
	Anhang	212
A	Bernoulli-Experiment, Binomial-Verteilung und Signifikanz	213
B	Liste der verwendeten europäischen Temperaturstationen	215
C	Liste der verwendeten deutschen Niederschlagstationen	217
D	Liste der verwendeten Abkürzungen und Formelzeichen	221
	Literaturverzeichnis	225

Kapitel 1

Allgemeine Einführung

Unter Klima verstehen wir die statistische Beschreibung aller relevanten meteorologischen Variablen (Temperatur, Niederschlag usw.) auf relativ großen, i.a. mehrjährigen Zeitskalen in lokaler, regionaler bzw. globaler Betrachtung. Außer diesem deskriptivem Aspekt umfaßt der Klimabegriff auch die Frage nach Verursachung der Klimazustände (Klimavariationen) und Auswirkungen. Dieser Problemkreis Klima ist im wesentlichen aus zwei Gründen über die wissenschaftliche Forschung hinaus auch zum Gegenstand der öffentlichen, zum Teil sehr kontroversen Diskussion geworden:

- Die Menschheit ist hochgradig von der Gunst des Klimas abhängig; es kann ihr somit nicht gleichgültig sein, was mit unserem Klima geschieht.
- Die Menschheit ist mehr und mehr dazu übergegangen, das Klima auch selbst zu beeinflussen, und das keineswegs immer zu ihren Gunsten.

Das zweite Faktum, die anthropogene Klimabeeinflussung, ist im Prinzip schon seit Jahrtausenden im Gang, und zwar durch die Umwandlung von Natur- in Kulturlandschaften und dabei insbesondere durch zwar regionale, aber weiträumige Waldrodungen. Ebenfalls in der regionalen Skala gehört das Stadtklima zu den gut untersuchten und zweifelsfrei existenten Effekten menschlicher Klimabeeinflussung. Im Laufe des Industriezeitalters aber, das heißt seit etwa 1800/1850, ist eine neuartige Situation herangereift, die in ständig wachsender Intensität und globalem Ausmaß den Klimafaktor Mensch sehr nachhaltig ins Spiel bringt: die Emission von klimawirksamen Spurengasen, genannt Treibhausgase (CO_2 , CH_4 , FCKW, N_2O usw., indirekt auch troposphärisches O_3), und zwar vor allem in Zusammenhang mit der Energienutzung, aber auch weiterhin durch Waldrodungen und sonstige menschliche Aktivitäten in den Bereichen Landwirtschaft und Industrie.

Es ist physikalisch unbestritten, daß diese Vorgänge die Zusammensetzung der Erdatmosphäre verändern, nämlich die atmosphärische (troposphärische) Konzentration dieser Treibhausgase ansteigen lassen bzw. neuartige Substanzen in die Atmosphäre hineinbringen (FCKW), daß dies den Strahlungs- und weitergehend den ganzen Energie- und Stoffhaushalt des Systems Atmosphäre-Erdoberfläche verändert und daß aus diesem Grund

Auswirkungen auf das Klima auftreten müssen [33, 19, 36]. Dies gilt im einzelnen für alle Größen, die zur Beschreibung des Klimas herangezogen werden, d.h. alle Klimaparameter wie Temperatur, Niederschlag, Luftfeuchte, Luftdruck usw.; denn über die atmosphärisch-ozeanische Zirkulation sind alle Klimaparameter miteinander gekoppelt. Außerdem unterliegen nicht nur die zeitlich-räumlichen Mittelwerte der Klimaparameter entsprechenden Veränderungen, sondern auch ihre Varianz und sonstigen verteilungstypischen bzw. Zeitreihen-Charakteristika, einschließlich ihrem Extremwert-Verhalten. Wegen der engen Beziehungen zur atmosphärischen bzw. ozeanischen Zirkulation

besteht die übliche Strategie zur Abschätzung des Ausmaßes anthropogener

Klimaänderungen in der Anwendung zum Teil überaus aufwendiger atmosphärisch-ozeanischer Zirkulationsmodelle (general circulation models, GCM), mit deren Hilfe die klimatologischen Auswirkungen beispielsweise des anthropogenen Treibhauseffektes simuliert werden, d.h. die Reaktion der Klimaparameter auf die durch die Treibhausgase veränderte atmosphärische Zusammensetzung. Obwohl diese Strategie zum Verständnis der relevanten Klimaprozesse unverzichtbar ist, weist sie doch auch erhebliche Nachteile auf:

- Ein Modell ist immer nur eine mehr oder weniger gelungene Annäherung an die Wirklichkeit. Das gilt auch und besonders für die GCM-Strategie, weil einerseits das physikochemische Hintergrundwissen über die Klimaprozesse unvollständig ist (z.B. hinsichtlich der diversen Rückkopplungsprozesse) und andererseits weil die bekannten Prozesse wegen des nur begrenzt möglichen bzw. sinnvollen Rechenaufwands (der pro Simulation bis zu Rechenzeiten von einigen Monaten an EDV-Großrechenanlagen reicht) nur zum Teil berücksichtigt werden können. So kommt es, daß sogar die sog. Kontrollexperimente, die zunächst nur das gegenwärtige Klima reproduzieren sollen, zum Teil gravierende Fehler gegenüber der Beobachtung aufweisen (z.B. beim Niederschlag-Jahresgang [7]).
- Die international anerkannte Fingerprint-Strategie, bei der die räumlichen Muster der GCM-Simulationsergebnisse mit denen der Beobachtungsdaten verglichen werden [16, 17], krankt an der Tatsache, daß einerseits die Modellergebnisse nicht nur quantitativ, sondern auch räumlich unsicher sind, andererseits wird bei aufwendigen Modellen i.a. jeweils nur ein Einfluß (ggf. auch zwei, z.B. Treibhausgase und troposphärische Sulfatpartikel) berücksichtigt, während das Klima auf alle externen Antriebe (z.B. auch auf Vulkanismus und Sonnenaktivität) sowie alle internen Wirkungsmechanismen (z.B. ENSO = El Niño/Southern Oscillation; NAO = Nordatlantik-Oszillation) gleichzeitig reagiert.

Daher ist hier der alternative, empirisch-statistische Weg beschritten worden, d.h. es wird von den Beobachtungsdaten ausgegangen, mit dem Vorteil, daß dies die Realität der Klimavariationen ist, in der sich zudem alle - bekannten und unbekanntes - Wechselwirkungen und Rückkopplungen des Klimasystems (implizit) widerspiegeln. Selbstverständlich wird dieser Vorteil mit einem Nachteil erkauft, nämlich der Tatsache, daß statistische Methoden

den physikochemischen Hintergrund umgehen und daher keine deterministischen Beweise, sondern nur Hypothesen liefern können. Allerdings erlaubt die genannte GCM-Unsicherheit auch keine Beweise im strengen Sinn; und die Fingerprint-Strategie ist zu einem wesentlichen Teil ebenfalls auf statistische Methoden angewiesen.

Ganz allgemein erlaubt die moderne mathematische Statistik, einschließlich der neuen Wege, die hier beschritten worden sind, vielfältige Aussagen zur raum- zeitlichen Struktur beobachteter Klimavariationen und außerdem können nach dem Ähnlichkeitsprinzip potentielle Ursachen durch die zusätzliche Erfassung (bzw. Parametrisierung) und Analyse der entsprechenden ursächlichen Daten- Zeitreihen erfaßt werden. Wegen der relativ kurzen Rechenzeiten bei statistischen Analysen und Simulationen - schon an sich ein weiterer Vorteil - sind die eigentlich unabdingbar notwendigen multiplen Betrachtungen möglich, die simultan diverse, natürliche wie anthropogene Klimafaktoren mit dem Verhalten der beobachteten Klimaparameter koppeln; und dies ist ein ganz wesentlicher weiterer Vorteil der statistischen Vorgehensweise. Schließlich ist auf diesem Weg immer angebbbar, wie viel der beobachteten Klimavariabilität (Varianz) durch das jeweilige statistische Modell hypothetisch erklärbar ist und mit welcher Signifikanz (Wahrscheinlichkeit) die jeweiligen Aussagen getroffen werden können.

Im folgenden gliedert sich der vorliegende Projektbericht in zwei Teile. Im ersten Teil, der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung, wird zunächst nicht nach den Ursachen gefragt, sondern analysiert, welche strukturell unterschiedlichen Variationskomponenten mit welchem Anteil und welcher Signifikanz in den beobachteten Zeitreihen der Klimaparameter stecken (z.B. Trend, zyklische Variabilität usw.); dabei können die strukturierten Anteile zusammengefaßt und vom möglicherweise unstrukturierten Rest (mit Zufallseigenschaften?) unterschieden werden. Dies alles geschieht auf drei räumlichen Skalen: global, Europa und Deutschland. Dadurch wird ein objektives, genaues und vor allem nach zeitlichen Strukturen separiertes Bild der beobachteten Klimavariationen der letzten ca. 100-200 Jahre, einschließlich der zugehörigen räumlichen Muster, zugänglich.

Unterschiedliche Strukturen können von unterschiedlichen Ursachen hervorgerufen werden; allerdings ist das kein notwendig existenter Sachverhalt und besondere Schwierigkeiten treten immer dann auf, wenn verschiedene Ursachen völlig oder partiell ähnliche zeitliche Strukturen bei der Reaktion der Klimaparameter hervorrufen. Aber auch zur Klärung dieser Problematik stehen in der Statistik geeignete Methoden zur Verfügung, die im zweiten Teil des Berichtes, der ursachenorientierten Zeitreihenzerlegung, vorgestellt und angewendet werden. Dabei haben sich nur zwei räumliche Skalen als sinnvoll erwiesen, nämlich die globale und die europäische (einschließlich der zugehörigen räumlich aufgelösten Strukturen). Für diese unterschiedlichen Skalen werden drei Fragen beantwortet:

- Welche potentielle Einflußgröße ist jeweils in der Lage, einen Teil der beobachteten raum-zeitlichen Varianz zu beschreiben?
- Wie groß ist der betreffende Varianzanteil?

- Ist der durch den anthropogenen Einfluß erklärte Varianzanteil groß genug, um von einem anthropogenen Klimawandel bei der entsprechenden Variablen auf der jeweils untersuchten räumlichen Skala zu sprechen?

Schon von vornherein ist zu erwarten - und das betrifft beide Teile des vorliegenden Berichts -, daß die erzielten Ergebnisse sehr umfangreich und damit schwer zu überblicken sein werden. Es werden daher jeweils Teilzusammenfassungen der wichtigsten Ergebnisse in den betreffenden Berichtsteilen vorgestellt. Dementsprechend ist ebenfalls schon vorweg zu erwarten, daß die Frage des möglichst frühen Nachweises, der sog. Früherkennung globaler wie regionaler Klimaänderungen aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes, nicht einfach mit ja oder nein, sondern nur in sehr differenzierter Art und Weise, verknüpft mit jeweils unterschiedlicher Wahrscheinlichkeit der Teilaussagen, beantwortet werden muß.

Teil I

Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung

Kapitel 2

Einleitung

2.1 Ziel

Dieser Teil der Arbeit verfolgt das Ziel, herauszufinden bei welchen Klimavariablen welche signifikanten Veränderungen stattgefunden haben, ohne dabei zunächst nach bestimmten Ursachen zu fragen. Dies erlaubt die Suche nach sehr verschiedenartigen Strukturen. So werden zunächst im Rahmen von Voruntersuchungen mögliche signifikante Unterschiede zwischen den statistischen Eigenschaften der ersten und zweiten Hälfte der Beobachtungszeit der Zeitreihen detektiert.

In der darauf folgenden strukturorientierten Zeitreihenzerlegung wird detaillierter nach Strukturen in den Zeitreihen gesucht. Diese werden vom unstrukturierten Teil der Zeitreihen (Residuen) getrennt. Die abschließenden Nachuntersuchungen dienen dem Zweck, festzustellen, ob in den Residuen noch überzufällige Strukturen zu erkennen sind, oder ob die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung alle in den Zeitreihen vorkommenden Strukturen erkannt hat.

Die Untersuchungen werden für unterschiedliche Klimaparameter auf verschiedenen räumlichen Skalen durchgeführt. Dies erlaubt, die räumliche Verteilung gefundener Strukturen anzugeben.

In den folgenden drei Abschnitten werden zunächst die drei Stufen der Analysen ausführlicher besprochen. Das daran anschließende Kapitel ist den in diesem Teil der Arbeit untersuchten Zeitreihen gewidmet. Im Anschluß daran werden in Kapitel 4 die verwendeten Analysemethoden ausführlich diskutiert. In Kapitel 5 werden schließlich die Ergebnisse der Untersuchungen vorgestellt.

2.2 Voruntersuchungen

Als Ausgangspunkt der Analysen werden die meteorologischen Meßgrößen als Zufallsvariablen aufgefaßt. Die beobachteten Zeitreihen sind dann zeitlich sortierte Realisationen dieser Zufallsvariablen. Wir können daher zunächst die Frage stellen, ob die statistischen Eigenschaften der ersten Hälfte des Beobachtungszeitraums mit den Eigenschaften der zweiten Hälfte verträglich sind, oder ob sich diese Eigenschaften signifikant verändert haben. Wir werden daher testen, ob sich die berechneten Mittelwerte, Varianzen und Autokovarianzen der ersten und der zweiten Hälfte der Zeitreihen signifikant unterscheiden. Ist dies der Fall, so haben wir eine signifikante Änderung gefunden. Ist dies nicht der Fall, so bedeutet dies nicht notwendigerweise, daß sich diese Eigenschaften nicht verändert haben, sondern nur, daß wir nicht in der Lage waren, eine solche Veränderung signifikant zu erkennen.

Falls die Zeitreihen aus normalverteilten Zufallsvariablen stammen, sind damit alle möglichen Strukturen erfaßt. Deshalb testen wir weiterhin, ob die Zeitreihen signifikant von der Normalverteilung abweichen.

Da ausschließlich Zeitreihen von Monatsdaten verwendet werden (s. Kapitel 3), wird die Stationarität von Mittelwerten und Standardabweichungen auch bezüglich der 12 Kalendermonate untersucht. Dies gibt Aufschluß darüber, in welcher Jahreszeit Veränderungen stattgefunden haben und welcher Art diese Veränderungen sind.

Ein weiterer wichtiger Fragenkomplex betrifft das Extremverhalten der Zeitreihen. Um dies zu untersuchen und mit dem Verhalten von Mittelwerten und Varianzen vergleichen zu können, wird für jeden Kalendermonat das Jahr des Maximal- und des Minimalwertes bestimmt. Damit kann man feststellen, ob diese Werte gleichmäßig über die Zeitreihe verteilt sind, oder ob in einer der beiden Zeitreihenhälften signifikant mehr bzw. weniger Maximal- bzw. Minimalwerte vorkommen.

2.3 Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung

Die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung bildet das Herzstück dieses Teils der Arbeit. Sie verbindet einige bekannte statistische Verfahren zu einer Strategie, die es erlaubt unterschiedliche signifikante Strukturen zu detektieren und voneinander zu trennen. Damit kann die Stärke der Strukturen auf robuste Weise ermittelt werden. Als signifikante Strukturen können

- Trends (Form und Stärke) des Mittelwertes,
- Trends in der Standardabweichung,
- Extremereignisse,
- Änderungen des Jahresgangs des Mittelwertes,

- Änderungen des Jahresgangs der Standardabweichung und
- harmonische Schwingungen

bezeichnet werden (s. Kapitel 4). Mit Hilfe dieser statistischen Größen können Aussagen darüber gewonnen werden, was sich zu welcher Jahreszeit wie und wie stark verändert hat. Letztendlich kann aus den durch diese Strukturen erklärbaren Varianzanteilen auf den Informationsgehalt der untersuchten Zeitreihen bezüglich der gefundenen Strukturen geschlossen werden.

2.4 Nachuntersuchungen

Die gleichen Fragen, die im Rahmen der Voruntersuchungen anhand der Originalzeitreihen bearbeitet wurden, werden bei den Nachuntersuchungen anhand der Residuenreihen der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung bearbeitet. Damit kann man erkennen, ob die mit Hilfe der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung gefundenen Strukturen, die in der Zeitreihe vorhandenen Strukturen vollständig beschreiben. Trifft dies zu, so bestehen die Residuen aus Gauß-verteilter stationärem Rauschen. Wenn nicht, so geben die Nachuntersuchungen zumindest Hinweise darauf, welche statistischen Eigenschaften der Zeitreihe noch weitere Informationen tragen, die bisher noch nicht erfaßt wurden.

Kapitel 3

Datengrundlage

Zur Analyse zeitlicher Strukturen kommen sehr verschiedenartige meteorologische Zeitreihen in Frage. Um die im Rahmen dieser Arbeit vorgestellte Analysemethode anwenden zu können, beschränken wir uns auf Zeitreihen mit kardinalen Wertebereich. Das bedeutet, daß nominale und ordinale Observable wie z.B. Bedeckungsgrad und Windrichtung nicht Gegenstand der Untersuchungen sein können, wohl aber jede quasi-stetige Observable (z.B. Temperaturen, Niederschlagssummen, Luftdruck). Es stehen für die Untersuchungen grundsätzlich 3 Arten von Zeitreihen zur Verfügung. Dies sind

- Stationsreihen,
- Gebietsmittelreihen und
- Gitterpunktzeihen.

Stationsreihen enthalten meteorologische Information über einen bestimmten Ort. Je nach Repräsentanz der Variablen kann diese Information aber auch für die nähere bzw. weitere Umgebung der Station typisch sein und somit auf ein mehr oder weniger großes Gebiet verallgemeinert werden [35]. Da die Repräsentanz verschiedener meteorologischer Variablen sehr unterschiedlich ist, und darüber hinaus noch starken jahreszeitlichen Schwankungen unterliegen kann [31], muß man bei der räumlichen Interpolation von Informationen aus Stationsdaten sehr vorsichtig sein. Nur wenn die Stationsdichte hoch und die Verteilung der Stationen relativ gleichmäßig ist, kann man die räumliche Verteilung von Informationen, die aus Stationsdaten gewonnen wurden, untersuchen. In einem solchen Fall ist man in der Lage, repräsentative Gebietsmittelreihen und Gitterpunktsdatensätze zu erstellen. Dabei muß man beachten, daß nicht jede zur Verfügung stehende Stationsdatenreihe mit der gleichen Sorgfalt erstellt wurde und somit nicht unbedingt in gleicher Genauigkeit vorliegt. Gerade bei weiter zurückliegenden Beobachtungen läßt sich die Qualität der Daten oft nicht mehr verlässlich angeben. Dann können Homogenitätstests weiterhelfen. Bei einer von Rapp und Schönwiese [31] verwendeten Strategie stellten sich nur zwei von 41 hundertjährigen Zeitreihen der Monatsmitteltemperatur an deutschen bzw. an Deutschland angrenzenden Stationen als sehr wahrscheinlich homogen heraus, 7 als wahrscheinlich homogen. Inhomogene

Zeitreihen aber können außer der meteorologischen Information noch einen deutlichen Anteil an unerwünschter Information z.B. über Meßgerätewechsel, Stationsverlegungen u.s.w. beinhalten. Solche Inhomogenitäten könnten als klimatische Veränderung fehlinterpretiert werden. Daher verwenden wir nur entweder homogenisierte Zeitreihen oder Zeitreihen, deren Homogenität entsprechend der Teststrategie von Rapp und Schönwiese [31] zumindest unentscheidbar ist. Dadurch wird die Anzahl der im Rahmen dieser Arbeit verwendbaren Zeitreihen weiter eingeschränkt. Eine zusätzliche Einschränkung entsteht durch die Forderung, nur Datensätze zu verwenden, die 100 Jahre umfassen. Somit stehen für das Gebiet der Bundesrepublik Deutschland nur homogenisierte Zeitreihen von fünf Klimaelementen an neun Stationen für die Analysen zur Verfügung. Obwohl die Verteilung dieser Stationen einigermaßen gleichmäßig ist, ist dies insbesondere für den Niederschlag keine repräsentative Anzahl. Für dieses Klimaelement wurde daher noch eine Zusatzuntersuchung mit 81 Zeitreihen durchgeführt, deren Inhomogenität entsprechend der Skala von Rapp und Schönwiese [31] jedoch zumindest unentschieden ist.

Da die Monatsmitteltemperatur eine wesentlich repräsentativere Variable ist als der monatliche Niederschlag, können die Analysen in diesem Fall mit 41 – nach Rapp und Schönwiese [31] wahrscheinlich nicht inhomogenen – Zeitreihen europäischer Temperaturstationen durchgeführt werden um regionale Unterschiede zu erkennen. Aus dem gleichen Grund liegen für die monatlichen Mitteltemperaturen auch globale und hemisphärische Gebietsmittel sowie eine räumliche Mitteltemperaturzeitreihe für Deutschland vor. Letztere überdeckt einen Zeitraum von 200 Jahren. Dies erlaubt es, zwischen den zwei Zeiträumen von 1798 bis 1897 und von 1898 bis 1997 zu unterscheiden und die Ergebnisse mit denen für den gesamten Zeitraum zu vergleichen. Für das Gebiet von Europa liegen zusätzlich Gitterpunktdatensätze von Temperatur und Niederschlag (auf einem $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitter) sowie dem Luftdruck (auf einem $5^\circ \times 10^\circ$ -Gitter) vor. Da diese Datensätze aus unterschiedlich lückenhaften Stationsdatensätzen hervorgegangen sind, stehen für das Temperaturfeld 52 Gitterpunkte (vergl. Abbildung 3.1), für den Niederschlag 83 Gitterpunkte¹ (vergl. Abbildung 3.3) und für den Luftdruck 44 Gitterpunkte zur Verfügung (vergl. Abbildung 3.2).

Alle Zeitreihen liegen in monatlicher Auflösung vor und werden in dieser Auflösung analysiert. Es werden demnach in diesem Teil der Arbeit keine Jahreszeitenmittel gebildet, sondern die Zeitreihen als Ganzes (mit einer Länge von 1200 Monaten) betrachtet. Zwar sind für einige Gebiete und einige Variablen auch Tagesdaten verfügbar, jedoch ist die Information über langfristige Änderungen in Monatsdaten ebenso enthalten, wie in den Tagesdaten. Darüberhinaus haben Monatsdaten gegenüber Tagesdaten den Vorteil, als Folge der Mittelung (bzw. Summierung) eine geringere Variabilität aufzuweisen. Die hochfrequenten Schwankungen des Wetters sind somit weitgehend herausgefiltert. Damit stellen Monatsdaten eine optimale Grundlage dar, Klimaveränderungen zu erforschen ohne dem störenden Effekt des Wetters ausgesetzt zu sein [9].

¹Dieser Datensatz umfaßt nur 99 Jahre. Aufgrund der Wichtigkeit des Klimaelements Niederschlag ist er dennoch mit in die Analysen aufgenommen worden.

Tabelle 3.1: Übersicht der für die Analysen dieses Teils der Arbeit verwendete Datenreihen (D=Deutschland, EU=Europa).

Ausgewertete Stationsdaten:					
Element	Region	Anzahl	Spanne	Quelle	Abkürzung
Temperaturmittel	D	9	1899 - 1998	DWD	Te9
Mittleres tägliches Minimum der Temperatur	D	9	1899 - 1998	DWD	Mi9
Mittleres tägliches Maximum der Temperatur	D	9	1899 - 1998	DWD	Ma9
Dampfdrucktagesmittel	D	9	1899 - 1998	DWD	Da9
Niederschlagssumme	D	9	1899 - 1998	DWD	Ni9
Niederschlagssumme	D	81	1896 - 1995	[31]	Ni81
Temperaturmittel	EU	41	1891 - 1990	[31]	Te41
Ausgewertete Gebietsmitteldatensätze:					
Element	Region	Anzahl	Spanne	Quelle	Abkürzung
Temperatur	D	1	1798 - 1897	[30]	De3
Temperatur	D	1	1898 - 1997		
Temperatur	D	1	1798 - 1997		
Temperatur	Global	1	1899 - 1998	[23]	Gl3
Temperatur	Nördl. Hem.	1	1899 - 1998		
Temperatur	Südl. Hem.	1	1899 - 1998		
Ausgewertete Gitterpunktdatensätze:					
Element	Region	Anzahl	Spanne	Quelle	Abkürzung
Temperaturmittel	EU	52	1899 - 1998	[28]	Te52
Niederschlagssumme	EU	83	1899 - 1998	[20]	Ni83
Lufdruck	EU	44	1896 - 1995	[2]	Dr44

Alle verwendeten Zeitreihen und die von ihnen jeweils überdeckten Zeitspannen sind in Tabelle 3.1 dargestellt.

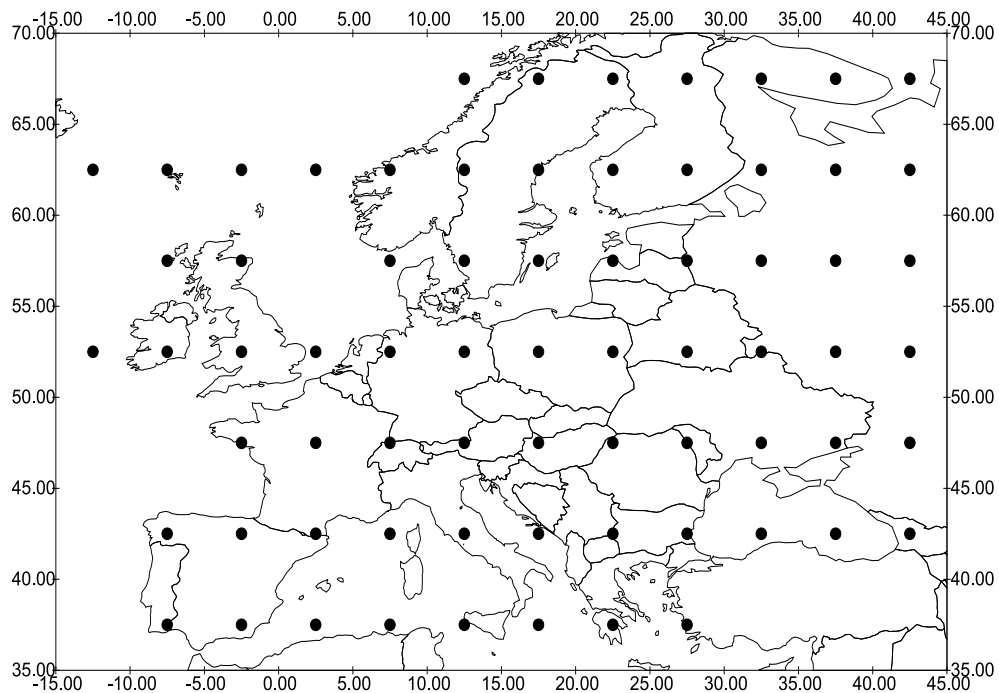


Abbildung 3.1: Die geographische Lage der 52 Gitterpunkte ($5^\circ \times 5^\circ$) des verwendeten Temperaturdatensatzes Europa 1899-1998.

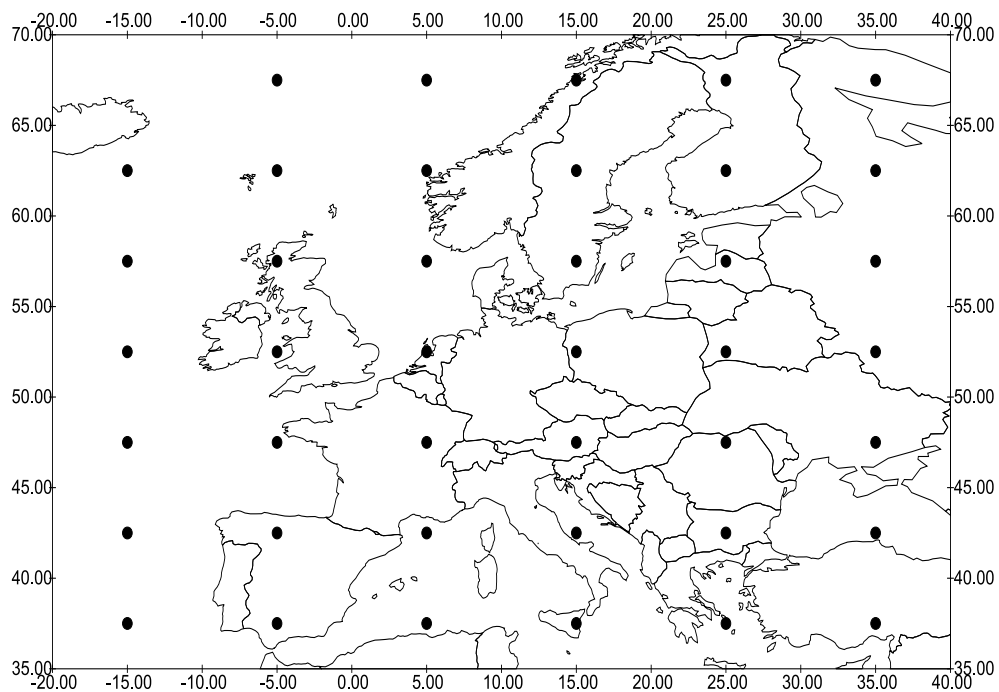


Abbildung 3.2: Die geographische Lage der 44 Gitterpunkte des verwendeten Luftdruckdatensatzes ($5^\circ \times 10^\circ$) Europa 1896-1995.

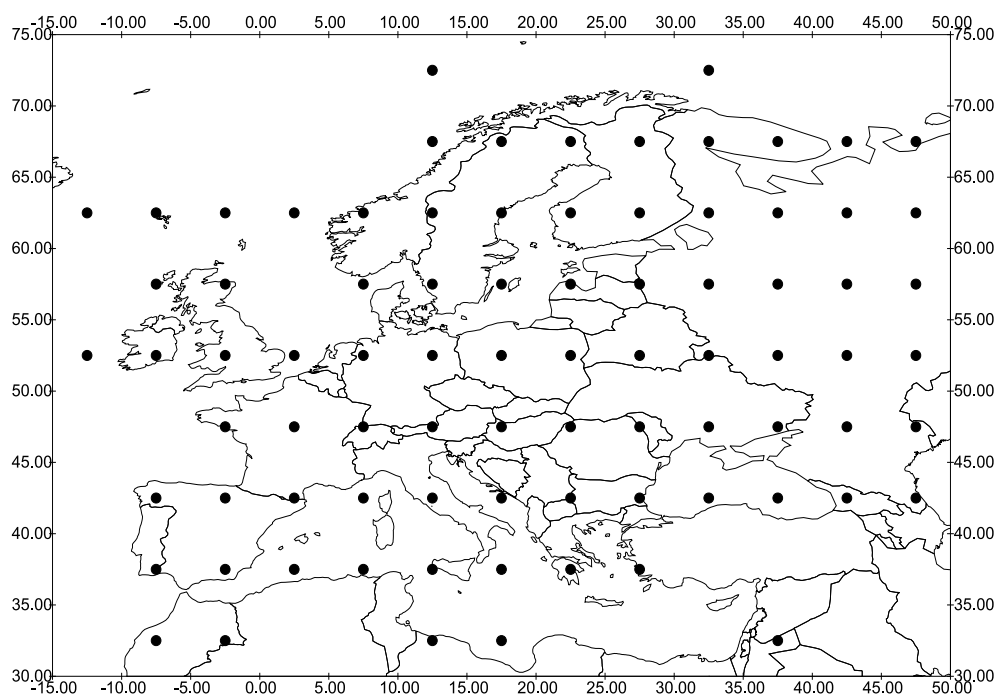


Abbildung 3.3: Die geographische Lage der 83 Gitterpunkte des verwendeten Niederschlagsdatensatzes ($5^\circ \times 5^\circ$) Europa 1900-1998.

Kapitel 4

Analysemethode

Dieses Kapitel beinhaltet die Darstellung der für die Analysen verwendeten Methoden.

4.1 Methoden der Vor- und Nachuntersuchungen

Die Voruntersuchungen dienen der Verfolgung von zwei Zielen: Einerseits können durch sie bereits erste Informationen aus den Daten gewonnen werden, die womöglich bei der Zeitreihenzerlegung näher spezifiziert werden. Andererseits wird ein Vergleich zwischen den Ergebnissen der Vor- und der Nachuntersuchungen zeigen, wie sich die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen durch die Eliminierung der einzelnen signifikanten Komponenten verändert haben.

Im Rahmen der Voruntersuchungen werden die Verteilungen aller Zeitreihen auf signifikante Abweichungen von der Gauß-Verteilung getestet. Dazu wird der Kolmogoroff-Smirnoff-Test [4] verwendet. Zusätzlich werden die Momentkoeffizienten Schiefe und Exzeß berechnet. Bei ideal Gauß-verteilten Zeitreihen wären diese Werte 0. Die aus einer Zufallszeitreihe berechneten Werte von Schiefe und Exzeß sind aber selbst Zufallsvariablen und unterliegen gewissen Schwankungen. Je nach der Länge der Zeitreihe kann die Schwankungsbreite dieser Parameter abgeschätzt werden [35]. Bei einer Zeitreihenlänge von $N = 1200$ Werten ist die geschätzte Standardabweichung der Schiefe $\widehat{\sigma}_S = \sqrt{6/N} = \sqrt{.005} \approx .071$. Die Standardabweichung des Exzesses $\widehat{\sigma}_E = \sqrt{24/N}$ ist doppelt so groß. Da die Schätzer von Schiefe und Exzeß bei Zeitreihen, die 1200 Werte umfassen, selbst schon einigermaßen gut Gauß-verteilt sind, können betragsmäßig überzufällig hohe Werte von Schiefe und Exzeß damit leicht detektiert werden. Es ist dadurch erkennbar, ob Abweichungen von der Gauß-Verteilung eher durch große Schiefe der Verteilung oder durch besonders große bzw. kleine Wölbung der Verteilung verursacht werden. Ersteres deutet auf nichtlineare Trends hin. Hohe Werte des Exzesses hingegen verweisen auf Ausreißer¹.

¹Natürlich kann die Abweichung von der Gauß-Verteilung auch daher rühren, daß die zugrunde liegende Variable nicht Gauß-verteilt ist.

In einem zweiten Schritt wird die Stationarität der Zeitreihen untersucht. Dazu werden die Zeitreihen in zwei Hälften geteilt und die Verteilungsparameter Mittelwert m , Varianz s^2 und Autokorrelationsfunktion ρ_τ für Zeitverschiebungen bis 18 Zeitschritte (= 1.5 Jahre) berechnet. Falls beide Zeitreihenhälften als Realisationen eines stationären stochastischen Prozesses angesehen werden können, sollten sich die berechneten Verteilungsparameter der beiden Hälften nicht signifikant unterscheiden. Dies kann getestet werden, da die Mittelwerte t -verteilt, die Varianzen χ^2 -verteilt und die Fisher-transformierten Autokorrelationskoeffizienten näherungsweise Gauß-verteilt sind. Der Test auf Unterschiede in der Autokorrelation wird für jede der 18 Zeitverschiebungen auf einem Signifikanzniveau von 90% durchgeführt. Auf diesem Niveau erwartet man, daß in einem von 10 Fällen durch Zufall ein signifikanter Unterschied auftritt. Bei der Untersuchung der 18 Zeitverschiebungen handelt es sich dann in erster Näherung um ein Bernoulli-Experiment (s. Anhang A) mit $n = 18$ und $p = .1$. Nur falls sich vier oder mehr der berechneten 18 Autokorrelationskoeffizienten auf dem Signifikanzniveau von 90% unterscheiden, kann von einem Unterschied in den geschätzten Autokorrelationen auf einem Niveau von 90% gesprochen werden.

Die Tests auf Unterschiede in den Mittelwerten und Standardabweichungen werden auch für alle zwölf Kalendermonate durchgeführt. Dadurch läßt sich erkennen, in welchem Kalendermonat am ehesten Änderungen im Mittelwert oder der Standardabweichung stattgefunden haben.

Für jeden der zwölf Kalendermonate wird das Jahr des Minimums und des Maximums selektiert. Falls die 12 Kalendermonatsminima und die entsprechenden 12 Maxima gleichmäßig über die Zeitreihe verteilt sind, so hat man es bei jedem der 24 Fälle mit einem Laplace-Experiment (wie beim Münzwurf) zu tun. Dann entspricht die Verteilung der zwölf Minima bzw. Maxima auf die zwei Hälften der Zeitreihe einem Bernoulli-Experiment mit $n = 12$ und $p = .5$. Entsprechend Anhang A sind dann überzufällig mehr Minima bzw. Maxima in der zweiten Hälfte als in der ersten, wenn in der ersten Hälfte höchstens 3 (d.h. in der zweiten Hälfte mindestens 9) der Minima bzw. Maxima zu finden sind. Demnach hat die Anzahl der minimalen bzw. maximalen Kalendermonatswerte signifikant abgenommen, wenn in der ersten Hälfte mindestens neun der zwölf Minima bzw. Maxima zu finden sind. Falls vier bis acht Minima bzw. Maxima in der ersten Hälfte liegen, kann keine Aussage getroffen werden.

Die hier vorgestellten Tests werden sowohl auf die Originalreihen angewendet (Voruntersuchungen), als auch auf die Residuen der Zeitreihenzerlegung (Nachuntersuchungen).

4.2 Strukturorientierte Zerlegung von Zeitreihen

4.2.1 Vollständige Darstellungen

Eine Zeitreihe ist als eine Folge von Werten, die bestimmten Zeitpunkten zugeordnet sind, definiert. Es läßt sich daher leicht ein Bild von einer Zeitreihe erzeugen. Allerdings kann

es schwierig sein, insbesondere bei langen Zeitreihen, ein solches Bild zu interpretieren. In einem solchen Fall ist eine andere Darstellungsform von Vorteil. Es ist nämlich wünschenswert, eine Darstellungsform zu wählen, die zur Untersuchung der anstehenden Frage am sinnvollsten erscheint. Eine solche Darstellungsform ist vollständig, wenn bei der Transformation in diese Darstellungsform keine Information verloren geht.

Es gibt verschiedene Methoden, Zeitreihen in orthogonale (linear unabhängige) Komponenten zu zerlegen und als Summe davon vollständig darzustellen. So zerlegt die Fourier-Analyse eine Zeitreihe in eine Summe unkorrelierter harmonischer Anteile. Eine solche Zerlegung kann mit jeder Zeitreihe durchgeführt werden, ohne daß diese harmonischen Anteile irgendeine physikalische Relevanz haben müssen. Andere orthogonale Zerlegungen sind beispielsweise die Polynomdarstellung, die Wavelet-Zerlegung [42] oder die Singular-Spektrum-Analyse. Bei der Polynomdarstellung wird einer Zeitreihe der Länge N ein Polynom der Ordnung $N - 1$ zugeordnet. Der Graph dieses Polynoms geht dann durch alle Punkte der Zeitreihe. Die N Koeffizienten des Polynoms sind eine andere vollständige Darstellung der N Zeitreihenwerte.

Bei der Wavelet-Zerlegung wird die Zeitreihe in eine Summe zeitlich lokalisierter Schwingungen zerlegt. Diese vollständige Darstellung erlaubt z.B. die Untersuchung der Frage, ob bestimmte Schwingungen zu bestimmten Zeiten entstehen oder vergehen. Sie ist damit zwar der Fourier-Zerlegung überlegen, die Zeitreihen nur in stationäre Schwingungen zerlegt, ist aber trotzdem auf harmonische Schwingungen festgelegt.

Darüber hinaus geht die Singular-Spektrum-Analyse, die eine Zeitreihe in mehrere orthogonale Zeitreihen zerlegt, die empirische Orthogonalfunktionen (EOF) genannt werden. Das einzige Kriterium, das dabei benutzt wird, ist, daß die erste dieser EOF die größtmögliche Varianz der Gesamtreihe trägt, die zweite EOF die größtmögliche Restvarianz und so fort. Bei dieser Darstellungsform werden außer der Orthogonalität keine Bedingungen an die Basisfunktionen gestellt. Diese können zwar harmonische Schwingungen sein, aber auch Trends oder beliebige andere Komponenten. Es ist i.a. außerordentlich schwierig, diese Basisfunktionen physikalisch zu interpretieren. Es besteht nicht einmal die Notwendigkeit, daß sie physikalisch interpretierbar sein müssen. Letztendlich kann aber auch hier die Zeitreihe in so viele Komponenten zerlegt werden, wie diese Werte hat.

4.2.2 Unvollständige Darstellung

Die Darstellung einer Zeitreihe bezüglich einer anderen Basis (z.B. Fourier-, Wavelet-, u.s.w.), so wie sie im vorherigen Abschnitt diskutiert wurde, reduziert die Information der Zeitreihe nicht, sondern ordnet sie nach unterschiedlichen Gesichtspunkten. Man könnte in einem zweiten Schritt nach einer solchen Umsortierung nur noch eine oder wenige der Hauptkomponenten (also der Komponenten, die die meiste Varianz tragen) als informativ bezeichnen, und den Rest als Zufallsrauschen. So sind z.B. verschiedene Strategien entwickelt worden, um zu testen, ob die Fourier-Frequenz mit der größten Amplitude tatsächlich eine Schwingung in der Zeitreihe darstellt [34]. Auch bei der Singular-Spektrum-

Analyse existieren verschiedene Tests, um die signifikanten Hauptstrukturen von den restlichen zu unterscheiden. Dabei gibt es völlig verschiedene Strategien. Einerseits kann man verlangen, daß eine signifikante Struktur einen hohen Anteil der Varianz enthält. Dann würde man allerdings kleine Signale in starkem Rauschen untergehen lassen. Andererseits kann man aber auch verlangen, daß Signale daran zu erkennen sind, daß sie eine besondere Struktur aufweisen und demnach eine EOF, die eine Information trägt, daran zu erkennen ist, daß sie nicht zufällig aussieht.

Letztendlich laufen alle diese Strategien darauf hinaus, Zeitreihen in (wenige) Komponenten zu zerlegen, die Strukturen aufweisen, die als Signale interpretierbar sind und den Rest als Zufallsrauschen zu identifizieren. Dieses Ziel verfolgen wir in dieser Arbeit auch, weichen dabei aber die Bedingung der Orthogonalität ein wenig zur asymptotischen Orthogonalität auf. Damit erkaufen wir uns den Vorteil, ausschließlich interpretierbare Komponenten verwenden zu können.

4.2.3 Allgemeine phänomenologische Zerlegungen

Eine gebräuchliche Art der Herangehensweise ist es, anzunehmen, daß eine Zeitreihe aus **einer** phänomenologischen Struktur und Zufallsrauschen zusammengesetzt ist. Unter dieser Annahme wird dann oft nach genau spezifizierten Strukturen gesucht. So ist es z.B. üblich, nach linearen Trends zu suchen. Wird dies unkritisch ohne weitere Tests durchgeführt, so wird von der sehr unrealistischen Annahme ausgegangen, daß die Zeiteihe keine weitere Struktur hat. Wird ein üblicher Trend-Test angewendet, so bedeutet dies, daß man sich auf den Standpunkt stellt, daß es nur zwei Möglichkeiten gibt: Es existiert ein linearer Trend in einer ansonsten völlig zufälligen Zeitreihe (Gauß-sches weißes Rauschen) oder es existiert keine Struktur im Gauß-schen weißen Rauschen. Besteht nun die Möglichkeit, daß irgendeine weitere Struktur, z.B. ein nichtlinearer Trend oder ein durch Trägheit in seiner Struktur verändertes Rauschen (z.B. rotes Rauschen) Teil der zu untersuchenden Zeitreihe sein könnte, machen die üblichen Trendtests keinen Sinn.

Für eine phänomenologische Zerlegung ist es deshalb notwendig, verschiedenartige Komponenten in Konkurrenz zuzulassen. Bleiben wir beim Beispiel des Trends. Ein Trend kann z.B. durch eine Anhäufung von extremen Ereignissen an einem Rand der Zeitreihe oder aber auch durch eine sehr langwellige Schwingung vorgetäuscht werden. Damit etwaige Trends nicht von extremen Ereignissen verfälscht werden, sind sogenannte robuste Verfahren entwickelt worden [29]. Das einfachste robuste Verfahren basiert darauf, Werte, die besonders weit vom Mittelwert der Zeitreihe entfernt liegen, nicht zu berücksichtigen. Dies erlaubt aber keine Aussagen darüber, ob diese Werte nun besondere, extreme Ereignisse widerspiegeln oder nicht.

Will man solche Phänomene wirklich trennen, so ist es notwendig, die verschiedenen Hypothesen nebeneinander zu stellen und zu vergleichen. Im Rahmen dieser Arbeit ist dafür eine Strategie entwickelt worden. Diese Strategie arbeitet sukzessiv, d.h. in einem ersten Durchgang werden bestimmte, offensichtlich erscheinende Strukturen (Trends, Jahresgang,

u.s.w.) selektiert und eliminiert. Danach wird getestet, ob das Residuum als Summe aus Gauß-schem Rauschen und Ausreißern interpretiert werden kann. Wenn dem so ist, werden die Ausreißer eliminiert und ein erneuter Durchgang gestartet. Dabei werden teilweise völlig andere Strukturen selektiert als im ersten Durchgang. Das Verfahren wird beendet, wenn keine Ausreißer mehr detektiert werden. Ist das Residuum dann nicht mehr von Gauß-schem Rauschen zu unterscheiden, so ist die Zerlegung gelungen. Dies muß allerdings nicht immer der Fall sein. Ob eine solche Zerlegung gelingt, hängt im wesentlichen davon ab, ob man nach Komponenten sucht, die tatsächlich so in der Zeitreihe enthalten sind.

Im folgenden Abschnitt werden die in dieser Arbeit zur Verfügung gestellten Komponenten vorgestellt.

4.2.4 Ein spezieller Ansatz zur Zeitreihenzerlegung

Wir verwenden einen speziellen Ansatz für die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung, der über die normalerweise verwendeten Ansätze (s. z.B. [32]) hinaus geht.

Dabei werden die Zeitreihen als Summe folgender signifikanter Anteile (Komponenten, zeitliche Strukturen) aufgefaßt:

$$x(t) = m + t_r(t) + s(t) + g(t) + e(t) + h(t) + r(t) \quad (4.1)$$

mit

- $x(t)$ = Zeitreihe,
- m = Mittelwert der Zeitreihe,
- $t_r(t)$ = Trendkomponente (lineare und spezielle nichtlineare),
- $s(t)$ = saisonale Komponente (Jahresgang),
- $g(t)$ = polynomiale Komponente (ohne Trend),
- $e(t)$ = seltene extreme Ereignisse,
- $h(t)$ = harmonische (nichtsaisonale) Komponenten,
- $r(t)$ = Rauschen.

Im folgenden werden die statistisch-mathematischen Ansätze für jede dieser Komponenten vorgestellt, wobei der Mittelwert $m = \sum_{i=1}^N x_i$ keiner weiteren Diskussion bedarf.

Trend

Im allgemeinen interessiert man sich für die Frage, ob ein Trend existiert oder nicht. Dieser Frage kann man speziell nachgehen, indem man z.B. fragt, ob ein linearer Trend existiert oder aber allgemein, indem man Trendart-unabhängige Trendtests verwendet [29].

Wir wollen im Rahmen dieser Arbeit zwischen sieben verschiedenen Alternativen unterscheiden. Diese Alternativen setzen sich aus der Trendrichtung (positiv, negativ, kein Trend) und der Trendform (progressiv, degressiv oder linear) zusammen. Dabei ist ein

linearer Trend als Funktionsform eindeutig definiert. Progressive und degressive Trends hingegen können nicht eindeutig angegeben werden. Diese werden hier als Potenzreihe genähert, wobei Terme bis zur 5. Ordnung vorkommen dürfen, aber keinesfalls müssen. Ein möglicher Trend wird demnach durch den Ansatz

$$t_{r,i} = a_i + b_i t^i, \text{ für } i = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (4.2)$$

ausgedrückt. Dabei sollen nur Terme berücksichtigt werden, die einen signifikanten Anteil der Varianz der Zeitreihe beschreiben. Erst diese Einschränkung erlaubt es, zwischen verschiedenen Trendarten zu unterscheiden. Die Trennung von signifikanten und unsignifikanten Trendkomponenten kann nur im Zusammenhang mit den anderen möglichen Komponenten durchgeführt werden. Deshalb wird die dazu entwickelte Methode erst diskutiert, nachdem im nächsten Abschnitt der Ansatz für den Jahresgang vorgestellt wurde.

Jahresgang

Die einfachste Art den mittleren Jahresgang einer Zeitreihe von Monatswerten anzugeben, stellen die 12 Kalendermonatsmittel dar. Möchte man Veränderungen im Jahresgang untersuchen, so kann man die Kalendermonatsmittel der ersten und der zweiten Hälfte der Zeitreihe bilden und miteinander vergleichen. Wir werden genau dies bei unseren Voruntersuchungen tun. Der Nachteil dieser Methode ist aber einerseits deren Anfälligkeit gegenüber Ausreißern. Andererseits kann man nur schwer unterscheiden, welche Änderungen eine Folge allgemeiner Jahreszeit-unabhängiger Veränderungen sind und welche Kalendermonate eine signifikante Abweichung davon aufweisen. Zusätzlich ist die Genauigkeit von Kalendermonatsmitteln dadurch limitiert, daß zu ihrer Schätzung jeweils nur ein Zwölftel der gesamten Datenmenge verwendet wird.

Grundsätzlich kann der mittlere Jahresgang auch durch einen multiplen Ansatz mit den Regressoren

$$s_j = d_j \cos\left(2\pi \frac{j}{12} t\right) + e_j \sin\left(2\pi \frac{j}{12} t\right) \text{ mit } j = 1, 2, 3, 4, 5, 6 \quad (4.3)$$

ausgedrückt werden [34]. Dabei handelt es sich bei der Schwingung mit der Wellenzahl $j = 1$ um die Basisschwingung (eine harmonische Schwingung mit der Wellenlänge ein Jahr). Die anderen 5 Schwingungskomponenten stellen die Oberschwingungen dieser Basisschwingung dar, die von Monatsdaten noch aufgelöst werden können. Die Vorteile bei diesem Ansatz zur Schätzung des Jahresgangs liegen einerseits darin, daß zur Schätzung aller Koeffizienten alle Daten verwendet werden und daß jede einzelne Komponente auf ihre Signifikanz hin getestet werden kann und somit vom Rauschen nicht zu unterscheidende Jahresgangsanteile als unsignifikant erkannt werden können. Andererseits kann dieser Ansatz für den Fall eines sich zeitlich verändernden Jahresgangs verallgemeinert werden. Eine verallgemeinerte Version von Gleichung (4.3) kann in der Form

$$s_j = d_j(t) \cos\left(2\pi \frac{j}{12} t\right) + e_j(t) \sin\left(2\pi \frac{j}{12} t\right) \text{ mit } j = 1, 2, 3, 4, 5, 6 \quad (4.4)$$

angegeben werden. Dabei sind die Funktionen $d_j(t)$ und $e_j(t)$ zunächst beliebig. Für einen konkreten Ansatz müssen aber konkrete Funktionen vorgegeben werden. Wir machen dafür den Ansatz

$$\begin{aligned} d_j(t) &= d_{j,0} + d_{j,1} t + d_{j,2} t^2 = \sum_{k=0}^2 d_{j,k} t^k \\ e_j(t) &= e_{j,0} + e_{j,1} t + e_{j,2} t^2 = \sum_{k=0}^2 e_{j,k} t^k. \end{aligned} \quad (4.5)$$

Dieser Ansatz, der als Taylorentwicklung der Funktionen $d_j(t)$ und $e_j(t)$ bis zur zweiten Ordnung aufgefaßt werden kann, erlaubt die Approximation von langsam veränderlichen Jahresgängen. Dabei kann sich die Amplitude der einzelnen Komponenten linear, progressiv oder degressiv verändern. So könnte die Amplitude einer Jahresgangskomponente im Prinzip gemäß dieses Ansatzes zunächst zu-, später dann aber wieder abnehmen. Mit Hilfe einiger leichter algebraischer Umformungen sieht man, daß die einzelnen Jahresgangskomponenten durch

$$s_j(t) = A_j(t) \cos \left(2\pi \frac{j}{12} (t - t_j) \right) \quad (4.6)$$

ausgedrückt werden können. Für die Amplitudenfunktion $A_j(t)$ der Jahresgangskomponente mit der Wellenzahl j folgt dann

$$A_j(t) = \sqrt{\sum_{k=0}^2 (d_{j,k}^2 + e_{j,k}^2) t^{2k}} \quad (4.7)$$

und deren Phasenlage $t_j(t)$ zur Zeit t ergibt sich zu

$$t_j(t) = \frac{12}{2\pi j} \arctan \left(\frac{\sum_{k=0}^2 d_{j,k} t^k}{\sum_{k=0}^2 e_{j,k} t^k} \right). \quad (4.8)$$

Der in Gleichung (4.5) angegebene Ansatz führt bei 6 Wellenzahlen auf 33 Regressoren. Dabei muß geklärt werden, welche Regressoren signifikant zur Beschreibung beitragen. Nur diese sollen verwendet werden. Hier sind zwei Arten von Fehlentscheidungen möglich. Einerseits können unsignifikante Komponenten mitberücksichtigt werden, andererseits können signifikante Komponenten vernachlässigt werden. Für diese Arbeit bedeutet dies, daß vermieden werden muß, minimale Änderungen im Jahresgang, die als reines Zufallsprodukt nicht auszuschließen sind, als tatsächliche Änderungen im Jahresgang zu interpretieren. Andererseits sollen tatsächlich signifikante Komponenten nicht als unsignifikant vernachlässigt werden. Da diese Trennung nur bei gleichzeitiger Berücksichtigung aller möglichen Komponenten durchgeführt werden kann, müssen mögliche Trend- und Jahresgangskomponenten gemeinsam untersucht werden.

Gleichzeitige Suche nach signifikanten Trend- und Saisonkomponenten

Um gleichzeitig Trend- und Saisonkomponenten zu suchen, werden zunächst die Pearson-Korrelationskoeffizienten zwischen allen 5 Trendkomponenten und 33 Saisonkomponenten

einerseits und der zu analysierenden Zeitreihe andererseits berechnet. Falls der vom Betrag größte Korrelationskoeffizient signifikant ist, wird der zugeordnete Regressor selektiert und als Gewinner bezeichnet. Der durch ihn erklärte Anteil der Zeitreihe wird abgezogen und es entsteht eine Residuenreihe. Zwischen dieser Residuenreihe und den möglichen Regressoren werden erneut alle Korrelationskoeffizienten berechnet. Wieder wird getestet, ob der vom Betrag her größte Korrelationskoeffizient signifikant ist. Wenn dies der Fall ist, gibt es einen zweiten Gewinner. Da die möglichen Regressoren nur asymptotisch orthogonal sind (d.h. falls die Zeitreihe unendlich lang wäre), wird nun eine multiple Regression mit beiden Gewinnern und der Originalzeitreihe durchgeführt. Der dadurch beschriebene Anteil wird abgezogen, so daß eine Residuenreihe entsteht. In dieser wird erneut nach einem Gewinner gesucht. Falls ein solcher gefunden wird, wird er mit in die multiple Regression aufgenommen. Diese Prozedur wird so lange wiederholt, bis kein Regressor mehr signifikant ist.

Polynomiale Komponente

Als polynomiale Komponente werden niederfrequente Schwankungen aufgefaßt, die dem Trend überlagert sein können. Deshalb können solche Komponenten erst nach der Eliminierung möglicher Trends gesucht werden. Der verwendete Ansatz

$$g_I(t) = a_0 + \sum_{i=1}^I a_i t^i, \text{ für } I = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (4.9)$$

kann bis zu vier Phasen unterscheiden, während derer signifikant überdurchschnittlich hohe oder niedrige Werte vorherrschen. Diese sind dann durch Wendepunkte im langfristigen Verhalten der Zeitreihe voneinander getrennt.

Die Selektion dieser Komponente aus der Zeitreihe erlaubt eine bessere Schätzung der spektralen Komponenten des Rests. Dies liegt darin begründet, daß das Periodogramm bei sehr niedrigen Frequenzen eine sehr schlechte Auflösung hat und darüber hinaus anharmonische tieffrequente Variationen den hochfrequenten Anteil im Periodogramm verzerren.

Residuen

Falls die bisher besprochenen Komponenten die einzigen in der Zeitreihe vorkommenden Strukturen darstellen, so ist der Rest ein Zufallsrauschen und es stellt sich die Frage, welche Eigenschaften es hat. Falls es ein reines Zufallsrauschen ist, sollte es stationär sein. Das bedeutet, daß alle Eigenschaften der Zufallsvariablen zeitlich konstant bleiben. Diese Eigenschaft läßt sich aus der einen Zeitreihe als Realisation der zugrunde liegenden Zufallsvariablen nicht testen. Trotzdem lassen sich bestimmte Abweichungen von der Hypothese der Stationarität erkennen. Die entsprechenden Tests werden im Rahmen der Nachuntersuchungen durchgeführt. Eine Zeitreihe heißt schwach stationär, wenn keine Instationarität

von Mittelwert, Standardabweichung und Autokorrelation vorliegt. Falls sich die Verteilung der Residuen nicht signifikant von der Gauß-Verteilung unterscheidet, existieren keine weiteren unabhängigen Verteilungskenngrößen (Momente), die instationär sein könnten. Dann ist die Verteilung der Residuen stationär. Falls die Residuen nicht der Hypothese der Gauß-Verteilung und der Stationarität widersprechen, können sie als Realisation eines linearen stochastischen Prozesses aufgefaßt werden. Sie spiegeln dann die Wirkung vieler, im einzelnen aber unwichtiger Einflüsse auf ein lineares, träges aber beliebigdimensionales System wieder. Für die Untersuchungen dieser Arbeit folgt dann, daß eine vollständige Zerlegung in strukturierte Komponenten und Zufallsrauschen gelungen ist.

Es gibt viele Gründe, warum dem nicht so sein muß. Einer davon ist das Auftreten von Extremereignissen, deren Detektion im folgenden Abschnitt beschrieben wird.

Extremereignisse

In einer Zeitreihe (wie in jeder Stichprobe) können Ausreißer vorkommen, d.h. Werte die wahrscheinlich nicht zum Rest der Stichprobe passen. Bei Zeitreihen von Beobachtungswerten, kommen dafür drei Gründe in Frage:

1. Es wurde ein zufälliges sehr seltenes Ereignis beobachtet.
2. Es wurde ein spezielles seltenes Ereignis beobachtet.
3. Es wurde ein Beobachtungsfehler gemacht.

Da wir für die Analysen dieser Arbeit keine rohen ungeprüften Stationsdaten verwenden, können wir Ausreißer aufgrund von Beobachtungsfehlern vermutlich ausschließen. Werden trotzdem Ausreißer gefunden, so können diese also nur sehr seltene zufällige oder aber spezielle nicht zur allgemeinen Verteilung der Zeitreihe gehörende Werte sein. Letztere werden im weiteren Extremereignisse genannt und sind von den Extremwerten der ursprünglichen Zeitreihe zu unterscheiden (die z.B. Folge eines Trends sein können). Es ist wichtig, solche nicht zum Rest passenden Werte abzusondern, da die Methode der kleinsten Quadrate, auf der die Verfahren zur statistischen Analyse der Zeitreihen beruhen, sehr empfindlich auf extreme Werte reagiert.

Ziel des hier vorgestellten Tests ist es, die Wahrscheinlichkeit dafür zu berechnen, daß der am weitesten vom Mittelwert der Zeitreihe entfernt liegende Wert ein zufälliges seltenes Ereignis ist, d.h. mit den restlichen Werten der Zeitreihe vereinbar ist. Ist er sehr wahrscheinlich nicht mit der Verteilung des Rests der Zeitreihe vereinbar, so handelt es sich höchst wahrscheinlich um ein spezielles seltenes Ereignis.

Für den hier durchgeführten Test wird von der Hypothese ausgegangen, daß die restlichen Werte der Zeitreihe Gauß-verteilt sind. Diese Hypothese muß natürlich zunächst getestet werden. Falls die Zeitreihe nicht Gauß-verteilt ist, muß man entweder

- eine andere theoretische Verteilung anpassen (und die Teststrategie erneut lösen), oder
- die Zeitreihe in eine Gauß-verteilte Reihe transformieren.

Beides konnte im zeitlichen Rahmen dieser Arbeit nicht durchgeführt werden.

Zunächst wird von einer Zeitreihe von identisch normalverteilten, unabhängigen Variablen z ausgegangen (Gauß-sches Rauschen). Diese hat die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion

$$p(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right). \quad (4.10)$$

Die Wahrscheinlichkeit dafür, durch Zufall aus einer identisch normalverteilten Variable einen Wert vom Betrag kleiner Z zu ziehen, ist dann

$$P(-Z \leq z \leq Z) = \operatorname{erf}\left(\frac{Z}{\sqrt{2}}\right). \quad (4.11)$$

$1 - P(-Z \leq z \leq Z)$ ist dann die Wahrscheinlichkeit, durch Zufall einen mindestens so großen Wert zu ziehen wie Z . Diese Wahrscheinlichkeit gilt für den Fall, daß man einmal zieht. Die Zeitreihe, die untersucht werden soll, besteht aber aus N Werten. Sie stellt damit gemäß den Annahmen eine Realisation dar, bei der N -mal hintereinander (unabhängig) eine solche Zufallszahl gezogen wurde. Dies wiederum ist ein Bernoulli-Experiment. Die Wahrscheinlichkeit, bei N Realisationen k mal einen Wert mit der Eintrittswahrscheinlichkeit $1 - P(-Z \leq z \leq Z)$ zu erhalten, folgt demnach einer Binomial-Verteilung. Für Werte von $N \geq 100$ und $1 - P(-Z \leq z \leq Z) \leq .05$ kann diese Verteilung durch die Poisson-Verteilung angenähert werden. Somit ist die Wahrscheinlichkeit für das zufällige k -malige Auftreten eines solch großen (oder größeren) Wertes gegeben durch

$$p(k, N, 1 - P(-Z \leq z \leq Z)) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \quad (4.12)$$

mit $\lambda = N (1 - P(-Z \leq z \leq Z))$.

Die Wahrscheinlichkeit dafür, daß in einer Zeitreihe der Länge N ein solch extremer Wert durch Zufall nicht auftritt, ist demnach

$$p(k = 0, N, P(-Z \leq z \leq Z)) = \exp\left[-N \operatorname{erf}\left(\frac{Z}{\sqrt{2}}\right)\right]. \quad (4.13)$$

Bei der Durchführung dieses Ausreißertests wird wie folgt vorgegangen:

Zunächst wird der am weitesten vom Mittelwert entfernte Wert der Verteilung gesucht und als möglicher Ausreißer ins Auge gefaßt. Aus den restlichen Werten werden Mittelwert und Standardabweichung der zugrundeliegenden Verteilung geschätzt. Mit Hilfe des

Kolmogoroff-Smirnoff-Tests wird geprüft, ob die Verteilung der restlichen Werte signifikant von der Gauß-Verteilung abweicht. Nur wenn dies nicht der Fall ist, darf der Test weiter durchgeführt werden. Im nächsten Schritt wird der normierte Abstand des möglichen Ausreißers vom Mittelwert der Verteilung der restlichen Werte berechnet. Daraufhin kann die Wahrscheinlichkeit dafür berechnet werden, daß ein Wert, der so weit oder weiter vom Mittelwert der Verteilung entfernt liegt, durch Zufall als eine Realisation der Verteilung auftritt (Gleichung (4.11)). Die Zeitreihe mit N Werten stellt dann ein Bernoulli-Experiment mit N Realisationen dar. Im letzten Schritt braucht man nun nur noch zu testen, wie wahrscheinlich kein solch großer Wert in einer Zeitreihe der gegebenen Länge auftritt (Gleichung (4.13)).

Falls in einer Zeitreihe nun mehrere Ausreißer vorkommen, können diese mit der beschriebenen Methode nacheinander eliminiert werden. Dabei kann es vorkommen, daß sich die geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung nach der Eliminierung der ersten Ausreißer noch deutlich von der Gauß-Verteilung unterscheidet, nach der Eliminierung aller Ausreißer aber nicht mehr. Das bedeutet, daß man den Test solange anwenden sollte, bis keine Ausreißer mehr detektiert werden. Erst dann darf sich die Verteilung des Residuums nicht mehr von der Gauß-Verteilung unterscheiden.

Harmonische Anteile

Falls das Residuum der Hypothese des stationären Gauß-verteilten Rauschens nicht widerspricht, ist es sinnvoll das Periodogramm zu berechnen und auf zwei Eigenschaften hin zu testen.

Einerseits ist es von Interesse, zu erfahren, ob bestimmte Spektralbereiche mehr Varianz beinhalten als andere. Falls die Varianz gleichmäßig auf alle Frequenzen verteilt ist, spricht man von weißem (unkorrelierten) Rauschen. Diese Annahme kann mit Hilfe von White-Noise-Tests untersucht werden. Im Rahmen dieser Arbeit werden zwei solche Tests verwendet: einerseits ein auf der Kolmogoroff-Smirnoff-Statistik beruhender Test und andererseits der Anderson-Darling-Test. Beide Tests werden in dem Buch von Schlittgen und Streitberg [34] ausführlich beschrieben. Nur falls beide Tests eine signifikante Abweichung von der Hypothese des weißen Rauschens erkennen lassen, wird diese Hypothese abgelehnt. Falls signifikant mehr Varianzanteile bei den relativ niedrigen Frequenzen zu finden sind, spricht man von rotem Rauschen, im gegenteiligen Fall von blauem Rauschen. Rotes Rauschen ist typisch für Systeme mit Trägheit. In mehrdimensionalen Systemen kann zusätzlich noch Resonanz auftreten. Dies bedeutet, daß die Varianz solcher Systeme, wenn sie mit weißem Rauschen angetrieben werden, in bestimmten Frequenzbereichen konzentriert ist. Solche durchaus interessanten Phänomene werden im Rahmen dieser Arbeit nicht untersucht. Hier wird nur zwischen weißem und nicht-weißem Rauschen unterschieden.

Andererseits stellt sich die Frage, ob eine harmonische Schwingung in der Zeitreihe enthalten ist, die mit bloßem Auge nicht gesehen werden kann. Diese Frage ist nur zu beantworten, wenn man weiß, welche Art von Spektrum vorliegt. Für den Fall eines weißen Rauschens,

steht ein einfacher Test zur Verfügung [34], der schon von Walker [46] entwickelt wurde. Jedoch ist gerade die Hypothese des weißen Rauschens meistens nicht erfüllt. In diesem Fall sind die Ergebnisse dieses Tests nicht einfach verwendbar. Andererseits gibt es bei anderem als weißen Rauschen immer Bereiche, in denen der Test zu kritisch ist und Bereiche in denen er zu unkritisch ist. Für den Fall von rotem Rauschen hat das theoretische Spektrum die Form (s. z.B. [34])

$$S(f) = \left(1 + \rho_1^2 - 2\rho_1 \cos(2\pi f)\right)^{-1}, \quad (4.14)$$

wobei f die Frequenz darstellt (mit $0 < f \leq .5$) und ρ_1 der Autokorrelationskoeffizient bei der Zeitverschiebung $\Delta t = 1$ ist (mit $\Delta T =$ Zeitschritt der Zeitreihendaten). Im Fall von rotem Rauschen hat ρ_1 Werte zwischen null und eins. In diesem Fall folgt aus Gleichung (4.14), daß der Test auf harmonische Anteile für Frequenzen größer als

$$f_g = \frac{1}{2\pi} \arccos\left(\frac{\rho_1}{2}\right) \quad (4.15)$$

zu kritisch ist. Zwar hängt f_g von ρ_1 ab, diese Abhängigkeit ist jedoch nur sehr schwach, so daß die Wellenlänge $\tau_g = 1/f_g$, ab der der Test zu unkritisch wird, nur zwischen 4 und 6 Zeitschritten (hier Monaten) schwankt. Das bedeutet, daß der Test bei rotem Rauschen die Signifikanz des höchsten Peaks im Periodogramm überschätzt, falls dieser bei einer Periode größer als 4 bis 6 Monaten auftritt. Andernfalls wird die Signifikanz unterschätzt.

Zum Schluß stellt sich noch die Frage, wie das Periodogramm berechnet wurde. Das Periodogramm ist an sich ein schlechter Schätzer für das Spektrum (siehe [34] und [18]). Es gibt daher zahlreiche Methoden diesen Schätzer in bestimmter Hinsicht zu verbessern. Aus dem gleichen Grund ist auch nicht eindeutig klar, was unterschiedliche Autoren unter dem Begriff Periodogramm genau verstehen. Da die hier verwendeten Tests vom Periodogramm in seiner ursprünglichen Definition ausgehen, auch wenn dies ein schlechter Schätzer für das Spektrum ist, wurde das Periodogramm $\widehat{S}(f)$ hier gemäß der Gleichung

$$\widehat{S}(f) = \frac{1}{N} \left\{ \sum_{t=1}^N (x(t) - m) \cos(2\pi f t) + \sum_{t=1}^N (x(t) - m) \sin(2\pi f t) \right\} \quad (4.16)$$

berechnet. Dabei ist N die Zeitreihenlänge, m der Zeitreihenmittelwert, t der Laufindex der Zeit und f ist die entsprechende Fourier-Frequenz.

4.2.5 Flexible Vorgehensweise zur Trennung verschiedener Komponenten

Im Abschnitt 4.2.4 wurde ein Verfahren zur Selektion von signifikanten Trend- und Saisonkomponenten vorgestellt. Da dieses Verfahren Korrelationskoeffizienten benutzt, basiert es auf der Methode der kleinsten Quadrate, die empfindlich auf Extremereignisse reagiert. Das in Abschnitt 4.2.4 vorgestellte Verfahren basiert also auf der Annahme von Gauß-verteiltern

Residuen und ist daher nicht robust. Will man sowohl Jahresgangs- und Trendkomponenten als auch Extremereignisse aus einer Zeitreihe eliminieren, so stellt sich die Frage, in welcher Reihenfolge man die einzelnen Komponenten berücksichtigt. Diese Frage kann nicht allgemeingültig geklärt werden. Einerseits können Extremereignisse nur detektiert werden, wenn Trend und Jahresgang bereits bekannt sind, andererseits können Trend und Jahresgang nur zuverlässig geschätzt werden, wenn die Extremereignisse eliminiert sind. Es ist daher nicht möglich, eine starre Strategie anzuwenden. Im Rahmen dieser Arbeit wurde deshalb eine flexible Strategie zur Trennung verschiedener Komponenten einer Zeitreihe entwickelt. Dabei werden alternierend mögliche Komponenten (Trends, Jahresgang, polynomiale Komponente) sowie Extremereignisse geschätzt und eliminiert.

Und zwar werden zunächst mögliche Trend- und Jahresgangskomponenten mit dem in Abschnitt 4.2.4 vorgestellten Verfahren selektiert. Diese werden aus der Zeitreihe eliminiert. In den Residuen werden dann Extremereignisse gesucht, abgesondert und durch Zufallszahlen aus der Verteilung der extremereignisfreien Residuen ersetzt. Danach werden erneut mögliche Komponenten gesucht. Dieses Verfahren wird so lange fortgesetzt, bis keine Extremereignisse mehr gefunden werden. Die so erhaltenen Schätzer für die Komponenten können dann als robust bezeichnet werden. Es hat sich gezeigt, daß diese Strategie sehr schnell (maximal 3 Iterationen) gegen robuste Schätzer konvergiert.

4.2.6 Zeitliche Strukturen der Standardabweichung

Hat man die oben angegebenen Strukturen aus der Zeitreihe entfernt, so sollte die daraus folgende Residuenreihe mittelwertstationär sein. Jedoch kann durch die so vorgenommene Zerlegung keine Struktur der Varianz bzw. Standardabweichung der Zeitreihe entdeckt werden. Varianzen sind χ^2 -verteilt, Standardabweichungen sind χ -verteilt. Um die oben angegebene Zeitreihenzerlegung auf der Basis der Methode der kleinsten Quadrate anwenden zu können, muß man von Gauß-verteilten Variablen ausgehen. Mit zunehmenden Freiheitsgraden konvergieren sowohl die χ - als auch die χ^2 -Verteilung gegen die Gauß-Verteilung. Da aber die χ -Verteilung wesentlich schneller gegen die Gauß-Verteilung konvergiert, geben wir der Standardabweichung als Maß für die Untersuchung der Variabilität den Vorzug. Um mögliche zeitliche Strukturen in der Standardabweichung einer Zeitreihe zu erkennen, wird die Zeitreihe der gleitenden Standardabweichungen der Residuenreihe gebildet. Dabei steht man vor dem Dilemma, daß man einerseits möglichst viele Werte in die Schätzung der (zeitlich) lokalen Standardabweichung einbeziehen möchte, um einen brauchbaren Schätzer zu erhalten. Andererseits ist die Information des Schätzers immer weniger lokal, je mehr Vorgänger- und Nachfolgerwerte in die Berechnung mit eingehen. Um die Eigenschaften des Jahresgangs nicht zu verfälschen, werden die gleitenden Standardabweichungen hier für jeden Kalendermonat einzeln berechnet. Dazu werden jeweils vier Werte zur Schätzung der lokalen Standardabweichung verwendet. Dies ist ausreichend, da die Schiefe der χ -Verteilung mit 4 Freiheitsgraden schon kleiner ist, als 90% der Schätzer der Schiefe einer

96 Werte umfassenden Realisation Gauß-verteilter Zufallszahlen².

Die so entstehenden 97 Jahre umfassenden Zeitreihen der Standardabweichung³ werden, wie zuvor die Zeitreihen selbst, einer selektiven Zeitreihenzerlegung unterzogen. Da hier aber keine Extremereignisse auftreten können, wird in der Standardabweichung nur nach signifikanten Trends und Jahresgangs- sowie glatten Komponenten gesucht. Da durch die Berechnung über die Kalendermonate gleitender Standardabweichungen zyklische Autokorrelation erzeugt wird, können die üblichen Signifikanztests hier nicht angewendet werden. Stattdessen werden alle Komponenten, die mindestens ein Prozent der Varianz der Reihe erklären, als signifikant selektiert. Bei Zeitreihen ohne Autokorrelation entspräche dies einem t -Wert von 3.426, also einer Signifikanz von über 99.95%. Da wir den Einfluß der entstehenden zyklischen Autokorrelation auf die Signifikanz im Rahmen dieser Arbeit nicht abschätzen können, wird darauf verzichtet, die selektierten Komponenten aus der Reihe der gleitenden Standardabweichungen zu eliminieren. Vielmehr begnügen wir uns damit, die selektierten Strukturen anzugeben.

²Sowohl die χ^2 - als auch die χ -Verteilung unterscheiden sich von der Gauß-Verteilung im wesentlichen durch ihre Schiefe.

³Bei der 200 Jahre umfassenden Zeitreihe der Monatsmitteltemperaturen in Deutschland ergibt sich für die Zeitreihe der gleitenden Standardabweichungen eine Länge von 194 Jahren

Kapitel 5

Ergebnisse der Analysen

Mit den in Kapitel 4 vorgestellten Methoden können aus den in Kapitel 3 vorgestellten Datensätzen zahlreiche Detailinformationen gewonnen werden. Die Fülle dieser Informationen ist jedoch so groß, daß im Rahmen dieses Berichtes nur Zusammenfassungen wiedergegeben werden können. So werden zwar die Datensätze der globalen sowie hemisphärischen Temperaturmittel (Gl3 und De3) noch recht detailliert diskutiert. Die Datensätze Te9, Mi9, Ma9, Ni9 und Da9 hingegen werden zu einer Gruppe zusammengefaßt (zu den Abkürzungen vgl. Tabelle 3.1). Dies ist sinnvoll, da die Untersuchung dieser Datensätze ohnehin das Ziel verfolgt, Unterschiede in den verschiedenen an gleichen Orten beobachteten Klimaelementen zu untersuchen.

Die Diskussion der Ergebnisse der einzelnen Datengruppen ist recht umfangreich, so daß dem Leser empfohlen wird, nur dort nachzuschlagen, wo vertiefende Detailinformationen gewünscht sind. Zunächst bietet jedoch Abschnitt 5.1 eine Übersicht über die Ergebnisse in Form von Tabellen. In Abschnitt 5.10 findet man eine vergleichende abschliessende Diskussion.

5.1 Tabellarische Übersicht

In den folgenden Tabellen ist jeweils die Anzahl der Zeitreihen angegeben, die eine bestimmte Eigenschaft zeigen. Dabei werden die in Tabelle 3.1 eingeführten Abkürzungen für die Gruppen von Datenreihen verwendet. Falls der Anteil der Zeitreihen, der einer bestimmten Hypothese widerspricht, auf dem Niveau von 90% signifikant ist, ist die entsprechende Zahl fett gedruckt. Der entsprechende Test ist in Anhang A angegeben. Bei der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung wurden für die Zeitreihen der gleitenden Standardabweichung keine Signifikanztests durchgeführt, da diese durch die bei diesen Zeitreihen durchgeführte gleitende Mittelung verfälscht würden.

Tabelle 5.1: Statistische Eigenschaften der Zeitreihen vor der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung. Dabei ist n_g die Anzahl der signifikant nicht Gauß-verteilten Zeitreihen. μ , σ und γ bedeuten Mittelwert, Standardabweichung und Autokorrelation. z ist die Anzahl der Zeitreihen mit signifikanter Zunahme, a mit signifikanter Abnahme und k ohne signifikante Änderung. Bei der Autokorrelation ist nur die Anzahl der nicht-stationären Reihen angegeben.

Reihen	n_g	μ			σ			γ
		z	k	a	z	k	a	
Te9	9	0	9	0	0	9	0	0
Mi9	9	0	9	0	0	9	0	0
Ma9	9	0	9	0	0	9	0	0
Ni9	9	1	8	0	2	6	1	1
Da9	9	0	9	0	0	9	0	0
Gl3	1	3	0	0	0	1	2	3
De3	3	2	1	0	0	1	2	1
Ni81	81	18	60	3	39	42	0	21
Te41	41	1	39	1	2	39	0	0
Te52	23	34	15	3	4	16	32	19
Ni83	81	25	56	2	33	47	3	24
Dr44	37	1	32	11	6	38	0	10

Tabelle 5.2: Statistische Eigenschaften der Zeitreihen nach der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung. Zur Bedeutung der Symbole siehe Tabelle 5.1.

Reihen	n_g	μ			σ			γ
		z	k	a	z	k	a	
Te9	1	0	9	0	1	7	1	0
Mi9	8	0	9	0	0	8	1	0
Ma9	0	0	9	0	0	9	0	0
Ni9	9	0	9	0	4	5	0	1
Da9	0	0	9	0	1	4	4	6
Gl3	1	0	3	0	0	2	1	3
De3	1	0	3	0	0	1	2	0
Ni81	81	0	81	0	26	54	1	11
Te41	3	0	41	0	1	36	4	9
Te52	11	0	52	0	3	18	31	17
Ni83	67	0	83	0	43	35	5	8
Dr44	25	0	44	0	2	39	3	13

Tabelle 5.3: Anzahl der Mittelwertinstationaritäten für jeden Kalendermonat.

	Te9	Mi9	Ma9	Ni9	Da9	Gl3	De3	Ni81	Te41	Te52	Ni83	Dr44
Summe	8	9	9	10	14	36	9	183	158	147	124	109
Jan	0	0	0	0	0	3	1	13	7	8	17	1
Feb	0	0	0	1	0	3	0	18	3	12	9	3
Mae	0	0	0	0	1	3	1	8	5	12	11	6
Apr	0	0	0	1	0	3	0	1	23	11	2	7
Mai	0	0	0	1	1	3	1	16	13	12	4	8
Jun	0	3	0	4	4	3	0	33	10	11	2	10
Jul	0	1	1	0	3	3	1	7	13	15	12	15
Aug	1	1	2	0	3	3	1	2	18	5	10	15
Sep	0	0	0	0	1	3	0	3	22	11	13	26
Okt	5	1	6	0	1	3	2	20	32	21	16	9
Nov	2	0	0	2	0	3	1	44	5	16	9	2
Dez	0	3	0	1	0	3	1	18	7	13	19	7

Tabelle 5.4: Wie Tabelle 5.3, aber nach Eliminierung der strukturierten Komponenten.

	Te9	Mi9	Ma9	Ni9	Da9	Gl3	De3	Ni81	Te41	Te52	Ni83	Dr44
Summe	8	3	2	6	3	0	1	82	33	57	69	37
Jan	0	0	0	0	0	0	0	1	4	3	7	0
Feb	0	0	0	1	0	0	0	8	0	4	3	0
Mae	0	0	0	0	0	0	0	2	0	3	3	0
Apr	0	0	0	0	0	0	0	5	7	4	4	4
Mai	4	0	1	1	1	0	1	5	1	7	3	3
Jun	0	0	1	1	1	0	0	12	4	3	2	2
Jul	3	2	0	0	1	0	0	7	6	14	17	7
Aug	0	1	0	0	0	0	0	2	3	1	11	2
Sep	0	0	0	1	0	0	0	4	2	2	7	14
Okt	1	0	0	0	0	0	0	24	6	9	5	4
Nov	0	0	0	1	0	0	0	12	0	4	2	1
Dez	0	0	0	1	0	0	0	0	0	3	5	0

Tabelle 5.5: Wie Tabelle 5.3, aber für die Zeitreihen gleitender Standardabweichungen.

	Te9	Mi9	Ma9	Ni9	Da9	Gl3	De3	Ni81	Te41	Te52	Ni83	Dr44
Summe	7	15	5	18	18	4	5	217	43	271	253	52
Jan	1	2	0	1	1	0	0	13	4	29	25	1
Feb	0	0	1	2	0	0	0	43	4	23	28	2
Mae	0	2	0	3	1	0	0	23	5	23	15	3
Apr	0	0	0	2	2	0	1	9	2	19	19	2
Mai	0	2	0	2	5	1	1	10	2	15	14	2
Jun	3	4	1	2	4	0	1	17	2	24	21	1
Jul	3	2	2	2	3	0	0	12	3	27	25	6
Aug	0	1	0	0	1	0	1	14	4	18	25	11
Sep	0	0	1	1	0	1	0	5	0	18	27	3
Okt	0	1	0	1	0	2	0	11	2	17	15	13
Nov	0	0	0	1	1	0	0	20	12	27	17	4
Dez	0	1	0	1	0	0	1	40	3	31	22	4

Tabelle 5.6: Wie Tabelle 5.5, aber nach der Eliminierung der signifikanten Komponenten.

	Te9	Mi9	Ma9	Ni9	Da9	Gl3	De3	Ni81	Te41	Te52	Ni83	Dr44
Summe	8	11	6	12	17	6	4	147	33	230	202	48
Jan	0	0	0	2	1	1	0	10	1	25	18	4
Feb	2	1	0	2	0	0	0	26	4	20	22	4
Mae	0	1	0	1	2	0	0	13	3	21	15	1
Apr	0	0	0	1	2	0	1	8	1	15	19	2
Mai	0	1	0	1	5	1	1	8	0	13	10	4
Jun	3	2	2	1	3	1	0	12	2	23	16	1
Jul	3	3	2	1	3	1	0	5	3	22	22	3
Aug	0	2	2	0	0	1	1	10	2	14	19	11
Sep	0	0	0	0	0	1	0	5	1	14	23	3
Okt	0	0	0	1	0	0	0	5	3	14	9	11
Nov	0	0	0	1	1	0	0	16	8	22	11	3
Dez	0	1	0	1	0	0	1	29	5	27	18	1

Tabelle 5.7: Anzahl der Fälle, in denen die Anzahl der Kalendermonatsminima und -maxima signifikant zu- bzw. abgenommen hat.

Reihen	Minima		Maxima	
	zu	ab	zu	ab
Te9	0	9	0	0
Mi9	0	5	1	0
Ma9	0	6	0	0
Ni9	1	0	2	0
Da9	0	7	0	2
Gl3	0	3	3	0
De3	0	1	0	1
Ni81	81	0	81	0
Te41	0	26	8	1
Te52	0	31	3	7
Ni83	22	3	32	4
Dr44	10	0	5	5

Tabelle 5.8: Wie Tabelle 5.7, aber nach Eliminierung strukturierter Komponenten.

Reihen	Minima		Maxima	
	zu	ab	zu	ab
Te9	0	3	0	1
Mi9	1	2	0	0
Ma9	0	3	0	2
Ni9	3	0	2	0
Da9	0	5	0	1
Gl3	0	0	0	3
De3	0	0	0	0
Ni81	34	2	16	2
Te41	1	15	2	4
Te52	1	18	0	17
Ni83	29	3	17	6
Dr44	6	1	6	4

Tabelle 5.9: Anzahl der Trends mit unterschiedlichen Eigenschaften. d bedeutet degressiver Trend, l bedeutet linearer Trend und p bedeutet progressiver Trend.

	negativ			kein	positiv		
	p	l	d		d	l	p
Te9					1	8	
Mi9						9	
Ma9					2	7	
Ni9				4	3	2	
Da9				4	1	3	1
Gl3						3	
De3				1	1	1	
Ni81	1	2		24	26	28	
Te41	1			6	2	29	3
Te52	5			5	4	24	14
Ni83	7	6		31	1	18	20
Dr44	3	7	5	27			2

Tabelle 5.10: Wie Tabelle 5.9, aber für die Zeitreihen gleitender Standardabweichungen.

	negativ			kein	positiv		
	p	l	d		d	l	p
Te9				7		2	
Mi9		1		5		3	
Ma9				6		3	
Ni9				3	5	1	
Da9	2			6	1		
Gl3	2			1			
De3		2		1			
Ni81				50	24	7	
Te41	6			35			
Te52	23	5	1	21	2		
Ni83	9	1		34	2	30	7
Dr44	3			36	2	3	

Tabelle 5.11: Anzahl der Zeitreihen mit Amplituden- (A) und Phasenlagenveränderungen (φ) in der Grundschiwingung und in den Oberschwingungen.

	Gesamt		Grundschiwingung		Oberschwingungen	
	A	φ	A	φ	A	φ
Te9	8	0	0	0	8	0
Mi9	1	0	0	0	1	0
Ma9	5	0	0	0	5	0
Ni9	7	3	0	0	7	3
Da9	4	2	2	2	4	2
Gl3	2	2	2	2	0	0
De3	1	1	1	1	1	0
Ni81	57	26	16	14	47	13
Te41	29	19	18	18	24	3
Te52	30	9	24	8	10	2
Ni83	52	18	10	10	52	11
Dr44	35	13	17	12	31	3

Tabelle 5.12: Wie Tabelle 5.11, aber für die Zeitreihen gleitender Standardabweichungen.

	Gesamt		Grundschiwingung		Oberschwingungen	
	A	φ	A	φ	A	φ
Te9	9	0	0	0	9	0
Mi9	7	0	0	0	7	0
Ma9	9	0	2	0	9	0
Ni9	7	1	1	1	7	0
Da9	9	2	5	1	9	1
Gl3	3	0	1	0	2	0
De3	1	0	0	0	1	0
Ni81	58	6	6	4	56	2
Te41	32	6	6	6	30	0
Te52	42	11	22	11	34	1
Ni83	65	15	12	10	61	6
Dr44	27	6	4	4	27	3

Tabelle 5.13: Anzahl der Zeitreihen mit unterschiedlicher Art der Änderungen in der Grundschiwingung des Jahresgangs.

	Amplitudenänderung		Phasenänderung	
	positiv	negativ	positiv	negativ
Te9	0	0	0	0
Mi9	0	0	0	0
Ma9	0	0	0	0
Ni9	0	0	0	0
Da9	2	0	1	1
Gl3	2	0	2	0
De3	1	0	0	1
Ni81	5	11	4	10
Te41	7	11	9	9
Te52	24	0	1	7
Ni83	6	4	9	1
Dr44	17	0	5	7

Tabelle 5.14: Anzahl der vorkommenden Polynomarten sortiert nach Grad des Polynoms und durch die Polynome erklärten Varianzanteile in % (Mittel \pm Standardabweichung).

	0	2	3	4	5	erkl. Var. [%]
Te9	0	0	7	1	1	.4 \pm .1
Mi9	2	0	2	3	2	.7 \pm .3
Ma9	0	0	1	6	2	.7 \pm .5
Ni9	3	0	0	3	3	.4 \pm .2
Da9	0	0	3	3	3	2. \pm 1.2
Gl3	0	0	0	0	3	20.5 \pm 6.5
De3	0	0	0	2	1	.3 \pm .17
Ni81	34	2	6	10	29	.4 \pm .2
Te41	1	2	2	14	22	1.2 \pm 1.0
Te52	3	0	12	23	14	2.5 \pm 2.7
Ni83	32	1	11	17	22	.6 \pm .7
Dr44	7	1	10	17	9	.7 \pm .7

Tabelle 5.15: Anzahl der vorkommenden Polynomarten in den Reihen gleitender Standardabweichungen sortiert nach Grad des Polynoms.

	0	2	3	4	5	erkl. Var. [%]
Te9	0	0	5	0	4	$2.0 \pm .9$
Mi9	0	0	5	0	4	$1.4 \pm .8$
Ma9	0	0	2	1	6	$2.0 \pm .7$
Ni9	1	0	2	3	3	1.8 ± 1.0
Da9	0	0	0	3	6	3.2 ± 2.2
Gl3	0	1	0	0	2	4.3 ± 4.3
De3	0	1	0	0	2	2.1 ± 1.1
Ni81	4	5	11	10	51	$1.5 \pm .9$
Te41	1	1	13	12	11	1.7 ± 1.1
Te52	0	1	8	17	26	3.3 ± 1.8
Ni83	5	5	10	18	45	2.2 ± 1.7
Dr44	0	2	13	16	12	1.7 ± 1.4

Tabelle 5.16: Anzahl und Art der durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung gefundenen Extremereignisse in den beiden Hälften der Zeitreihen und Signifikanz p des Unterschieds.

	Gesamt	Minima			Maxima		
		1. Hälfte	2. Hälfte	p [%]	1. Hälfte	2. Hälfte	p [%]
Te9	69	38	31		0	0	
Mi9	103	50	53		0	0	
Ma9	27	19	8	95	0	0	
Ni9	52	0	0		28	24	
Da9	6	0	0		4	2	
Gl3	5	2	0		3	0	
De3	23	11	12		0	0	
Ni81	444	0	0		186	258	99.9
Te41	208	73	127	99.99	3	5	
Te52	231	116	74	99	32	9	99.9
Ni83	405	1	4		137	263	99.99
Dr44	137	13	31	99	37	56	95

Tabelle 5.17: Durch die Zeitreihenzerlegung erklärte Varianzen bei den einzelnen Datengruppen.

Reihen	Mittel	Standardabweichung
Te9	92.9 ± 1.1	31.2 ± 3.6
Mi9	91.9 ± 1.1	43.0 ± 5.1
Ma9	92.8 ± 1.2	20.6 ± 4.0
Ni9	25.8 ± 12.6	18.8 ± 6.9
Da9	92.8 ± 1.1	14.1 ± 4.0
Gl3	62.7 ± 6.5	30.0 ± 12.1
De3	13.1 ± 3.3	41.8 ± 9.7
Ni81	21.8 ± 8.8	16.3 ± 5.4
Te41	93.4 ± 1.8	30.0 ± 12.1
Te52	11.0 ± 6.0	30.9 ± 11.8
Ni83	36.9 ± 14.5	35.4 ± 14.6
Dr44	26.6 ± 21.8	50.8 ± 8.6

5.2 Globale und hemisphärische Temperaturmittel

5.2.1 Einführung

Wir beginnen unsere Ergebnisbetrachtung an 3 Zeitreihen globaler Temperaturvariationen. Dies sind die global gemittelte sowie die nord- und südhemisphärisch gemittelte bodennahe Lufttemperatur (T_G , T_N und T_S , [23]). Diese werden üblicherweise als Indikatoren für den Zustand des Weltklimas angesehen. Ihr Trend wurde in zahlreichen Veröffentlichungen diskutiert [45]. Wir werden hier sehen, wie vollständig eine Zerlegung in Komponenten gelingt, und was man daraus an Informationen entnehmen kann. Um die gewonnenen Informationen mit denen aus Untersuchungen anderer Zeitreihen vergleichen zu können, verwenden wir nur die letzten 100 Jahre (1899 – 1998), obwohl die Reihen bis in die Mitte des letzten Jahrhunderts zurück reichen.

5.2.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Zunächst kann Tabelle 5.18 entnommen werden, daß die Temperaturvariationen auf der Nordhemisphäre deutlich größer sind als auf der Südhemisphäre und im globalen Mittel. Diese bekannte Tatsache wird i.a. auf den größeren Ozeanbedeckungsgrad auf der Südhemisphäre zurückgeführt. Der Unterschied kommt in der Wertespanne klarer zum Vorschein als in der Standardabweichung. Weiter zeigt Tabelle 5.18, daß sich Schiefe und Exzeß der Verteilungen der nord- und südhemisphärischen Temperaturvariationen zwar kaum im Betrag, aber im Vorzeichen unterscheiden. Während die Verteilung der nordhemisphärischen Temperatur eine signifikante negative Schiefe aufweist, findet man in der Verteilung der südhemisphärischen Temperatur eine signifikante positive Schiefe. Die Verteilung der nordhemisphärischen Temperatur ist gegenüber der Gauß-Verteilung überhöht. Das bedeutet auch, daß größere Abweichungen vom Mittel (gemessen als Vielfaches der Standardabweichung) auf der Nordhemisphäre wahrscheinlicher sind, als auf der Südhemisphäre. Im globalen Mittel heben sich die Eigenschaften der Hemisphärenmittel gegenseitig auf. Dies führt dazu, daß die Verteilung der globalen und hemisphärischen Mitteltemperaturen sehr gut mit der Gauß-Verteilung übereinstimmt. Auch die Verteilung der südhemisphärischen Temperatur kann nicht signifikant von der Gauß-Verteilung unterschieden werden, während die Verteilung der nordhemisphärischen Temperatur sich mit einer Wahrscheinlichkeit von 98 % von der Gauß-Verteilung unterscheidet.

Stationarität

Die Zeitmittelwerte aller drei Gebietsmittel haben sich in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums höchst signifikant (> 99.99%) gegenüber der ersten Hälfte erhöht. Dies

Tabelle 5.18: Einige Parameter der Verteilung der Originaldaten und Ablehnungswahrscheinlichkeit der Gauß-Verteilung $p(n.G.)$.

Variable	Wertespanne [K]	Standardabweichung [K]	Schiefe	Exzeß	$p(n.G.)$ [%]
T_G	1.73	.253	-.014	.069	56.7
T_N	2.26	.300	-.200	.372	98.2
T_S	1.37	.251	.192	-.375	82.6

betrifft außer den Gesamtzeitreihen auch die Zeitreihen aller Kalendermonatsmittel, d.h. dieser Effekt weist keinen Jahresgang auf.

Die Standardabweichung der nordhemisphärischen Temperatur hat höchst signifikant (99.8%), die der globalen Mitteltemperatur hoch signifikant (97.7%) abgenommen. Bei der südhemisphärischen Mitteltemperatur wurde keine signifikante Änderung der Standardabweichung festgestellt. Dies betrifft auch die kalendermonatliche Aufschlüsselung. Im globalen Mittel hat sich die Standardabweichung im Oktober hoch signifikant verringert. Im nordhemisphärischen Mittel hat sich die Standardabweichung der Monate Mai, September und Oktober signifikant verringert.

Zusätzlich wurde festgestellt, daß die Standardabweichungen der globalen und südhemisphärischen Mitteltemperatur keinen signifikanten Jahresgang aufweisen, während die Standardabweichung der nordhemisphärischen Mitteltemperatur in den Sommermonaten Mai bis September hoch signifikant niedriger, in den Wintermonaten Dezember bis März hoch signifikant höher ist als im Jahresmittel.

Die geschätzten Autokorrelationskoeffizienten haben bei der

- globalen Mitteltemperatur für die ersten 5 Zeitverschiebungen,
- nordhemisphärischen Mitteltemperatur für die ersten 8 Zeitverschiebungen und
- südhemisphärischen Mitteltemperatur für die ersten 11 Zeitverschiebungen,

signifikant zugenommen. Wir werden auf diese Veränderungen bei der Besprechung der Trends zurückkommen.

Zu erwähnen bleibt noch, daß die geschätzten Autokorrelationskoeffizienten zur Verschiebung eins auf der Südhemisphäre keinen Jahresgang aufweisen, auf der Nordhemisphäre und im globalen Mittel jedoch die höchsten Werte im August und September, die niedrigsten im Dezember und Januar aufweisen.

Alle wärmsten Kalendermonate sind im globalen Mittel in den Jahren 1997 und 1998 zu finden. Keiner der kältesten Kalendermonate im globalen Mittel trat nach 1919 auf. Dieser Effekt ist höchst signifikant nicht zufällig und deutet auf einen progressiven Trend hin. Auf der Nordhemisphäre traten alle Maxima nach 1989 (also innerhalb der letzten zehn Jahre)

auf. Acht Maxima traten im letzten Jahr des Untersuchungszeitraums auf. Während auf der Nordhemisphäre der kälteste Januar im Jahr 1972 und der kälteste Februar im Jahr 1929 war, traten alle weiteren Minima vor dem Jahr 1920 auf. Auf der Südhemisphäre war der wärmste Januar des Untersuchungszeitraums im Jahr 1942. Alle weiteren Maxima waren entweder 1998 (7 Kalendermonate) oder 1997. Keines der Minima trat nach 1918 auf. Dies zeigt, daß die Extrema der Kalendermonate das mittlere Verhalten reflektieren.

5.2.3 Zeitreihenkomponenten

Trends

Auf allen drei räumlichen Skalen werden hoch signifikante progressiv steigende Trends detektiert, die

- im globalen Mittel über 52 %,
- im nordhemisphärischen Mittel über 35 % und
- im südhemisphärischen Mittel über 59 %

der Varianz erklären. Die Trendamplituden liegen global bei $.68 K$, nordhemisphärisch bei $.66 K$ und südhemisphärisch bei $.65 K$ und sind somit numerisch nicht signifikant zu unterscheiden. Daher spiegeln die unterschiedlichen erklärten Varianzen bei den unterschiedlichen Gebietsmitteln die unterschiedlichen Varianzen der anderen Komponenten (wie sie in Gleichung (4.1) angegeben sind) wider. Da die Trends in beiden Hemisphären von der gleichen Art und Stärke sind wie im globalen Mittel, handelt es sich um ein Phänomen, das beide Hemisphären gleichermaßen betrifft, unabhängig von der unterschiedlichen Trägheit der Hemisphären, welche sich somit nicht auf die Trends, wohl aber auf das Rauschen auswirkt.

Da stärkere Trends zu einem größeren Trend-Rausch-Verhältnis führen und damit auch zu höheren Autokorrelationen, ergeben sich aus progressiven Trends steigende Werte der Autokorrelation, wie sie im vorherigen Abschnitt vorgestellt wurden.

Während die Zeitreihe der gleitenden Standardabweichungen der Mitteltemperatur auf der Nordhemisphäre keinen Trend zeigt, konnte auf der Südhemisphäre und im globalen Mittel eine signifikante progressiv fallende Standardabweichung detektiert werden.

Änderungen im Jahresgang

Die in diesem Teil der Arbeit verwendeten Daten gelten als vom Jahresgang befreit. Dazu wurden die Kalendermonatsmittel der Klima-Normalperiode von den Beobachtungen abgezogen. Nun muß eine solche Klima-Normalperiode keinesfalls den normalen Jahresgang widerspiegeln, so daß in den hundertjährigen Zeitreihen durchaus noch signifikante

Jahresgangskomponenten und zeitliche Änderungen dieser Komponenten vorhanden sein können. So wird in der globalen Mitteltemperatur noch ein signifikanter Jahresgang bestehend aus den Wellenzahlen 1, 2, 3 und 4 gefunden, wobei sich der Anteil mit der Wellenzahl 1 signifikant geändert hat. Nordhemisphärisch werden Jahresgangskomponenten mit den Wellenzahlen 1, 3 und 4 gefunden, wobei sich wiederum der Anteil mit der Wellenzahl 1 signifikant verändert hat. Sowohl auf der Nordhemisphäre als auch im globalen Mittel hat somit die Amplitude des Jahresgangs signifikant zugenommen. Änderungen in der Phasenlage wurden nicht festgestellt. Auf der Südhemisphäre werden die Jahresgangskomponenten mit den Wellenzahlen 1, 2 und 6 detektiert, von denen sich allerdings keine signifikant verändert hat.

Auf der Nordhemisphäre und global hat sich die Jahresgangskomponente der Standardabweichung mit der Wellenzahl 2 verändert, südhemisphärisch die Komponente mit der Wellenzahl 1. Diese Veränderung betraf jeweils eine Verstärkung der Jahresgangsamplitude, nicht aber eine Änderung in der Phasenlage.

Polynomiale Struktur

Auf allen drei räumlichen Skalen werden höchst signifikante polynomiale Komponenten der Ordnung 5 gefunden, die nordhemisphärisch 23 %, südhemisphärisch 13 % und global 25 % der Restvarianz erklären.

Während auf der Südhemisphäre und im globalen Mittel eine polynomiale Komponente der Ordnung 5 zwischen 2 und 10 % der Varianz der zeitlich gleitenden Standardabweichung erklärt, kann auf der Nordhemisphäre durch ein Polynom der Ordnung 2 nur 1 % der Varianz der zeitlich gleitenden Standardabweichungen erklärt werden.

Extremereignisse

Tabelle 5.19 ist zu entnehmen, daß es auf der Nordhemisphäre einen extrem kalten Monat gab, nämlich den Februar 1928, der fast 1 K kälter war als das einhundertjährige Februarmittel. Dieser Wert ist so extrem gewesen, daß er auch im globalen Mittel als Extremereignis sichtbar ist. Auf der Südhemisphäre treten dagegen zwei besonders warme Ereignisse auf: Dezember und Januar im Südsommer 1940/41 waren über .5 K wärmer als normal. Das zweite besonders warme Ereignis trat im August 1944 auf. Die Residuen der südhemisphärischen Mitteltemperaturen unterscheiden sich allerdings auch nach der Elimination dieser extremen Werte noch signifikant von der Gauß-Verteilung. Dieser Effekt wird im Rahmen der Nachuntersuchungen eingehender diskutiert.

Erklärte Varianz

Während im globalen und südhemisphärischen Mittel zwei Drittel der Varianz durch die einzelnen Komponenten erklärt werden können, sind es auf der Nordhemisphäre nur wenig

Tabelle 5.19: Detektierte Extremereignisse: Zeitpunkt, Wahrscheinlichkeit $p(E)$ dafür, daß es sich um einen außergewöhnlichen Wert handelt, unter der Annahme einer Gauß-verteiltern Variablen und Ablehnungswahrscheinlichkeit der Gauß-Verteilung des Residuums $p(n.G.)$.

Variable	Monat	Jahr	Abweichung [K]	$p(E)$ [%]	$p(n.G.)$ [%]
T_G	Feb.	1928	-.62	98.6	5.7
T_N	Feb.	1928	-.99	99.9	83.2
T_S	Jan.	1941	.62	98.7	95.0
	Aug.	1944	.61	98.4	93.3
	Dez.	1940	.54	90.3	92

Tabelle 5.20: Erklärte Varianzen in Prozent im mittleren Verhalten und in den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen.

Variable	Mittel	Standardabweichung
T_G	66.2	31.4
T_N	55.2	40.9
T_S	66.8	17.8

mehr als die Hälfte (s. Tab. 5.20). Dieser Effekt wird auf die höhere natürliche Variabilität (Klimarauschen) der Nordhemisphäre zurückgeführt, da die Nordhemisphäre einen deutlich geringeren Ozeananteil als die Südhemisphäre besitzt.

Bei den erklärten Anteilen der gleitenden Standardabweichungen liegen die Verhältnisse genau umgekehrt. Während auf der Nordhemisphäre zwei Fünftel der Varianz der Variabilität erklärt werden können, liegt der erklärte Anteil im globalen Maßstab unter einem Drittel und auf der Südhemisphäre bei etwa einem Sechstel.

Harmonische Schwingungen

Da die Residuen nicht aus einem weißen Rauschen stammen, sind keine exakten Angaben über die Signifikanz des höchsten Peaks im Periodogramm möglich. Jedoch liegt der höchste Peak im Periodogramm des globalen Mittels bei 42.86 Monaten (ca. 3.5 Jahre), des nordhemisphärischen Mittels bei 63.16 Monaten (ca. 5 Jahre und 3 Monate) und des südhemisphärischen Mittels bei 240 Monaten (20 Jahre).

Tabelle 5.21: Einige Parameter der Verteilung der Residuen und Ablehnungswahrscheinlichkeit der Gauß-Verteilung $p(n.G.)$ für die globale, nord- und südhemisphärische Mitteltemperatur.

Variable	Wertespanne [K]	Standardabweichung [K]	Schiefe	Exzeß	$p(n.G.)$ [%]
T_G	.99	.147	-.006	.222	18.7
T_N	1.36	.201	-.013	.690	79.8
T_S	.91	.145	.310	.278	94.3

5.2.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Tabelle 5.21 ist zu entnehmen, daß sowohl auf der Nordhemisphäre als auch im globalen Mittel die Verteilung der Temperatur-Residuen der idealen Gauß-Verteilung ähnlicher geworden ist und im Rahmen des Datenumfangs nicht mehr von dieser unterschieden werden kann. Im Fall der Südhemisphäre ist dem nicht so. Die Verteilung der Residuen ist signifikant positiv schief. Dies führt zu einem deutlichen Unterschied zur Gauß-Verteilung. In diesem Fall besteht das Residuum demnach nicht nur aus Rauschen, sondern enthält noch Strukturen, die im Rahmen der Zerlegung in Komponenten nicht erklärt werden können.

Stationarität

Die Mittelwerte der ersten und zweiten Hälften der Residuen unterscheiden sich nicht signifikant. Darüberhinaus zeigt auch kein Kalendermonat einen signifikanten Unterschied zwischen den beiden Hälften des Untersuchungszeitraums.

Die Standardabweichung unterscheidet sich nur auf der Südhemisphäre zwischen der ersten und der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums. Sie hat dort hochsignifikant abgenommen. Dies könnte ein Datenartefakt sein, da sich insbesondere auf der Südhemisphäre die Stationsbedeckung im Laufe der Zeit stark verändert hat.

Die geschätzten Autokorrelationskoeffizienten haben bei den Residuen aller drei Gebietsmittelzeitreihen für die ersten 8 Zeitverschiebungen signifikant zugenommen.

Der Jahresgang der geschätzten Autokorrelation ist in den Residuen der Nordhemisphäre und des globalen Mittels ausgeprägter als in den entsprechenden Originalreihen. Das Residuum der Temperaturen der Südhemisphäre zeigt im Gegensatz zur entsprechenden Originalreihe einen Jahresgang mit den höchsten Werten im Januar und März und den niedrigsten Werten im August und September.

Die zeitliche Verteilung der Minima der Kalendermonate zeigt keine signifikante Struktur. Bei allen 3 Zeitreihen lagen jedoch signifikant mehr Kalendermonatsmaxima in der ersten Hälfte.

5.2.5 Zusammenfassung und Interpretation

Alle drei untersuchten Zeitreihen zeigen deutliche Instationaritäten in den statistischen Eigenschaften, die sich auch in der zeitlichen Verteilung kalendermonatlicher Extrema widerspiegeln.

Mit Hilfe der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung konnte in allen drei Zeitreihen ein progressiv steigender Trend detektiert werden. Der Trend in der Standardabweichung ist demhingegen auf der Nordhemisphäre unsignifikant und ansonsten negativ.

Global und hemisphärisch hat die Amplitude des Jahresgangs signifikant zugenommen. Südhemisphärisch hat die Amplitude des Jahresgangs der Standardabweichung signifikant abgenommen. Es werden keinerlei Änderungen in den Phasenlagen detektiert.

Die Residuen der globalen und nordhemisphärischen Mitteltemperaturen zeigen keine signifikante Mittelwert- und Varianzinstationarität. Ihre Verteilung unterscheidet sich nicht von der Gauß-Verteilung. Damit drängt es sich auf, diese Residuen als Realisation eines Zufallsrauschens zu interpretieren. Dagegen spricht allerdings, daß in allen Reihen eine signifikante Autokovarianzinstationarität gefunden wird. Ob dieser Effekt von der zunehmenden Beobachtungsgenauigkeit, also von der immer besser erfassten (aber konstanten) Trägheit des Systems herrührt, oder ob man tatsächlich davon ausgehen muß, daß das globale Klima keine konstante Trägheit hat¹, muß offen bleiben.

Sicher ist jedoch, daß in dem Residuum der südhemisphärischen Mitteltemperatur noch signifikante Strukturen enthalten sind, die durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung nicht erkannt wurden. Womöglich handelt es sich dabei um den Einfluß von ENSO (s. Teil II der Arbeit).

¹Dies kann z.B. die Folge von nichtlinearen Wechselwirkungen innerhalb des Systems sein.

5.3 Temperaturmittel Deutschland

5.3.1 Einführung

Zur Untersuchung der Mitteltemperatur Deutschlands liegt eine Zeitreihe vor, die den zweihundertjährigen Zeitraum von 1798 bis 1997 überdeckt [30]. Diese wird im folgenden mit T_D bezeichnet. Darüber hinaus wird das Zeitintervall in zwei Hälften geteilt, so daß noch eine Zeitreihe von 1798 bis 1897 (von hier ab T_A) und eine Zeitreihe von 1898 bis 1997 (von hier ab T_E) zur Verfügung stehen. So kann untersucht werden, ob die Ergebnisse der statistischen Analyse der zwei Teilreihen mit den entsprechenden Ergebnissen der Gesamtreihe verträglich sind.

5.3.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Tabelle 5.22 kann entnommen werden, daß sich die Wertespanne und die Standardabweichung in den unterschiedlichen Teilzeiträumen unterschiedlich verhalten. So ist im ersten Teilintervall zwar die Standardabweichung am größten, die Wertespanne aber am geringsten. Umgekehrt ist im zweiten Teilintervall zwar die Wertespanne am größten, die Standardabweichung jedoch am geringsten. Alle drei untersuchten Zeitreihen zeigen eine höchst signifikante negative Schiefe und einen ebensolchen positiven Exzeß. Das bedeutet, daß mehr Werte oberhalb des Mittelwertes vorkommen, jene unterhalb des Mittelwertes aber durchschnittlich weiter von diesem entfernt liegen. Dies und der starke positive Exzeß deuten auf negative Ausreißer hin. Alle drei Zeitreihen unterscheiden sich hoch signifikant von der Gauß-Verteilung.

Tabelle 5.22: Einige Parameter der Verteilung der Originalzeitreihen und Ablehnungswahrscheinlichkeit der Gauß-Verteilung $p(n.G.)$ für die Mitteltemperatur Deutschlands.

Zeitraum	Wertespanne [K]	Standardabweichung [K]	Schiefe	Exzeß	$p(n.G.)$ [%]
Gesamt	15.1	1.85	-.604	1.548	99.9
Anfang	13.0	1.88	-.599	1.189	98.6
Ende	15.1	1.77	-.596	2.070	97.1

Stationarität

In den ersten hundert Jahren der Zeitreihe hat sich das Temperaturmittel nicht signifikant verändert, während es danach und bezogen auf den Gesamtzeitraum höchst signifikant zugenommen hat.

Tabelle 5.23: Anteil (in %) der Extrema der Kalendermonate in der zweiten Hälfte der Zeitreihen der Mitteltemperatur Deutschlands.

Zeitreihe	Maxima in zweiter Hälfte	Minima in zweiter Hälfte
T_D	9/12	6/12
T_A	4/12	5/12
T_E	8/12	2/12

Darüber hinaus hat sich in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums der Monat Mai hoch signifikant abgekühlt. Demgegenüber haben sich in der zweiten Hälfte der Januar, März, Juli, Oktober, November und Dezember hoch signifikant erwärmt. Dabei sind die Erwärmungen im November, Dezember und Januar mit ungefähr 1 K am ausgeprägtesten.

Die Standardabweichung hat im Gesamtzeitraum und insbesondere in den ersten 100 Jahren signifikant abgenommen. In den letzten 100 Jahren hat sie sich nicht mehr signifikant geändert.

Die Standardabweichung zeigt einen signifikanten Jahresgang und ist im Winter (Dezember bis März) signifikant größer, sonst aber signifikant kleiner als im Jahresmittel. Die Höchstwerte der Standardabweichung im Winter sind etwa doppelt so hoch wie die Werte im Sommer.

Nur der geschätzte Autokorrelationskoeffizient bei der Zeitverschiebung $\tau = \Delta t = 1$ zeigt in der ersten Hälfte des Untersuchungsintervalls eine höchst signifikante Abnahme. Bei der Betrachtung der zweihundertjährigen Zeitreihe zeigen vier der 18 Autokorrelationskoeffizienten eine signifikante Zunahme. Da diese aber alle jenseits von 13 Zeitverschiebungen liegen, sollte man dies nicht überbewerten.

Die geschätzten Autokorrelationskoeffizienten bei der Zeitverschiebung $\tau = \Delta t = 1$ zeigen einen Jahresgang mit höheren Werten im Sommer und Winter und niedrigeren, zum Teil unsignifikanten Werten in den Übergangsjahreszeiten.

Während in den ersten 100 Jahren des Untersuchungszeitraums die Extrema der Kalendermonate noch relativ gleichmäßig verteilt waren (s. Tabelle 5.23), sind in den zweiten 100 Jahren fünf Sechstel aller Minima in der ersten Hälfte und drei Viertel aller Maxima in der zweiten Hälfte aufgetreten. Nur die Monate Mai, Juni, September und Dezember haben ihre Maximalwerte vor 1948. Fünf maximale Kalendermonatswerte treten in den letzten zehn Jahren auf, d.h. fast die Hälfte der Maxima ist im letzten Zehntel der Teilzeitreihe realisiert. Wir sehen also eine signifikante Zunahme der Maxima und eine signifikante Abnahme der Minima in den letzten 100 Jahren. Betrachtet man den gesamten Zeitraum von zweihundert Jahren, so verteilen sich die Minima genau hälftig, während drei Viertel der Maxima in der zweiten Hälfte vorkommen. Tatsächlich kommen sogar vier Maxima (also ein Drittel) in den letzten zehn Jahren (ein Zwanzigstel der Zeitreihenlänge) vor. Dies ist eindeutig überzufällig.

5.3.3 Zeitreihenkomponenten

Trends

Das Trendverhalten der drei Untersuchungsintervalle ist sehr uneinheitlich, aber als Gesamtbild plausibel. Während für die ersten 100 Jahre kein signifikanter Trend vorhanden ist, findet sich in den zweiten 100 Jahren ein linear steigender Trend. Betrachtet man den Gesamtzeitraum von 200 Jahren, so kann man einen progressiv steigenden Trend beobachten. Dabei erklärt der lineare Trend im zweiten Intervall nur 1.7 % der Varianz, während der progressiv steigende Trend im Gesamtzeitraum 3.7 % der Varianz erklärt. Diese geringen Werte spiegeln das hohe Trend-Rausch-Verhältnis wider, das für Stationsreihen und kleinräumige Mittel üblich ist.

Während die Standardabweichungen in den letzten 100 Jahren keinen Trend aufweisen, zeigen sie sowohl bezogen auf den Gesamtzeitraum als auch in den ersten 100 Jahren eine signifikante lineare Abnahme. Diese könnte mit der zunehmenden Beobachtungsgenauigkeit während des ersten Jahrhunderts des Untersuchungszeitraums zu erklären sein.

Änderungen im Jahresgang

Obwohl die in diesem Teil der Arbeit verwendeten Daten als vom Jahresgang befreit gelten, wurde in allen drei Fällen eine Jahresgangskomponente der Wellenzahl 1 detektiert. Dies kann einerseits daran liegen, daß der abgezogene Jahresgang aus einer Klima-Normalperiode stammt, die nicht repräsentativ für den gesamten Untersuchungszeitraum ist. Andererseits können aber auch Extremereignisse die Berechnung von Mittelwerten zur Jahresgangsbereinigung verfälscht haben. Zusätzlich wurde in den letzten 100 Jahren noch eine signifikante Jahresgangskomponente der Wellenzahl 2, in den ersten 100 Jahren noch welche der Wellenzahl 5 und 6 und im Gesamtzeitraum eine der Wellenzahl 5 gefunden. Dementsprechend wurde im Gesamtzeitraum die Zunahme einer Jahresgangskomponente der Wellenzahl 2 beobachtet. Die Amplitude der Komponente mit der Wellenzahl 1 hingegen hat abgenommen und ihre Phasenlage hat sich um über 17 Tage nach vorne verschoben.

Der Jahresgang der Standardabweichung hat sich nur in den letzten 100 Jahren verändert. Dabei hat sowohl die Amplitude der Komponente mit der Wellenzahl 2 als auch die der Wellenzahl 6 signifikant zugenommen, ohne jedoch die Phasenlage zu ändern.

Polynomiale Struktur

Sowohl im ersten als auch im zweiten Subintervall wird eine polynomiale Komponente der Ordnung 4 detektiert. Im Gesamtzeitraum wird eine polynomiale Komponente der Ordnung 5 gefunden. Alle diese signifikanten Anteile erklären weniger als ein Prozent der Restvarianz.

Im Gesamtzeitraum und in den ersten 100 Jahren erklären Polynome der Ordnung 5 weniger als zwei Prozent der Varianz der gleitenden Standardabweichungen, in den zweiten 100 Jahren ein Polynom der Ordnung 3 über 3%.

Extremereignisse

Tabelle 5.24 zeigt die extremen Ereignisse in der Reihenfolge ihrer Stärke für die drei untersuchten Zeitreihen. Der Tabelle ist zu entnehmen, daß ausschließlich negative Extremereignisse auftreten und dies ausnahmslos im Winter. Die Eliminierung dieser Extremereignisse zeigt deutlich, daß die Variable in einen Gauß-verteilten Anteil und wenige Extremereignisse zerlegt werden kann. Betrachtet man den Gesamtzeitraum, so werden 10 Extremereignisse detektiert, von denen nur 3 in der ersten Hälfte liegen. Betrachtet man die erste Hälfte für sich, so findet man 4 Extremereignisse, von denen drei mit den in der Gesamtreihe gefundenen übereinstimmen, während der Dezember 1840 neu hinzugekommen ist. Betrachtet man die zweite Hälfte des Untersuchungszeitraums, so werden 9 Extremereignisse detektiert, von denen sieben bei der Untersuchung der Gesamtzeitreihe schon entdeckt wurden und die Februar 1942 und 1963 neu hinzukommen. Diese stellen keine neuen Ereignisse dar, sondern hängen mit den bereits gefundenen sehr kalten Januar der gleichen Jahre zusammen. Dies deutet darauf hin, daß diese Extremereignisse zu besonders stabilen Situationen führen, die sich über Wochen erhalten können.

Erklärte Varianz

Die durch die Komponenten erklärten Varianzen sind in Tabelle 5.25 angegeben. Der Anteil der erklärten Varianz steigt von knapp 10 % in den ersten 100 Jahren auf über 16 % in den zweiten 100 Jahren.

Die hohen erklärten Varianzen an den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen folgen womöglich aus der Glättung durch die gleitende Mittelung.

Harmonische Schwingungen

Die Residuen stammen nicht aus weißem Rauschen, sondern zeigen einen roten Anteil. Betrachtet man den gesamten Untersuchungszeitraum, so zeigt sich keine signifikante Schwingung. Für die ersten 100 Jahre wird allerdings eine Schwingung der Periode 41.4 Monate (ca. 3.5 Jahre) gefunden und für die zweiten 100 Jahre eine Schwingung mit der Periode 92.3 Monate (ca. 7.7 Jahre). Beide Schwingungen könnten signifikant sein.

Tabelle 5.24: Detektierte Extremereignisse bei der Mitteltemperatur Deutschlands, deren Zeitpunkt, Wahrscheinlichkeit $p(E)$ dafür, daß es sich unter der Annahme einer Gauß-verteilten Variablen um einen außergewöhnlichen Wert handelt und Ablehnungswahrscheinlichkeit der Gauß-Verteilung des Residuums $p(n.G.)$.

Zeitreihe	Monat	Jahr	Abweichung [K]	$p(E)$ [%]	$p(n.G.)$ [%]
T_D	Feb.	1956	-9.7	99.9	97.9
	Feb.	1929	-9.1	99.9	96.8
	Jan.	1940	-7.8	98.9	95.6
	Jan.	1838	-7.2	95.2	94.4
	Dez.	1829	-7.2	95.3	92.9
	Feb.	1986	-7.0	92.7	91.2
	Feb.	1947	-6.9	92.0	89.2
	Dez.	1879	-6.9	92.2	86.7
	Jan.	1942	-6.9	92.4	83.9
	Jan.	1963	-6.9	92.5	89.9
T_A	Dez.	1829	-7.2	95.9	57.9
	Jan.	1838	-7.0	94.0	50.2
	Dez.	1879	-6.9	93.7	41.9
	Dez.	1840	-6.7	90.4	51.5
T_E	Feb.	1956	-9.6	99.9	96.4
	Feb.	1929	-9.1	99.9	93.6
	Jan.	1940	-8.0	99.9	90.2
	Jan.	1942	-7.1	98.7	86.6
	Feb.	1947	-6.9	98.1	82.1
	Jan.	1963	-6.6	96.8	76.9
	Feb.	1986	-6.6	96.6	70.6
	Feb.	1942	-6.4	95.3	83.1
	Feb.	1963	-6.2	93.1	78.7

Tabelle 5.25: Erklärte Varianzen in Prozent im mittleren Verhalten und in den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen.

Zeitraum	Mittel	Standardabweichung
T_D	12.9	51.4
T_A	9.9	42.0
T_E	16.4	32.1

5.3.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Tabelle 5.26 ist zu entnehmen, daß die Residuen aller 3 untersuchter Zeitreihen wesentlich kleinere Schiefen und Exzesse aufweisen als die Originalreihen. Nur die Zeitreihe, die den gesamten Zeitraum von 200 Jahren (2400 Werten) umfaßt, unterscheidet sich noch knapp signifikant von einer gleichlangen Zeitreihe Gauß-verteilter Zufallszahlen.

Tabelle 5.26: Einige Parameter der Verteilung der Residuen und Ablehnungswahrscheinlichkeit der Gauß-Verteilung $p(n.G.)$ für die Mitteltemperatur Deutschlands.

Zeitraum	Wertespanne [K]	Standardabweichung [K]	Schiefe	Exzeß	$p(n.G.)$ [%]
Gesamt	12.1	1.73	-.280	.583	90.9
Anfang	11.9	1.78	-.231	.502	57.4
Ende	10.6	1.62	-.232	.231	80.7

Stationarität

Die Mittelwerte der ersten und zweiten Hälften der Residuen unterscheiden sich nicht signifikant. Darüber hinaus zeigt nur der Mai der ersten 100 Jahre eine signifikante Abkühlung. Alle weiteren Kalendermonate zeigen keinen Unterschied zwischen den beiden Hälften der Untersuchungszeiträume.

Die Standardabweichung hat über den gesamten Zeitraum von 200 Jahren höchst signifikant abgenommen. Dies kann insbesondere damit begründet werden, daß sie in den ersten 100 Jahren signifikant abgenommen hat. In den darauffolgenden letzten 100 Jahren hat sich die Standardabweichung nicht mehr signifikant verändert.

Sowohl für den gesamten Zeitraum, als auch für die zweite Hälfte wird keine Autokovarianzstationarität festgestellt. Im Zeitraum der ersten 100 Jahre hat der geschätzte Autokorrelationskoeffizient zur Verschiebung 1 hochsignifikant abgenommen.

Für alle 3 Teilzeiträume zeigt die Autokorrelation bei der Zeitverschiebung 1 einen Jahresgang. Dieser besteht aus Werten um 20% im Sommer und Winter sowie unsignifikanten Werten in den Übergangszeiten, insbesondere im April und Mai sowie November und Dezember.

Die Verteilung der Kalendermonatsmaxima und -minima zeigt keine signifikante Struktur.

5.3.5 Zusammenfassung und Interpretation

Alle drei Zeitreihen der deutschen Mitteltemperatur sind nicht stationär und ihre Verteilungen unterscheiden sich von der Gauß-Verteilung.

Mit Hilfe der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung wurde kein signifikanter Trend in den ersten 100 Jahren gefunden. In den letzten 100 Jahren wurde ein positiver linearer Trend detektiert und im Gesamtzeitraum ein progressiv steigender Trend.

Auf den Gesamtzeitraum bezogen läßt sich eine kleine aber signifikante Abnahme der Jahresgangsamplitude sowie eine Phasenverschiebung feststellen. In den kürzeren Zeiträumen ist keine signifikante Änderung des Jahresgangs sichtbar. Der Jahresgang der Standardabweichung hat sich nicht verändert.

In allen drei Zeitreihen werden extrem kalte Wintermonate gefunden, die nicht mit der Verteilung der restlichen Werte vereinbar sind.

Die Varianz hat insbesondere am Anfang des Untersuchungszeitraums signifikant abgenommen, was womöglich auf zunehmende Beobachtungsgenauigkeit zurückzuführen ist.

Da die Residuen als Realisation eines linearen stochastischen Prozesses aufgefaßt werden können, sind damit alle in den Zeitreihen vorhandenen Strukturen gefunden.

Der Verlauf der deutschen Mitteltemperatur der letzten 200 Jahre kann als die Summe aus einem Trend, extrem kalten Wintern, einem stationären Jahresgang und stationärem Gaußverteilten Rauschen interpretiert werden.

5.4 Vergleichende Analyse von fünf verschiedenen Klimaparametern an 9 Stationen in Deutschland

5.4.1 Einleitung

In diesem Teil der Arbeit werden für neun deutsche Stationen Zeitreihen von 5 verschiedenen Klimaelementen parallel analysiert und die Ergebnisse verglichen. Dies erlaubt die Untersuchung von gemeinsamen und unterschiedlichen in den verschiedenen Klimaelementen enthaltenen Informationen. Die verwendeten Klimaelemente sind entsprechend Tabelle 3.1

- Monatsmitteltemperatur ($Te9$),
- monatlich gemittelttes tägliches Minimum der Temperatur ($Mi9$),
- monatlich gemittelttes tägliches Maximum der Temperatur ($Ma9$),
- monatliches Dampfdruckmittel ($Da9$) und
- monatliche Niederschlagssumme ($Ni9$).

Es wurden neun Stationen verwendet, da nur dort homogenisierte Daten über den Zeitraum von 1899 bis 1998 vorliegen. Diese Daten wurden vom Deutschen Wetterdienst zur Verfügung gestellt.

5.4.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Alle 45 Datenreihen unterscheiden sich höchst signifikant von Gauß-verteiltern Zahlenreihen.

Stationarität

Lediglich eine Zeitreihe, nämlich die Zeitreihe der Niederschlagssummen in Bremen, zeigt eine Mittelwertinstationarität. Dort hat der Niederschlag um etwa 10% von 529 mm in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums auf 576 mm in der zweiten Hälfte und damit höchst signifikant zugenommen. Betrachtet man einzelne Kalendermonate von 9 Stationen, so erhält man insgesamt 108 Untersuchungsgrößen. Man dürfte demnach für jedes Klimaelement erwarten, daß davon 10% also 11 signifikant von der Nullhypothese der Stationarität abweichen. Diese sollten zufällig über die Jahreszeiten verteilt sein und kein bevorzugtes Vorzeichen aufweisen. Zwar treten nur 8 bis 13 signifikante Instationaritäten auf, was mit dem Erwartungswert 11 verträglich ist, aber unter den insgesamt 49 Instationaritäten ist

Tabelle 5.27: Anzahl der Kalendermonate (von 108 pro Klimaelement möglichen), die signifikante Instationaritäten der Standardabweichung aufweisen sowie der Anteil derer, die eine positive Veränderung zeigen.

Element	Anzahl	davon positiv
<i>Te9</i>	7	3
<i>Mi9</i>	15	6
<i>Ma9</i>	5	3
<i>Ni9</i>	18	15
<i>Da9</i>	18	3

nur eine Abnahme (Dampfdruck in Frankfurt im Mai), aber 48 Zunahmen. Wir schließen daraus, daß die Elemente zwar zu einer Zunahme der Werte tendieren, diese aber im Rauschen untergeht. Ob dem so ist, wird die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung zeigen.

Weiterhin ist auffällig, daß von den 8 Instationaritäten der Temperatur 5 im Oktober und 2 im November liegen. Wir sehen demnach eine klare Zunahme der Monatsmitteltemperatur im Herbst. Ein ähnlicher Effekt ist bei den mittleren Tagesmaxima zu erkennen. Dort sind 6 von 9 Instationaritäten im Oktober, bei den Minimumtemperaturen hingegen nur eine von 9.

An der Station München hat der Dampfdruck im März und von Juni bis Oktober, d.h. in der Hälfte der Kalendermonate signifikant zugenommen.

Die Standardabweichung zeigt nur beim Niederschlag signifikante Instationaritäten. Sie hat in Bamberg und Schwerin signifikant zugenommen, in Berlin jedoch signifikant abgenommen.

Bei der Betrachtung von Kalendermonaten ergibt sich ein uneinheitliches Bild. Tabelle 5.27 zeigt, daß zwischen 5 und 18 Fälle von Instationaritäten bei den verschiedenen Elementen auftreten. Dabei sind Temperatur und Maximaltemperatur recht stationär, während die Minimaltemperaturen sowie Niederschlag und Dampfdruck überdurchschnittlich viele Instationaritäten aufweisen. Beachtenswert ist, daß die Variabilität des Niederschlags bei 5 von 6 Instationaritäten zugenommen hat (nur in Berlin und Frankfurt treten Abnahmen auf), während sie beim Dampfdruck bei 5 von 6 Instationaritäten abgenommen hat (nur in München treten Zunahmen auf; s. Tabelle 5.27).

In keiner der Zeitreihen treten überzufällig viele signifikante Autokovarianzinstationaritäten auf.

Aus Tabelle 5.7 ist ersichtlich, daß die minimalen Kalendermonatswerte bei den Temperaturmaßen und beim Dampfdruck zu einem großen Anteil in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums lagen. So zeigen z.B. alle Mitteltemperatur-Zeitreihen signifikant mehr Kalendermonatsminima in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums als in der zweiten Hälfte. Beim Niederschlag ist ein solcher Effekt nicht zu erkennen. Ebenso ist bei den

Kalendermonatsmaxima keine solche zeitliche Strukturierung erkennbar.

Die Tendenz zur Zunahme der Kalendermonatsmittelwerte findet sich also auch in den Kalendermonatsminima, nicht aber in den Kalendermonatsmaxima.

5.4.3 Zeitreihenkomponenten

Trend

Tabelle 5.9 gibt die Anzahl der auftretenden verschiedenartigen Trends für die untersuchten Klimatelemente an. Es wird bei keinem Element und bei keiner Station ein negativer Trend gefunden. Weiterhin fällt auf, daß alle drei Temperaturmaße im wesentlichen progressiv steigen. Während bei der Mitteltemperatur nur ein linearer und 8 progressive Trends detektiert werden, bei der Maximumtemperatur 2 lineare und 7 progressive, werden bei der Minimumtemperatur ausschließlich progressive Trends festgestellt.

Beim Niederschlag und Dampfdruck hingegen ist es anders: Jeweils 4 von 9 Stationsreihen weisen keine Trends auf.

Damit zeigen die Temperaturmaße eine eindeutige und im Verlauf der Zeit eher zunehmende Veränderung, während die an den Wasserkreislauf gebundenen Maße, Dampfdruck und Niederschlag, diesen Effekt nicht deutlich zeigen.

Bei den Trends der Standardabweichungen stehen 15 positive 3 negativen gegenüber (s. Tab. 5.10). Bei den restlichen 27 Zeitreihen werden keine signifikanten Trends in der Standardabweichung gefunden. Eine Zunahme der Variabilität ist nur beim Niederschlag zu erkennen, wo 6 positive Trends drei Reihen ohne Trend gegenüberstehen. Negative Trends der Standardabweichung treten nur bei einer Minimumtemperaturreihe und bei 2 Dampfdruckreihen auf.

Änderungen im Jahresgang

Bei keinem der 3 Temperaturmaße wird eine signifikante Änderung der Phasenlage einer beliebigen Wellenzahl festgestellt. Jedoch hat bei der Mitteltemperatur die Periode mit der Wellenzahl 5 (2.4 Monate) bei allen Stationen außer Schwerin signifikant zugenommen, in Frankfurt darüber hinaus auch die Schwingung mit der Wellenzahl 3 (4 Monate).

Der Jahresgang der Minimumtemperatur hat sich nur in München signifikant verändert. Dort hat die Schwingung mit der Wellenzahl 2 signifikant zugenommen.

Der Jahresgang der Maximumtemperatur hat sich auf dem Hohenpeißenberg, in Karlsruhe, Bamberg und München (also den im Süden des Landes liegenden Stationen) nicht verändert. Bei den anderen Stationen hat die Schwingung mit der Wellenzahl 5 zugenommen. Darüberhinaus hat sich bei den Stationen Bremen und Schwerin auch die Amplitude der Schwingung mit der Wellenzahl 2 vergrößert.

Beim Niederschlag hat sich der Jahresgang an den Stationen Hohenpeißenberg und Bamberg nicht verändert. In Bremen, Berlin, Hamburg, Schwerin, Frankfurt und München hat die Amplitude der Schwingung mit der Wellenzahl 4 zugenommen; in München zusätzlich noch die der Schwingung mit der Wellenzahl 3 und in Karlsruhe die der Schwingung der Wellenzahl 2. Zusätzlich hat sich in Hamburg, Karlsruhe und Schwerin die Phasenlage der entsprechenden Schwingung signifikant verändert.

Beim Dampfdruck zeigen Berlin und Karlsruhe Zunahmen in den Amplituden des Jahresgangs, Hohenpeißenberg und München darüberhinaus auch Änderungen in der Phasenlage. Die restlichen 5 Stationen zeigen keine signifikante Änderung im Jahresgang.

Die Amplitude des Jahresgangs der gleitenden Standardabweichung **aller** Mitteltemperaturzeitreihen hat signifikant zugenommen. Insbesondere hat der Anteil mit der Wellenzahl 2 bei allen Stationen außer Karlsruhe zugenommen. Jedoch tritt bei keiner der Stationen eine Änderung der Phasenlage ein.

Bei den gleitenden Standardabweichungen der Minimumtemperaturen hat sich nur bei der Station Hohenpeißenberg und München der Jahresgang nicht signifikant verändert. Bei den anderen Stationen haben sich die Amplituden, nicht aber die Phasenlagen, verändert.

Der Jahresgang der gleitenden Standardabweichungen der Maximumtemperaturen aller Stationen hat sich verändert. Davon sind die Amplituden der Anteile mit den Wellenzahlen 1, 2 und 5 betroffen, nicht aber die Phasenlagen.

Nur bei den Stationen Karlsruhe und München hat sich der Jahresgang der gleitenden Standardabweichungen des Niederschlags nicht verändert. Bei den anderen Stationen haben sich die Amplituden verändert. In Hamburg hat sich darüber hinaus auch die Phasenlage der Schwingung mit der Wellenzahl 1 verändert.

Der Jahresgang der Standardabweichung des Dampfdrucks hat sich an allen Stationen verändert. In Frankfurt und auf dem Hohenpeißenberg betrifft dies außer der Amplitude auch die Phasenlage.

Polynomiale Struktur

Tabelle 5.14 kann entnommen werden, in welchem Anteil der Zeitreihen der unterschiedlichen Klimaparameter verschiedene polynomiale Strukturen gefunden werden und welchen Anteil der Varianz diese beschreiben. Tabelle 5.15 zeigt die Ergebnisse für die gleitenden Standardabweichungen. Daß bei sieben der neun Mitteltemperaturzeitreihen ein Polynom vom Grad drei gefunden wird deutet darauf hin, daß es sich hierbei tatsächlich um eine nicht-lokale zeitliche Struktur handelt. Ebenso verhält es sich mit den polynomialen Strukturen der gleitenden Standardabweichungen der Mitteltemperatur und der Minimumtemperatur. Diese weisen sowohl nicht-lokal als auch zwischen den Klimaparametern Ähnlichkeiten auf. Da diese Strukturen aber nur einen geringen Anteil der Varianz erklären, werden sie hier nicht weiter diskutiert.

Tabelle 5.28: Anzahl der Extremereignisse in den verschiedenen Variablen und Orten.

Ort	<i>Te9</i>	<i>Mi9</i>	<i>Ma9</i>	<i>Ni9</i>	<i>Da9</i>
Bamberg	5	13	3	10	
Berlin	10	14	4	9	1
Bremen	11	13	5	4	
Frankfurt	8	11	3	5	1
Hamburg	11	16	4	3	1
Hohenpei.	3	4	1	3	1
Karlsruhe	7	10	3	5	1
München	6	8	2	9	1
Schwerin	8	14	2	4	
Summe	69	103	27	52	6

Extremereignisse

Die Anzahl der in den verschiedenen Variablen an den verschiedenen Orten vorkommenden Extremereignissen ist in Tabelle 5.28 angegeben.

Die Extremereignisse der Mitteltemperatur sind alle negativ und treten im Winter auf, wobei 41 Extremereignisse im Februar, 26 im Januar und 2 im Dezember beobachtet werden. Ähnlich ist es bei der Minimumtemperatur, wo 55 Ereignisse im Februar auftreten, 41 im Januar und 6 im Dezember. Nur ein Extremereignis wird im Oktober detektiert (auf dem Hohenpeißenberg). Wiederum ein ähnliches Bild ergibt sich bei den Maximaltemperaturen. Von den 27 Extremereignissen liegen 21 im Februar und 6 im Januar. Es handelt sich wie bei den Minimumtemperaturen ausschließlich um Minima.

Umgekehrt ist das Bild beim Niederschlag: Alle Extremereignisse sind extrem niederschlagsreiche Monate. Davon liegen 15 im Juli, 10 im Oktober und 9 im August. Im Juni und Mai sind es 5 bzw. 4, im September 3 im Dezember 2 und in den restlichen Kalendermonaten außer Februar jeweils eins.

Die 6 Extremereignisse im Dampfdruck liegen in den Monaten Juni bis Oktober.

Um zu erkennen, ob die Extremereignisse gleichmäßig in der Zeit verteilt sind, ist in Tabelle 5.16 angegeben, welcher Anteil der Extremereignisse jeweils in der ersten bzw. zweiten Hälfte der Zeitreihen liegen. Eine signifikante Abnahme wird nur bei den Extrema der mittleren täglichen Temperaturmaxima gefunden.

Erklärte Varianz

Gemäß Tabelle 5.17 kann durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung im Mittel über 90 % der Varianz der Temperaturreihen und der Zeitreihen des Dampfdrucks erklärt wer-

Tabelle 5.29: Durch die Zeitreihenzerlegung erklärte Varianzen in Prozent im mittleren Verhalten und in den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen.

Element	Mittel	gleitende Standardabweichungen
<i>Te9</i>	92.9 ± 1.1	31.2 ± 3.6
<i>Mi9</i>	91.9 ± 1.1	43.0 ± 5.1
<i>Ma9</i>	92.7 ± 1.2	20.6 ± 4.0
<i>Ni9</i>	25.8 ± 12.6	18.8 ± 1.1
<i>Da9</i>	92.8 ± 1.1	14.1 ± 4.0

den. Von den Zeitreihen des Niederschlags wird demgegenüber im Mittel nur ein Viertel der Varianz erklärt. Die erklärten Varianzen an den Zeitreihen gleitender Standardabweichungen sind deutlich geringer als jene der Zeitreihen selbst. Darüber hinaus streuen diese, abgesehen vom Niederschlag, stärker. Bei diesem Element ist es gerade umgekehrt. Während auf dem Hohenpeißenberg und in München über 45 % der Varianz der Zeitreihen des Niederschlags erklärt werden kann, sind es in Frankfurt nur unter 12 %. Die einzige untersuchte Bergstation (Hohenpeißenberg) zeigt bei allen Temperaturmaßen geringere erklärte Varianzanteile als bei den anderen Stationen, bei Niederschlag und Dampfdruck jedoch die höchsten erklärten Varianzen.

Harmonische Schwingungen

Die Periodogramme der Residuen der Temperatur haben in 8 Fällen ihren höchsten Peak bei 92.31 Monaten (ca. 7.7 Jahre). In 3 der 8 Fälle kann dieser Peak signifikant sein. Bei den Residuen der Minimumtemperaturen treten eine möglicherweise signifikante Schwingung bei 240 Monaten und eine bei 92.31 Monaten auf. Bei den Maximumtemperaturen liegt eine bei 5 und eine bei 92.31 Monaten. Beim Niederschlag werden keine möglicherweise signifikanten Schwingungen entdeckt.

Beim Dampfdruck zeigen sich in 3 Fällen möglicherweise signifikante Schwingungen, nämlich bei den Perioden 133.33, 40 und 12.12 Monate.

5.4.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Durch die Eliminierung der signifikanten Zeitreihenkomponenten entstehen weitgehend nicht von der Gauß-Verteilung unterscheidbare Residuen. So ist bei der mittleren Temperatur nur die Zeitreihe der Station Schwerin signifikant von der Gauß-Verteilung unterscheidbar. Es ist allerdings nicht überzufällig, wenn eine von 9 Reihen eine signifikante Abweichung von der Gauß-Verteilung zeigt. Bei den Minimumtemperaturen ist nur die

Reihe der Station Hohenpeißenberg nicht signifikant von der Gauß-Verteilung zu unterscheiden. Bei den Maximumtemperaturen und dem Dampfdruck treten keine signifikanten Abweichungen von der Gauß-Verteilung auf. Andererseits ist keine der Residuenreihen des Niederschlags Gauß-verteilt. Das bedeutet, daß die Zerlegung in diesem Fall nicht vollständig gelungen ist.

Stationarität

Nach der Zeitreihenzerlegung zeigt keines der Residuen signifikante Mittelwertinstationaritäten.

Die Residuen der Temperaturen in München und Hamburg sowie die Residuen der Minimumtemperatur auf dem Hohenpeißenberg zeigen signifikante Varianzinstationaritäten. Demhingegen zeigt keine der Residuenreihen der Maximaltemperatur Varianzinstationaritäten. Beim Niederschlag zeigen Bamberg, Frankfurt, Karlsruhe und München signifikante Instationaritäten der Varianz.

Die Residuen der Temperaturmaße aller Stationen weisen keine Autokovarianzinstationaritäten auf. Auch der Niederschlag zeigt keine Autokovarianzinstationarität. Der Dampfdruck hingegen zeigt an 6 der 9 Stationen signifikante Instationaritäten.

5.4.5 Zusammenfassung und Interpretation

Alle Zeitreihen sind nicht Gauß-verteilt. Die meisten Zeitreihen zeigen unsignifikant höhere Werte in der zweiten Hälfte. Dies v.a. im Herbst und bei Mittel- und Maximumtemperatur. Eine signifikante Dampfdruckzunahme ist nur im Sommer in München zu erkennen. Merkwürdigerweise hat die Dampfdruckvariabilität eher abgenommen, während die Niederschlagsvariabilität eher zugenommen hat.

Es werden keinerlei signifikante negative Trends detektiert. Insbesondere bei der Minimumtemperatur überwiegen die progressiv steigenden Trends. Niederschlag und Dampfdruck hingegen zeigen bei etwa der Hälfte der Stationen keinen signifikanten Trend. Die Variabilität ist überwiegend trendfrei, wobei die Temperatur eher eine Tendenz zu positiven Trends der Variabilität zeigt. Die Niederschlagsvariabilität zeigt klare positive Trends. Der Jahresgang hat sich bei keinem Temperaturmaß und an keiner Station verändert. Beim Niederschlag und Dampfdruck hingegen ergeben sich uneinheitliche Veränderungen. Der Jahresgang der Variabilität hingegen hat sich bei allen Zeitreihen der Mitteltemperatur und Maximumtemperatur verstärkt, nicht jedoch die Phasenlage verändert. Bei den restlichen Maßen ist das Verhalten uneinheitlich.

Alle Temperaturmaße zeigen Extremereignisse, die ausschließlich im Winter liegen und negativ sind. Dieser Effekt ist in der Minimumtemperatur im Nordosten am stärksten, in der Maximumtemperatur am geringsten. Der Niederschlag zeigt demhingegen nur positive Extremereignisse. Diese sind hauptsächlich in den Monaten Juli, August und Oktober

zu finden. Der Dampfdruck zeigt zu wenig Extremereignisse, um diese zu interpretieren. Die Anzahl der Extremereignisse in den Maximaltemperaturen ist in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums hoch signifikant geringer als in der ersten Hälfte. Daß sich keine signifikanten Unterschiede in den Extremereignishäufigkeiten beider Hälften bei den anderen Variablen zeigen, deutet darauf hin, daß das Extremverhalten vom Verhalten der Mittelwerte abgekoppelt ist.

Die durch die Komponenten erklärten Varianzen sind bei den Temperaturmaßen und beim Dampfdruck mit etwa $92 \pm 1\%$ sehr hoch. Vom Niederschlagsverlauf können durch die Komponenten nur etwa $26 \pm 13\%$ erklärt werden. Von den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen werden deutlich geringere Anteile erklärt.

Die Residuen aller Temperaturreihen und aller Dampfdruckreihen sind nicht von der Gaußverteilung zu unterscheiden. Dementgegen sind alle Residuen des Niederschlags nicht Gaußverteilt. Die Reihen erscheinen alle mittelwertstationär und autokovarianzstationär.

In der Mitteltemperatur, nicht aber in der Maximum- und Minimumtemperatur findet sich bei 8 der 9 Stationen eine Schwingung mit einer Periode von etwa 7.7 Jahren.

5.5 81 deutsche Zeitreihen beobachteten Niederschlags

5.5.1 Einleitung

Die Untersuchungen des vorhergehenden Kapitels haben gezeigt, daß sich der Niederschlag durchaus anders verhält als die anderen Klimaparameter. Da der Niederschlag darüberhinaus eine Variable mit geringer räumlicher Repräsentanz ist, wird nun eine tiefergehende Studie durchgeführt, indem Niederschlagsdatenreihen von 81 deutschen Niederschlagsstationen untersucht werden. Wie Abbildung 5.1 zu entnehmen ist, bedecken diese Stationen das Bundesgebiet relativ gleichmäßig. Einer Untersuchung von Rapp und Schönwiese [31] zu Folge ist ihre Inhomogenität zumindest nicht entschieden.

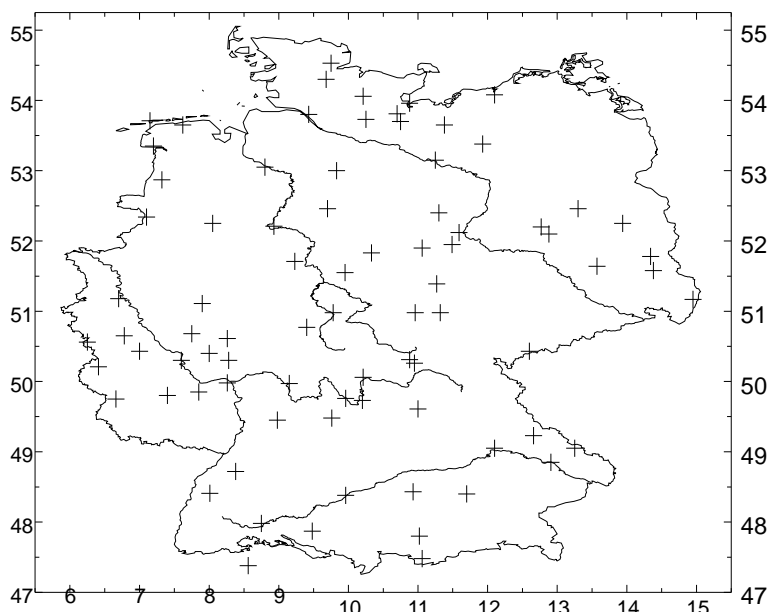


Abbildung 5.1: Geographische Verteilung der 81 Stationen zur Untersuchung monatlicher Niederschlagssummen in Deutschland.

5.5.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Alle Reihen sind nicht Gauß-verteilt. Sie haben, wie es bei Niederschlagsreihen üblich ist, eine positive Schiefe und einen positiven Exzess.

Stationarität

An 18 Stationen hat der Mittelwert signifikant zu-, an 3 abgenommen. An den restlichen 60 Stationen ist keine signifikante Änderung im Mittelwert festgestellt worden.

An 39 Stationen hat die Standardabweichung signifikant zu- und an keiner Station signifikant abgenommen. An 42 Stationen wurden keine signifikanten Änderungen der Standardabweichung gefunden.

Obwohl die Autokorrelationen sehr klein sind, wurden an 21 Stationen signifikante Änderungen in ihnen gefunden.

Darüberhinaus sind an **allen** Stationen signifikant mehr Kalendermonatsmaxima und -minima in der zweiten Hälfte zu finden als in der ersten.

5.5.3 Zeitreihenkomponenten

Trend

An 28 Stationen wurde ein progressiver positiver Trend festgestellt, an 26 ein linearer positiver. Es wurde nur ein progressiv fallender und zwei linear fallende Trends detektiert. An 24 Stationen wurde kein signifikanter Trend festgestellt. Die geographische Verteilung der unterschiedlichen Trendarten ist in Abbildung 5.2 wiedergegeben.

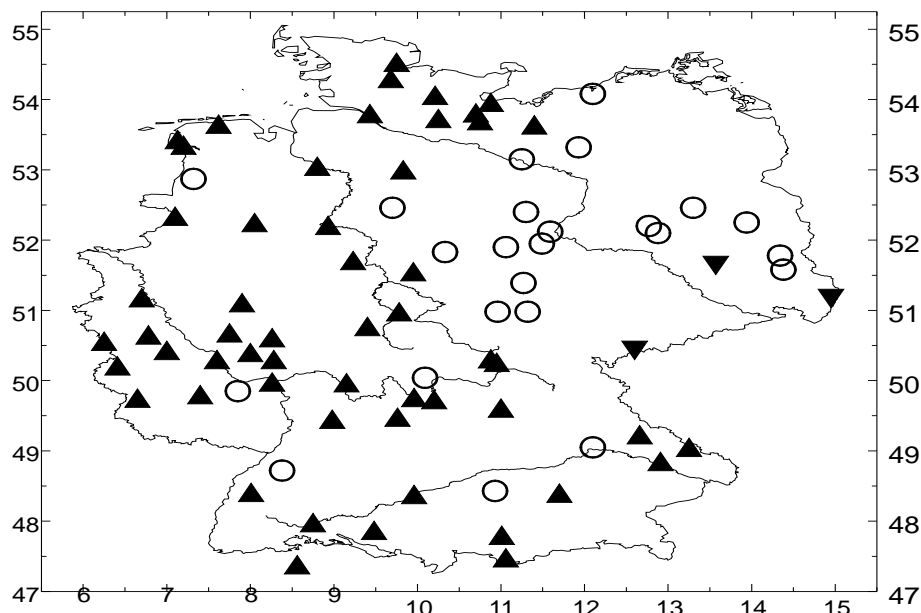


Abbildung 5.2: Geographische Verteilung der Niederschlagstrends mit verschiedenen Vorzeichen. Dreiecke mit der Spitze nach oben bedeuten positive Trends, Dreiecke mit der Spitze nach unten negative und Kreise keine signifikanten Trends.

Bei der Standardabweichung wurden in 7 Fällen progressiv steigende und in 24 Fällen linear steigende Trends gefunden. In den restlichen 50 Fällen wurden keine signifikanten Trends detektiert.

Änderungen im Jahresgang

An 57 Stationen wurde eine signifikante Änderung im Jahresgang gefunden. Davon war in 31 Fällen nur die Amplitude betroffen, nicht aber die Phasenlage. An 16 Stationen traten die Änderungen in der Schwingung mit der Wellenzahl 1 auf. Dabei hat die Amplitude in 5 Fällen zu- und in 11 Fällen abgenommen. Die Phase hat sich in 4 Fällen nach hinten, in 10 Fällen nach vorne verlagert. An 47 Stationen änderten sich die Amplituden von Oberschwingungen. In 13 Fällen änderte sich auch deren Phase.

Von den 58 Stationen mit Veränderungen im Jahresgang der gleitenden Standardabweichung zeigen nur 6 Stationen eine veränderte Phasenlage. In 56 Fällen haben sich die Amplituden der Oberschwingungen verändert, in 6 Fällen die Amplituden der Grundschwingung.

Polynomiale Struktur

In 29 Fällen wird ein Polynom fünften Grades selektiert. In 34 Fällen wird keine polynomiale Komponente gefunden. Alle weiteren Fälle liegen dazwischen. Die erklärten Varianzen der selektierten Polynome liegen bei $.4 \pm .2\%$ und sind damit so gering, daß der polynomiale Anteil nicht weiter diskutiert wird.

Bei 51 Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen wird ein Polynom 5. Grades angepaßt. Da aber auch hier die erklärte Varianz sehr gering ist ($1.5 \pm .9\%$), wird ebenfalls auf eine nähere Untersuchung verzichtet.

Extremereignisse

Es treten ausschließlich Maxima auf, die zwar im Sommer am häufigsten sind, aber gemäß Tabelle 5.30 ihre stärkste Zunahme im Winter und Frühling haben.

Erklärte Varianz

Die erklärten Varianzen der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung liegen bei $21.8 \pm 8.8\%$. Von den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen werden $16.3 \pm 5.4\%$ der Varianz erklärt.

Tabelle 5.30: Verteilung der Anzahl der Extremereignisse auf die Jahreszeiten und Hälften des Untersuchungszeitraums.

Jahreszeit	insg.	1. Hälfte	2. Hälfte	Diff. in %	$p(Diff)$ in %
Winter	53	8	45	462.5	> 99.99
Frühling	45	14	31	121.4	> 99.
Sommer	255	129	126	-2.3	unsign.
Herbst	91	48	43	-10.4	unsign.
Jahr	444	199	245	23.1	95

Harmonische Schwingungen

Es werden 13 Reihen mit signifikanten Abweichungen von der White-Noise-Hypothese gefunden. Dies ist nicht überzufällig viel. Signifikante harmonische Schwingungen werden nur in 3 Zeitreihen gefunden.

5.5.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Auch nach Abzug der signifikanten Zeitreihenkomponenten sind die Verteilungen aller Zeitreihen signifikant von der Gauß-Verteilung zu unterscheiden. Dies zeigt klar, daß der Niederschlag an sich keine Gauß-verteilte Variable ist.

Stationarität

Alle Zeitreihen der Residuen sind mittelwertstationär.

An 26 Stationen hat die Standardabweichung der Residuen signifikant zugenommen. Es werden an 54 Stationen keine signifikanten Instationaritäten gefunden.

Signifikante Instationaritäten der Autokorrelation werden nur noch an 11 Stationen gefunden. Dies ist keine signifikant hohe Anzahl.

An 34 Stationen sind mehr Kalendermonatsminima in der zweiten Hälfte als in der ersten, in 16 Fällen mehr Kalendermonatsmaxima.

5.5.5 Zusammenfassung und Interpretation

Die Niederschlagsstationsreihen sind alle nicht Gauß-verteilt. Bei einem Viertel der Stationen ist der Mittelwert der zweiten Hälfte signifikant höher als in der ersten Hälfte. Die Standardabweichung hat etwa in der Hälfte der Fälle zugenommen. In einem Viertel der

Fälle hat sich die Autokorrelationsfunktion geändert. Bei allen Stationen sind signifikant mehr Kalendermonatsminima und -maxima in der zweiten Hälfte zu finden. Diese Tatsache ist gut verträglich damit, daß nur wenig Veränderung im Mittelwert aber eine Zunahme der Standardabweichung erkannt wird.

Die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung ergibt in etwa zwei Drittel der Fälle einen positiven und nur in drei Fällen einen negativen Trend. Bei den Standardabweichungen wird in etwa 40% der Fälle ein positiver Trend und in den restlichen Fällen kein signifikanter Trend gefunden.

In etwa zwei Drittel der Fälle hat sich der Jahresgang der Beobachtungen und der Jahresgang der Standardabweichung signifikant verändert. Davon sind im wesentlichen aber nur die Oberschwingungen betroffen.

Alle 444 gefundenen Extremereignisse sind positiv. Die meisten davon liegen im Sommer, aber die stärkste Zunahme der Anzahl dieser Extrema findet sich im Winter, wo in der zweiten Hälfte mehr als 5 mal so viele gefunden werden als in der ersten. Diese Extremereignisse können nicht von der Verteilung der restlichen Werte unterschieden werden, da diese nicht Gauß-verteilt sind. Sie sind daher als zufällige seltene Ereignisse zu betrachten.

Es wurde keine signifikante Anzahl von harmonischen Schwingungen entdeckt.

Durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung entstehen nicht Gauß-verteilte Residuen, von denen etwa ein Drittel nicht varianzstationär ist. Damit können diese Residuen als nicht Gauß-verteilt Rauschen mit z.T. zunehmender Varianz angesehen werden.

Da die Methode der kleinsten Quadrate, die zur Bestimmung der strukturierten Komponenten verwendet wurde, nur unter der Annahme von Gauß-verteilten Residuen zuverlässige Schätzer ergibt, sind die oben angegebenen Ergebnisse mit Vorsicht zu betrachten. Durch die Eliminierung der 444 Extremereignisse sind die Schätzer für Trend und Jahresgang allerdings schon deutlich robustifiziert. Dadurch und durch die gute Übereinstimmung mit den Ergebnissen der Voruntersuchungen kann davon ausgegangen werden, daß zumindest die Vorzeichen der Trends, wenn auch womöglich nicht deren Form, richtig bestimmt worden ist.

5.6 41 europäische Zeitreihen beobachteter Temperatur

5.6.1 Einleitung

Für die Analyse der mittleren monatlichen bodennahen Lufttemperatur in Europa stehen 41 wahrscheinlich nicht inhomogene Zeitreihen von WMO-Stationen zur Verfügung [31]. Eine Liste der Stationen befindet sich in Anhang B. Trotz der hohen Repräsentanz der monatlichen Temperaturmittel, können damit nicht alle Bereiche Europas gut erfaßt werden. Eine flächendeckende Analyse der Europäischen Temperaturen wird daher im nächsten Abschnitt anhand eines Gitterpunktdatensatzes besprochen. Die Analyse der Stationsdaten wird jedoch vorweggestellt, da in diesen durchaus noch Effekte sichtbar sein können, die in dem daraus durch Mittelung entstandenen Gitterpunktdatensatz nicht mehr erkennbar sind.

5.6.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Die Verteilung aller 41 Zeitreihen unterscheidet sich signifikant von der Gauß-Verteilung.

Stationarität

Bei 39 Zeitreihen ist keine Instationarität des Mittelwertes feststellbar, in einem Fall hat er signifikant zugenommen.

Die Standardabweichung hat an 2 Stationen signifikant zugenommen. Die restlichen 39 Stationen zeigen keine signifikante Veränderung.

Es werden keine signifikanten Autokorrelationsinstationaritäten gefunden.

In 26 Fällen liegen signifikant mehr Kalendermonatsminima in der ersten Hälfte als in der zweiten.

5.6.3 Zeitreihenkomponenten

Trend

An 29 Stationen wird ein linear steigender Trend gefunden. Drei Stationen zeigen einen progressiv steigenden, 2 Stationen einen degressiv steigenden und an 6 Stationen keinen Trend. An einer Station (De Bilt) liegt ein schwacher aber progressiv fallender Trend vor.

Die gleitenden Standardabweichungen zeigen an 35 Stationen keinen signifikanten und an 6 Stationen einen progressiv fallender Trend.

Änderungen im Jahresgang

Der Jahresgang hat sich an 29 Stationen geändert. Dies betrifft bei 19 Stationen auch die Phasenlagen. Bei 24 Stationen haben sich die Amplituden der Oberschwingungen verändert und bei 3 Stationen auch deren Phasenlagen. Bei den in Tabelle 5.31 angegebenen 18 Stationen haben sich sowohl die Phasenlage als auch die Amplitude der Grundschiwingung des Jahresgangs verändert. Man kann klar eine geographische Verteilung erkennen. So sind die stärksten positiven Phasenänderungen im Nordwesten Europas, die stärksten negativen im Osten Europas zu finden (s. auch [43]).

Tabelle 5.31: Signifikante Änderungen der Amplitude und Phasenlage des Jahresgangs (nur Grundschiwingung) europäischer Zeitreihen der Temperatur (sortiert nach Änderung der Phasenlage).

Ort	Amplitudenänderung		Änderung der Phasenlage
	absolut [$.1 K$]	relativ [%]	in Tagen
De Bilt	-19.02	-22.59	12.24
Säntis	-2.96	-4.04	11.09
Cent. England	2.48	4.02	6.28
Oxford	3.50	5.47	5.81
Belfast	4.90	9.27	4.95
Zürich	-6.16	-6.66	4.79
Genf	-5.12	-5.50	4.32
Basel	-6.91	-7.60	4.10
Kiew	-19.60	-14.61	1.51
Budapest	-9.26	-8.21	-5.55
Astrahan	-13.49	-8.39	-2.84
Tivlis	-7.32	-6.30	-2.97
Maarianhamina	7.76	8.41	-4.78
Haparanda	12.09	9.40	-5.73
Oulu	9.34	7.47	-5.97
Athen	-2.07	-2.24	-6.91
Arhangel	-4.10	-2.94	-7.31
Luqa	5.79	8.43	-7.32

Wellenzahl

Die Amplitude des Jahresgangs der Standardabweichung hat sich in 32 Fällen signifikant verändert. Die Phasenlage hat sich demgegenüber in 6 Fällen verändert. Diese 6 Fälle entsprechen den Änderungen in der Grundschiwingung. Die 30 Fälle, in denen sich Oberschwingungen verändert haben, zeigen keinerlei Veränderungen in der Phasenlage.

Tabelle 5.32: Anzahl der Extremereignisse in Abhängigkeit von der Jahreszeit und dem Zeitraum, sowie die Wahrscheinlichkeit $p(Diff)$ dafür, daß die Differenz zwischen der Anzahl der Extremereignisse in beiden Zeitreihenhälften überzufällig ist.

Jahreszeit	insg.	1. Hälfte	2. Hälfte	Diff. in %	$p(Diff)$ in %
Winter	199	71	128	80.3	> 99.99
Frühling	4	2	2	0.0	
Sommer	1	1	0		
Herbst	4	2	2	0.0	
Jahr	208	76	132	73.7	> 99.99

Polynomiale Struktur

Es treten hauptsächlich polynomiale Strukturen der Ordnung 4 und 5 auf, die aber wegen der geringen erklärenden Varianz von $1.2 \pm 1.0\%$ nicht weiter diskutiert werden.

In den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen werden hauptsächlich Polynome mit der Ordnung 3 und 4 gefunden, die $1.7 \pm 1.1\%$ der Varianz erklären und nicht weiter untersucht wurden.

Extremereignisse

Die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung hat 208 Extremereignisse entdeckt. Davon lagen 199 im Winter. Nur 8 Extremereignisse sind besonders warme Monate. Davon liegen 4 im Winter. Die Verteilung der Extremereignisse auf die unterschiedlichen Jahreszeiten und Zeitreihenhälften ist in Tabelle 5.32 dargestellt. Es ist deutlich zu erkennen, daß die Anzahl der Extremereignisse im Winter (extrem kalte Winter) und bezogen auf das ganze Jahr höchst signifikant zugenommen hat. Die geographische Verteilung der Minima ist in Abbildung 5.3 dargestellt.

Erklärte Varianz

Durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung kann $93.4 \pm 1.8\%$ der Varianz der Zeitreihen erklärt werden. Diese hohen Werte kommen daher, daß die Stationszeitreihen einen sehr ausgeprägten Jahresgang aufweisen. Von den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen werden $30.0 \pm 12.1\%$ der Varianz erklärt.

Harmonische Schwingungen

Nach Abzug der strukturierten Komponenten unterscheiden sich die Zeitreihen der monatlichen Mitteltemperaturen höchst signifikant von weißem Rauschen. Dies liegt an der nach wie vor existierenden Autokorrelation.

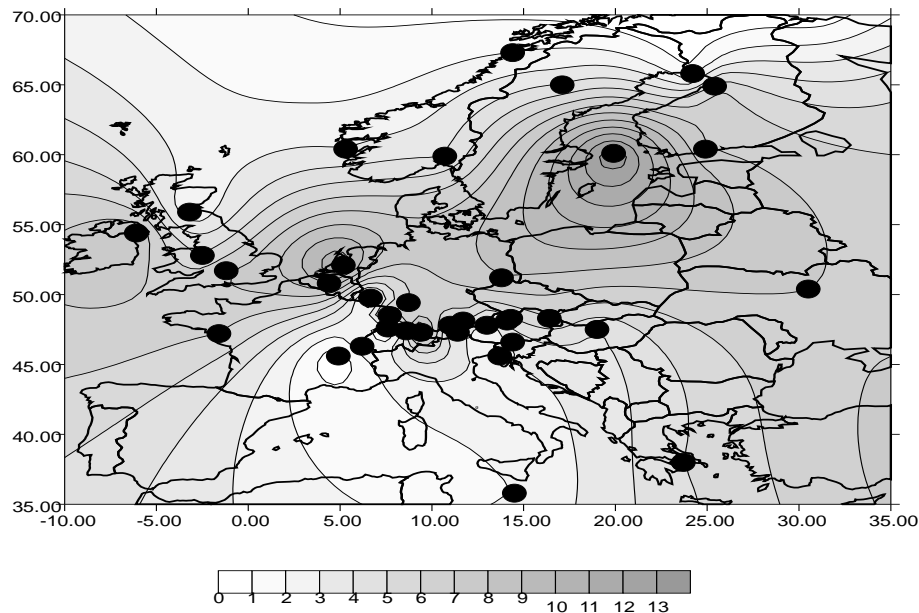


Abbildung 5.3: Geographische Verteilung der extremen Kaltereignisse für den Zeitraum von 1891 bis 1990. Die zugrundeliegenden Stationen sind als Punkte eingezeichnet.

In 18 der 41 Zeitreihen hat die signifikanteste harmonische Schwingung die Periode 92.31 Monate (ca. 7.7 Jahre). In 12 Fällen kann diese Schwingung signifikant sein. Unabhängig davon ist es überzufällig, wenn in 18 von 41 Fällen die gleiche von 600 möglichen Perioden im Periodogramm als signifikanteste hervortritt.

5.6.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Nach der Eliminierung der strukturierten Komponenten sind nur noch die Verteilungen von 3 Reihen signifikant von der Gauß-Verteilung zu unterscheiden. Dieser Anteil ist nicht überzufällig.

Stationarität

Alle Zeitreihen der Residuen sind mittelwertstationär.

In den Residuen wird eine signifikante Zunahme und 4 signifikante Abnahmen der Standardabweichung gefunden. Dies ist nicht überzufällig.

Nach der Eliminierung der strukturierten Komponenten erscheinen 9 Residuenreihen als nicht autokovarianzstationär. Dies ist ein signifikanter Anteil.

In 15 Fällen lag die Anzahl der Kalendermonatsminima in der zweiten Hälfte signifikant unter der der ersten Hälfte.

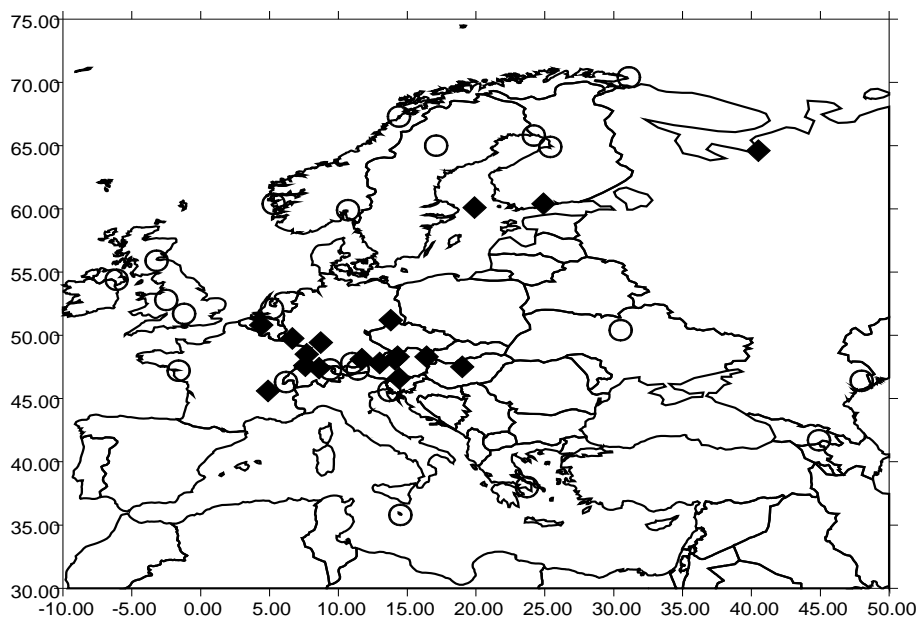


Abbildung 5.4: Stationen, an denen der signifikanteste Peak im Periodogramm bei 92.31 Monaten zu finden ist, sind durch Rechtecke markiert. Stationen an denen diese Schwingung nicht die signifikanteste ist, sind als Kreise dargestellt.

5.6.5 Zusammenfassung und Interpretation

Die Zeitreihen monatlicher Mitteltemperaturen an 41 europäischen Stationen sind nicht Gauß-verteilt. Die Mittelwerte haben signifikant zugenommen. Die Standardabweichungen haben sich nicht signifikant verändert.

Es werden im wesentlichen signifikante positive Trends gefunden. An den meisten Stationen liegt kein signifikanter Trend der Standardabweichung vor.

Es werden signifikante Änderungen in den Amplituden und Phasenlagen des Jahresgangs detektiert. Dabei hat die Amplitude des Jahresgangs bei den britischen und skandinavischen Stationen signifikant zu- und ansonsten abgesehen von Luqa (auf Malta) abgenommen. Positive Änderungen der Phasenlage werden v.a. im Nordwesten, negative Änderungen v.a. im Osten Europas gefunden.

Es werden knapp 200 extrem kalte Wintermonate detektiert, von denen wiederum fast 2 Drittel in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums liegen. Damit hat sich die Anzahl extrem kalter Winter in der zweiten gegenüber der ersten Hälfte fast verdoppelt.

An 18 Stationen hat die signifikanteste Schwingung eine Periode von 92.31 Monaten (ca. 7.7 Jahre). Dies ist in guter Übereinstimmung mit den Ergebnissen der Untersuchung der deutschen Gebietsmitteltemperatur und der 9 deutschen Stationsreihen.

Die Residuen sind alle Gauß-verteilt und stationär (mit wenigen Ausnahmen bezüglich der Autokorrelation), so daß davon ausgegangen werden kann, daß alle wesentlichen Strukturen der europäischen Stationsreihen der Monatsmitteltemperatur gefunden wurden.

5.7 Europäischer Gitterpunktdatensatz der Temperatur

5.7.1 Einleitung

Nachdem im letzten Abschnitt Stationsdaten der Temperatur untersucht worden sind, soll nun eine flächendeckende Analyse des europäischen Temperaturfeldes folgen. Dabei ist zu beachten, daß der in Abschnitt 3 vorgestellte, 52 Gitterpunkte umfassende Datensatz aus gemittelten Stationsreihen besteht. Somit können einige Effekte, die in einzelnen Reihen zu sehen sind in diesem Gitterpunktdatensatz verschwunden sein. Andererseits verringert die Mittelung auch den Einfluß einzelner Fehlbeobachtungen.

5.7.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Von den 52 Zeitreihen zeigen 23 eine signifikante Abweichung von der Gauß-Verteilung. Diese treten hauptsächlich über Zentraleuropa auf (s. Abb. 5.5).

Stationarität

Der Mittelwert hat an 34 Gitterpunkten zugenommen und ist an 15 unverändert geblieben (s. Abb. 5.5). Demgegenüber hat die Standardabweichung an 32 Gitterpunkten abgenommen und ist an 16 konstant geblieben. 19 Gitterpunkte (v.a. in Westeuropa) zeigen Autokovarianzstationarität. Die Anzahl der Kalendermonatsminima hat an 31 Gitterpunkten (insbesondere in Westeuropa) signifikant abgenommen, während sich bei den Kalendermonatsmaxima keine signifikante Änderung zeigt.

5.7.3 Zeitreihenkomponenten

Trend

Wie Abbildung 5.6 zu entnehmen ist, stehen 42 positiven Trends nur 5 negative gegenüber. Da diese negativen Trends ungleichmäßig verteilt und 5 negative Trends auf einem 90% Signifikanzniveau bei 52 Zeitreihen durch Zufall zu erwarten sind, kann man von einem einheitlich positiven Trend ausgehen. Bei der Standardabweichung beobachtet man genau den gegenteiligen Effekt. Zwar zeigen dort 21 Gitterpunkte keinen Trend, dem stehen aber 29 negative und nur 2 positive gegenüber.

Änderungen im Jahresgang

Der Jahresgang hat sich an 30 Gitterpunkten signifikant verändert. Davon hat bei 24 Gitterpunkten die Amplitude der Grundschiwingung des Jahresgangs zugenommen. Abb. 5.7 ist zu entnehmen, daß dies insbesondere den osteuropäischen Raum betrifft. Die Phasenlage hat sich nur an 7 Gitterpunkten signifikant verändert. Dies ist unsignifikant wenig. Der Jahresgang der Standardabweichung hat sich an 42 Stationen geändert. In 22 Fällen betrifft dies die Grundschiwingung, deren Amplitude in 19 Fällen zu- und in 3 abgenommen hat. Änderungen in der Phasenlage der Standardabweichung sind nur in Osteuropa und südlich von Island zu erkennen.

Polynomiale Struktur

Es werden Polynome dritten bis fünften Grades detektiert, die wenige Prozent der Varianz erklären. Sie werden nicht weiter diskutiert. In den Zeitreihen der Standardabweichung werden v.a. Polynome vierten und fünften Grades gefunden.

Extremereignisse

Es werden 231 Extremereignisse detektiert, von denen 148 in der ersten und 83 in der zweiten Hälfte liegen. In der ersten Hälfte sind 32 extrem warme Monate gefunden worden, in der zweiten waren es 9. Die restlichen 190 Extremwerte sind Kalt ereignisse. Davon lagen 161 im Winter, 12 im Frühling, 16 im Herbst und nur eins im Sommer.

Abb 5.8 ist zu entnehmen, das die Warmereignisse hauptsächlich auf Skandinavien und den äussersten Westen Europas beschränkt sind, während die Kalt ereignisse vornehmlich Zentraleuropa betreffen.

Erklärte Varianz

Die durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung erklärten Varianzen liegen mit $11 \pm 6\%$ nicht sehr hoch (s. Abb. 5.9). Von der Varianz der Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen werden $31 \pm 12\%$ erklärt.

Harmonische Schwingungen

Die Residuenreihen unterscheiden sich alle signifikant von weissem Rauschen. Jedoch werden in 16 Fällen signifikanteste harmonische Anteile mit einer Periode von 92.31 Monaten festgestellt.

5.7.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Nach der Eliminierung der strukturierten Komponenten sind nur noch die Zeitreihen von 11 Gitterpunkten nicht Gauß-verteilt. Gemäß Abb. 5.10 liegen diese Gitterpunkte alle in Osteuropa.

Stationarität

Alle Mittelwerte sind stationär. Nach der Eliminierung der strukturierten Komponenten erkennt man, daß v.a. in den stark maritim beeinflussten Gebieten (31 Gitterpunkte) die Standardabweichung abgenommen hat. Ebenso sieht man Autokovarianzinstationarität an 17 Gitterpunkten, die alle in Küstennähe liegen. Auch die Anzahl der Kalendermonatsmaxima hat insbesondere in Küstennähe (17 Gitterpunkte) abgenommen. Die Anzahl der Kalendermonatsminima hat an 18 Gitterpunkten v.a. in West- und Zentraleuropa abgenommen.

5.7.5 Zusammenfassung und Interpretation

An etwa der Hälfte der Gitterpunkte (v.a. in Zentraleuropa) sind die Zeitreihen nicht Gauß-verteilt. In zwei Drittel der Fälle hat der Mittelwert zu- und die Standardabweichung abgenommen. Die Autokorrelation ist an 19 Gitterpunkten (insbesondere in Westeuropa) instationär. Darüber hinaus sind an 31 v.a. westeuropäischen Gitterpunkten signifikant mehr minimale Kalendermonatswerte in der ersten Hälfte der Zeitreihen zu finden, als in der zweiten.

Man kann über Europa von einem flächendeckenden positiven Trend ausgehen. Der Trend der Standardabweichung ist demhingegen insbesondere in Küstennähe negativ.

Vor allem in Osteuropa ist eine klare Zunahme der Jahresgangsamplitude zu erkennen.

Es werden 231 extreme Ereignisse registriert, wobei die Kaltereignisse mit 190 Fällen überwiegen. Von diesen Kalteereignissen liegen 161 im Winter. Während die Warmereignisse hauptsächlich den Rand Europas betreffen, kommen die Kaltereignisse hauptsächlich über Zentraleuropa vor.

Nach der Eliminierung der strukturierten Komponenten weicht die Verteilung der Zeitreihen an 11 vornehmlich im Osten Europas liegenden Gitterpunkten von der Gauß-Verteilung ab. Die Abnahme der Standardabweichung insbesondere im Küstenbereich tritt klar hervor. Auch die Autokorrelation ist in Küstennähe instationär.

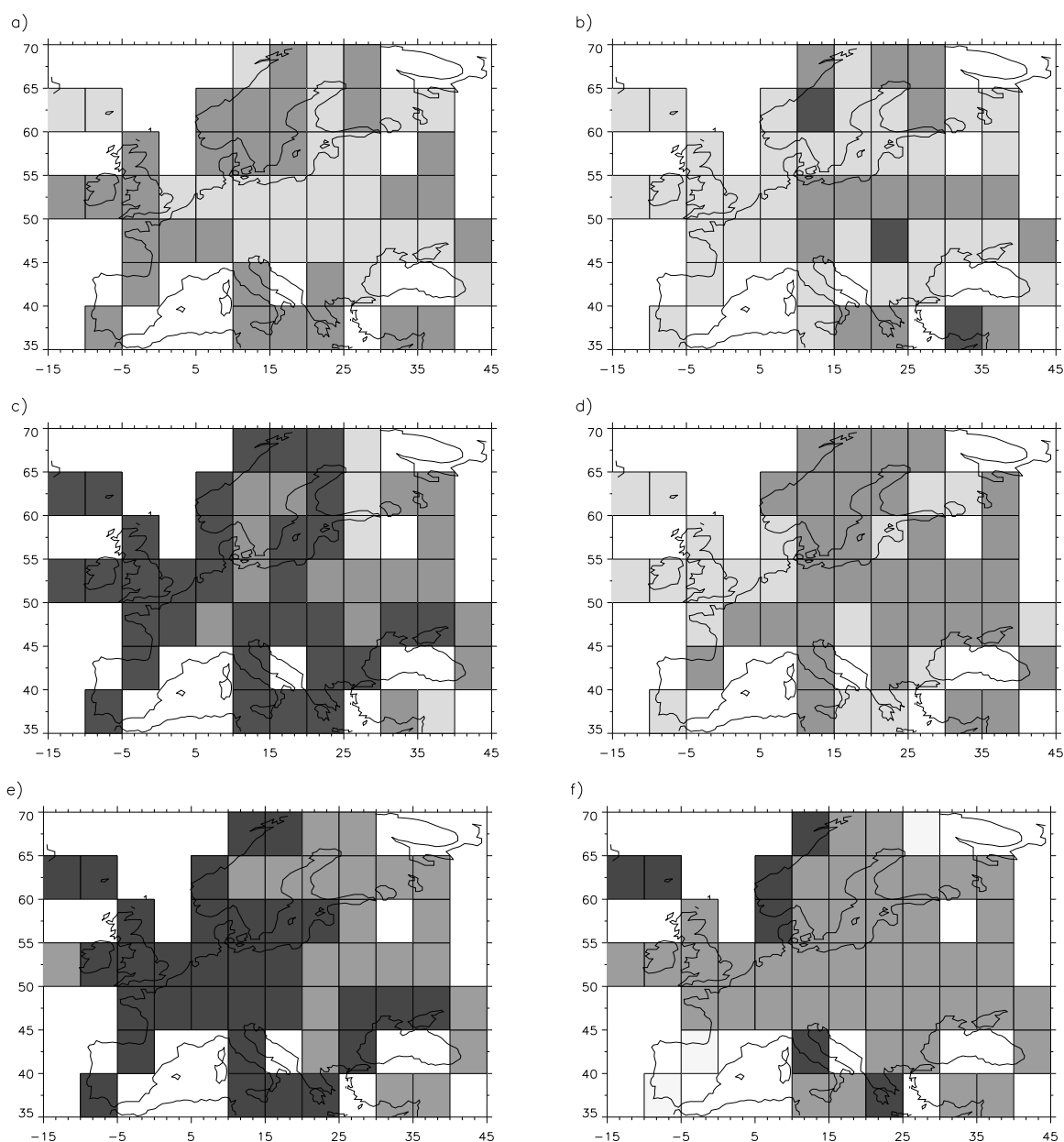


Abbildung 5.5: Statistische Eigenschaften des Gitterpunktdatensatzes: a) Abweichungen von der Gaußverteilung, b) Mittelwertinstationaritäten, c) Varianzinstationaritäten, d) Autokovarianzinstationaritäten, e) Kalendermonatsminima in erster Hälfte und f) Kalendermonatsmaxima in erster Hälfte. In a) und d) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Veränderung. In b) und c) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Zunahme, das mittlere Grau keine signifikante Änderung und das dunklere Grau eine signifikante Abnahme. In e) und f) bedeutet das hellere Grau, daß überzufällig viele Kalenderextrema in der ersten Hälfte sind, das dunklere Grau, daß überzufällig wenig Kalenderextrema in der ersten Hälfte und das mittlere Grau, daß keine Aussage möglich ist.

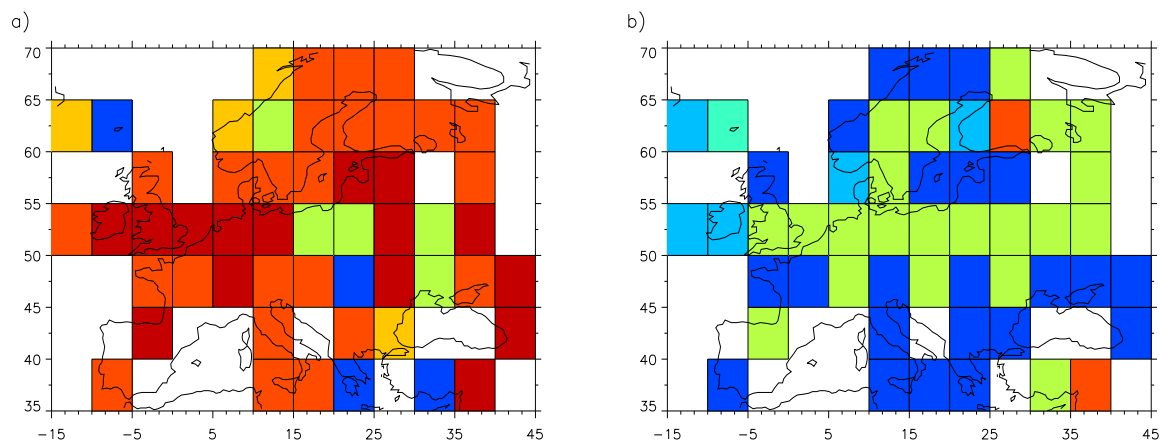


Abbildung 5.6: Trendart a) der Gitterpunktzeitreihen und b) der Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen. Dunkel-rot = progressiv steigend; hell-rot = linear steigend; orange = degressiv steigend; grün = kein Trend; türkis = degressiv fallend; hell-blau = linear fallend; dunkel-blau = progressiv fallend.

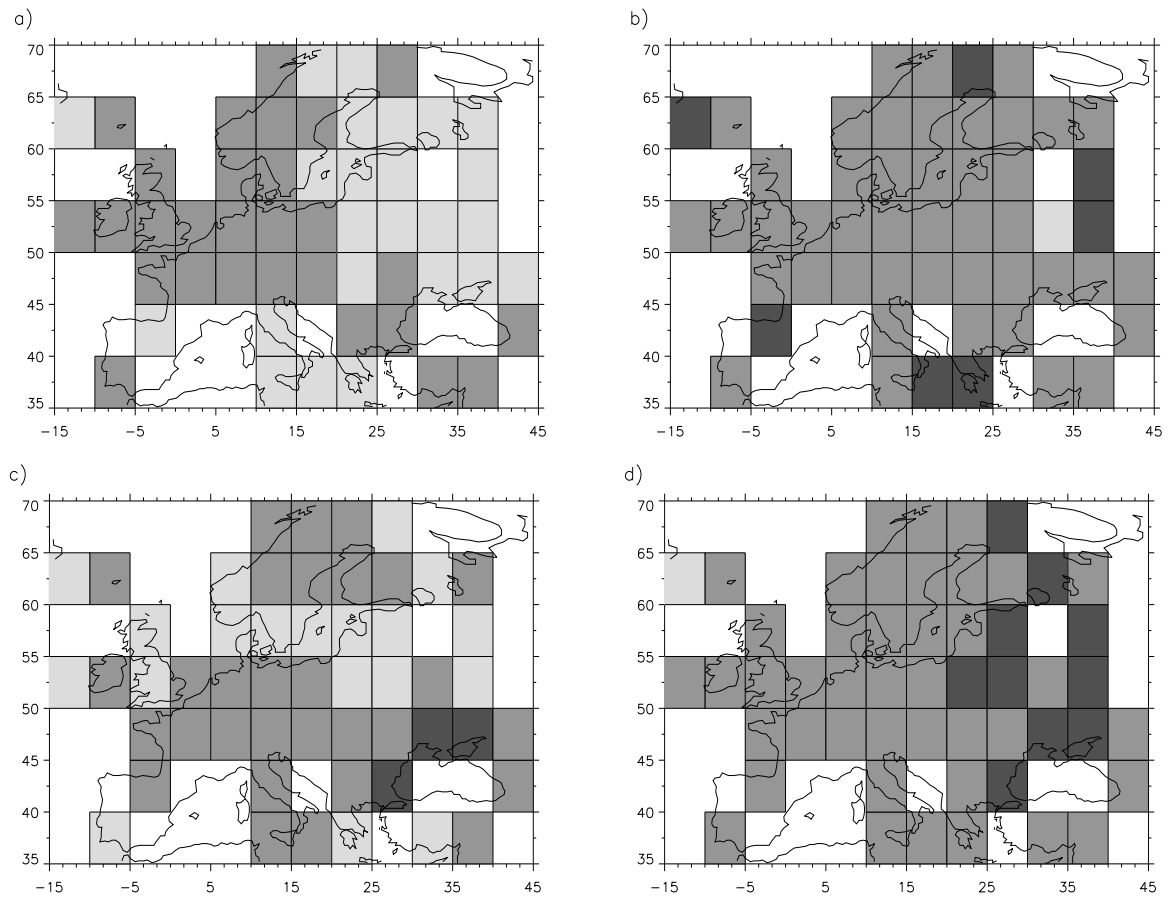


Abbildung 5.7: Änderungen im Jahresgang. a) Amplitudenänderung im mittleren Jahresgang, b) Phasenänderung im mittleren Jahresgang, c) Amplitudenänderung im Jahresgang der Standardabweichung, d) Phasenänderung im Jahresgang der Standardabweichung. Helles Grau entspricht einer Zunahme der Werte, dunkles Grau einer Abnahme und mittleres Grau keiner signifikanten Änderung

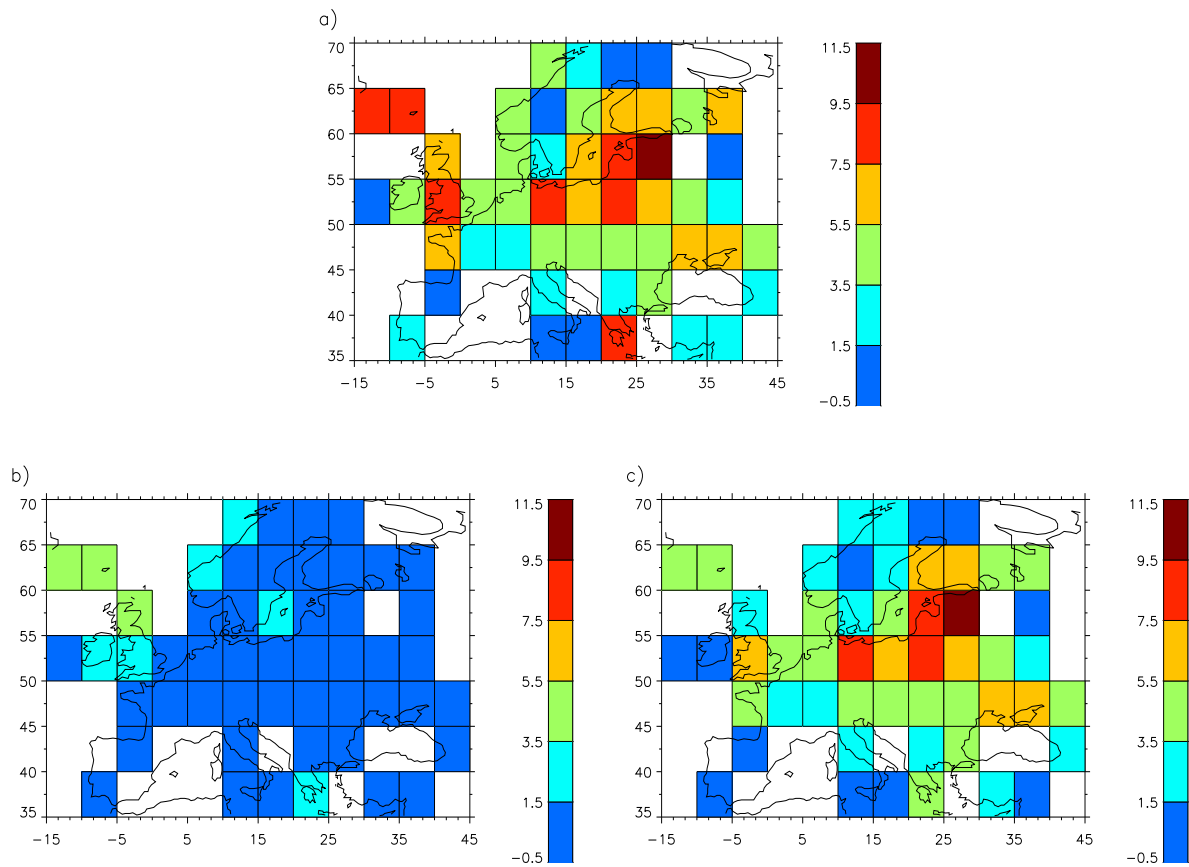


Abbildung 5.8: Anzahl der Extremereignisse: a) alle Ereignisse, b) extrem hohe Werte, c) extrem niedrige Werte.

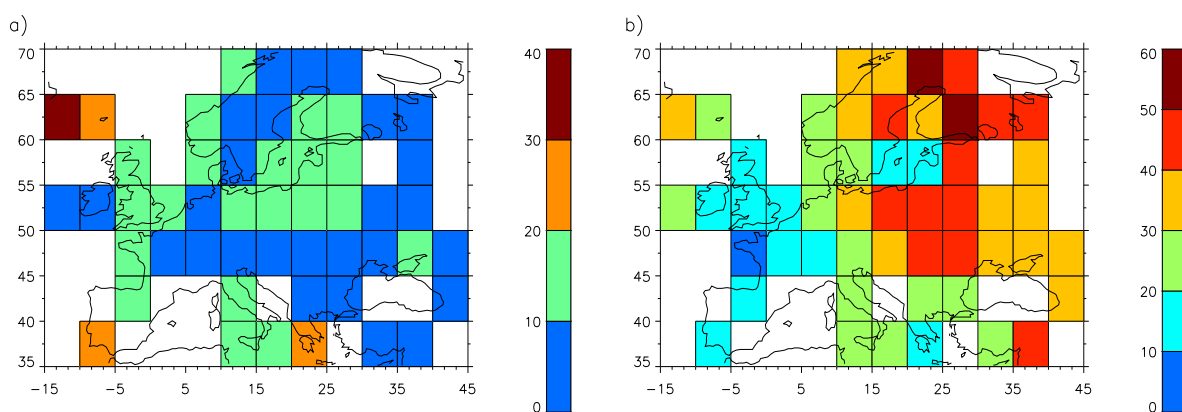


Abbildung 5.9: a) Durch die strukturierte Komponente erklärte Varianz, b) erklärte Varianz an den Reihen der gleitenden Standardabweichungen der Gitterpunktdaten.

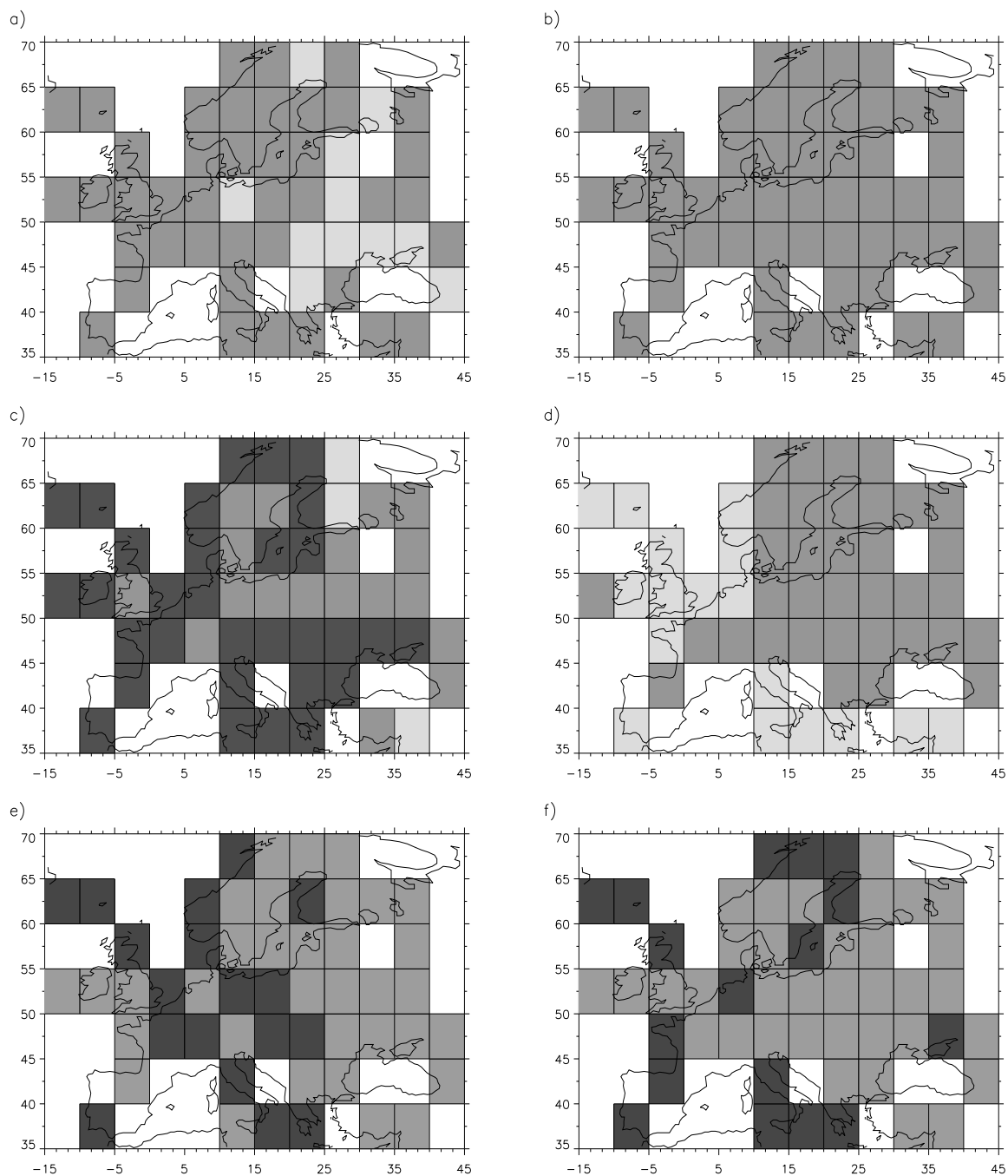


Abbildung 5.10: Statistische Eigenschaften des Gitterpunktdatensatzes nach Abzug der strukturierten Komponenten: a) Abweichungen von der Gaußverteilung, b) Mittelwertinstationaritäten, c) Varianzinstationaritäten, d) Autokovarianzinstationaritäten, e) Kalendermonatsminima in erster Hälfte und f) Kalendermonatsmaxima in erster Hälfte. In a) und d) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Veränderung. In b) und c) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Zunahme, das mittlere Grau keine signifikante Änderung und das dunklere Grau eine signifikante Abnahme. In e) und f) bedeutet das hellere Grau, daß überzufällig viele Kalenderextrema in der ersten Hälfte sind, das dunklere Grau, daß überzufällig wenig Kalenderextrema in der ersten Hälfte und das mittlere Grau, daß keine Aussage möglich ist.

5.8 Europäischer Gitterpunktdatensatz des Niederschlags

5.8.1 Einleitung

Um eine flächendeckende Analyse der zeitlichen Änderungen des Niederschlags über Europa zu erhalten wird nun der an 83 Gitterpunkten vorliegende Gitterpunktdatensatz des Niederschlags ausgewertet.

5.8.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Von den 83 untersuchten Zeitreihen unterscheiden sich nur 2 nicht signifikant von der Gauß-Verteilung.

Stationarität

An 56 Gitterpunkten gibt es keinen signifikanten Unterschied zwischen den Mittelwerten der ersten und zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums. An 25 Gitterpunkten hat der Mittelwert zugenommen. Diese Zunahmen sind gemäß Abb. 5.11 vor allem über Skandinavien zu finden.

Signifikante Zunahmen der Standardabweichung werden an 33 Gitterpunkten gefunden, während an 47 (v.a. in Osteuropa) keine signifikanten Veränderungen in der Standardabweichung auftreten.

Autokovarianzstationarität wird an 24 Gitterpunkten entdeckt. Diese sind im wesentlichen in drei große Gruppen zusammengefaßt (s. Abb. 5.11).

Die Anzahl der Kalendermonatsmaxima ist in 32 Fällen in der ersten Zeitreihenhälfte signifikant größer als in der zweiten. Die Anzahl der Kalendermonatsminima hat in 22 Fällen signifikant zugenommen.

5.8.3 Zeitreihenkomponenten

Trend

Es werden 39 positive Trends entdeckt, von denen 20 progressiv und 18 linear sind. An 31 Gitterpunkten ist kein signifikanter und an 13 ein negativer Trend zu sehen. Abb. 5.12 ist zu entnehmen, daß die negativen Niederschlagstrends v.a. im Bereich des Mittelmeeres gefunden werden, während die positiven v.a. in Nord- und Osteuropa dominieren.

Tabelle 5.33: Anzahl der Extremereignisse sortiert nach Jahreszeit und Zeitreihenhälfte, sowie relative Differenz zwischen den Zeitreihenhälften und Wahrscheinlichkeit dafür, daß diese Differenz überzufällig ist $p(Diff)$.

Jahreszeit	Gesamt	1. Hälfte	2. Hälfte	rel. Diff. [%]	$p(Diff)$
Winter	115	32	83	159	> 99.99
Frühling	42	16	26	63	> 90
Sommer	96	38	58	53	> 95
Herbst	152	52	100	92	> 99.99
Jahr	405	138	267	93	> 99.99

Bei der Standardabweichung werden 39 positive Trends festgestellt, von denen 30 linear sind. In 34 Fällen wird kein und in 10 Fällen ein negativer Trend gefunden. Die räumliche Verteilung der Trends der Standardabweichung ist in Abbildung 5.12 dargestellt.

Änderungen im Jahresgang

Der Jahresgang des Niederschlags hat sich an 52 Gitterpunkten verändert. Davon sind in allen Fällen die Oberschwingungen betroffen, aber nur in 10 Fällen die Grundschiwingung. Obwohl 10 von 81 noch keine signifikante Anzahl ist, fällt doch auf, daß 4 der 10 Gitterpunkte im östlichen Mittelmeer liegen (s. Abb. 5.13).

Der Jahresgang der Standardabweichung hat sich zwar in 65 Fällen verändert, aber nur in 12 Fällen war davon die Grundschiwingung betroffen (s. Abb. 5.13).

Polynomiale Struktur

In 32 Fällen wird keine polynomiale Struktur entdeckt, in den restlichen Fällen erklären diese weniger als 1 Prozent der Varianz. Bei den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichung werden hauptsächlich Polynome der Ordnung 3 bis 5 entdeckt, die 2 bis 5 Prozent der Varianz erklären.

Extremereignisse

Es werden insgesamt 405 Extremereignisse detektiert. Darunter sind nur 5 Minima, die alle in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums auftraten und von denen 4 an der Ostküste der Türkei registriert wurden. Die Verteilung der Extremereignisse auf die Jahreszeiten und Zeitreihenhälften ist in Tabelle 5.33 dargestellt.

Abb. 5.14 ist zu entnehmen, daß besonders viele Extremereignisse im Mittelmeerraum und am Übergang zwischen dem maritimen und kontinentalen Klima auftreten.

Erklärte Varianz

Durch die strukturierten Komponenten kann $37 \pm 15\%$ der Varianz der Gitterpunktzeitreihen des Niederschlags erklärt werden. Von den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen werden $35 \pm 15\%$ der Varianz erklärt.

Harmonische Schwingungen

In 46 Fällen unterscheiden sich die Residuenreihen von weißem Rauschen. Signifikante Schwingungen unterschiedlicher Perioden werden in 9 Fällen entdeckt. Dies ist unsignifikant wenig.

5.8.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Die Verteilung von 67 Residuenreihen unterscheiden sich noch signifikant von der Gauß-Verteilung.

Stationarität

Es werden keine Mittelwertinstationaritäten entdeckt. Zunahmen der Standardabweichung werden in 43 Fällen registriert. In 35 Fällen ist die Standardabweichung der zweiten Hälfte nicht signifikant von der Standardabweichung der ersten Hälfte zu unterscheiden (s. Abb. 5.16).

Autokovarianzinstationarität wird nur in 8 Fällen detektiert. Dies ist unsignifikant wenig.

In 29 Fällen hat die Anzahl der Kalendermonatsminima zugenommen, an 17 Gitterpunkten hat die der -maxima.

5.8.5 Zusammenfassung und Interpretation

Nur an zwei Gitterpunkten ist die Verteilung der monatlichen Niederschlagssummen nicht signifikant von der Gauß-Verteilung zu unterscheiden. An 30% der Gitterpunkte (insb. in Nord- und Osteuropa) hat der Niederschlag, an etwa 40% der Gitterpunkte die Standardabweichung des Niederschlags zugenommen. Diese liegen insbesondere im Westen Europas. Im Einklang damit ist an über 25% der Gitterpunkte die Anzahl der Kalendermonatsminima und an knapp 40% die Anzahl der Kalendermonatsmaxima in der zweiten Hälfte größer als in der ersten.

Die Amplitude des Jahresgangs hat an 3 Gitterpunkten im östlichen Mittelmeer abgenommen.

Von den 405 Extremereignisse sind 400 Starkniederschlagsereignisse. Diese sind insbesondere im Mittelmeerraum und im Übergangsbereich zwischen maritimem und kontinentalem Klima zu finden. Eine signifikante Zunahme der Extremereignisse ist in allen Jahreszeiten zu erkennen, insbesondere aber im Winter und Herbst, wo mit zusammen 267 die größte Anzahl an Extremereignissen liegt.

Die Residuen sind nicht mittelwert- und kovarianzstationär. Die Standardabweichung und die Anzahl der Kalendermonatsminima und -maxima ist in der zweiten Hälfte signifikant größer.

Beim Niederschlag in Europa zeigen die Analysen also einen positiven Trend im Mittel und in der Standardabweichung, d.h. eine Zunahme im Mittel und in der Variabilität. Unabhängig davon wird eine signifikante Zunahme der Extremereignisse festgestellt, die insbesondere im Herbst und Winter höchst signifikant ist. Dabei ist zu beachten, daß durch die positive Schiefe der Niederschlagsverteilung die Wahrscheinlichkeit für sehr große Werte mit der Standardabweichung schneller zunimmt als dies bei der Gauß-Verteilung der Fall wäre. Daher kann es sein, daß die Zunahme der Extremereignisse nicht unabhängig von der Zunahme der Standardabweichung zu betrachten ist. Sicher ist jedoch, daß die beobachtete Zunahme der Standardabweichung nicht die Folge der Zunahme der Extremereignisse sein kann, da diese in die Schätzung der zeitlichen Struktur der Standardabweichung eingegangen sind.

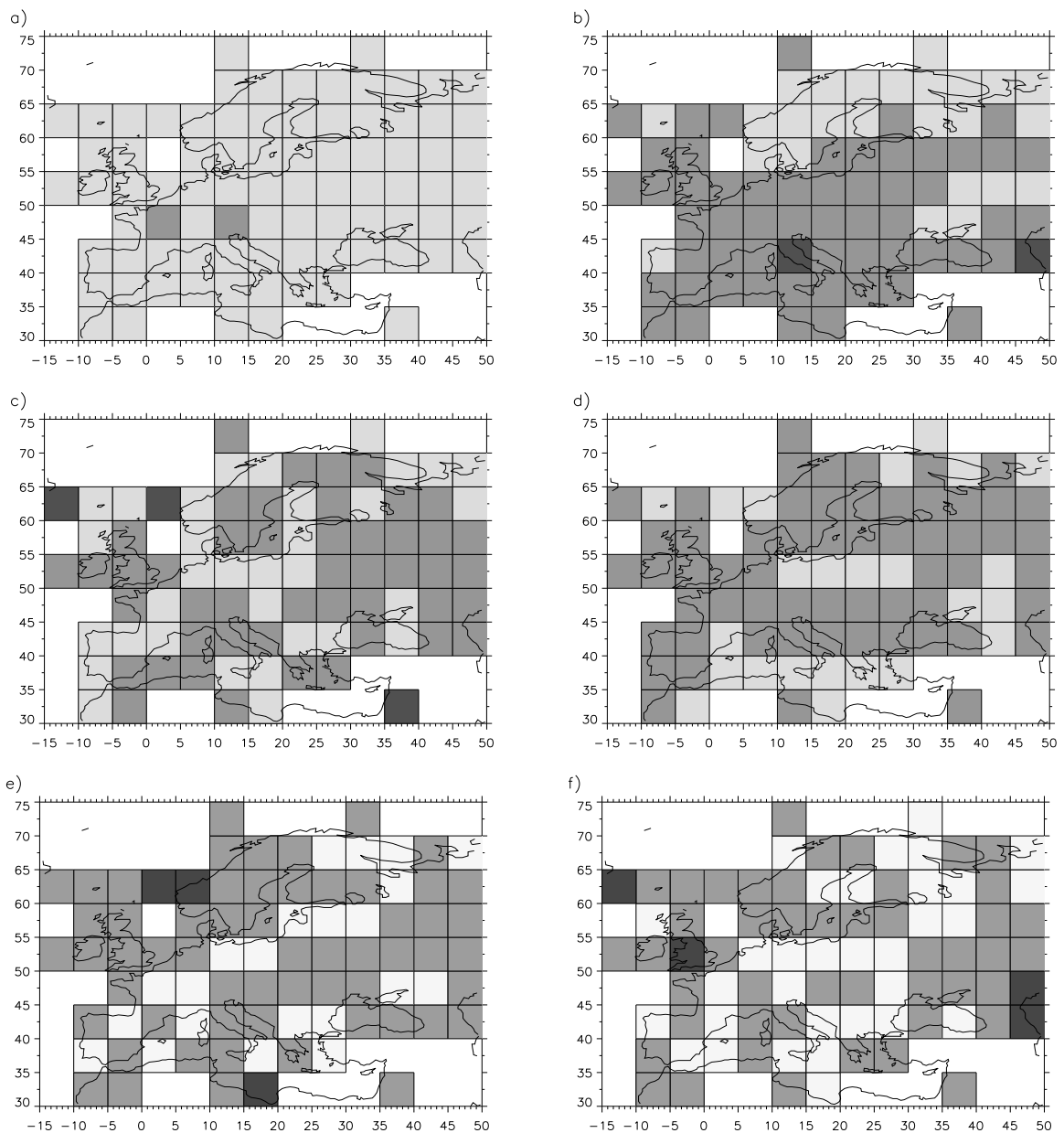


Abbildung 5.11: Statistische Eigenschaften des Gitterpunktdatensatzes: a) Abweichungen von der Gaußverteilung, b) Mittelwertinstationaritäten, c) Varianzinstationaritäten, d) Autokovarianzinstationaritäten, e) Kalendermonatsminima in erster Hälfte und f) Kalendermonatsmaxima in erster Hälfte. In a) und d) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Veränderung. In b) und c) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Zunahme, das mittlere Grau keine signifikante Änderung und das dunklere Grau eine signifikante Abnahme. In e) und f) bedeutet das hellere Grau, daß überzufällig viele Kalenderextrema in der ersten Hälfte sind, das dunklere Grau, daß überzufällig wenig Kalenderextrema in der ersten Hälfte und das mittlere Grau, daß keine Aussage möglich ist.

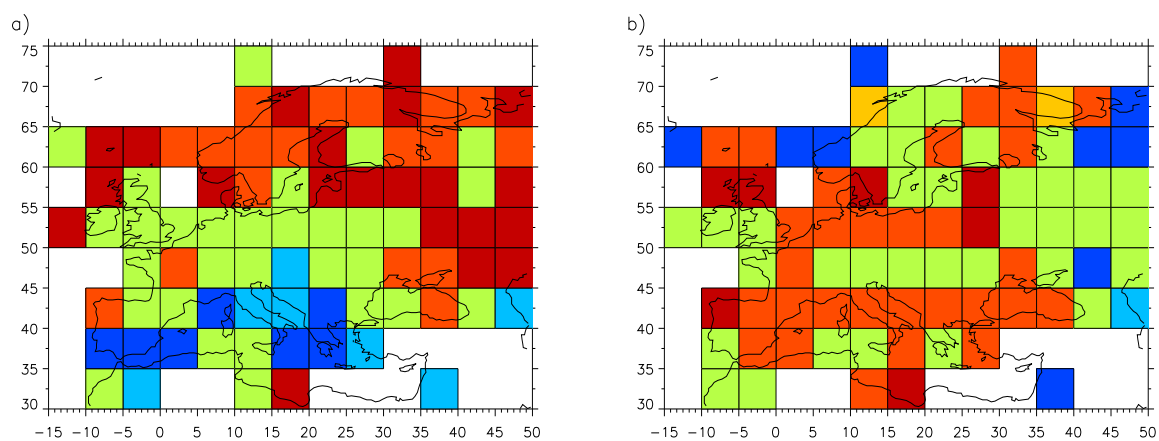


Abbildung 5.12: Trendart a) der Gitterpunktzeitreihen und b) der Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen. Dunkel-rot = progressiv steigend; hell-rot = linear steigend; orange = degressiv steigend; grün = kein Trend; türkis = degressiv fallend; hell-blau = linear fallend; dunkel-blau = progressiv fallend.

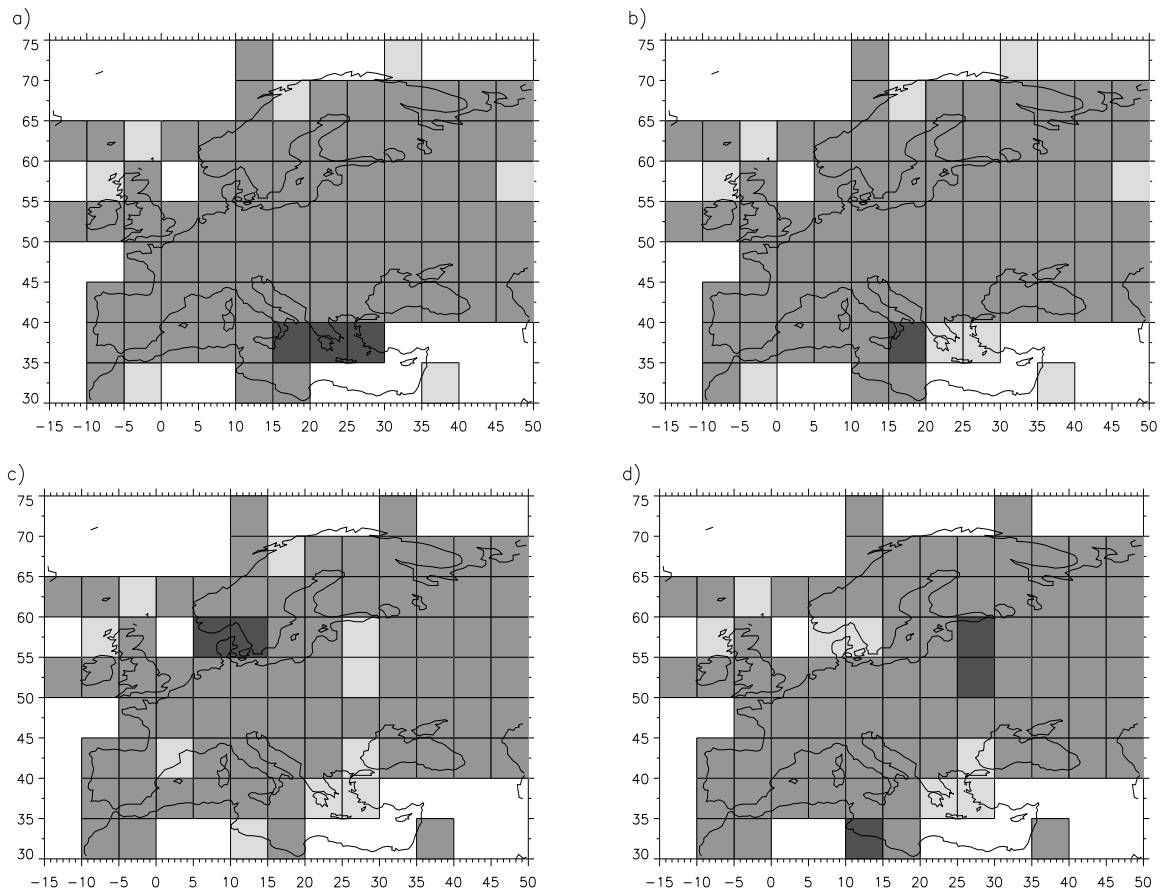


Abbildung 5.13: Änderungen im Jahresgang. a) Amplitudenänderung im mittleren Jahresgang, b) Phasenänderung im mittleren Jahresgang, c) Amplitudenänderung im Jahresgang der Standardabweichung, d) Phasenänderung im Jahresgang der Standardabweichung. Helles Grau entspricht einer Zunahme der Werte, dunkles Grau einer Abnahme und mittleres Grau keiner signifikanten Änderung

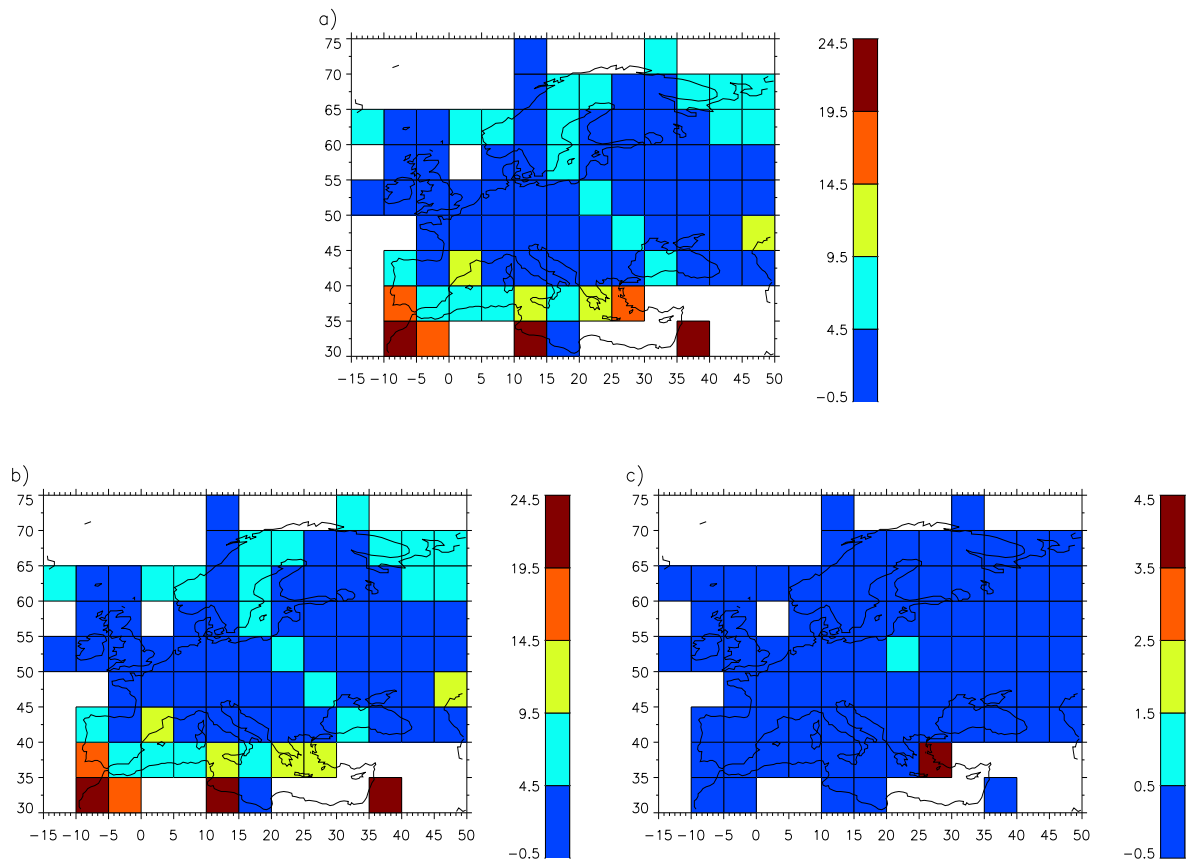


Abbildung 5.14: Anzahl der Extremereignisse: a) alle Ereignisse, b) extrem hohe Werte, c) extrem niedrige Werte.

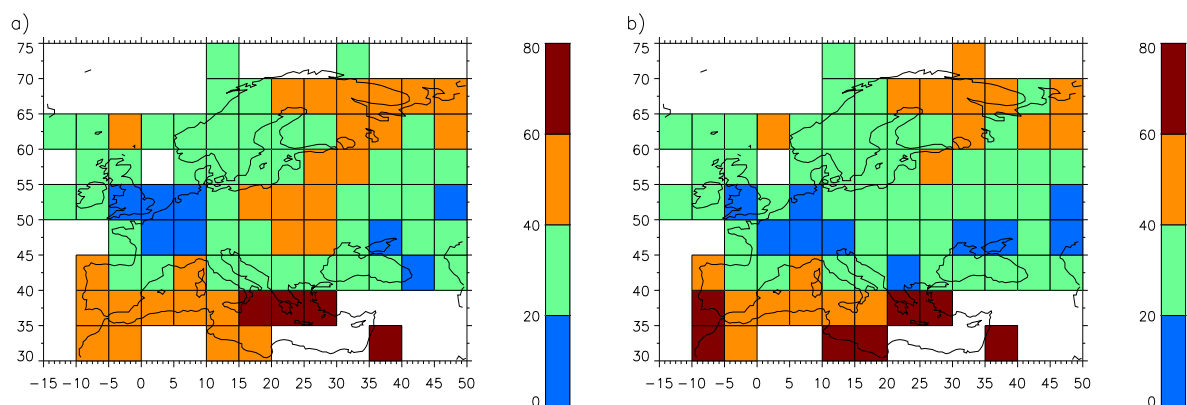


Abbildung 5.15: a) Durch die strukturierte Komponente erklärte Varianz, b) erklärte Varianz an den Reihen der gleitenden Standardabweichungen der Gitterpunktdaten.

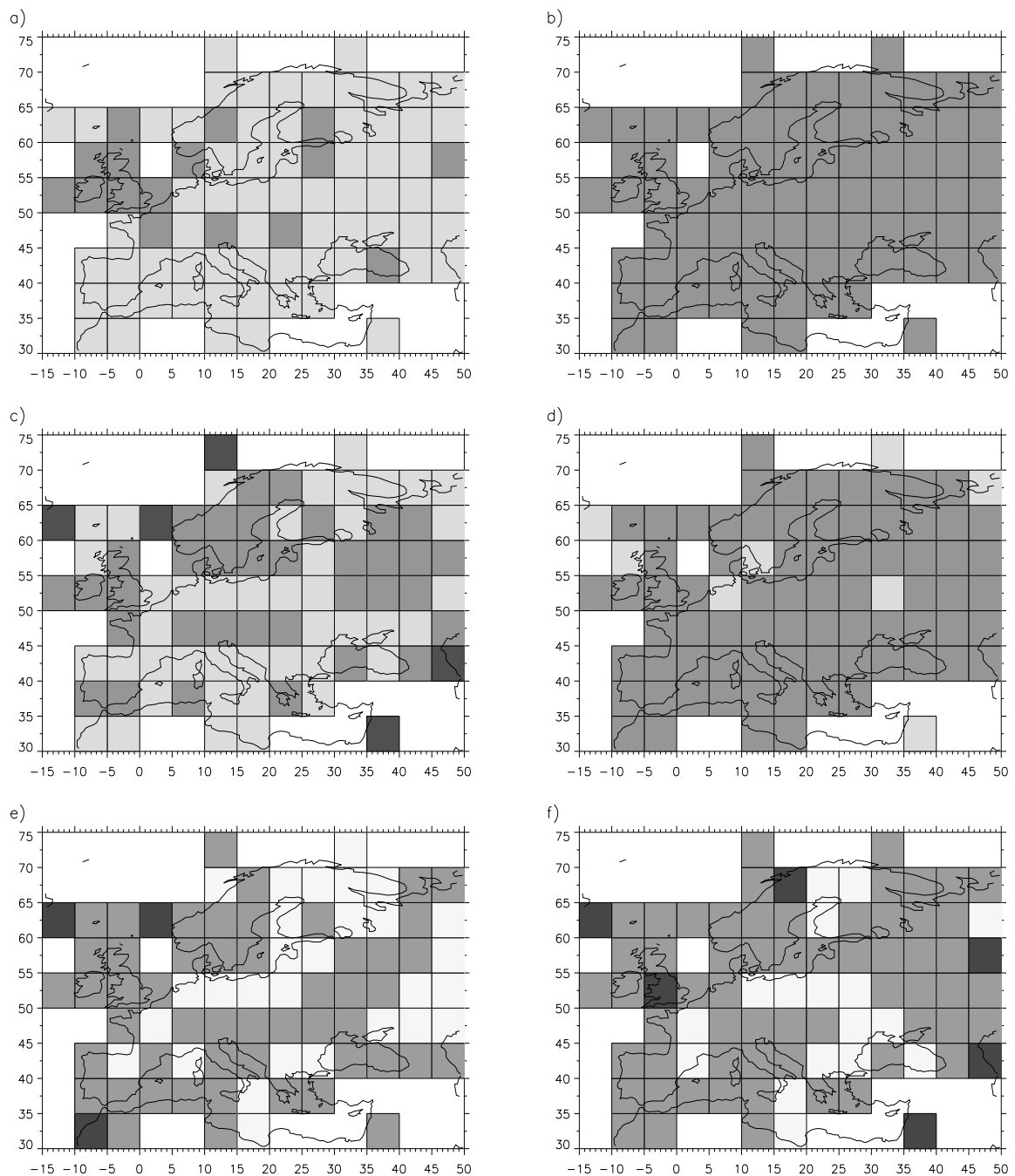


Abbildung 5.16: Statistische Eigenschaften des Gitterpunktdatensatzes nach Abzug der strukturierten Komponenten: a) Abweichungen von der Gaußverteilung, b) Mittelwertinstationaritäten, c) Varianzinstationaritäten, d) Autokovarianzinstationaritäten, e) Kalendermonatsminima in erster Hälfte und f) Kalendermonatsmaxima in erster Hälfte. In a) und d) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Veränderung. In b) und c) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Zunahme, das mittlere Grau keine signifikante Änderung und das dunklere Grau eine signifikante Abnahme. In e) und f) bedeutet das hellere Grau, daß überzufällig viele Kalenderextrema in der ersten Hälfte sind, das dunklere Grau, daß überzufällig wenig Kalenderextrema in der ersten Hälfte und das mittlere Grau, daß keine Aussage möglich ist.

5.9 Europäischer Gitterpunktdatensatz des Luftdrucks

5.9.1 Einführung

5.9.2 Voruntersuchungen

Verteilung

Nur bei sieben der 44 Zeitreihen unterscheidet sich die Verteilung nicht signifikant von der Gauß-Verteilung. Diese liegen vor allem im Bereich des Baltikums.

Stationarität

An 11 Gitterpunkten ist der Mittelwert der zweiten Zeitereihenhälfte signifikant kleiner als jener der ersten Hälfte. Diese liegen über der iberischen Halbinsel und in Süd-Ost-Europa (s. Abb. 5.17). An 32 Gitterpunkten wurde keine Veränderung festgestellt. Die Standardabweichung hat an 6 Gitterpunkten zugenommen und ist an den restlichen 38 unverändert geblieben. Die Zunahmen liegen über Nordskandinavien und der Türkei.

Autokorrelationsinstationarität wird an 10 Gitterpunkten festgestellt(s. Abb. 5.17). Die Anzahl der Kalendermonatsminima hat an 10 Stationen ab-, aber an keiner zugenommen. Bei den Kalendermonatsmaxima ist keine signifikante Veränderung zu erkennen.

5.9.3 Zeitreihenkomponenten

Trend

In 27 Fällen wird kein Trend entdeckt, in 2 Fällen ein positiver. Von den 15 detektierten negativen Trends sind 7 linear und 3 progressiv (s. Abb. 5.18). Bei der Standardabweichung wird keine signifikante Anzahl von Trends entdeckt.

Änderungen im Jahresgang

An 35 Gitterpunkten wurde eine signifikante Änderung des Jahresgangs entdeckt. In 17 Fällen ist davon die Grundschwingung betroffen, deren Amplitude dann immer zugenommen hat. Davon betroffen ist im wesentlichen Skandinavien und Südeuropa (s. Abb. 5.19). Die 12 gefundenen Phasenlagenänderungen zeigen kein einheitliches Bild.

Der Jahresgang der Standardabweichung hat sich zwar an 27 Gitterpunkten signifikant verändert, jedoch ist davon nur in 4 Fällen die Amplitude und die Phasenlage der Grundschwingung betroffen. Einer dieser Fälle betrifft den Süden der iberischen Halbinsel, die anderen 3 betreffen Skandinavien.

Tabelle 5.34: Anzahl der Extremereignisse in den beiden Hälften der Zeitreihe.

Jahreszeit	Art	Gesamt	1. Hälfte	2. Hälfte	Diff. [%]	$p(Diff)$
Winter	Extrema	118	45	73	62	> 99
	Minima	42	12	30	150	> 99
	Maxima	76	33	43	30	
Frühling	Extrema	10	4	6	50	
	Minima	2	1	1	0	
	Maxima	8	3	5	67	
Sommer	Extrema	1	1	0		
	Minima	0	0	0		
	Maxima	1	1	0		
Herbst	Extrema	8	0	8		
	Minima	0	0	0		
	Maxima	8	0	8		
Jahr	Extrema	137	50	87	74	> 99.9
	Minima	44	13	31	140	> 99
	Maxima	93	37	56	51	> 95

Polynomiale Struktur

Sowohl in den Zeitreihen des Drucks selbst als auch in denen seiner Standardabweichung werden hauptsächlich Polynome vom Grad 3 und 4 detektiert, die nur wenige Prozent der Varianz erklären.

Extremereignisse

Von den insgesamt 137 gefundenen Extremereignissen liegt der überwiegende Anteil im Winter (s. Tab. 5.34). Es sind etwa 2 Drittel Maxima und ein Drittel Minima zu sehen. Insbesondere die Anzahl der Minima ist in der zweiten Zeitreihenhälfte signifikant größer als in der ersten. Die geographische Verteilung der Extremereignisse ist Abb. 5.20 zu entnehmen.

Erklärte Varianz

Die erklärten Varianzen sind im Südosten und Nordwesten Europas am höchsten. Dazwischen liegt eine Linie relativ niedriger erklärter Varianz (s. Abb. 5.21). Diese Strukturierung ist sehr stark, so daß $26.6 \pm 21.8\%$ der Varianz der Zeitreihen erklärt werden. Von den Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen wird $50.8 \pm 8.6\%$ der Varianz erklärt. Dabei finden sich die höchsten erklärten Varianzen über der Iberischen Halbinsel und

Frankreich. Sie nehmen nach Nordosten hin ab. Die geringsten erklärten Varianzen findet man im Südosten und Nordwesten Europas. Dieses Muster ist genau entgegengesetzt dem der erklärten Varianzen in den Originalreihen. In Abb. 5.21 ist die geographische Verteilung der Varianz der Residuenreihen eingezeichnet. Man erkennt sehr deutlich die Struktur mit geringen Varianzen im Südosten und hohen Varianzen im Nordwesten.

Harmonische Schwingungen

An 31 Gitterpunkten wird die White-Noise-Hypothese des Rauschens abgelehnt. Signifikante Schwingungen werden nur an 9 Stationen und bei sehr unterschiedlichen Perioden gefunden.

5.9.4 Nachuntersuchungen

Verteilung

Nach der Eliminierung der strukturierten Komponenten sind immer noch 25 Zeitreihen nicht Gauß-verteilt.

Stationarität

Alle Zeitreihen sind mittelwertstationär. Die Standardabweichung hat sich in 39 Fällen nicht verändert. In 2 Fällen hat sie zu- und in 3 abgenommen.

In 13 Fällen wird eine Autokovarianzinstationarität entdeckt.

Die Anzahl der Kalendermonatsextrema zeigt keine signifikante Verteilung auf die beiden Zeitreihenhälften.

5.9.5 Zusammenfassung und Interpretation

Von den 44 Zeitreihen der Luftdruckanomalien unterscheiden sich nur 7 nicht signifikant von der Gauß-Verteilung. Diese liegen v.a. über dem Baltikum. An 11 Gitterpunkten hat der Mittelwert signifikant zugenommen. Dies ist einerseits auf der iberischen Halbinsel und andererseits um das schwarze Meer der Fall. An 6 Gitterpunkten (im Norden Skandinaviens und im Süden Anatoliens) hat die Standardabweichung abgenommen. Die Autokorrelation hat sich an 10 Gitterpunkten insbesondere im Süden und Osten signifikant verändert. Wiederum an 10 Gitterpunkten war die Anzahl der Kalendermonatsminima in der ersten Hälfte signifikant kleiner als in der zweiten Hälfte. Bei den Kalendermonatsmaxima ist kein einheitliches Verhalten erkennbar.

An 15 Gitterpunkten (v.a. in Südeuropa) ist ein negativer Trend erkennbar. Trends in der Standardabweichung sind nur an wenigen Gitterpunkten am Rande Europas zu erkennen.

Die Amplituden des Jahresgangs haben insbesondere in Skandinavien und Südeuropa zugenommen. An 3 Gitterpunkten über Skandinavien ist zusätzlich ein signifikanter positiver Trend der Standardabweichung zu erkennen.

Von den 157 detektierten Extremereignissen sind 118 im Winter. Es werden mehr als doppelt so viele Ereignisse mit extrem hohem Luftdruck detektiert als mit extrem niedrigem. Dabei hat insbesondere die Anzahl der Minima zugenommen.

Nach Abzug der strukturierten Komponenten sind immer noch mehr als die Hälfte der Zeitreihen nicht Gauß-verteilt. Davon ist außer den Britischen Inseln und Skandinavien fast ganz Europa betroffen. Bei etwa 30% der Gitterpunkte wird Autokovarianzinstationarität entdeckt.

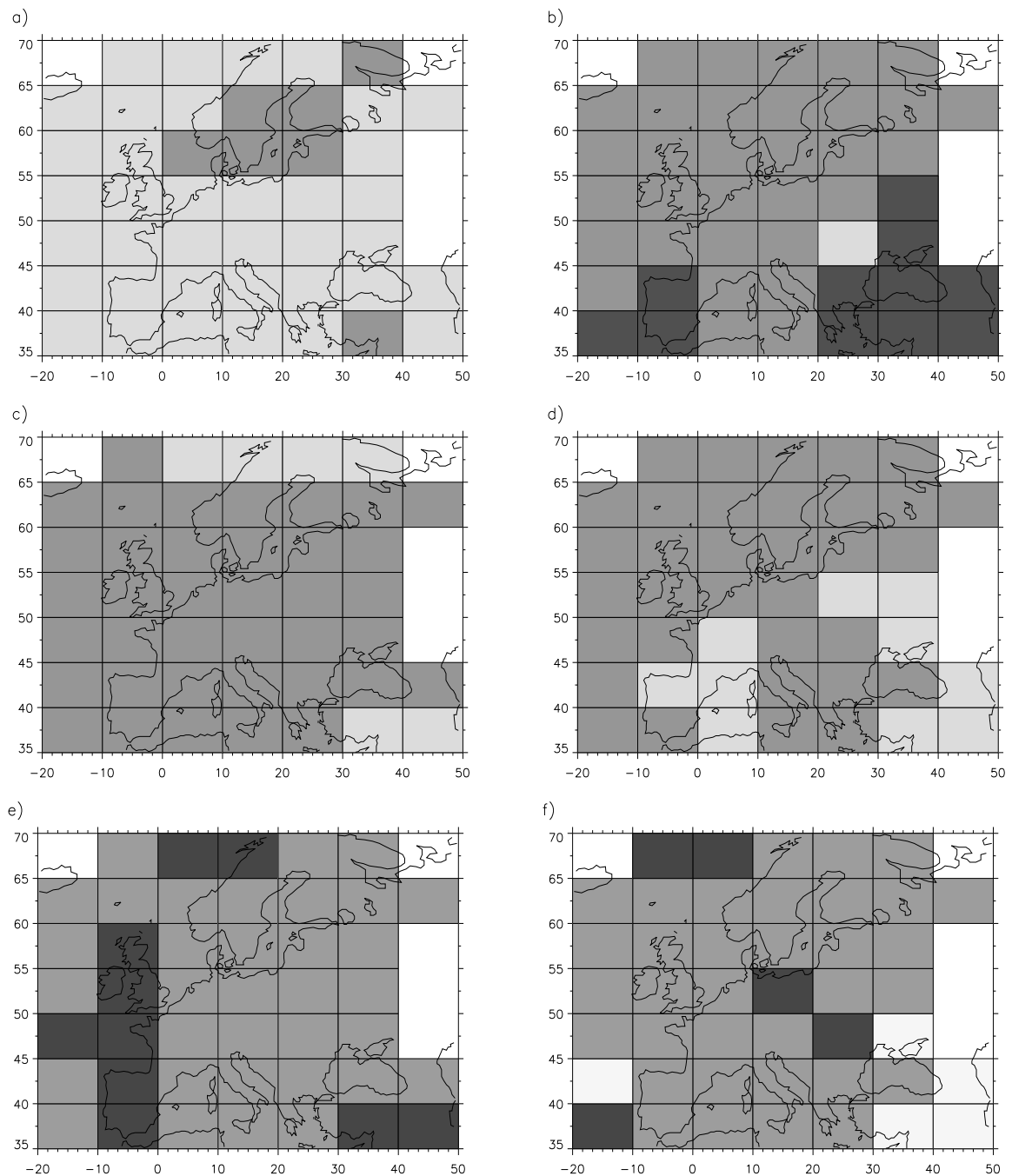


Abbildung 5.17: Statistische Eigenschaften des Gitterpunktdatensatzes: a) Abweichungen von der Gaußverteilung, b) Mittelwertinstationaritäten, c) Varianzinstationaritäten, d) Autokovarianzinstationaritäten, e) Kalendermonatsminima in erster Hälfte und f) Kalendermonatsmaxima in erster Hälfte. In a) und d) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Veränderung. In b) und c) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Zunahme, das mittlere Grau keine signifikante Änderung und das dunklere Grau eine signifikante Abnahme. In e) und f) bedeutet das hellere Grau, daß überzufällig viele Kalenderextrema in der ersten Hälfte sind, das dunklere Grau, daß überzufällig wenig Kalenderextrema in der ersten Hälfte und das mittlere Grau, daß keine Aussage möglich ist.

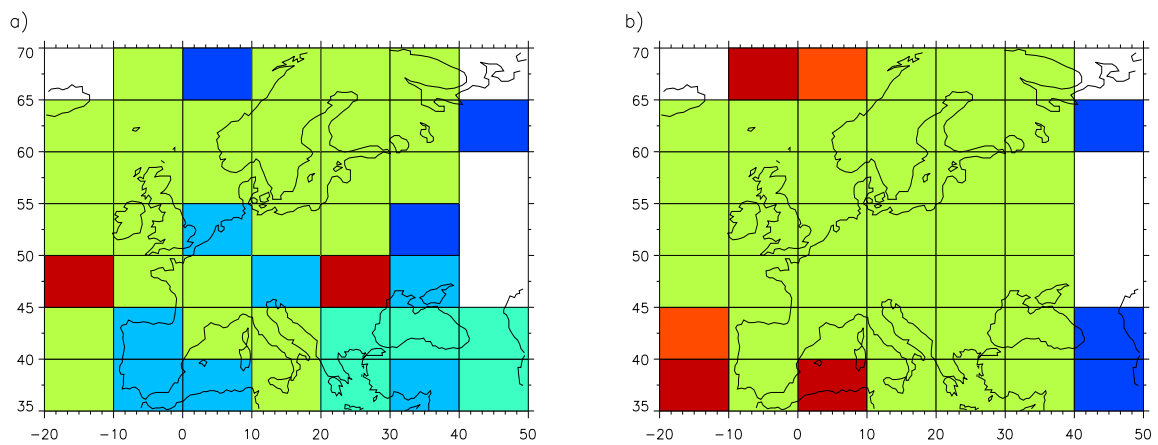


Abbildung 5.18: Trendart a) der Gitterpunktzeitreihen und b) der Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen. Dunkel-rot = progressiv steigend; hell-rot = linear steigend; orange = degressiv steigend; grün = kein Trend; türkis = degressiv fallend; hell-blau = linear fallend; dunkel-blau = progressiv fallend.

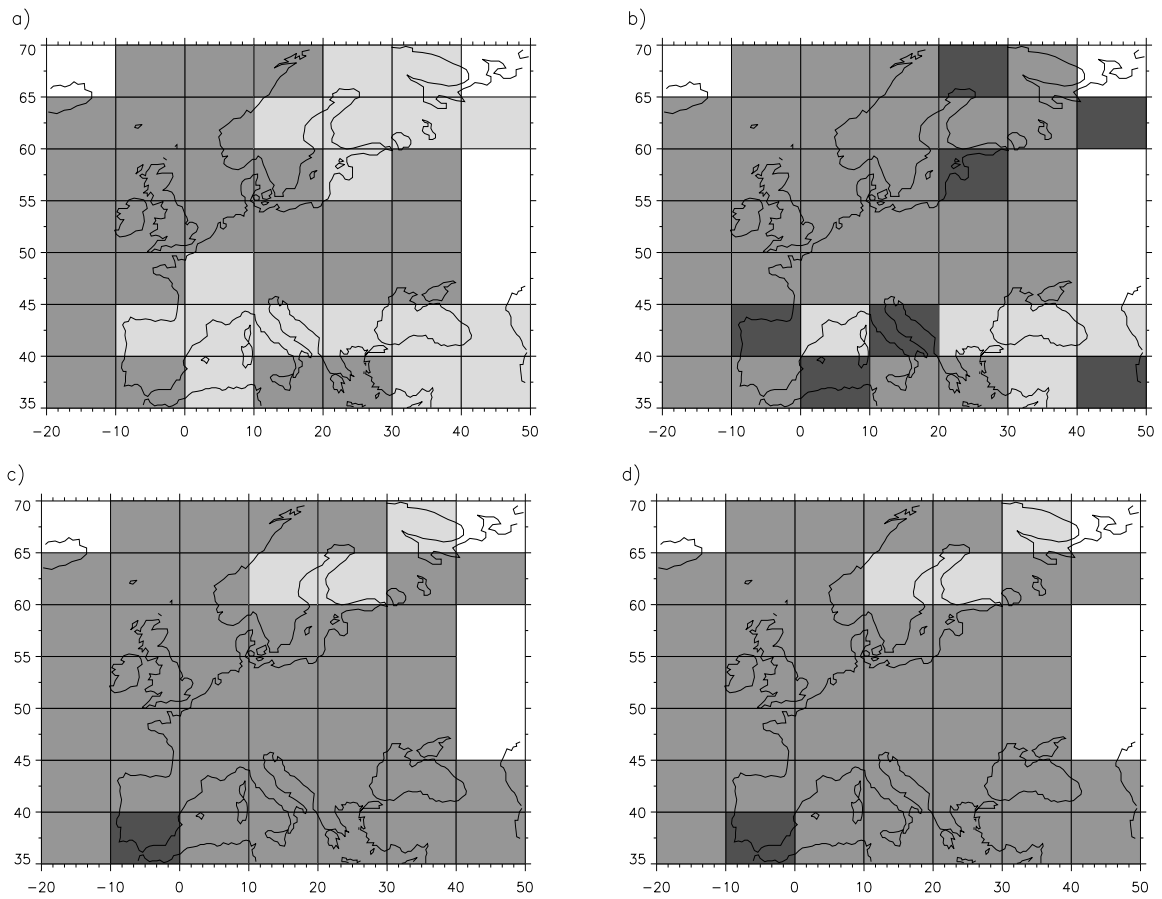


Abbildung 5.19: Änderungen im Jahresgang. a) Amplitudenänderung im mittleren Jahresgang, b) Phasenänderung im mittleren Jahresgang, c) Amplitudenänderung im Jahresgang der Standardabweichung, d) Phasenänderung im Jahresgang der Standardabweichung. Helles Grau entspricht einer Zunahme der Werte, dunkles Grau einer Abnahme und mittleres Grau keiner signifikanten Änderung

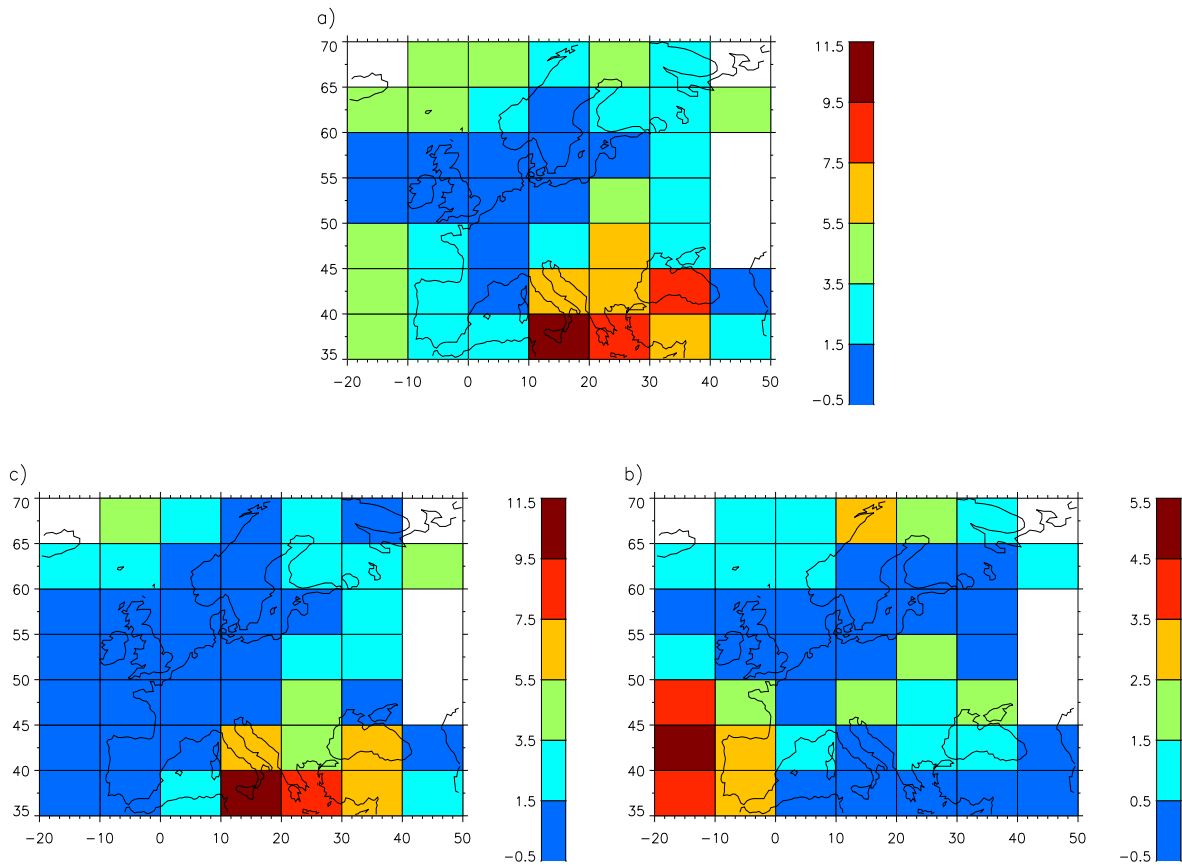


Abbildung 5.20: Anzahl der Extremereignisse: a) alle Ereignisse, b) extrem hohe Werte, c) extrem niedrige Werte.

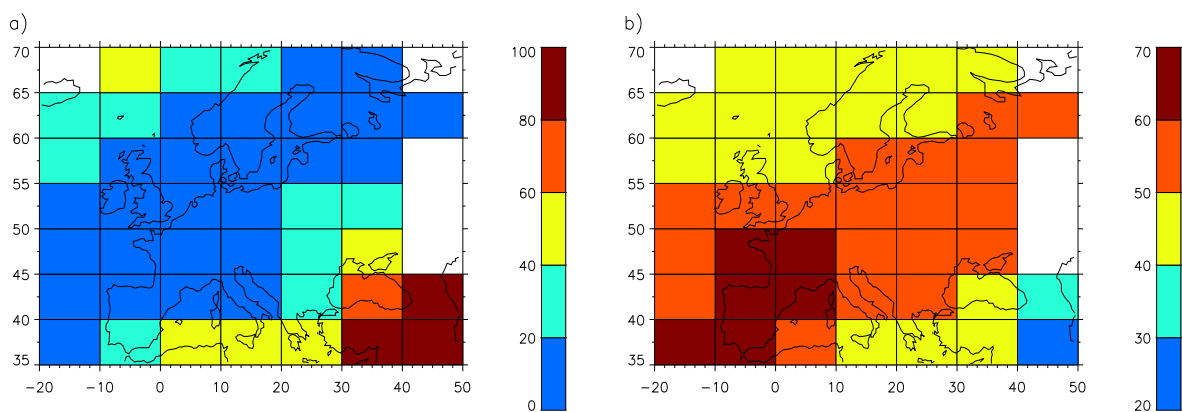


Abbildung 5.21: a) Durch die strukturierte Komponente erklärte Varianz, b) erklärte Varianz an den Reihen der gleitenden Standardabweichungen der Gitterpunktdaten.

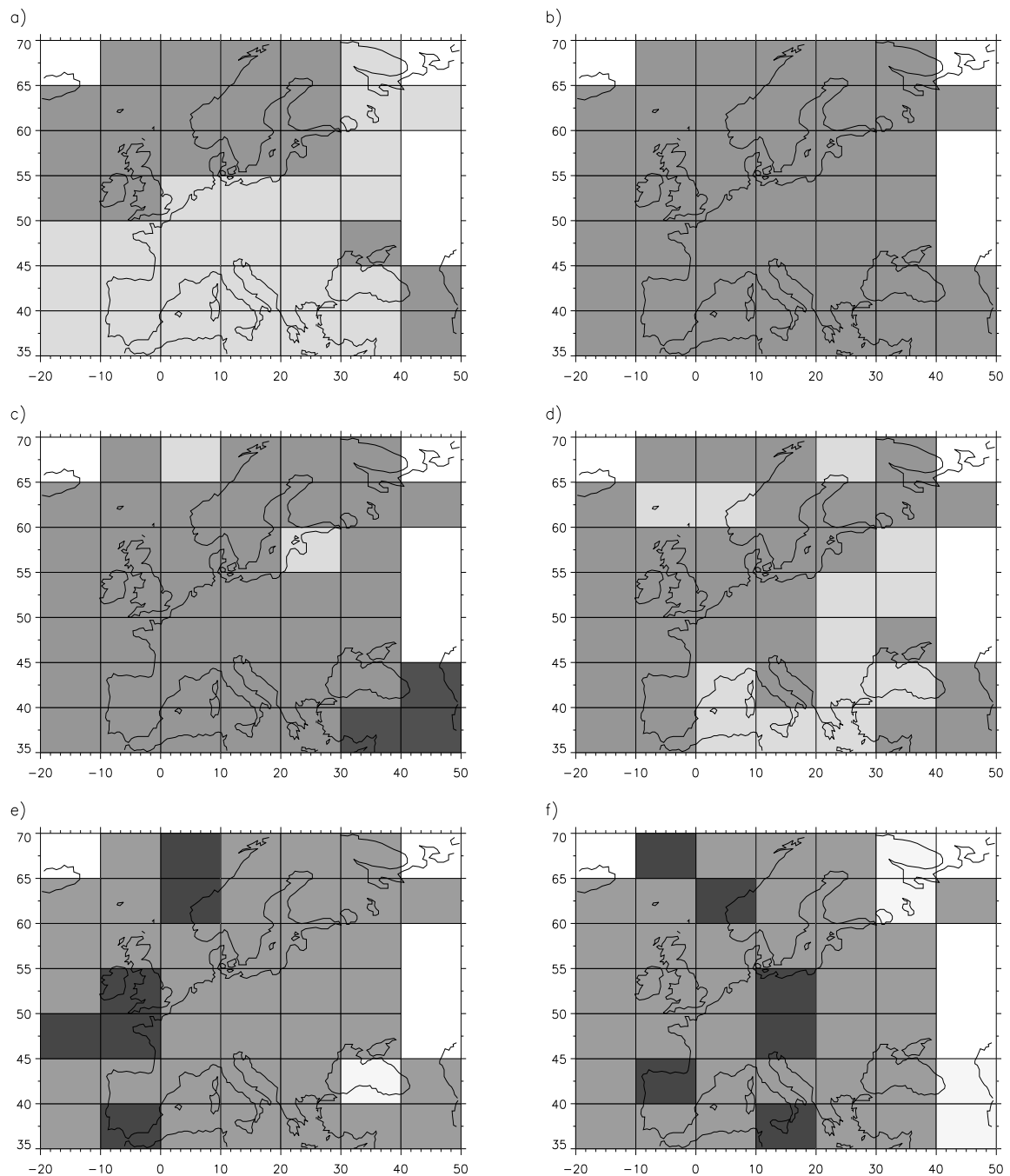


Abbildung 5.22: Statistische Eigenschaften des Gitterpunktdatensatzes nach Abzug der strukturierten Komponenten: a) Abweichungen von der Gaußverteilung, b) Mittelwertinstationaritäten, c) Varianzinstationaritäten, d) Autokovarianzinstationaritäten, e) Kalendermonatsminima in erster Hälfte und f) Kalendermonatsmaxima in erster Hälfte. In a) und d) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Veränderung. In b) und c) bedeutet das hellere Grau eine signifikante Zunahme, das mittlere Grau keine signifikante Änderung und das dunklere Grau eine signifikante Abnahme. In e) und f) bedeutet das hellere Grau, daß überzufällig viele Kalenderextrema in der ersten Hälfte sind, das dunklere Grau, daß überzufällig wenig Kalenderextrema in der ersten Hälfte und das mittlere Grau, daß keine Aussage möglich ist.

5.10 Vergleich der Ergebnisse

Nachdem in den letzten Abschnitten die Informationen, die in den einzelnen Zeitreihen enthalten sind, vorgestellt wurden, soll nun ein Vergleich erfolgen.

Zunächst kann festgestellt werden, daß alle untersuchten Variablen zeitliche Strukturen enthalten. Dies ist einerseits daran zu erkennen, daß die Zeitreihen größtenteils nicht Gaußverteilt sind, andererseits auch an den Instationaritäten. Solche Instationaritäten sind in den Anomalie-Zeitreihen (Gl3, De3, Te52, Ni83) klar zu erkennen. Bei den Stationsreihen, die nicht vom mittleren Jahresgang bereinigt sind, ist die Instationarität durch dessen vergleichsweise starke Amplitude verdeckt. Nur der Gitterpunktdatensatz des Luftdrucks zeigt fast keine zeitliche Struktur, obwohl es sich dabei um Anomalien handelt.

Die Voruntersuchungen zeigen, daß beim Niederschlag sowohl Mittelwert als auch Varianz zugenommen haben, während bei der Temperatur der Mittelwert angestiegen ist und die Varianz geringer wurde. Der Luftdruck läßt keine signifikante Veränderung erkennen.

Die Analysen der Stationarität der Kalendermonate bestätigen die Ergebnisse der Gesamtzeitreihen. Zusätzlich zeigt sich, daß die Instationaritäten in den verschiedenen Variablen unterschiedliche Jahresgänge haben. So sind Luftdruckinstationaritäten hauptsächlich im Sommer (Juni bis September) zu sehen. Der Niederschlag in Deutschland zeigt ausser im Mai und Juni nur im Winter starke Instationaritäten. Dies konnte nur durch die detaillierte Betrachtung der 81 (statt 9) Niederschlagsstationen erkannt werden. Die Zeitreihen der untersuchten Temperaturstationen zeigen die stärksten Instationaritäten im Sommer. Ein Vergleich mit den Gitterpunktdaten zeigt, daß dies nicht repräsentativ für Europa zu sein scheint. Nach Abzug aller signifikanten Komponenten sind auch für die Kalendermonate nicht mehr überzufällig viele Mittelwertinstationaritäten zu erkennen (s. Tabelle 5.4).

Die Standardabweichung der Minimaltemperatur und des Dampfdrucks hat sich in Deutschland v.a. im Frühjahr, die Varianz des Niederschlags im Winter und Sommer, nicht aber in der Übergangsjahreszeit verändert. Die Standardabweichung der Zeitreihen der Temperaturstationen zeigt nicht viel Veränderung, wohl aber der Gitterpunktdatensatz der Temperatur.

Außer dem Niederschlag zeigen alle verschiedenen Klimaparameter, die an 9 verschiedenen deutschen Stationen vorliegen, eine signifikante Abnahme der Kalendermonatsminima. Beim Niederschlag reichen die 9 Stationen erneut nicht aus, um Aussagen treffen zu können. Demhingegen zeigt die Untersuchung der 81 Niederschlagsreihen deutscher Stationen eine eindeutige Zunahme sowohl der Maxima als auch der Minima. Dies ist in guter Übereinstimmung mit der Varianzzunahme an diesen Stationen und findet sich ebenso auf dem europäischen Gitterdatensatz. Das bei den 41 europäischen Temperaturstationen eine starke Abnahme der Anzahl der Minima und eine deutlich geringere Zunahme der Maxima zu finden ist, suggeriert die Zunahme des Mittels bei Abnahme der Varianz, die bei den Voruntersuchungen nicht signifikant gesehen wird (überdeckt vom Jahresgang), aber bei der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung klar hervortritt. Der europäische Gitterdatensatz der Temperatur bestätigt dies. Beim Luftdruck hat die Anzahl der Minima signifikant

zugenommen.

Die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung detektiert in allen Variablen signifikante Trends, wobei nur beim Luftdruck negative überwiegen. Bei den gleitenden Standardabweichungen sind wenige klare Trends zu erkennen. Beim Luft- und beim Dampfdruck sind es unsignifikant wenige. Ansonsten werden die Ergebnisse der Voruntersuchungen bestätigt. Zwar überwiegen bei der Temperatur in Europa negative Trends der Standardabweichung, jedoch ist gerade das Gebiet der Bundesrepublik nicht davon betroffen. Dem hingegen zeigt die Analyse der 81 deutschen Niederschlagstationen einen klaren West-Ost-Gradienten im Niederschlagstrend, der im europäischen Gitterpunktdatensatz nicht aufgelöst werden kann.

In allen Variablen – außer in der Minimumtemperatur – ist eine Veränderung des Jahresgangs erkennbar. Davon sind insbesondere die Oberschwingungen betroffen. Bei der Grundschwingung zeigt sich eine signifikante Abnahme der Amplitude an den 41 europäischen Temperaturstationen, aber eine signifikante Zunahme im Gitterpunktdatensatz, in dem der Süden und Osten (wo dieser Effekt auftritt) besser repräsentiert sind. Beim Luftdruck ist eine signifikante positive Änderung der Amplitude zu verzeichnen.

Signifikant viele Phasenverschiebungen sind nur im europäischen Stationsdatensatz der Temperatur zu erkennen. Diese sind derart, daß im Nordwesten positive und im Südosten negative Phasenverschiebungen auftreten. Sie sind im Gitterpunktdatensatz wiederum nicht zu erkennen.

Eine ausgeprägte tieffrequente (polynomiale) Struktur tritt nur bei den globalen Daten (Gl3) auf.

Bei der Betrachtung der extremen Ereignisse zeigt sich, daß die Anzahl der extrem niedrigen täglichen Maximaltemperaturen signifikant abgenommen hat. Ebenso hat sich die Anzahl der Minima der Temperatur im europäischen Gitterpunktdatensatz verringert, während sie bei den Stationsdaten der Temperatur und beim Luftdruck signifikant zugenommen hat.

Die Anzahl der Niederschlagsmaxima hat sich sowohl im deutschen Stationsdatensatz als auch im europäischen Gitterpunktdatensatz erhöht. Ebenso haben die Druckmaxima zugenommen, aber die Temperaturmaxima abgenommen.

Damit kann das Extremverhalten des Niederschlags durch seinen Trend der Standardabweichung erklärt werden. Dagegen kann die Zunahme der Temperaturminima und das Extremverhalten beim Luftdruck nicht durch seine statistischen Eigenschaften erklärt werden.

Die Spektralanalysen zeigen sowohl in der deutschen Mitteltemperatur der letzten 100 Jahre als auch an 8 der 9 untersuchten deutschen Temperaturstationen sowie an 18 europäischen Stationen eine signifikanteste Schwingung mit einer Periode von 92.31 Monaten (≈ 7.69 Jahre). Diese wird mit der Nord-Atlantik-Oszillation (NAO) in Verbindung gebracht ([49]). Sie ist in keiner anderen Variablen als signifikanteste Schwingung zu erkennen.

Es hat sich gezeigt, daß nicht nur jeder Klimaparameter andere Informationen enthält, sondern daß auch zwischen den Stationsdaten und den Gitterpunktdatensätzen erhebliche Unterschiede zu sehen sind. Dies liegt einerseits daran, daß durch das Mitteln Information verloren geht (s. z.B. Phasenänderung des Temperaturjahresgangs), andererseits wird auch Rauschvarianz verringert, wodurch Effekte klarer zu sehen sein können (z.B. Trends in der Standardabweichung der Temperatur). Nicht zuletzt haben Gitterpunktdatensätze den Vorteil, ein Gebiet relativ gleichmäßig zu überdecken, während die räumliche Verteilung von Stationen so inhomogen sein kann, daß keine Erkenntnisse über ein Gebiet aus ihnen gewonnen werden können.

Die klarsten zeitlichen Strukturen sind in den monatlichen Mitteltemperaturen und den monatlichen Niederschlagsummen zu finden.

Teil II

Ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung

Kapitel 6

Einleitung

Die ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung setzt im Gegensatz zur strukturorientierten Kenntnisse über das zu untersuchende physikalische System voraus bzw. postuliert diese. Konkret wird von der Vorstellung ausgegangen, daß zumindest ein Anteil der Variationen der beobachteten Zeitreihe durch bekannte Einflußgrößen „verursacht“ worden ist.

Beim Klimasystem wird zwischen externen und internen Einflußgrößen unterschieden: Unter externen Einflußgrößen versteht man solche, die einerseits das Klimasystem beeinflussen, andererseits jedoch selbst nicht vom Klimasystem beeinflusst werden. Zu diesen gehören z.B. der Vulkanismus, solare und anthropogene Einflüsse. Bei internen Einflüssen besteht eine echte Wechselwirkung zwischen diesen und dem Klimasystem, wie es z.B. bei ENSO (**E**l Niño - **S**outhern **O**scillation) und der NAO (**N**ord-**A**tlantik-**O**szillation) der Fall ist [36].

Die in diesem Teil beschriebene Methodik prüft nun, ob diese potentiell in Frage kommenden Einflüsse signifikant mit der Zielgröße (dem betrachteten Klimaelement, z.B. bodennahe Lufttemperatur) korreliert sind, und bestimmt, wieviel Varianz dieser Zielgröße durch ebendiese Einflußgrößen erklärt werden kann. Diese im weiteren noch detaillierter zu beschreibende Vorgehensweise bildet den Kern der ursachenorientierten Zeitreihenzerlegung.

Den Rahmen bildet eine Transformation, die ihre Rechtfertigung in der Feldstruktur der jeweils betrachteten Zielgröße findet. Diese Feldstruktur wird repräsentiert durch sog. Gitterpunktdatensätze, d.h. die Zeitreihen z.B. der Lufttemperatur liegen für unterschiedliche Orte vor. Dieser Datensatz kann somit als raum-zeitliches Datenfeld angesehen werden.

Um nun die Eigenschaften dieses raum-zeitlichen Feldes besser beschreiben zu können, wird es mit Hilfe der sog. Hauptachsentransformation so vorbehandelt, daß man anstelle von z.B. 50 Zeitreihen (bei 50 Gitterpunkten) für unterschiedliche Orte nun 50 Zeitreihen für unterschiedliche sog. Hauptstrukturen erhält. Mit anderen Worten: Das Datenfeld wird in ein Koordinatensystem transformiert, das ihm „am liebsten“ ist - sein Eigensystem. Hierdurch gelingt eine optimale Beschreibung der Eigenschaften dieses Datenfeldes. Dies mag hier noch etwas ungenau klingen, wird aber in Kapitel 8 ausführlicher diskutiert.

Man erreicht durch diese Vorgehensweise - Transformation der Zielgröße, Korrelation bzw. Regression mit den potentiellen Einflußgrößen und nachfolgende Rücktransformation der erklärten und unerklärten Anteile - eine Signaltrennung der Zielgröße bezüglich vorgegebener Einflüsse. Nun stellt sich die Frage, ob der unerklärte Anteil (das Residuum) vollständig unerklärbar, also ein sog. Rauschen ist, oder ob in diesem Residuum noch erklärbare Anteile vorhanden sind, die lediglich durch ein unvollständiges „Pool“ an potentiellen Einflüssen unerklärt geblieben sind.

Um dies zu klären, wird das Residuum mit Hilfe der in Teil I eingeführten strukturorientierten Zeitreihenzerlegung analysiert, um die sog. strukturierte Komponente vom Klimarauschen abzuspalten.

Dies liefert zum einen die Information, wie gut das Angebot an potentiellen Einflüssen ist, und zum anderen kann durch die Isolation des Rauschens abgeschätzt werden, wann und wo sich ein anthropogener Klimawandel vollzogen hat, der sich dadurch auszeichnet, daß sich das anthropogene Signal hinreichend stark vom Klimarauschen abhebt.

Die Reihenfolge der Analysen ist durch eine immer feinere räumliche Differenzierung und Regionalisierung charakterisiert, beginnend mit dem globalen und hemisphärischen Mittel der bodennahen Lufttemperatur, bei der sinnvollerweise nur der Kern der Methodik - Korrelation und Regression - angewendet wird. Die räumliche Differenzierung auf der globalen Skala führt über acht zonale Bänder zu 80 Gebietsmitteln flächengleicher Boxen. Im Rahmen der Regionalisierung wird schließlich der europäische Kontinent „unter die Lupe genommen“.

Im weiteren werden nun in Kapitel 7 die potentiellen Einflußgrößen und die verwendeten Zielgrößen näher beschrieben, danach wird in Kapitel 8 die hier nur grob skizzierte Methodik etwas tiefergehend diskutiert. In Kapitel 9 werden die Ergebnisse der Analysen auf den unterschiedlichen räumlichen Skalen dargestellt. Im Abschnitt 9.5 findet sich schließlich eine Zusammenfassung der markantesten Ergebnisse.

Kapitel 7

Datengrundlage

Wie bereits in der Einleitung erwähnt, kann beim Klimasystem zwischen externen und internen Einflußgrößen unterschieden werden, je nachdem ob die Wirkung ohne bzw. mit Wechselwirkung verläuft. Andererseits kann auch zwischen natürlichen und anthropogenen Einflüssen unterschieden werden, was im Rahmen einer Analyse des anthropogenen Einflusses auf das Klimasystem von besonderer Bedeutung ist. Aus diesem Grund sollen nun zunächst die natürlichen und danach die „menschgemachten“ potentiellen Einflußgrößen betrachtet werden, bevor im dritten Unterabschnitt auf die verwendeten Zielgrößen eingegangen wird.

7.1 Einflußgrößen

7.1.1 Natürliche Einflußgrößen

El Niño - Southern Oscillation

Das El Niño - Southern Oscillation-Phänomen (kurz: ENSO) ist charakterisiert durch interne Wechselwirkungsvorgänge im Subsystem Ozean-Atmosphäre [1]. Dies wird auch durch den zusammengesetzten Namen angedeutet; denn El Niño bezieht sich auf den ozeanischen Aspekt und Southern Oscillation auf den atmosphärischen. Hierbei handelt es sich um quasi-periodische Zirkulationsanomalien, die etwa alle drei bis acht Jahre verstärkt auftreten. Der ozeanische Teil ist vor allem im tropischen Pazifik angesiedelt und durch Anomalien der Meeresoberflächentemperatur gekennzeichnet, wobei Wärmeanomalien (sog. Warmwasserereignisse) als El Niño bezeichnet werden. Der atmosphärische Teil besteht vorwiegend aus Anomalien der tropischen Walkerzirkulation im Pazifischen Raum, denn offensichtlich ist die sog. Südliche Oszillation, charakterisiert anhand der Luftdruckdifferenz (Meeresspiegelhöhe) Tahiti-Darwin (Australien), eng mit El Niño-Ereignissen korreliert [41]. Da die Atmosphäre nicht wie die Ozeane durch Randbedingungen wie Küsten eingeschränkt

ist, beobachtet man hier weiterreichende Fernwirkungen (Telekonnektionen), die im Bereich der Tropen sehr deutlich sind, da hier das Regime der Walkerzirkulation Störungen rund um den Globus transportiert [3]. Es existieren aber auch Verbindungen zu höheren Breiten. Im Falle von ENSO ist dies sehr eindrucksvoll durch starke Temperatur-, Druck- und Niederschlagsanomalien im Bereich des westlichen Nordamerikas zu beobachten [41].

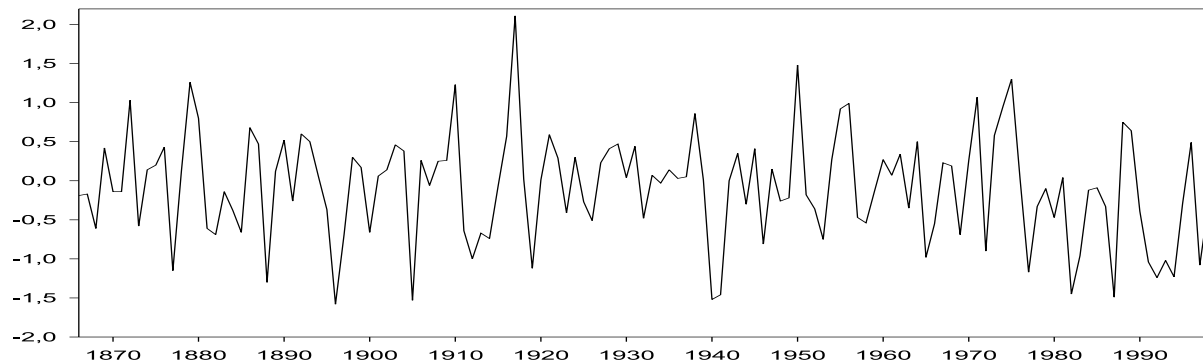


Abbildung 7.1: Jahresmittelwerte des SOI 1866-1998 (Ordinatenwerte: $p(\text{Tahiti}) - p(\text{Darwin})$ in [hPa], Quelle: Climate Research Unit, University of Norwich).

Als atmosphärisches Maß für ENSO dient i.a. der Southern-Oscillation-Index (kurz: SOI), der eine standardisierte Differenz der zeitgleich gemessenen Luftdruckwerte auf Tahiti und Darwin (Australien) ist. Da die ausgeprägtesten Luftdruckanomalien in Verbindung mit ENSO durch großräumige Verlagerungen atmosphärischer Luftmassen im Bereich des tropischen Pazifiks verursacht werden, ist der SOI ein sehr geeignetes Maß zur Beschreibung von ENSO. Dies wird auch durch die hohe Antikorrelation zwischen dem SOI und den SST-Anomalien (**S**ea-**S**urface-**T**emperature) im tropischen Ostpazifik unterstrichen. Aus diesem Grund dient der SOI in den hier beschriebenen Analysen als repräsentative Einflußgröße bezüglich ENSO.

In Abb. 7.1 sind die Jahresmittelwerte des SOI für den Zeitraum 1866 bis 1998 aufgetragen. Man erkennt die quasiperiodische Variabilität von ENSO mit typischen Perioden zwischen drei und acht Jahren. Negative Werte des SOI kennzeichnen ein starkes El Niño-Ereignis, das von positiven SST-Anomalien im tropischen Ostpazifik begleitet wird, wie es besonders ausgeprägt in den Jahren 1982/83 und 1997/98 auftrat. Das Gegenstück hierzu (positiver SOI, negative SST-Anomalien im tropischen Ostpazifik) wird La Niña genannt; ein sehr starkes La Niña-Ereignis fand z.B. 1917 statt.

Die bekannten Einflüsse von ENSO auf das Klimasystem sind, wie schon gesagt am ausgeprägtesten in den Tropen, jedoch findet man das ENSO-Signal in abgeschwächter Form auch in den Ektropen, vor allem im Bereich des Nordpazifiks und in Nordamerika. Es werden unterschiedliche Klimaelemente beeinflusst; die wichtigsten sind die bodennahe Lufttemperatur, der auf Meeressniveau reduzierte Luftdruck und der Niederschlag, was im

Rahmen von Modifikationen der allgemeinen atmosphärischen Zirkulation naheliegend ist.

Vulkanismus

Der Vulkanismus ist, wie bereits in der Einleitung erwähnt, ein externer Einfluß, da er durch den Eintrag von Stoffen in die Atmosphäre deren Strahlungsbilanz modifiziert, das Klimasystem nach heutigem Verständnis jedoch keinen Einfluß auf den Zeitpunkt, den Ort oder die Stärke eines Vulkanausbruchs hat.

Man kann zwischen effusivem und eruptivem Vulkanismus unterscheiden, wobei ersterer für die Klimatologie weniger interessant ist, da hier der Auswurf nur bis in geringe Höhen (unterhalb der Tropopause) reicht und somit dessen Verweilzeit aufgrund von Sedimentation (trockene Deposition) und Auswaschung durch Niederschlag (nasse Deposition) zu kurz ist (wenige Tage), um einen merklichen klimatischen Effekt zu bewirken.

Beim eruptiven Vulkanismus hingegen können Partikel bis in die Stratosphäre (vereinzelt sogar bis in die Mesosphäre) gelangen. Hier ist die Verweilzeit aufgrund der stabilen Schichtung (Erschweren der Sedimentation) und der geringen Wasserdampfkonzentration (Erschweren nasser Deposition) sehr viel größer als in der Troposphäre und liegt in der Größenordnung von Monaten bis Jahren, was die Klimawirksamkeit dieser Prozesse entscheidend erhöht [6].

Die bei einem Vulkanausbruch hauptsächlich freigesetzten Gase sind H_2 , H_2O , CO_2 , SO_2 , H_2S und HCl . Durch chemische Gas-Feststoff-Reaktionen bildet sich in der Stratosphäre aus dem Schwefeldioxid Sulfat (SO_4^{2-}), das nach Sedimentation der Staubteilchen den Hauptbestandteil der vulkanischen Aerosolwolke bildet. Aufgrund der stratosphärischen Zirkulationsmuster breitet sich diese Aerosolwolke im Laufe weniger Wochen in einem zonalen Band rund um den Globus aus. Der meridionale Transport vollzieht sich sehr viel langsamer (mehrere Monate) und ist im Mittel polwärts gerichtet, wobei hier große jahreszeitliche Unterschiede bestehen. Somit breiten sich Aerosolwolken außertropischer Vulkanausbrüche nur hemisphärisch aus, wobei sich nach einem tropischen Vulkanausbruch eine globale Verteilung ergeben kann. Die Verweilzeit dieser vulkanischen Aerosolwolke in der Stratosphäre liegt je nach Höhe etwa zwischen 1 und 4 Jahren (umso höher die Position der Wolke, desto größer die Verweilzeit) [6].

Die Klimawirksamkeit der vulkanischen Partikelwolke besteht nun darin, die einfallende solare Strahlung teilweise zu absorbieren, teilweise zu streuen und teilweise zu reflektieren. Dies führt zu einer stratosphärischen Erwärmung und einer Abkühlung in der Troposphäre von lokal bis zu einigen Grad Celsius mit einer Verzögerung von 3 bis 6 Monaten nach starken Vulkanausbrüchen. Der Temperatureffekt ist in den Folgemonaten bis etwa ein Jahr nach dem Ausbruch am stärksten, klingt dann ab, um nach ungefähr 3 bis 4 Jahren nicht mehr vom natürlichen Klimarauschen unterscheidbar zu sein. Die regionale Ausprägung hängt von der Stärke und geographischen Lage des Ausbruchsherd ab und kann von Ereignis zu Ereignis stark variieren [26].

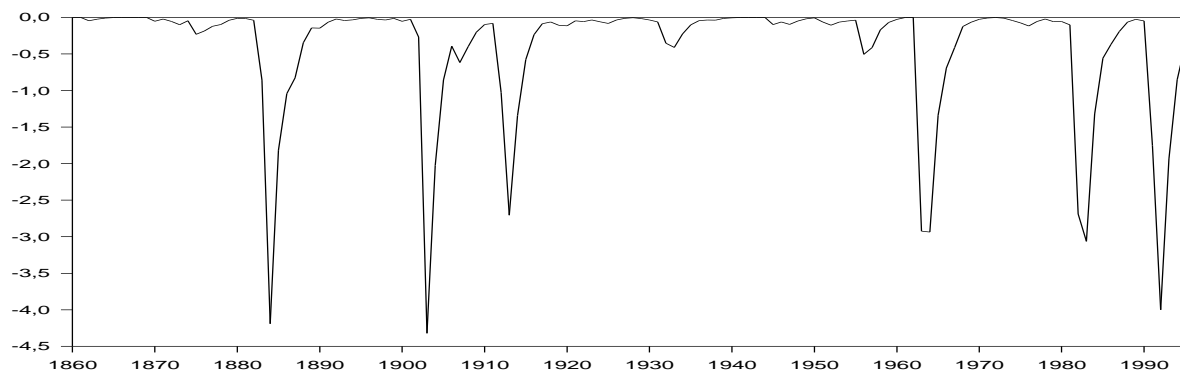


Abbildung 7.2: Global gemittelte vulkanische Heizrate in $\frac{W}{m^2}$ 1860-1995 nach Grieser [12].

Zur Beschreibung der Klimawirksamkeit des Vulkanismus werden zum einen sog. Vulkanindizes benutzt, die einzelne Ausbrüche nach verschiedenen Kriterien klassifizieren, und zum anderen werden Vulkanparametrisierungen vorgenommen, die kontinuierliche Zeitreihen charakteristischer Größen wie vulkanische Partikelkonzentrationen oder Heizratenanomalien erzeugen. Der in dieser Arbeit verwendete Vulkanismusparameter nach Grieser [12] liefert 16 zonale Mittel der vulkanischen Heizratenanomalien in monatlicher Auflösung.

In Abb. 7.2 ist der zeitliche Verlauf des globalen Mittels der vulkanischen Heizrate von 1860 bis 1995 wiedergegeben. Man erkennt einzelne ausgeprägte negative Peaks, die die Strahlungsabschwächung innerhalb der Troposphäre in den Jahren nach starken explosiven Vulkanausbrüchen verdeutlichen.

Da die 16 Einzelzeitreihen der zonalen Mittel in der weitergehenden Analyse aufgrund ihrer Anzahl sehr unhandlich sind, wurde mit Hilfe einer EOF-Analyse eine Datenreduktion auf drei repräsentative Zeitreihen vorgenommen, die zusammen 99,7 % der Varianz aller 16 Reihen enthalten. Die EOF-Analyse ist nichts anderes als die bereits in der Einleitung beschriebene Hauptachsentransformation, mit deren Hilfe ein Datenfeld in seine Hauptmuster zerlegt wird. An dieser Stelle wird sie jedoch mit einer anderen Motivation benutzt, da es hier lediglich um eine Datenreduktion geht. Eine methodische Beschreibung folgt in Kapitel 8.

In Abb. 7.3 sind die ersten drei zeitlichen Hauptstrukturen des Vulkanismusparameters aufgetragen. Wie man der Abbildung entnimmt, erklärt die erste PC-Zeitreihe (**P**incipal-**C**omponent, s.auch Kapitel 8) bereits 95,9 % der Gesamtvarianz aller 16 zonalen Mittel. Bei der Hauptkomponentenanalyse werden die Hauptstrukturen immer nach ihrem Anteil an der Gesamtvarianz geordnet. Hier sind die zonalen Mittel alle sehr ähnlich strukturiert, und werden deshalb schon durch eine einzige Zeitstruktur zu fast 96 % repräsentiert.



Abbildung 7.3: Die als vulkanische Einflußgrößen verwendeten ersten drei zeitlichen Hauptmuster (PC: Principal Components) der 16 zonalen Mittel des Vulkanismusparameters nach Grieser 1860 - 1995 (Ordnatenwerte: EOF-transformierte Heizratenanomalien ohne Einheit).

Solarer Einfluß

Der solare Einfluß ist natürlich extern und, im Gegensatz zum Vulkanismus, auch extraterrestrisch. Verursacht wird der solare Einfluß durch Schwankungen der Solarkonstanten (S_0), die damit keine Konstante im eigentlichen Sinne ist. Unter der Solarkonstanten versteht man die Bestrahlungsstärke (Intensität) der Sonnenstrahlung an der Obergrenze der Erdatmosphäre, bezogen auf eine senkrecht zur einfallenden Strahlung stehenden Einheitsfläche. Diese beträgt im Mittel etwa $1368 \frac{W}{m^2}$. Die Amplitude der Schwankungen von S_0 für die letzten 100 Jahre beträgt nur etwa $1 \frac{W}{m^2}$ bzw. knapp 0,1% [38].

Die zeitliche Struktur dieser Schwankungen ist stark von dem sog. quasi-elfjährigen Sonnenfleckenzyklus beeinflusst, dessen Zykluslänge zwischen 9 und 14 Jahren schwankt. Die Sonnenflecken sind relativ kalte (und somit auch dunklere) Areale auf der Sonnenoberfläche. Die mittlere Temperatur auf der Sonnenoberfläche beträgt ca. $5780K (\pm 10K)$; die Sonnenflecken sind demgegenüber bis zu $1500K$ kälter. Die Phasen hoher sog. Sonnenfleckenaktivität, während derer größere und zahlreichere Flecken beobachtet werden, gehen mit einer verstärkten Strahlungsintensität einher, was auf den ersten Blick verwundert. Jedoch treten die gut beobachtbaren Sonnenflecken meist gleichzeitig mit den schwerer beobachtbaren Sonnenfackeln (Flares) auf, die ein Indiz für eine verstärkte Abstrahlung der Sonne sind [38], was mit einer intensivierten Konvektion im Sonneninnern verbunden ist.

Ein Maß für die Sonnenfleckenaktivität ist die sog. Sonnenflecken-Relativzahl (SRZ) oder auch Wolfsche Fleckenzahl, in die die Anzahl der beobachtbaren Flecken sowie die der Fleckengruppen einfließt. In Abb. 7.4 ist das Jahresmittel Sonnenflecken-Relativzahl für

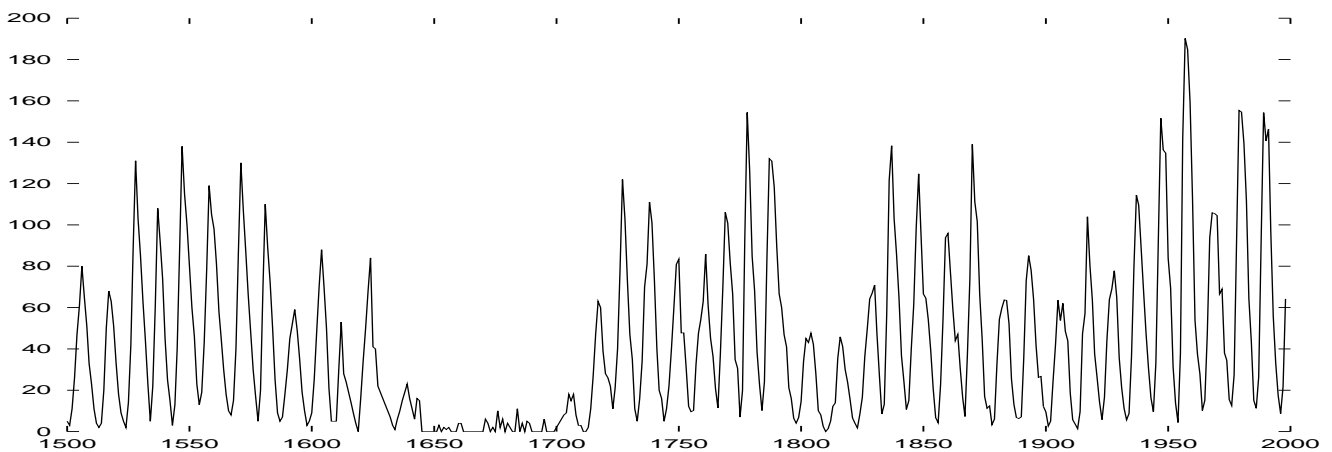


Abbildung 7.4: Jahresmittel der Sonnenflecken-Relativzahl 1500 bis 1998 [40].

den Zeitraum 1500 bis 1998 dargestellt. Man erkennt deutlich den quasi-elfjährigen Zyklus, der jedoch von Schwankungen längerer Periode überlagert ist. Auffällig ist in diesem Zusammenhang der Zeitabschnitt von etwa 1640 bis 1700, in dem fast keine Sonnenfleckenaktivität beobachtet wurde, und der in der Literatur auch als Maunder-Minimum bekannt ist. Hieraus wird ersichtlich, daß die Schwankungen der Solarkonstanten nicht allein auf den quasi-elfjährigen Zyklus zurückzuführen sind. Weitere in der Literatur diskutierte Zyklen sind u.a. der quasi-22-jährige Hale-Zyklus, die quasi-42- bzw. quasi-50-jährigen Schöve-Zyklen und der ca. 80- bis 90-jährige Gleisbergzyklus [38]. Es werden auch Zusammenhänge zwischen der Zykluslänge des quasi-elfjährigen Sonnenfleckenzyklus und der Intensität einer betrachteten Periode vermutet. Hierbei liegt die Vorstellung zugrunde, daß bei intensiver Konvektion im Sonneninnern, was mit verstärkter Abstrahlung verbunden ist, die Zykluslänge verkürzt ist.

Auf der Basis des quasi-elfjährigen Zyklus, Satellitenmessungen, sowie Vergleichsstudien der Abhängigkeit zwischen Zykluslänge und Strahlungsintensität auf sonnenähnlichen Sternen haben Lean et al. [25] eine Zeitreihe der Schwankungen der Solarkonstanten ab 1610 a.d. rekonstruiert. In Abb. 7.5 sind diese Schwankungen abgebildet. Man erkennt zum einen den quasi-elfjährigen Zyklus, und zum anderen auch niederfrequenteren Schwankungen. Auffällig ist wiederum das Maunder-Minimum von ca. 1645 bis 1715 mit einem nahezu konstant niedrigem S_0 und einen langfristigen Anstieg innerhalb der letzten ca. 100 Jahre.

Nord-Atlantik-Oszillation

Die Nord-Atlantik-Oszillation oder kurz NAO beschreibt den Druckunterschied zwischen dem Islandtief und dem Azorenhoch. Wie der Name suggeriert, ist dieser Druckunterschied Schwankungen unterworfen, die einen oszillatorischen Charakter haben. Als Maß für die NAO wird, vergleichbar dem SOI, ein Index der Luftdruckunterschiede an repräsentativen Stationen benutzt. In einer Definition nach Hurrell [21] sind dies Stykkysholmur auf Is-

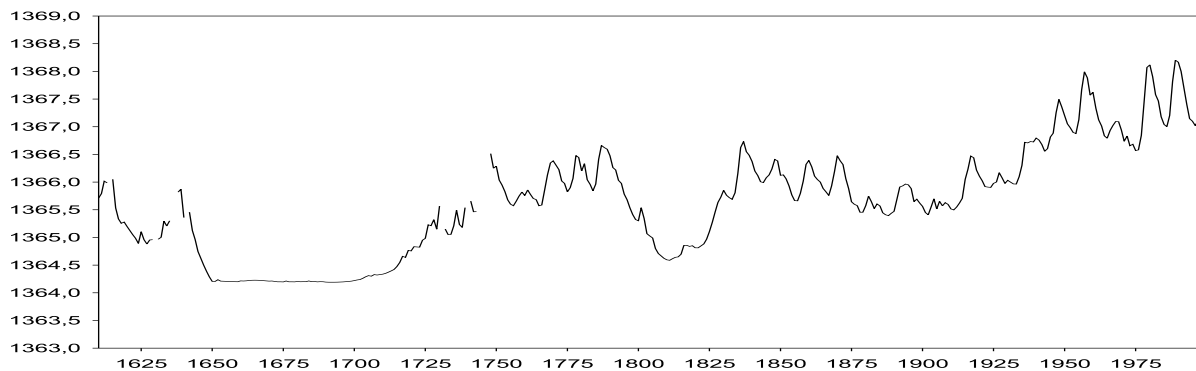


Abbildung 7.5: Jahresmittel der Schwankungen der Solarkonstante nach Lean et al. in $\frac{W}{m^2}$ 1610 bis 1998.

land und Ponta del Gada auf den Azoren. Der NAOI nach Jones [22] verwendet anstelle der Station Ponta del Gada die Station auf Gibraltar. Allgemein gilt, daß der NAOI die Differenz der Druckanomalie auf den Azoren minus der auf Island ist, d.h. ist der NAOI stark positiv, hat man ein ausgeprägtes Azorenhoch bzw. Islandtief, was mit einem starken westwärts gerichteten Grundstrom (\rightarrow Zonalität) und dafür typischen wandernden Zyklonenfamilien im nord-west-atlantischen und west-europäischen Raum verbunden ist. Ist im Gegensatz dazu der NAOI niedrig oder negativ, so ist der Grundstrom schwach, was oft mit meridionalen, blockierten Wetterlagen einhergeht. Hieraus wird deutlich, daß dem NAO eine besondere Bedeutung für das europäische Wettergeschehen, vor allem im Winter, zukommt, da dann aufgrund des verstärkten meridionalen Temperaturgradienten zwischen Äquator und Pol die allgemeine atmosphärische Zirkulation in den gemäßigten Breiten verstärkt ist.

In Abb. 7.6 ist das Wintermittel des NAOI nach Jones und nach Hurrell für den Zeitraum 1865 bis 1998 bzw. 1999 aufgetragen. Man erkennt den quasi-oszillatorischen Charakter der Zeitreihen. Der Unterschied zwischen den beiden Reihen rührt von der unterschiedlichen Wahl für die Stationen im Bereich des Azorenhochs her. Die mittleren Positionen der Zentren der durch den NAOI zu vergleichenden Druckgebilde haben einen Jahresgang, der sich naheliegenderweise auf die Korrelation zwischen den beiden Versionen überträgt. Da das Azorenhoch im Winter weiter im Osten liegt, ist dann dementsprechend der lineare Korrelationskoeffizient zwischen der Hurrell- und der Jones-Reihe deutlich höher ($r \approx 0.9$) als im Sommer ($r \approx 0.6$) [49]. Die Hurrell-Reihe wird allgemein als die repräsentativere für die NAO angesehen, was aber nicht darüber hinwegtäuschen soll, daß ortsfeste Messungen den mittleren Kerndruck eines Druckgebildes nie optimal erfassen können.

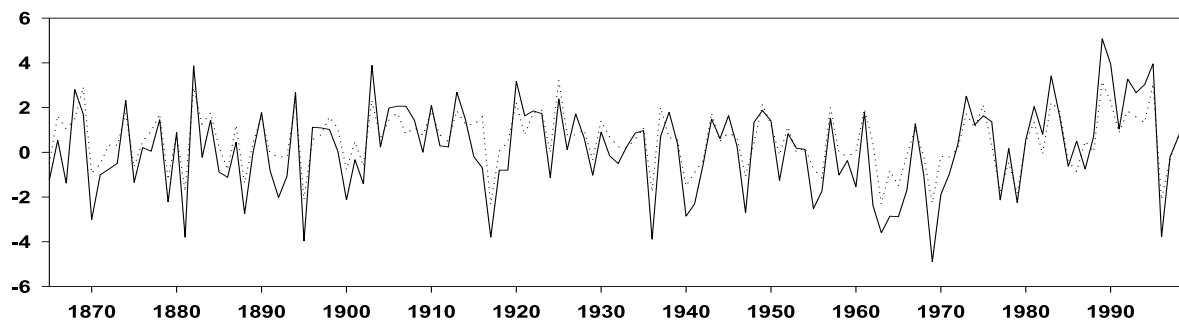


Abbildung 7.6: Wintermittel der NAOI nach Hurrell (durchgezogen, [21]) 1865 - 1999 und nach Jones (gepunktet, [22]) 1865 - 1998 (Ordinatenwerte: Differenz des normalisierten, auf Meeresniveau reduzierten Luftdrucks in [hPa]).

7.1.2 Anthropogene Einflußgrößen

Bekanntermaßen verändert die Menschheit durch Emissionen die Konzentrationen vorhandener bzw. bisher nicht vorhandener Spurengase in der Atmosphäre. Die entscheidende Frage ist nun, ob und vor allem in welchem Maße diese Emissionen das Klimasystem beeinflussen.

Daß Treibhausgase die Strahlungsbilanz beeinflussen, ist wohl unumstritten, so daß die Frage nach der Stärke des zusätzlichen anthropogenen Treibhauseffektes in den Vordergrund rückt. Diese Frage läßt sich weiter differenzieren: Wo, ab wann und in welchem Klimaelement ist wie wahrscheinlich der anthropogene Treibhauseffekt zu detektieren? Die hier vorgestellten Analysen sollen hierauf Antworten geben. Wie die anthropogenen Treibhausgaskonzentrationen quantifiziert werden, ist im folgenden Unterabschnitt dargestellt.

Eine andere Klasse von anthropogenen Emissionen stellen die Aerosole dar. Ihre Wirkung auf die Strahlungsbilanz ist von der der Treibhausgase zu unterscheiden, da sie die solare, kurzwellige Strahlung durch den sog. direkten Effekt streuen und in einem indirekten Effekt als Kondensationskerne fungieren und somit die Bewölkung beeinflussen, die ihrerseits wiederum auf die Strahlungsbilanz einwirkt. Der wichtigste Vertreter ist das troposphärische Sulfat, das im zweiten Unterabschnitt besprochen wird.

Treibhausgase

Wenn man vom „Treibhauseffekt“ spricht, muß man zwischen dem natürlichen und dem zusätzlichen anthropogenen Treibhauseffekt unterscheiden; denn bereits ohne menschliche Einflußnahme erhöht der natürliche Treibhauseffekt die bodennahe Weltmitteltemperatur von ca. -18°C auf $+15^{\circ}\text{C}$ [36]. Hervorgerufen wird dies durch Absorption und Reemis-

sion langwelliger, terrestrischer Strahlung in der Atmosphäre, vornehmlich aufgrund des Wasserdampfgehaltes, was somit das wichtigste Treibhausgas ist.

Aufgrund anthropogener Emissionen verstärkt sich dieser Effekt. Die wichtigsten dieser Treibhausgase sind CO_2 , CH_4 , N_2O und $FCKW$ [33]. Der Anteil, den jedes einzelne Gas zum anthropogenen Treibhauseffekt beiträgt, wird bestimmt durch die Emissionsmenge, die mittlere Verweildauer in der Atmosphäre und das sog. Treibhauspotential. Hierunter versteht man sozusagen die „Effektivität“ des betrachteten Spurengases, durch Strahlungsprozesse Energieumwandlungen (Umwandlung langwelliger, terrestrischer Strahlung in thermische Energie) zu verursachen, wobei hier ein Zeithorizont mit einfließt, der üblicherweise 100 Jahre beträgt. Dabei wird das relative molekulare Treibhauspotential des Kohlendioxids (CO_2), das mit einer Emissionsrate von derzeit ca. $29\frac{Gt}{a}$ [36] mengenmäßig mit Abstand den größten Anteil zum anthropogenen Treibhauseffekt beiträgt, gleich eins gesetzt ($rel.mol.THPCO_2 \equiv 1$). Andere Treibhausgase, deren Emissionsmenge deutlich geringer ist, haben mitunter ein vielfach höheres Treibhauspotential (z.B. $rel.mol.THPP_{FCKW-12} \approx 7100$). Mit Hilfe des Treibhauspotentials und weiterer Charakteristika wie Konzentration und atmosphärische Verweilzeit lassen sich die Effekte anderer Treibhausgase in sog. CO_2 -Äquivalente umrechnen, d.h. man bestimmt, welche atmosphärische Konzentration von CO_2 denselben Beitrag zum Treibhauseffekt haben wie die betrachtete Menge des vorliegenden Treibhausgases. Somit kann man alle Treibhausgase in einer Größe zusammenfassen, der sog. CO_2 -Äquivalentkonzentration [37].

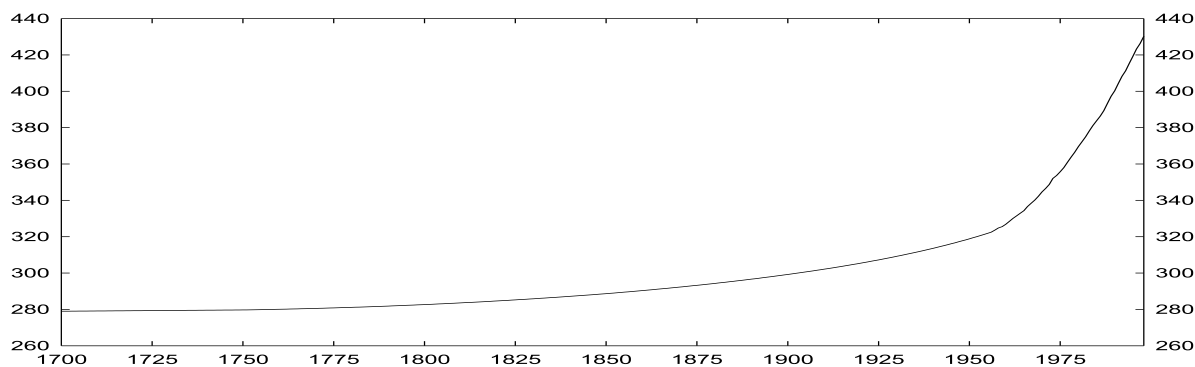


Abbildung 7.7: Jahresmittel der atmosphärischen CO_2 -Äquivalentkonzentration 1700 bis 1998 in [ppm] (Ab 1989 IPCC Szenario A: Business as usual [19]).

In Abb. 7.7 ist das Jahresmittel der CO_2 -Äquivalentkonzentration von 1700 bis 1998 in [ppm] aufgetragen. Man erkennt deutlich den starken Anstieg von vorindustriellen Werten von rund 280 ppm auf 430 ppm im Jahre 1998, während die CO_2 -Konzentration allein 1998 rund 367 ppm betragen hat [8].

Um nun den Einfluß dieses Konzentrationsanstieges auf das Klimasystem zu beurteilen, ist es notwendig, die damit verbundenen Heizratenanomalien abzuschätzen. Aufgrund der

physikalischen Vorgänge der Absorption kommt es zu einem Sättigungseffekt, d.h. mit zunehmender CO_2 -Konzentration verlangsamt sich die Zunahme des dadurch verursachten Treibhauseffektes. Dies wird anschaulich, wenn man sich vorstellt, daß bei einer vorgegebenen Konzentration in einem bestimmten Wellenlängenintervall überhaupt keine Strahlung mehr durchgelassen wird - dann kann auch ein weiterer Konzentrationsanstieg keine weitere Abschwächung der Transmission erwirken. Es konnte gezeigt werden [50], daß die Beziehung zwischen der CO_2 -Konzentration und den Heizratenanomalien in dem für den anthropogenen Treibhauseffekt relevanten Konzentrationsbereich (bis ca. 1000 ppm) in sehr guter Näherung logarithmisch ist. Aus diesem Grund ist die in den hier beschriebenen Analysen verwendete Einflußgröße für den anthropogenen Treibhauseffekt der natürliche Logarithmus der mit dem vorindustriellen Wert normierten CO_2 -Äquivalentkonzentration, wie er in Abb. 7.8 dargestellt ist. Diese Kurve steigt stärker als linear an, was gleichbedeutend mit einer „überexponentiellen“ Steigung der CO_2 -Äquivalentkonzentration in dem betrachteten Zeitraum ist.

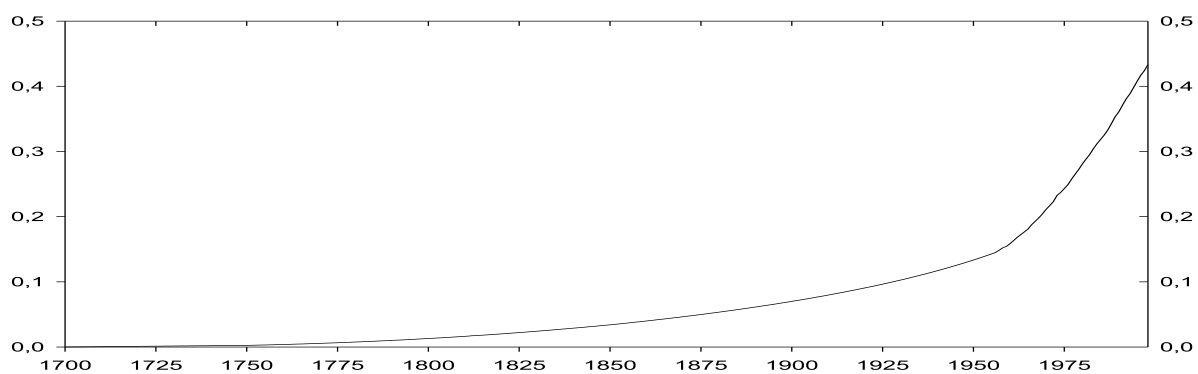


Abbildung 7.8: Jahresmittel des natürlichen Logarithmus der mit dem vorindustriellen Wert (279 ppm) normierten CO_2 -Äquivalentkonzentration.

Troposphärisches Sulfat

In der Troposphäre befinden sich eine Vielzahl flüssig-fester Substanzen, neben den Hydrometeoren auch die sog. Aerosole. Die in ihrer Klimawirksamkeit wichtigsten Aerosolpartikel sind das Sulfataerosol (SO_4^{2-}), das natürliche und anthropogene Quellen besitzt. Die natürlichen Quellen sind Ausgasung aus Ozeanen, Böden und Pflanzen und vulkanischer Eintrag. Hierzu kommen seit Beginn der Industrialisierung Mitte des 19. Jahrhunderts vermehrt Emissionen aus Verbrennung fossiler schwefelhaltiger Brennstoffe und aus Biomassenverbrennung. Die Größenordnung der Emissionen liegt bei $10^2 \frac{\text{MtS}}{\text{a}}$, wobei natürliche und anthropogene Quellstärken sich in etwa die Waage halten [48]. Die Verweilzeit des Sulfataerosols liegt bei nur etwa mehreren Wochen, so daß seine Konzentrationsverteilung

starken raum-zeitlichen Schwankungen unterliegt. Somit kann der anthropogene Anteil den natürlichen in stark industrialisierten Regionen wie Europa, Nord-Amerika oder Süd-Ost-Asien bis um den Faktor 15 übersteigen [48].

Das Sulfataerosol wirkt auf zwei unterschiedliche Arten auf die atmosphärische Strahlungsbilanz ein. Die erste, der direkte Effekt, ist Streuung von Sonneneinstrahlung, was die Albedo erhöht und prinzipiell zu einer Abkühlung am Erdboden bzw. in der unteren Troposphäre führen sollte. Beim indirekten Effekt fungiert das Sulfataerosol als Kondensationskern, was die Wolkenbildung und damit wiederum (indirekt) die Strahlungsbilanz beeinflusst. Diese Zusammenhänge sind sehr komplex und bis heute nur unzureichend erforscht.

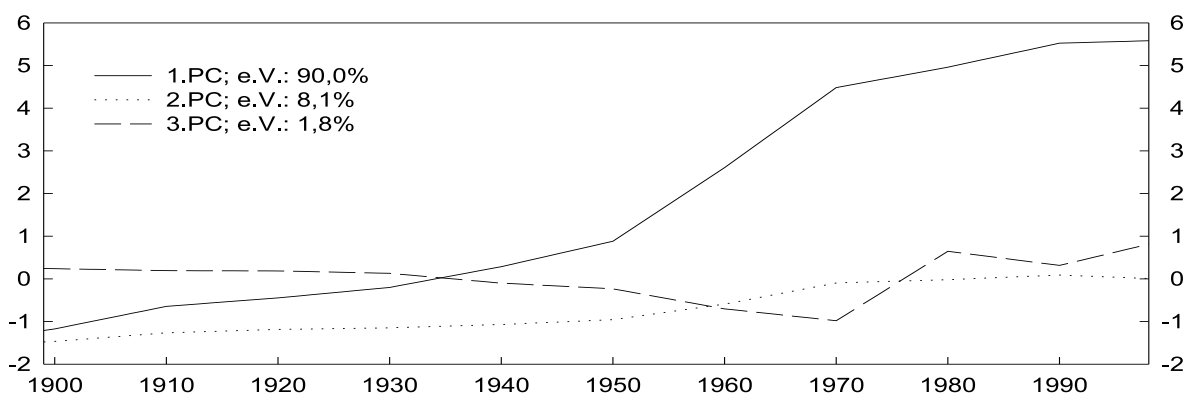


Abbildung 7.9: Die ersten drei Principal-Component-Zeitserien der 8 zonalen Mittel der Sulfat-Säulendichte aus anthropogenen Emissionen 1899-1998 (Ordinate: normierte Säulendichte ohne Einheit; ursprünglich: $[\frac{mg}{m^2}]$) nach [5].

Der Zusammenhang zwischen den Konzentrationen und den aufgrund des direkten Effektes verursachten Heizratenanomalien ist im Gegensatz zum CO_2 in guter Näherung linear, da bei geringen Konzentrationen keine Abschattung stattfindet [10]. Wegen der geringen Veweilzeit ist aber die Konzentration in guter Näherung proportional zu den Emissionen, so daß die zeitlichen Strukturen der Emissionsraten in den hier besprochenen Analysen als erste Näherung für die Heizratenanomalien verwendet werden.

Hierfür wurde aus einem vorliegenden Datensatz 80 flächengleicher Gebietsmittel der jährlichen Sulfat-Emissionsraten [39] acht zonale Mittel errechnet. Mit diesen acht Einflußzeitserien wurde wie bereits beim Vulkanismus eine EOF-Zerlegung vorgenommen, um eine Datenreduktion zu erhalten. Es zeigte sich, daß durch die hierdurch erhaltenen ersten drei zeitlichen Hauptstrukturen (Principal Components) bereits bis zu 99.99% (dieser Wert ist vom betrachteten Zeitintervall abhängig, ist jedoch in allen Fällen über 99%) der

Varianz aller acht Breitenbandmittel erklärt werden können. Aus diesem Grund wurden diese drei PC-Zeitreihen als Einfluß bezüglich des troposphärischen Sulfates verwendet.

In Abb. 7.9 sind die ersten drei PC-Zeitreihen der Sulfat-Säulendichte aus anthropogenen Emissionen aufgetragen, welche 99,9% der Gesamtvarianz aus acht zonalen Mitteln erklären. Wie man sieht, besteht die Hauptstruktur aus einem langfristigen positiven Trend, der sich etwa ab 1970 abschwächt.

7.2 Zielgrößen

Wie bereits in der Einleitung zu diesem Teil erwähnt, wurden Analysen mit verschiedenen Klimaelementen auf unterschiedlichen räumlichen Skalen (global, Europa) bzw. in unterschiedlicher räumlicher Differenzierung durchgeführt. Im folgenden sind alle im Rahmen der ursachenorientierten Zeitreihenzerlegung verwendeten Zielgrößen-Datensätze aufgelistet, wobei ein „*“ indiziert, daß diese Daten ebenfalls im Rahmen der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung analysiert worden sind.

- Bodennahe Lufttemperatur, globales sowie hemispärisches Mittel 1899-1998, Jahresmittel [23].*
- Bodennahe Lufttemperatur, global in Form acht zonaler Mittel 1868-1995, Jahresmittel (abgeleitet aus [15], s.auch Abb. 7.10).
- Bodennahe Lufttemperatur, global in Form 80 flächengleicher Gebietsmittel 1894-1995 (davon 72 vorhanden), Jahres- und saisonale Mittel (abgeleitet aus [23], Gebietseinteilung nach [14], s.auch Abb. 7.11).
- Auf Meeresniveau reduzierter Luftdruck, global (jedoch nur Meeresgebiete) in Form 80 flächengleicher Gebietsmittel 1900-1992 (davon 62 vorhanden), Jahres- und saisonale Mittel [41] (ursprünglich COADS - **C**omprehensive **O**cean **A**tmosphere **D**ata **S**et der Climate Group des Lamont-Doherty Earth Observatory, Columbia University, Gebietseinteilung nach [14], s.auch Abb. 7.11).
- Bodennahe Lufttemperatur, Europa in Form von 52 Gitterpunkten ($5^\circ \times 5^\circ$) 1899-1998, Jahres- und Monatsmittel [28], s.auch Abb. 3.1.*
- Auf Meeresniveau reduzierter Luftdruck, Europa in Form von 44 Gitterpunkten ($5^\circ \times 10^\circ$) 1896-1995 Jahres- und Monatsmittel [2], s.auch Abb. 3.2.*
- Monatliche und jährliche Niederschlagssummen, Europa in Form von 83 Gitterpunkten ($5^\circ \times 5^\circ$) 1900-1998 [20], s.auch Abb. 3.3.*

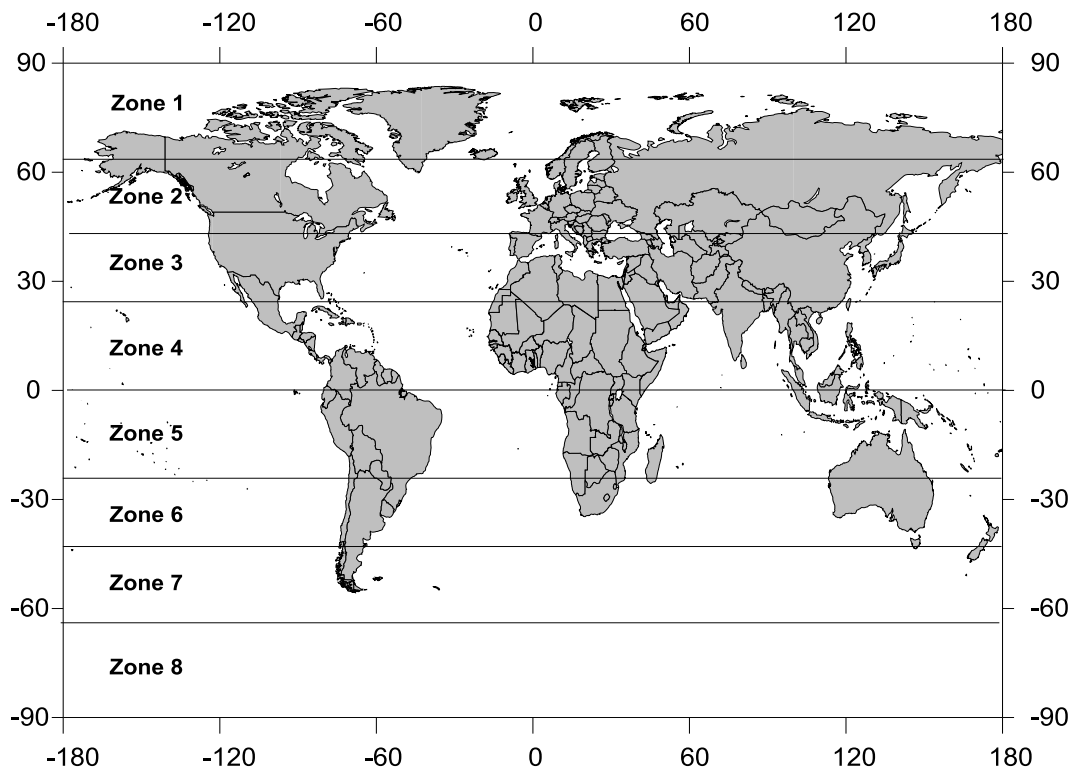


Abbildung 7.10: Einteilung der Erdoberfläche in 8 zonale Bänder.

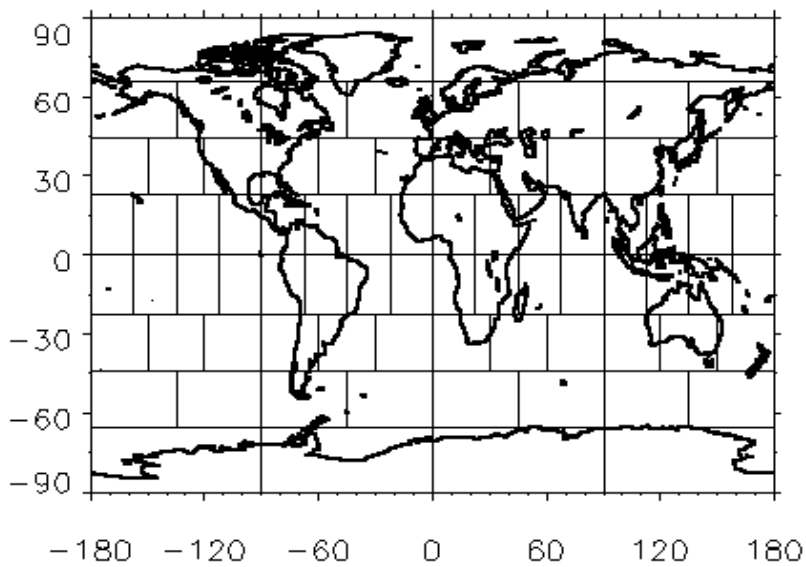


Abbildung 7.11: Einteilung der Erdoberfläche in 80 flächengleiche Gebietsmittel nach Hansen u. Lebedeff [14].

Kapitel 8

Analysemethode

Hier soll nun die bereits in der Einleitung zu Teil II skizzierte Vorgehensweise der ursachenorientierten Zeitreihenzerlegung etwas detaillierter beschrieben werden. Wie bereits erwähnt, läßt sich die Methodik in eine Transformation, die den „äußeren Rahmen“ bildet und im ersten Abschnitt behandelt wird, und einen „inneren“ Teil statistischer Korrelationen und Regressionen, der im zweiten Abschnitt erläutert wird, zerlegen. Zusätzlich wird noch eine Residuenanalyse und eine statistische Detektion durchgeführt, die schließlich im dritten und vierten Abschnitt beschrieben werden.

8.1 Hauptachsentransformation

Außer elementaren statistischen Analysen [35] und der in Teil I beschriebenen Methodik der selektiven Zeitreihenzerlegung werden im folgenden auch EOF-Techniken verwendet. Dazu gehört die Hauptachsentransformation, die in der Klimatologie immer dann Anwendung findet, wenn ein zweidimensionales Datenfeld vorliegt (z.B. ein Gitterpunktsdatensatz aus m Zeitreihen der Länge n), dessen Varianz in noch zu erklärender Art und Weise geordnet werden soll, um entweder den „unwichtigen“ Teil dieser Varianz zu vernachlässigen (Datenreduktion), oder ganz allgemein eine alternative Darstellungsform dieses Datenfeldes zu erhalten, aus der Informationen gewonnen werden können, die in der ursprünglichen Form nicht zugänglich sind.

Gegeben sei nun ein zweidimensionales Datenfeld $z(x, t)$, $x = 1 \dots m, t = 1 \dots n, m \leq n$, das vom Ort x und von der Zeit t abhängt. Um nun zu einem der Variabilität von $z(x, t)$ optimal angepassten Koordinatensystem zu gelangen, führt man eine sog. Hauptachsentransformation durch. Man erreicht dies durch Diagonalisieren der Kovarianzmatrix \mathcal{K}_{ij} von $z(x, t)$. Danach sind dann die Einträge der diagonalisierten Matrix nur für $i = j$ von Null verschieden, was bedeutet, daß ein neues, gedrehtes Koordinatensystem gefunden wird, in dem die neuen Komponentenzeitreihen keine Kovarianz mehr untereinander aufweisen also linear unabhängig sind. Bezeichnet man die Kovarianz zwischen den Einzelzeitreihen

$z(x = i, t)$ und $z(x = j, t)$ mit s_{ij} , so ist \mathcal{K}_{ij} gegeben durch:

$$\mathcal{K}_{ij} = \begin{pmatrix} s_{11} & s_{12} & \cdots & s_{1m} \\ s_{21} & s_{22} & \cdots & s_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{m1} & s_{m2} & \cdots & s_{mm} \end{pmatrix} . \quad (8.1)$$

Das Diagonalisieren entspricht dem Bestimmen der Eigenvektoren \vec{e}_j zu den Eigenwerten λ_j von \mathcal{K}_{ij} , und wird durch Lösen der Eigenwertgleichung $\mathcal{K}_{ij} \cdot \vec{e}_j = \lambda_j \vec{e}_j$ erreicht, was auf die charakteristische Gleichung führt:

$$\det(\mathcal{K}_{ij} - \lambda_j \mathcal{E}) = 0 \quad . \quad (8.2)$$

Hierbei bezeichnet \mathcal{E} die Einheitsmatrix.

Durch das Diagonalisieren wird die Kovarianzmatrix in folgende Form überführt:

$$\mathcal{D}_{ij} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_m \end{pmatrix} . \quad (8.3)$$

Wie man sieht, sind alle Elemente von \mathcal{D}_{ij} Null, bis auf die Diagonalelemente, die aus den Eigenwerten λ_j bestehen. Die zugehörigen Eigenvektoren \vec{e}_j , welche die Basisvektoren des gedrehten Systems sind, erhält man über die Beziehung $(\mathcal{K}_{ij} - \lambda_j \mathcal{E}) \cdot \vec{e}_j = 0$. Dieses $\vec{e}_j(x)$ wird auch als räumliche Struktur der j -ten Hauptkomponente bezeichnet.

Somit erhält man eine alternative Darstellung von $z(x, t)$ in einem neuen Koordinatensystem, wobei durch die Transformation keinerlei Information über das Datenfeld verlorengegangen ist. Bezeichnet man die zeitliche Struktur der j -ten Hauptkomponente mit $\alpha_j(t)$, so läßt sich die Transformationsbeziehung auch folgendermaßen schreiben:

$$z(x, t) = \sum_{j=1}^m \lambda_j e_j(x) \alpha_j(t) \quad . \quad (8.4)$$

Die Teilvarianzen der neuen Komponentenzeitreihen sind so verteilt, daß in der ersten die maximal mögliche Varianz steckt, in der zweiten die maximal mögliche Teilvarianz des verbleibenden Restes usw., weshalb man auch von einem an die Variabilität des Ausgangsdatenfeldes optimal angepaßten Koordinatensystem oder auch vom Eigensystem des Datenfeldes spricht. Die Eigenvektoren $\vec{e}_j(x)$ bezeichnet man auch als **E**mpirische **O**rthogonale **F**unktionen (kurz EOF), weswegen man die Hauptachsentransformation in diesem Fall auch EOF-Transformation nennt. Die zeitlichen Strukturen $\alpha_j(t)$ werden in der Literatur auch als **P**incipal-**C**omponent-**T**imeseries bzw. kurz als PC bezeichnet. Somit läßt sich Gleichung 8.4 alternativ formulieren:

$$z(x, t) = \sum_{j=1}^m \lambda_j EOF_j(x) PC_j(t) \quad . \quad (8.5)$$

Die hierdurch erhaltenen Hauptkomponentenzeitreihen (PC) dienen im weiteren als Zielgrößen in einer Regression. Hierbei werden sie mit selektierten Einflußgrößen in Verbindung gebracht, die einen Teil der Varianz der PC erklären. Somit wird erreicht, daß ein klimatischer Einfluß an verschiedenen Orten unterschiedlich stark wirkt, je nachdem, mit welchem Gewicht die signifikant korrelierte PC_j an diesem Ort vertreten ist. Dieses Gewicht wird durch das Produkt aus dem zugehörigen räumlichen Hauptmuster und seinem Eigenwert bezogen auf diesen Ort ($\lambda_j EOF_j(x)$), bestimmt.

8.2 Sukzessive Regression

Der nächste Schritt besteht nun darin, mittels Korrelation/Regression Anteile der PC zu separieren, die bestimmten Einflußgrößen zugeordnet werden können. Hierzu ist es aber notwendig, vorher aus einem Pool von potentiellen Regressoren diejenigen auszuwählen, die einen signifikanten Zusammenhang mit den PC aufweisen.

Dieser Pool aus potentiellen Einflußgrößen besteht aus den im vorherigen Kapitel besprochenen Einflußzeitreihen. Um die Trägheit des Klimasystems zu berücksichtigen, wurden zusätzlich um ein bzw. zwei Jahre zeitverschobene Reihen angeboten. Lediglich die CO₂-Einflußzeitreihe wurde nicht zeitverschoben, da sie aufgrund ihrer zeitlichen Struktur eine hohe Selbstähnlichkeit aufweist.

Nun wird zwischen jeder $PC_j(t)$ und jeder der potentiellen Einflußgrößen $E_k(t)$ der lineare Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson sowie dessen Signifikanzniveau mit Hilfe des t-Tests (zu Einzelheiten siehe [29]) berechnet. Die Signifikanzschwelle betrug bei den hier beschriebenen Analysen $S_i = 95\%$. Bezüglich einer betrachteten $PC_j(t)$ wird nun derjenige Regressor als „Sieger“ $E_{S1}(t)$ bezeichnet, der signifikant ist und am meisten Varianz erklärt. Nach Bildung des Residuums $R_1(t)$ gemäß

$$R_1(t) = PC_j(t) - E_{S1}(t) \quad (8.6)$$

werden erneut Korrelationskoeffizienten zwischen $R_1(t)$ als neuer Zielgröße (anstelle von $PC_j(t)$) und allen potentiellen Regressoren $E_k(t)$, und anhand eines neuen „Siegere“ $E_{S2}(t)$ ein weiteres Residuum $R_2(t) = R_1(t) - E_{S2}(t)$ berechnet. Dieser Algorithmus wird sukzessiv solange wiederholt, bis keine signifikanten Regressoren mehr gefunden werden können:

$$R_n(t) = R_{n-1}(t) - E_{S_n}(t), \quad n = 1 \dots l \quad (8.7)$$

Nach Abschluß dieses Auswahlverfahrens erhält man aus dem Pool von potentiellen Regressoren diejenigen, die in einem nächsten Schritt die Varianz an der Zielgröße $PC_j(t)$ gemeinsam erklären, wobei einzelne Regressoren auch mehrfach ausgewählt werden können, was jedoch für den weiteren Verlauf der Vorgehensweise keine Bedeutung hat.

Eine Schwäche dieser sukzessiven Auswahl ist, daß potentielle Regressoren ähnlicher zeitlicher Struktur in Konkurrenz zueinander treten, jedoch nur ein Sieger diese Struktur an der

Zielgröße erklären „darf“, die nach Bildung des Residuums dem Konkurrenten nicht mehr zur Verfügung steht. Dieser Schwäche kann in der Praxis durch Vergleichsanalysen unter gezieltem Ausschluß bestimmter potentieller Regressoren begegnet werden.

Nun folgt eine multiple lineare Regression mit den selektierten Regressoren $E_{S_i}(t)$, $i = 1 \dots l$ (l : Anzahl der selektierten Regressoren) als Einflußgrößen und der betrachteten $PC_j(t)$ als Zielgröße:

$$\begin{aligned} \widehat{PC}_j(t) &= a_0 + \sum_{i=1}^l a_i E_{S_i}(t) \\ &= \sum_{i=1}^l a_i E_{S_i}(t) \\ &= \sum_{i=1}^l f_{i,j}(t) \quad , \end{aligned} \tag{8.8}$$

da a_0 aufgrund der Normierung der Zielgröße $PC_j(t)$ vor der EOF-Transformation auf Mittelwert 0 und Standardabweichung 1 verschwindet. Diese Normierung wird vorgenommen, um zu verhindern, daß lokale Unterschiede der Varianz im ursprünglichen Datenfeld $z(x, t)$ das Hauptkomponentenfeld dominieren und somit die varianzunabhängigen Unterschiede der zeitlichen Struktur nicht hinreichend abgebildet werden. Beim globalen Temperaturfeld z.B. findet man die höchste Varianz in hohen geographischen Breiten, so daß sich bei einer Hauptkomponentenzerlegung nicht normierter Gebietsmittel die zeitlichen Strukturen dieser Regionen dominant in den ersten Hauptkomponenten (Hauptkomponenten hoher erklärender Varianz) wiederfinden, was im Rahmen der ursachenorientierten Zeitreihenzerlegung unerwünscht ist.

Somit hängt also die Hauptkomponentenzeitreihe $PC_j(t)$ über die Funktion $f_{i,j}$ von der Einflußgröße $E_{S_i}(t)$ ab:

$$PC_j(t) = \sum_{i=1}^l f_{i,j}(t) + R_j(t) \quad . \tag{8.9}$$

Hierbei ist $R_j(t)$ der nicht durch die selektierten Einflußgrößen erklärbare Anteil.

8.2.1 Zuordnung raumzeitlicher Signal- und Residuenfelder

Mit Hilfe von Gleichung 8.5 und Gleichung 8.9 läßt sich nun das ursprüngliche, raumzeitliche Datenfeld $z(x, t)$ folgendermaßen bezüglich der erklärten und unerklärten Anteile zerlegen:

$$\begin{aligned} z(x, t) &= \sum_{j=1}^m \lambda_j EOF_j(x) PC_j(t) \\ &= \sum_{j=1}^m \lambda_j EOF_j(x) \left(\sum_{i=1}^l f_{i,j} + R_j(t) \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^m \lambda_j EOF_j(x) f_{i,j}(t) + \sum_{j=1}^m \lambda_j EOF_j(x) R_j(t) \\
&= \sum_{i=1}^l S_i(x, t) + R(x, t) \\
&= S(x, t) + R(x, t) \\
z(x, t) &= S_{anthr}(x, t) + S_{nat}(x, t) + R(x, t) \quad . \quad (8.10)
\end{aligned}$$

Hierbei sind:

$S(x, t)$: Raumzeitliches Signalmuster,
 $S_{anthr}(x, t)$: Raumzeitliches Signalmuster des anthropogenen Signals,
 $S_{nat}(x, t)$: Raumzeitliches Muster des natürlichen Signals
 $R(x, t)$: Raumzeitliches Muster des Residuums.

Der nächste Schritt ist die Analyse des Residuums $R(x, t)$. Hierbei soll die Frage beantwortet werden, ob strukturierte unerklärte Anteile existieren, die vom Rauschanteil separiert werden können.

8.3 Residuenanalyse

Um das EOF-transformierte Residuenfeld $R(j, t)$ hinsichtlich überzufälliger Strukturen zu untersuchen, wird es nochmals nach seinen Hauptkomponenten zerlegt:

$$R(j, t) = \sum_{k=1}^m \lambda_k EOF_k(j) PC_k(t) \quad . \quad (8.11)$$

Die nun erhaltenen Hauptkomponentenzeitreihen des EOF-transformierten Residuenfeldes $PC_k(t)$ werden nun mit Hilfe der in Teil I dargestellten strukturorientierten Zeitreihenzerlegung untersucht. Hierbei wird folgende Zerlegung angesetzt:

$$PC_k(t) = \text{Trendkomponente} + \text{Polynomialkomponente} + \text{Rauschen} \quad . \quad (8.12)$$

Im Einzelnen wird folgende Vorgehensweise angewendet:

Falls in $PC_k(t)$ eine signifikante lineare bzw. progressive (degressive) Trendkomponente der Form

$$T(t) = a_n t^n, \quad n = 1 \dots 5 \quad (8.13)$$

existiert, wird ein Residuum gebildet:

$$R_{trend}(t) = PC_k(t) - T(t) \quad . \quad (8.14)$$

Als nächstes wird im neu gebildeten Residuum $R_{trend}(t)$ bzw. direkt in der Hauptkomponentenzeitreihe $PC_k(t)$ nach einer signifikanten Polynomialkomponente der Form

$$P(t) = \sum_{i=1}^5 b_n t^n \quad (8.15)$$

gesucht. Falls sie existiert, so erhält man ein neues Residuum:

$$\begin{aligned} R_{rausch}(t) &= PC_k(t) - P(t) - T(t) \\ &= PC_k(t) - R_{struktur}(t) \\ Rauschen &= \text{Gesamtresiduum} - \text{strukturierte Komponente} \quad . \end{aligned} \quad (8.16)$$

Vor und nach der Zerlegung werden die Komponentenzeitreihen des Gesamtresiduums bzw. des Rauschanteils auf Normalverteilung (Kolmogoroff-Smirnoff-Test, zu Einzelheiten siehe Teil I) und auf Mittelwert-, Varianz- und Autokovarianzstationarität getestet, um die Veränderung der Rauscheigenschaften der Residuen durch die Zerlegung zu prüfen.

Durch zweimalige Rücktransformation erhält man somit separierte raum-zeitliche Residuenfelder, so daß das ursprüngliche Datenfeld $z(x, t)$ schließlich folgendermaßen zerlegt worden ist:

$$z(x, t) = S_{anthr}(x, t) + S_{nat}(x, t) + R_{struktur}(x, t) + R_{rausch}(x, t) \quad . \quad (8.17)$$

8.4 Detektion

Die Frage, die im Rahmen der Detektion beantwortet werden soll, ist, ob das anthropogene Signal zu einer signifikanten Klimaänderung geführt hat, was gleichbedeutend mit der Aussage ist, daß sich das Signal signifikant vom Rauschen abhebt bzw. das Signal-Rausch-Verhältnis hinreichend groß ist. Man muß also fordern, daß an einem bestimmten Ort und zu einer bestimmten Zeit das anthropogene Signal $S_{anthr}(x, t)$ größer ist als die Standardabweichung des Rauschanteils an diesem Ort $s_{rausch}(x)$ multipliziert mit einem vom Signifikanzniveau abhängigen Vorfaktor $a(Si)$:

$$S_{anthr}(x, t) > a(Si) s_{rausch}(x) \quad . \quad (8.18)$$

Somit gelangt man zur Definition der in dieser Betrachtung verwendeten Detektionsvariablen $d(x, t)$:

$$d(x, t) \equiv \frac{S_{anthr}(x, t)}{s_{rausch}(x)} \quad . \quad (8.19)$$

Um nun zu einer Aussage über das Signifikanzniveau einer Klimaänderung zu gelangen, kann man die Frage stellen, wie groß die Wahrscheinlichkeit P ist, aus einer identisch normalverteilten Zufallsvariablen einen Wert z zu ziehen, der kleiner als der Betrag von $d(x, t)$

ist. Man kann zeigen [13], daß sich diese Wahrscheinlichkeit folgendermaßen berechnen läßt:

$$P(z \leq |d(x, t)|) = \operatorname{erf}\left(\frac{d(x, t)}{\sqrt{2}}\right) \quad , \quad (8.20)$$

$$\text{mit } \operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x \exp(-u^2) du \quad .$$

Hierbei bezeichnet $\operatorname{erf}(x)$ die sog. Errorfunktion, zu deren Lösung numerische Methoden zur Verfügung stehen. Das ebenfalls nicht analytisch lösbare Integral der Wahrscheinlichkeitsfunktion der Gauß-Verteilung wird mittels Variablentransformation in die Form der Errorfunktion überführt.

In dieser Variante der Signifikanzbestimmung einer anthropogenen Klimaänderung setzt man aufgrund der Verwendung des Betrages von $d(x, t)$ nicht voraus, daß die Detektionsvariable ein bestimmtes Vorzeichen hat. Falls man nun aus klimatologischen Plausibilitätsbetrachtungen $d(x, t) > 0$ ansetzt, was z.B. beim globalen Mittel der bodennahen Lufttemperatur durchaus gerechtfertigt erscheint, so sucht man also die Wahrscheinlichkeit $P(z \leq d(x, t))$, welche gegeben ist durch:

$$P(z \leq d(x, t)) = \frac{1}{2} \left(1 + \operatorname{erf}\left(\frac{d(x, t)}{\sqrt{2}}\right) \right) \quad . \quad (8.21)$$

Hierdurch erhält man für identische Werte von $d(x, t)$ höhere Signifikanzen als durch Gleichung 8.20. Da aber in dem hier vorliegenden Problem raumzeitliche Datenfelder analysiert werden, bei denen man nicht davon ausgehen kann, daß an allen Orten $d(x, t) > 0$ ist, wurde ausschließlich Gleichung 8.20 zur Berechnung des Signifikanzniveaus verwendet.

Kapitel 9

Ergebnisse der Analysen

Dieses Kapitel ist nach den unterschiedlichen Zielgrößen, die in Kapitel 7 aufgelistet sind, untergliedert. Zu Beginn stehen die Analysen der globalen und hemisphärischen Temperaturmittel, danach schließen sich die Analysen der zonalen Mittel auf der globalen Skala an. Die weitere räumliche Differenzierung führt zu den Analysen der 80 Gebietsmittel auf der globalen Skala. Schließlich werden die Ergebnisse des europäischen Raumes diskutiert.

9.1 Globale und hemisphärische Temperaturmittel

Da bei den hier vorgestellten Analysen jeweils nur eine Einzelzeitreihe als Zielgröße betrachtet wird (jeweils nur globales sowie hemisphärische Mittel), wird keine EOF-Transformation durchgeführt, da durch sie ja ein zweidimensionales Datenfeld vorbehandelt wird. Somit dienen die Ergebnisse dieser Analysen zum einen als Vorstudien zum Verständnis der Wirkungsweise der sukzessiven Regression, zum anderen liefern die Verteilungen der erklärten Varianzen Erkenntnisse über die Größenordnung der einzelnen Einflüsse. Zusätzlich erlauben Vergleiche mit den anderen, im Rahmen der ursachenorientierten Zeitreihenzerlegung durchgeführten Analysen, Aussagen über den Einfluß der räumlichen Differenzierung und Regionalisierung auf die erklärten Varianzen der einzelnen Einflüsse.

Es wurden das globale sowie das nord- bzw. südhemisphärische Mittel der bodennahen Lufttemperatur nach Jones [23] mit Hilfe der sukzessiven Regression (s. Kapitel 8) analysiert. Als solarer Einfluß wurden alternativ die Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean [25] und die Sonnenflecken-Relativzahlen verwendet, da sich der langfristige Trend in der Lean-Reihe auf die Ergebnisse, vor allem auf der Nordhemisphäre, auswirkt, wo er in Konkurrenz zum CO₂-Einfluß steht. Die Verteilung der erklärten Varianzen ist der Tabelle 9.1 zu entnehmen.

Dem aufmerksamen Leser wird auffallen, daß das Gesamtsignal nicht gleich der Summe der Einzelsignale ist. Dies ist ein Sachverhalt, der sich in allen Analysen niederschlägt und auf

Tabelle 9.1: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und der Einzelsignale (aus sukzessiver Regression abgeleitet) an der globalen Mitteltemperatur nach Jones 1899-1998 [23]. **GL**: Global, **NH**: Nordhemisphäre, **SH**: Südhemisphäre, **SOL**: solarer Einfluß nach Lean [25], **SRZ**: solarer Einfluß durch Sonnenflecken-Relativzahlen. Null bedeutet unsignifikant und daher nicht mit in die multiple Regression aufgenommen.

Einfluß	GL-SOL	GL-SRZ	NH-SOL	NH-SRZ	SH-SOL	SH-SRZ
Gesamt	79.7	73.9	68.3	61.7	83.5	83.9
CO ₂	59.9	59.9	4.2	49.3	70.5	70.5
Sulfat	3.1	1.5	0	0	2.1	1.4
Vulkanismus	6.0	7.2	4.6	9.5	4.1	6.2
ENSO	4.2	4.8	4.1	2.6	4.5	4.9
Solar	4.2	0	52.9	0	1.4	0
NAO	0	0	0	0	0	0

den deshalb an dieser Stelle kurz eingegangen werden soll. Da es nicht möglich ist bei einer multiplen linearen Regression auf die erklärten Varianzen der einzelnen Einflußgrößen zu schließen, was ursächlich auf Kovarianzen zurückzuführen ist, die die Einflußgrößen untereinander haben, wurde mit Hilfe der sukzessiven Regression eine Abschätzung der Teilvarianzen vorgenommen, die bei hoher Kovarianz zwischen Einflußgrößen jedoch nur eingeschränkt richtig ist. Aufgrund der Arbeitsweise der sukzessiven Regression (s. Kapitel 8) kann man die erklärte Varianz des ersten „Siegers“ an der Zielgröße und die erklärten Varianzen der folgenden „Sieger“ an den entsprechenden Residuen eindeutig bestimmen und auf die ursprüngliche Zielgröße zurückrechnen. Dies sind die in Tab. 9.1 angegebenen Werte für die Einzelsignale. Besitzen nun zwei Einflußgrößen eine hohe Kovarianz, wie es zwischen dem solaren Einfluß nach Lean und dem CO₂-Einfluß der Fall ist, so kann das Ergebnis dadurch verfälscht werden, daß sich eine Reihe „durchsetzt“ und den Anteil an der Zielgröße erklärt, den auch die andere erklären könnte. Im Residuum ist nun diese zeitliche Struktur für den „zweiten Sieger“ nicht mehr vorhanden, und ihre Teilvarianz wird unterschätzt. Dies ist auf der Nordhemisphäre der Fall, was sich in den stark unterschiedlichen Teilvarianzen des CO₂-Einflusses niederschlägt, je nachdem ob der solare Einfluß nach Lean zugelassen ist oder nicht. Wie bereits in Kapitel 8 erwähnt, muß man gezielt solche „konkurrierenden“ Einflüsse gegenseitig ausschließen, und sich mit Ensemble-Analysen ein Bild über die gegenseitige Beeinflussung machen.

Nun aber zur Diskussion der Ergebnisse: Man sieht, daß die insgesamt erklärte Varianz auf der Südhemisphäre (im weiteren SH) höher ist als auf der Nordhemisphäre (NH). Dies ist mit der unterschiedlichen Land-See-Verteilung auf den beiden Hemisphären zu erklären. Auf der SH ist die atmosphärische Strömung aufgrund der geringen Landmassen weniger Störungen durch Orographie unterworfen als auf der NH, was einen geringeren Rauschanteil auf der SH begründet. Dies begünstigt dort die Signaltrennung und ergibt höhere erklärte Varianzen. Eine weitere auffällige Eigenschaft ist die ausgeprägte Dominanz

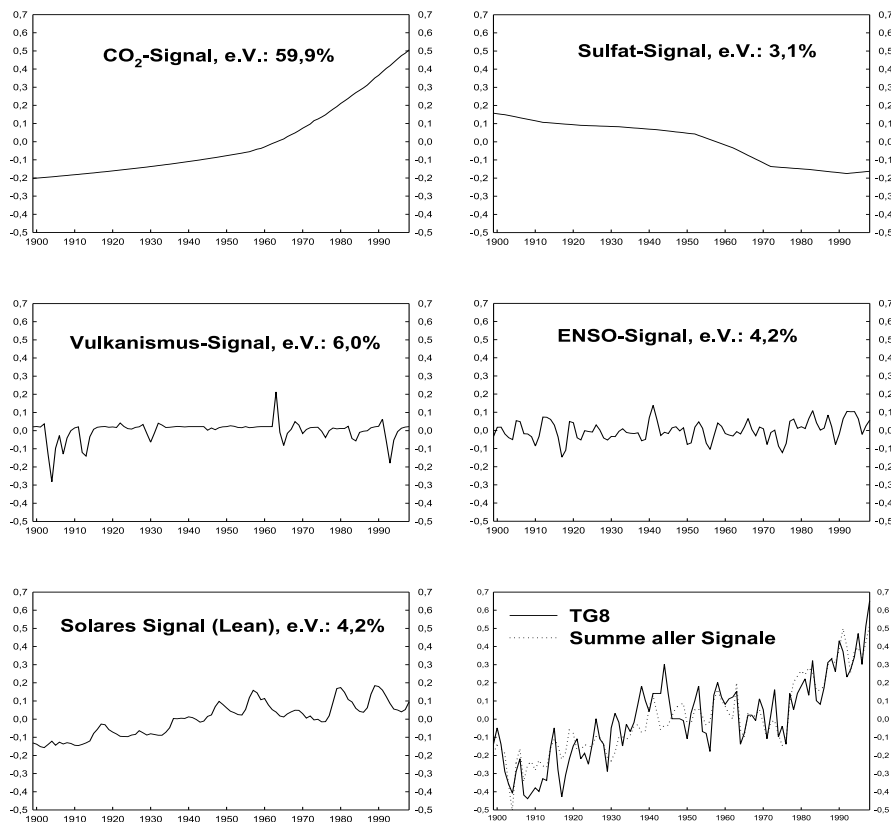


Abbildung 9.1: Einzelsignale und Summe aller Signale im Vergleich zur globalen Mitteltemperatur 1899-1998 (TG8, rechts unten). Ordinatenwerte: Temperaturanomalien in K.

des CO_2 -Einflusses, dem, wie bereits erwähnt, lediglich auf der NH durch den solaren Einfluß nach Lean Konkurrenz entsteht. Weiterhin kann festgehalten werden, daß von den natürlichen Einflüssen der Vulkanismus etwas stärker als ENSO, jedoch von der gleichen Größenordnung ist. Die NAO ist im globalen und in den hemisphärischen Mitteln nicht signifikant korreliert, was auf ihren lokalen Charakter hindeutet.

In Abb. 9.1 ist die zeitliche Struktur der Einzelsignale und des Gesamtsignals im Vergleich zur globalen Mitteltemperatur, wie sie sich aus der multiplen linearen Regression ergeben, aufgetragen. Diese Strukturen erscheinen plausibel, bis auf einen positiven Peak im Vulkanismus-Signal (Mitte-links) um 1963, der in Verbindung mit dem Ausbruch des Agung im März des gleichen Jahres gesehen werden muß. Es könnte sich hierbei um ein statistisches Artefakt handeln, da eine solche kurzfristige Erwärmung nach einem Vulkanausbruch klimatologisch nicht plausibel erscheint. Die Amplitude des CO_2 -Signals von 0.7K liegt in der allgemein diskutierten Größenordnung. Die negative Steigung des Sulfat-

Signals ist ebenfalls physikalisch plausibel, da dies im Einklang mit dem Kühlungs-Effekt des direkten Einflusses steht. Durch die Summe aller Einzelsignale, die fast 80% Varianz erklären, kann sehr gut die zeitliche Struktur des globalen Temperaturmittels nachvollzogen werden.

9.2 Zonale Mittel der globalen Temperatur

In diesem Schritt wird nun die erste und größte räumliche Differenzierung vorgenommen. Das globale Temperaturfeld wird in 8 zonale Mittel unterteilt, wie es in Abb. 7.10 dargestellt ist. Die Zone 8, die den antarktischen Raum von 64.2° S bis 90° S abdeckt, kann jedoch aufgrund mangelnder Datengrundlage nicht analysiert werden. Weiterhin stellte sich im Rahmen der EOF-Analyse heraus, daß die Zone 7 (44.4° S bis 64.2° S) das Hauptkomponentenfeld stark verzerrt, was auf eine schlechte Datenqualität hindeutet. Da diese Zone zudem auf der SH liegt, wo sich das Messnetz deutlich später als auf der NH entwickelt hat, was das Vertrauen in die Daten weiter abschwächt, wurde dieses zonale Mittel ebenfalls aus den Analysen ausgeklammert.

Da im weiteren die räumliche Differenzierung auf der globalen Skala mit 80 Gebietsmitteln noch deutlich verfeinert betrachtet wird, sind die in diesem Abschnitt dargestellten Analysen ebenfalls als Vorstudien zu betrachten, die zum einen einen Einblick in die Wirkungsweise und Interpretation der EOF-Analyse geben, und zum anderen erste Aussagen über die groben räumlichen Verteilungen der Signale liefern, deren klimatologische Plausibilität eingeschätzt werden kann. Weiterhin soll am Beispiel der zonalen Mittel die Auswirkung der Normierung der Zielgrößen vor der EOF-Transformation dargestellt werden.

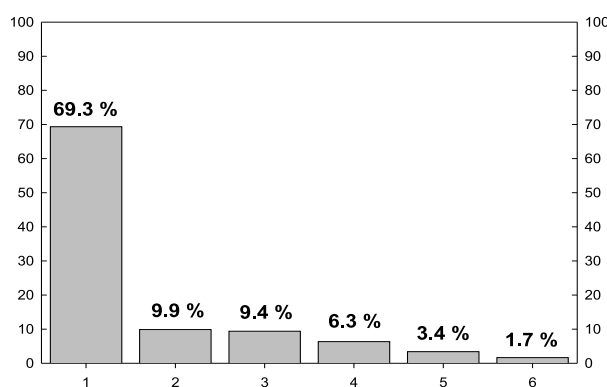


Abbildung 9.2: Eigenwertspektrum der 6 zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15] (Ordinate: Prozentuale erklärte Varianz, Abszisse: Nummer des Eigenwertes).

In Abb. 9.2 ist das Eigenwertspektrum der EOF-Zerlegung der verbleibenden 6 zonalen Mittel dargestellt. Die wichtigste Information, die man hieraus ablesen kann, ist der Grad an „Strukturiertheit“ des betrachteten Datenfeldes. Entfällt auf alle Hauptmuster in etwa die gleiche Menge an erklärter Varianz, so existieren keine bevorzugten Strukturen, die im weiteren analysiert werden könnten. Tragen im Gegensatz dazu die ersten Hauptmuster deutlich mehr Varianz als die höheren, so existieren im Datenfeld auch Strukturen, die vom Zufall unterscheidbar sind, und im Fall von Klimaelementen mit physikalischen Ursachen verknüpft sein können. Letzteres ist bei den zonalen Mitteln der Fall: wie man der Abb. 9.2 entnehmen kann, entfallen bereits auf das erste Hauptmuster fast 70% der gesamt erklärten Varianz, was auf ausgeprägte Strukturierung des Datenfeldes hindeutet.

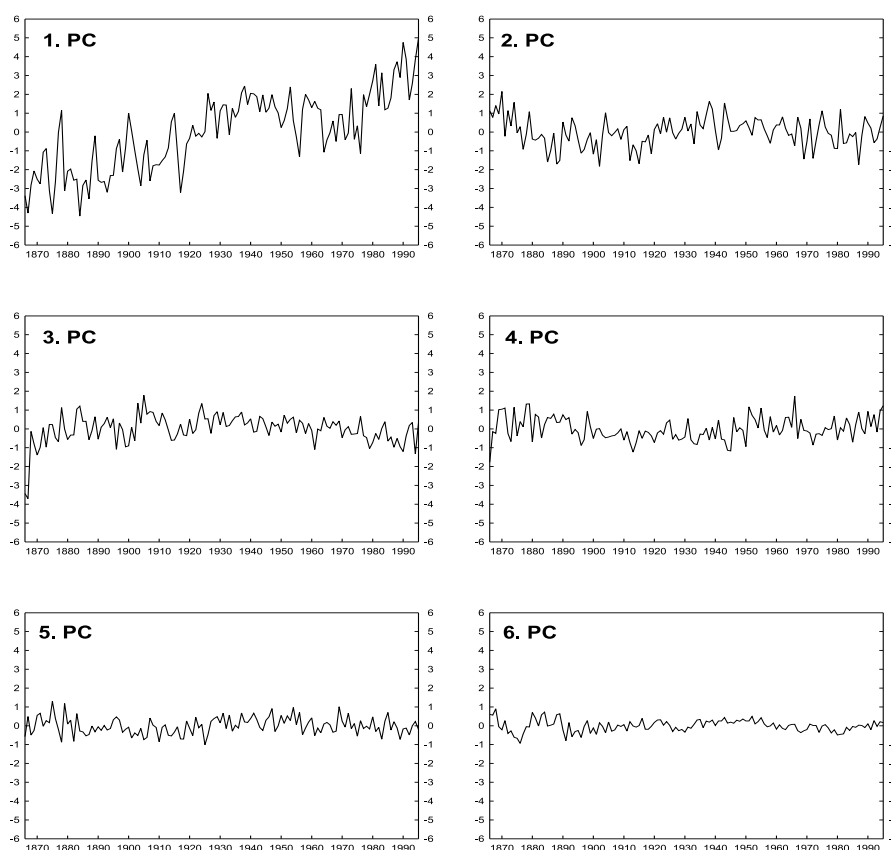


Abbildung 9.3: Hauptkomponenten-Zeitreihen (PC) der zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15] (Ordinate: normierte, EOF-transformierte Temperatur-Anomalien, Abszisse: Zeit in Jahren).

Wie sehen nun die zeitlichen (PC) und räumlichen (EOF) Hauptmuster im einzelnen aus? Die PC-Zeitreihen sind in Abb. 9.3 dargestellt. Erwartungsgemäß zeigen sich in den höheren

PC ausgeprägtere Strukturen höherer Variabilität, die wohl auch klimatologische Ursachen haben. Vor allem die 1. PC mit fast 70% erklärter Varianz erinnert in ihrer zeitlichen Struktur an die globale Mitteltemperatur. Dieser Sachverhalt wird im weiteren noch näher betrachtet. Vor allem die 6. PC trägt wohl nur noch Restvarianz, die dem Klimarauschen bzw. Messungenauigkeiten zugeordnet werden kann.

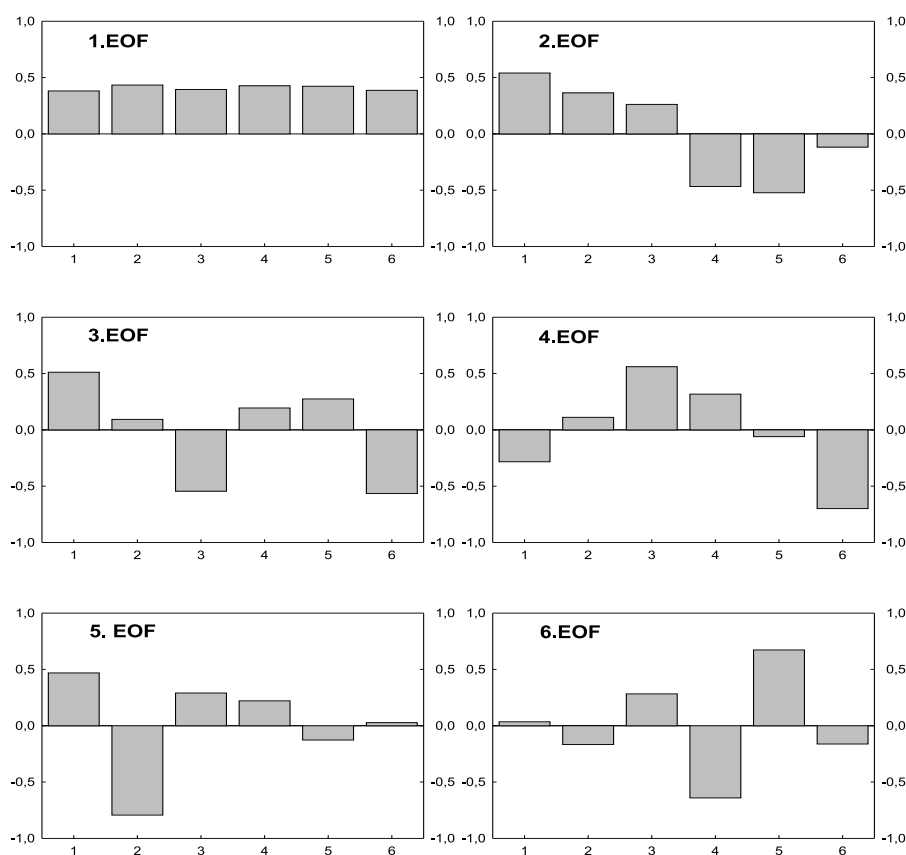


Abbildung 9.4: Räumliche Hauptmuster (EOF) der zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15] (Ordinate: Komponenten der Eigenvektoren, welche auf den Betrag 1 normiert sind, Abszisse: Nummer der Zone, s.auch Abb. 7.10).

In Abb. 9.4 sind die räumlichen Hauptmuster in Form von Balkendiagrammen dargestellt. Die Balkenhöhe gibt an, wie stark eine zeitliche Hauptstruktur (PC) in eine betrachtete Zone einfließt. Links oben in Abb. 9.4 z.B. ist die erste EOF dargestellt, die sich durch annähernd gleich hohe Balken auszeichnet. Dies bedeutet, daß die erste PC (s. auch Abb. 9.3) in allen zonalen Mitteln mit annähernd dem gleichen Gewicht enthalten ist, was die Annahme untermauert, daß sie die globale Mitteltemperatur repräsentiert. Die 2. EOF kann als der Unterschied zwischen den Tropen und den Ektropen interpretiert werden.

Wenn man das entsprechende Teilbild (rechts oben in Abb. 9.4) betrachtet, sieht man, daß die Zonen 4 und 5 (Tropen, s. auch Abb. 7.10) im Gegensatz zu den anderen stark negativ sind, was zu dieser Betrachtungsweise führt. Leider existiert keine Information über die Zonen 7 und 8, die nach dieser Vorstellung wiederum positiv sein sollten, um ein symmetrisches Bild zu erhalten. Die 3. EOF (Mitte links in Abb. 9.4) könnte in diesem Sinne den Unterschied zwischen den Subtropen und den anderen Regionen repräsentieren. Bei den anderen räumlichen Hauptmustern (4. - 6. EOF) jedoch fällt eine klimatologische Zuordnung schwer und ist wahrscheinlich auch nicht sinnvoll.

An dieser Stelle soll kurz erläutert werden, warum die Zielgrößen vor der EOF-Transformation auf Mittelwert 1 und Standardabweichung 0 normiert werden, was bereits in Kapitel 8 angesprochen wurde.

In Abb. 9.5 ist die 1. PC ohne bzw. mit Normierung zum Vergleich zusammen mit dem zonalen Mittel der Temperaturanomalien aus Zone 1 (Arktische Region) bzw. mit dem aus den zonalen Mitteln abgeleiteten globalen Mittel der Temperatur dargestellt. Da die Standardabweichungen der einzelnen zonalen Mittel um bis über den Faktor 4 gegeneinander abweichen (mit der höchsten Standardabweichung in Zone 1), werden jene mit der stärksten Varianz bei der EOF-Zerlegung überrepräsentiert, was im oberen Teilbild von Abb. 9.5 veranschaulicht ist. Man sieht dort die starke Übereinstimmung zwischen der 1. PC ohne Normierung und dem Mittel aus Zone 1, mit einer gemeinsamen Varianz von 93%. Da es bei den hier vorgestellten Analysen nicht so sehr um die Amplitude, sondern mehr um die zeitliche Struktur einer Variation geht, verzerrt dieser Effekt das Hauptkomponentenfeld. Werden die Zielgrößen hingegen vor der EOF-Zerlegung auf Mittelwert 0 und Standardabweichung 1 normiert, so repräsentiert die 1. PC das globale Mittel, was dem unteren Teilbild in Abb. 9.5 zu entnehmen ist. Der Zusammenhang ist hier mit 98% gemeinsamer Varianz sogar noch ausgeprägter. Korreliert man über Kreuz, d.h. die 1. PC ohne Normierung mit dem globalen Mittel bzw. die 1. PC mit Normierung mit dem Mittel aus Zone 1, so erhält man erklärte Varianzen von „nur“ 77% bzw. 60%, was diesen Sachverhalt nochmals unterstreicht.

Bei der sukzessiven Regression wurden für den solaren Einfluß nur die Sonnenflecken-Relativzahlen benutzt, da die Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean zur Zeit der Durchführung der Analysen noch nicht zur Verfügung standen. Weiterhin wurde auch kein NAO-Index angeboten. Da jedoch die Analysen der zonalen Mittel hauptsächlich als Vorstudie zur Wirkungsweise der Methodik angesehen werden, und auf der globalen Skala mit der feineren räumlichen Differenzierung der 80 Gebietsmittel diese Einflüsse berücksichtigt sind, wurden die hier dargestellten Untersuchungen nicht mehr nachträglich ergänzt.

In Tab. 9.2 sind die erklärten Varianzen des Gesamt- und der Einzelsignale (diese wiederum aus sukzessiver Regression abgeleitet) aufgelistet. Im Vergleich zu den Analysen der globalen Mitteltemperatur (s. Tab. 9.1) kann durch die zonalen Mittel mit 51.0% (73.9% global) deutlich weniger Varianz am ursprünglichen Datenfeld erklärt werden. Dies hat seine Ursache in der räumlichen Differenzierung, wodurch der Rauschanteil ansteigt. Wiederum kann

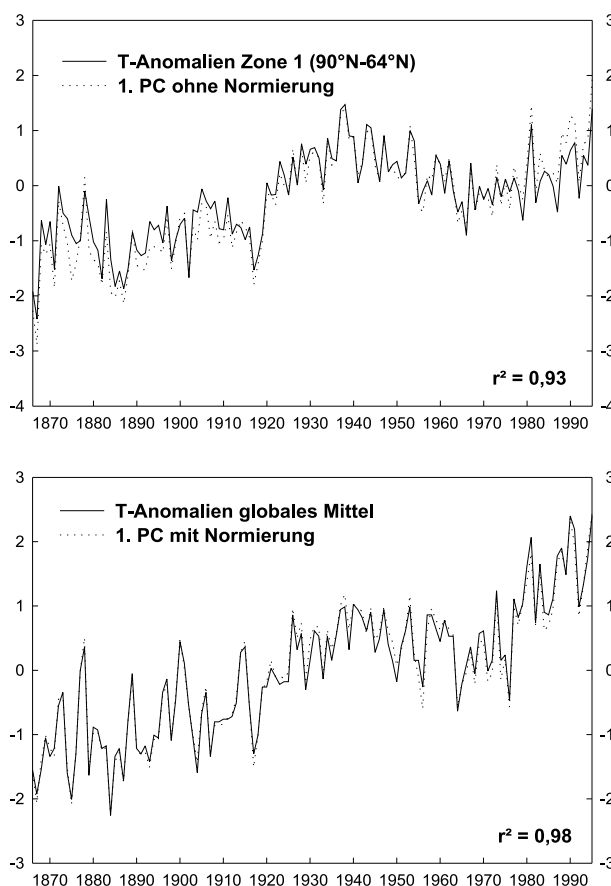


Abbildung 9.5: 1. PC ohne (oben) und mit (unten) vorausgehender Normierung im Vergleich zum Temperaturanomalie­mittel aus Zone 1 (90° N bis 64.4° N) bzw. dem globalen Temperaturanomalie­mittel nach Hansen 1866-1995. Ordinate: EOF-transformierte Temperaturanomalien.

durch den CO_2 -Einfluß der mit Abstand größte Anteil erklärt werden, gefolgt von Vulkanismus und ENSO, die ähnlich stark beitragen. Solarer Einfluß (Sonnenflecken-Relativzahlen) und Sulfat sind vernachlässigbar.

Eine interessante Information ist, bei welcher Hauptkomponentenzeitreihe (PC) welche potentielle Einflußgröße selektiert wird. Dies ist der Tab. 9.3 zu entnehmen. Da der GHG-Einfluss 51% der 1. PC erklärt, welche wiederum das globale Mittel repräsentiert, kann man daraus schließen, daß sich dieser Einfluß recht gleichmäßig in den zonalen Mitteln niederschlägt. Im Gegensatz zum ENSO-Einfluß (SOI, SOI-1 und SOI-2), der seine stärkste Präsenz in der 2. PC hat, die wiederum den Unterschied zwischen den Tropen und Ektropen widerspiegelt. Dies ist plausibel, da ENSO ein Phänomen ist, daß das Klimasystem

Tabelle 9.2: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und der Einzelsignale (aus sukzessiver Regression abgeleitet) an den zonalen Mitteln der bodennahen Lufttemperatur nach Hansen 1866-1995.

Einfluß	erkl. Var. in [%]
Geamt	51.0
CO ₂	35.7
Sulfat	0.2
Vulkanismus	6.7
ENSO	6.2
Solar	0.3

Tabelle 9.3: Durch sukzessive Regression selektierte Einflußzeitreihen. In Klammern: Teilvarianzen dieser Regressoren an der PC-Zeitreihe (durch sukzessive Regression abgeleitet). Abkürzungen: z.B. VUL2-1 bedeutet 2. Hauptkomponentenzeitreihe des Vulkanismusparameters um 1 Jahr zeitverschoben, GHG bedeutet Treibhausgase (**G**reen**h**ouse**g**ases).

1. PC	2. PC	3. PC	4. PC	5. PC	6. PC
GHG (51.0)	SOI (15.9)	GHG (3.8)	VUL1 (7.5)	VUL1 (3.0)	VUL2-1(4.0)
VUL1 (6.2)	SOI-1 (2.8)	SUL2-1 (2.5)	SOI-1 (3.8)	SRZ-2 (3.2)	VUL3-2 (3.1)
SOI-1 (3.0)	SRZ-2 (2.3)	SOI-2 (3.4)			
VUL1-2 (2.0)		VUL1-2 (3.1)			
SOI (2.4)					

hauptsächlich in den Tropen stört, und dessen Wirkung auf die gemäßigten Breiten viel schwächer ist.

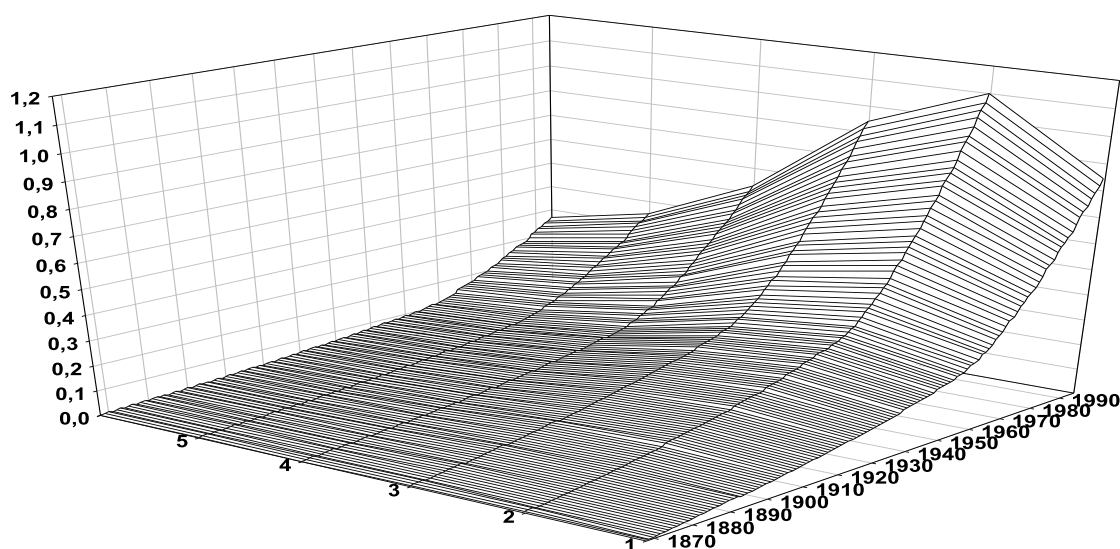


Abbildung 9.6: GHG-Signal der zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15]. X-Achse: Zonnennummer, Y-Achse: Jahr, Z-Achse: Signal in K.

Als nächster Schritt können nun gemäß Gleichung 8.10 die Signale berechnet werden. Da jedoch die Zielgrößen normiert wurden, müssen die Signale noch renormiert werden. Dies gelingt nur in bezug auf die Standardabweichung s , nicht jedoch für den Mittelwert \bar{z} , was durch folgende Betrachtung deutlich wird:

$$\begin{aligned}
 z_{norm} &= \frac{z - \bar{z}}{s} \\
 \Rightarrow z &= z_{norm} s + \bar{z} \\
 \text{mit Gleichung 8.10: } z &= \sum_{i=1}^n S_i \\
 \Rightarrow \sum_{i=1}^n S_i &= \sum_{i=1}^n S_{i,norm} s + \bar{z} \\
 S_1 + S_2 + \dots + S_n &= S_{1,norm} s + S_{2,norm} s \dots + S_{n,norm} s + \bar{z} \quad (9.1)
 \end{aligned}$$

Hierbei sind in den Signalen S_i der Einfachheit halber auch die Residuen mitenthalten. Wie man der Gleichung 9.1 entnimmt, lassen sich zwar die Einzelsignale bezüglich ihrer Standardabweichung und somit bezüglich ihrer Amplitude renormieren, es existiert jedoch

keine Information darüber, welcher Anteil von \bar{z} zu einem speziellen S_i addiert werden muß. Also bleiben die teilweise renormierten Signale bezüglich ihres Niveaus unbestimmt. Aus Anschaulichkeitsgründen wurden bei verschiedenen Signalen unterschiedliche Konventionen bezüglich ihres Nullpunktes gewählt: Bei anthropogenen Signalen wurde der Nullpunkt auf den Beginn des Analysezeitraumes gelegt, bei zyklischen Signalen wie ENSO oder NAO wurde der Nullpunkt auf den Mittelwert gelegt und beim Vulkanismus wurde ein Referenzjahr geringer vulkanischer Aktivität bestimmt, das die näherungsweise „vulkanisch unbelastete“ Atmosphäre repräsentiert, und dessen Signalwert den Nullpunkt definiert.

In Abb. 9.6 ist nun das raumzeitliche GHG-Signal in einer dreidimensionalen Darstellungsform abgebildet. Wie oben erläutert, wurde der Wert für das Anfangsjahr 1868 gleich Null gesetzt. Da auch bis um zwei Jahre zeitverschobene Einflußzeitreihen angeboten wurden, liegt der Beginn der Signalreihen zwei Jahre nach dem Beginn der verwendeten Eingangsdaten. Wie man sieht, ist das GHG-Signal in allen Zonen positiv, die Amplituden unterscheiden sich jedoch bis um den Faktor 3 mit ca. 0.35 K in Zone 6 und ca. 1.1 K in Zone 2. Die lineare Interpolation zwischen den einzelnen Zonen wurde wegen der besseren graphischen Anschaulichkeit und aus Mangel an zusätzlicher Information als erste Näherung vorgenommen.

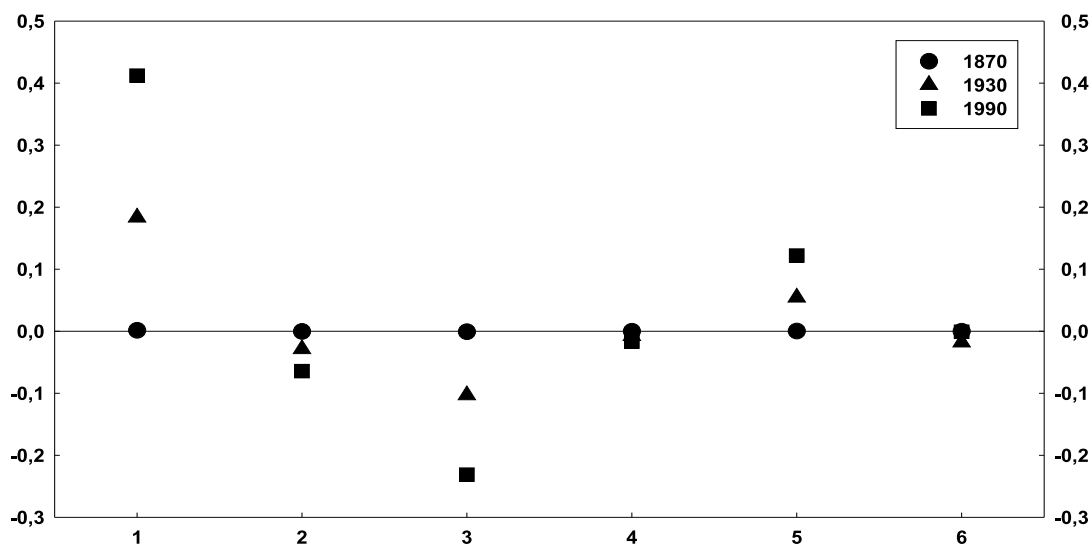


Abbildung 9.7: Sulfat-Signal der zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15] für drei ausgewählte Zeiten. Abszisse: Zonennummer, Ordinate: Signal in K.

In Abb. 9.7 ist das Sulfat-Signal für drei ausgewählte Zeiten abgebildet, da eine zu Abb. 9.6 vergleichbare Darstellungsart in diesem Fall nicht sehr anschaulich ist. Man erkennt in Abb. 9.7, daß sich die zeitliche Entwicklung des Sulfat-Signals in den einzelnen Zonen in

Amplitude und Vorzeichen recht deutlich unterscheidet. Besonders auffällig ist das stark positive Signal in Zone 1 (Arktis) mit einer Amplitude von über 0.4 K. Dies erscheint nicht plausibel. Es zeigt sich auch bei den noch folgenden Analysen, daß das Sulfat-Signal nicht sehr gut mit klimatologischen Vorstellungen im Einklang steht, weshalb an anderer Stelle gesondert auf dieses Problem eingegangen wird.

In Abb. 9.8 sieht man die raum-zeitliche Verteilung des Vulkanismus-Signals. Aus Anschaulichkeitsgründen wurde die Z-Achse mit -1 multipliziert, d.h. Ausschläge nach oben bezeichnen negative Signale. Wie man in Abb. 9.8 sieht, wird der vulkanische Kühlungseffekt gut abgebildet. Weiterhin ist zu erkennen, daß unterschiedliche Vulkanausbrüche unterschiedlich starke Abkühlungen nach sich gezogen haben, was erwartungsgemäß ist. Zusätzlich liefert die Abbildung noch die Information, wie stark die Signale in den unterschiedlichen Zonen sind. Hierzu kann man bemerken, das der stärkste Effekt in den Zonen 1 und 2, der schwächste in Zone 3 zu sehen ist.

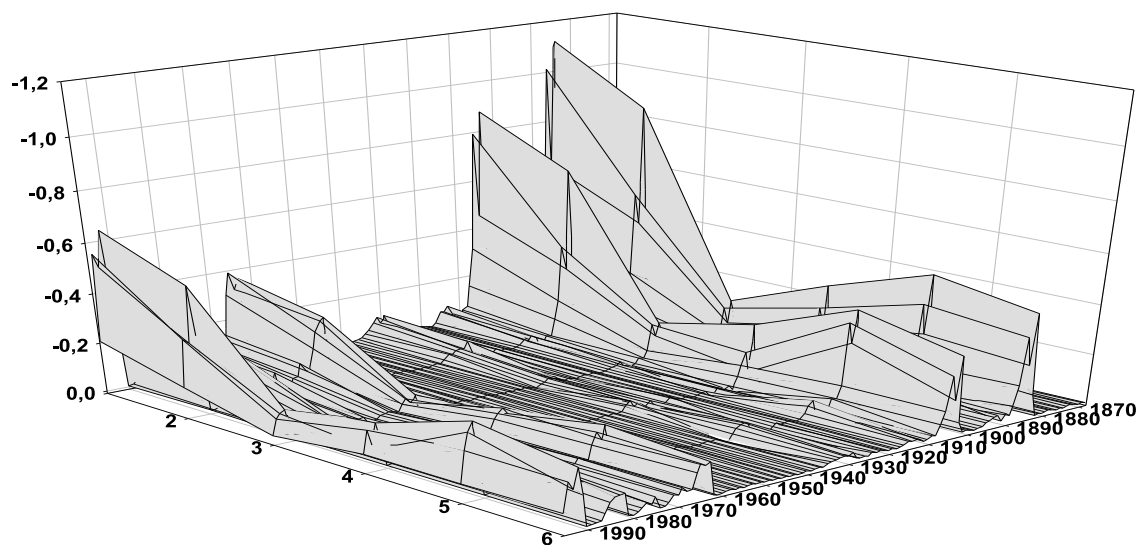


Abbildung 9.8: Vulkanismus-Signal der zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15]. X-Achse: Zonennummer, Y-Achse: Jahr, Z-Achse: Signal in K. Als Nullpunkt wurde das Jahr 1940 gewählt.

Das ENSO-Signal, das in Abb. 9.9 dargestellt ist, hat eine, dem zugrundeliegenden Phänomen entsprechende quasi-periodische Zeitstruktur. Man findet die höchsten Amplituden in den Tropen, was im Einklang mit der klimatologischen Vorstellung steht, da es sich bei ENSO um ein primär in den Tropen wirkendes Phänomen handelt. Es existieren auch Wirkungen in den gemäßigten Breiten, die jedoch aufgrund der Fernwirkung mittels der allgemeinen atmosphärischen Zirkulation abgeschwächt sind. Interessanterweise haben die

außertropischen (Zonen 1 und 2) gegenüber den tropischen Signalen (Zonen 4 und 5) ein umgekehrtes Vorzeichen.

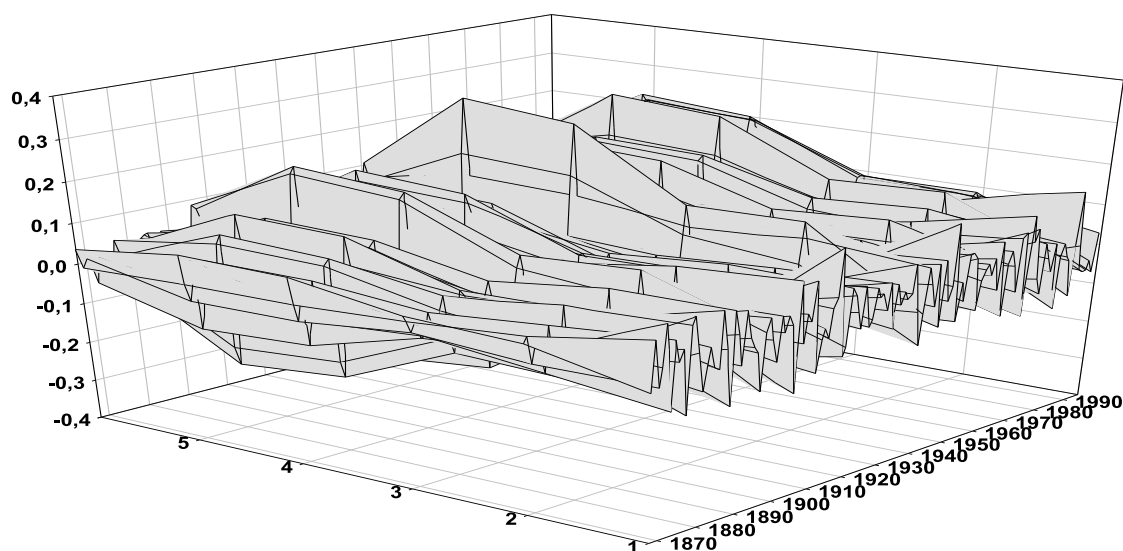


Abbildung 9.9: ENSO-Signal der zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15]. X-Achse: Zonennummer, Y-Achse: Jahr, Z-Achse: Signal in K.

Das solare Signal spiegelt den quasi-elfjährigen Sonnenfleckenzyklus wieder, was der Abb. 9.10 zu entnehmen ist. Die Signale besitzen mit Ausnahme der Zone 1 kleine Amplituden (ca. ± 0.1 K) und je nach Zone auch unterschiedliche Vorzeichen. Auffällig sind die großen Amplituden in Zone 1, die die anderen Amplituden um ca. das 20-fache übersteigen. Eine Erklärung hierfür ist nicht bekannt. Man sieht, daß die Zeitstrukturen und Amplituden der Signale weitgehend plausibel interpretiert werden können. Eine Ausnahme bilden das Sulfat-Signal und die überhöhten Amplituden des solaren Signals in Zone 1. Wie die Analysen der räumlich differenzierteren 80 Gebietsmittel zeigen werden, sind die zonalen Mittel in ihrer räumlichen Auflösung jedoch zu grob, um wichtige Eigenschaften der Signalfelder abzubilden.

Durch die Residuenanalyse konnte ein strukturierter Anteil mit einer erklärten Varianz am Ausgangsdatenfeld von ca. 10% vom Rauschanteil abgespalten werden, der damit einen Varianzanteil von 40% am Gesamtfeld hat. Eine Detektion wurde mit diesem Datensatz nicht durchgeführt, da es sich hierbei um Vorstudien handelt und die räumliche Differenzierung sehr grob ist.

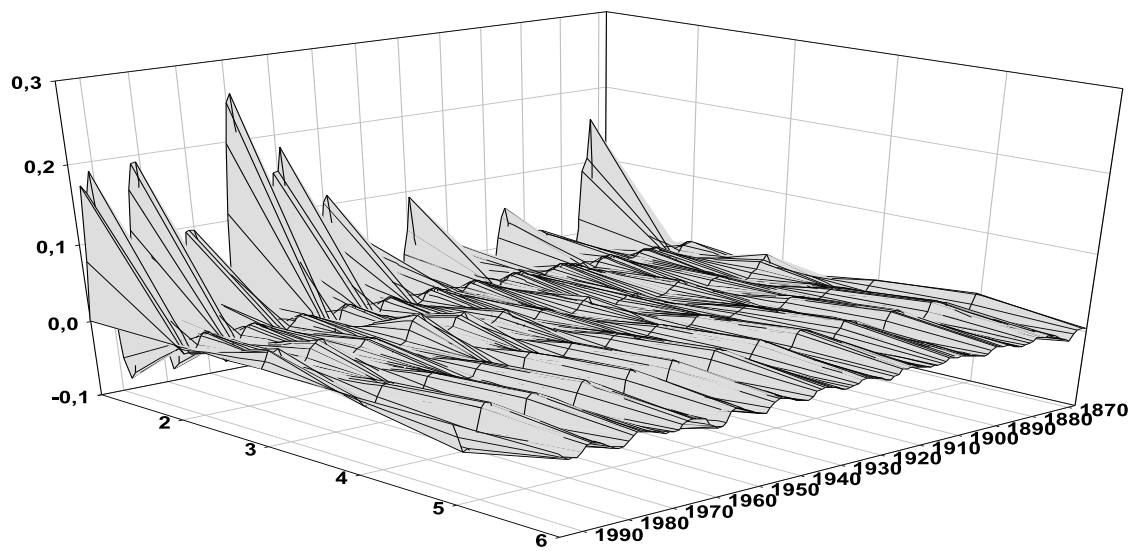


Abbildung 9.10: Solares Signal (Sonnenflecken-Relativzahlen) der zonalen Temperaturmittel 1866-1995 auf der Basis des Datensatzes nach Hansen [15]. X-Achse: Zonennummer, Y-Achse: Jahr, Z-Achse: Signal in K.

9.3 Globale Skala - 80 flächengleiche Gebietsmittel

In diesem Abschnitt werden nun die Ergebnisse dargestellt, die auf den Analysen der globalen Datensätze 80 flächengleicher Gebietsmittel der bodennahen Lufttemperatur nach Jones [23] und des auf Meeresebene reduzierten Luftdrucks über Ozeangebieten aus dem COADS-Datensatz [41] beruhen. Die zugrundeliegende Einteilung der Erdoberfläche in 80 flächengleiche Gebietsmittel nach Hansen und Lebedeff [14] ist der Abb. 7.11 zu entnehmen. Im ersten Unterabschnitt findet man die Ergebnisse bezüglich der bodennahen Lufttemperatur, im zweiten bezüglich des auf Meeresebene reduzierten Luftdrucks.

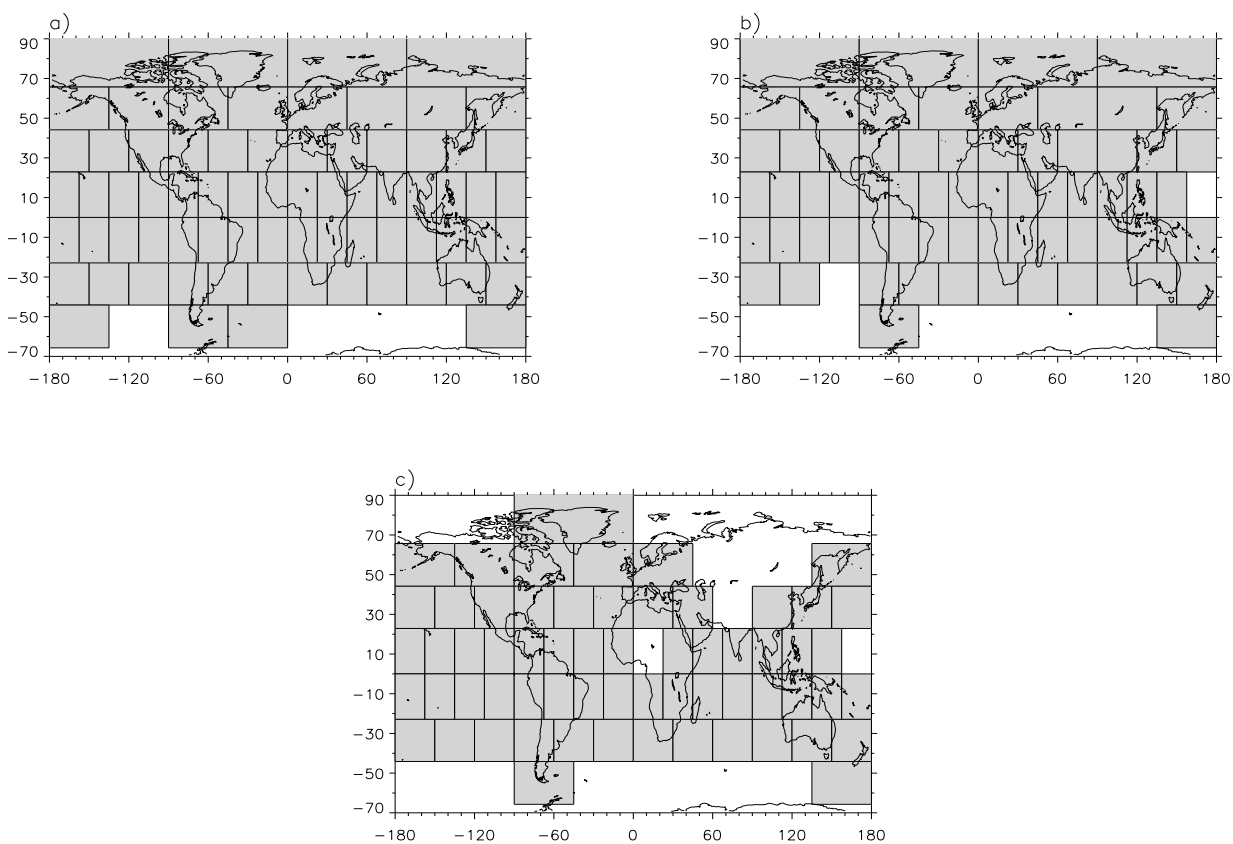


Abbildung 9.11: Vorhandene Gebietsmittel (grau) des Temperatur-Datensatzes 1892-1995 nach Jones [23] Jahresmittel (a), Jahreszeiten (b) sowie des Luftdruckdatensatzes 1900-1992 (c).

In Abb. 9.11 sind die vorhandenen Gebietsmittel der einzelnen Datensätze dargestellt. Wie man sieht, ist die Abdeckung bei der Temperatur bis auf die antarktische Region sehr gut. Beim Luftdruck bestehen größere Lücken in den Polarregionen und im Bereich Zentralasiens, da es sich hierbei nur um Messungen über den Meeresgebieten handelt.

9.3.1 Temperatur

Hauptkomponenten

Als erstes soll ein Blick auf die Eigenwertspektren geworfen werden, da diese ja bereits einen qualitativen Hinweis auf die Stärke vorhandener Strukturen bzw. auf den Grad an „Verrauschtheit“ liefern.

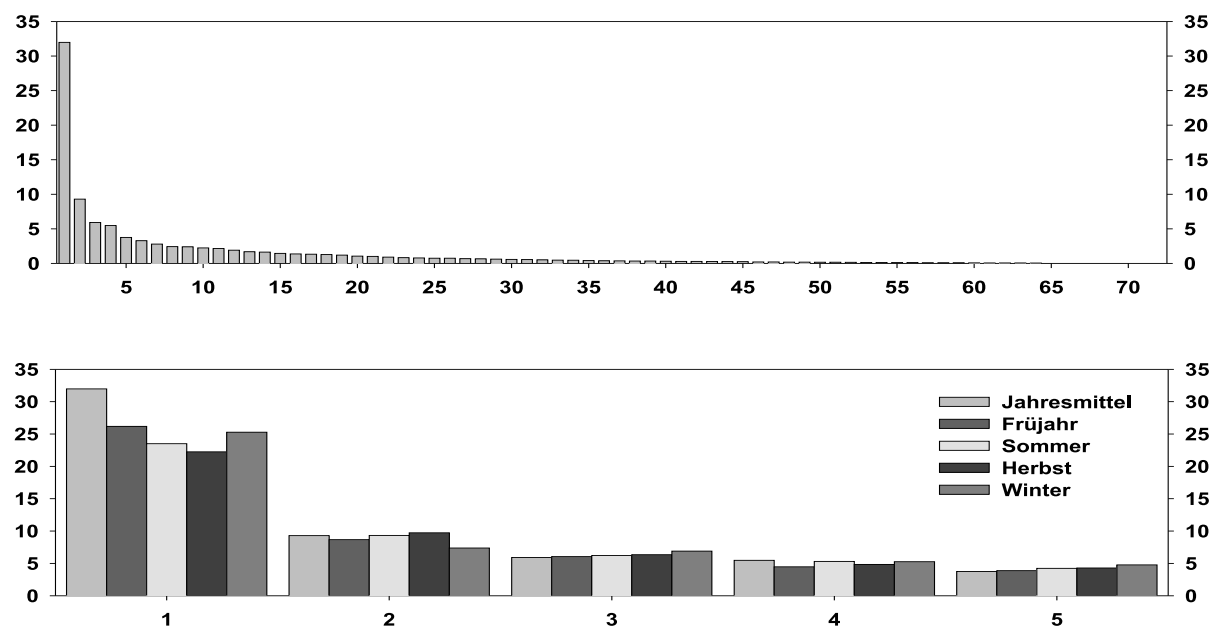


Abbildung 9.12: Eigenwertspektren des Temperatur-Datensatzes 80 flächengleicher Gebietsmittel. Oben: Jahresmittel, unten: Jahresmittel und Jahreszeitenmittel (bezogen auf NH) im Vergleich (nur die ersten 5 Eigenwerte). Abszisse: Nummer des Eigenwertes, Ordinate: Prozentuale Teilvarianz.

In Abb. 9.12 sind die Eigenwertspektren des Jahresmittels (oben) und der Jahreszeitenmittel im Vergleich (unten, nur die ersten 5 Eigenwerte) aufgetragen. Man erkennt im oberen Teilbild, daß sich der erste Eigenwert des Jahresmittels mit ca. 32% Teilvarianz deutlich von den folgenden abhebt. Dies deutet auf vorhandene Strukturen in diesem Datensatz hin, die unter Umständen im weiteren potentiellen Einflüssen zugeordnet werden können. Im unteren Teilbild sind die Unterschiede zwischen dem Jahresmittel und den einzelnen Jahreszeitenmittel in den ersten 5 Eigenwerten zu sehen. Hieraus geht hervor, daß alle ersten Eigenwerte der Jahreszeitenmittel (ganz links, unteres Teilbild) weniger Teilvarianz tragen als das Jahresmittel. Dies findet seine Ursache in der zeitlichen Differenzierung durch Jahreszeiten, wodurch der Rauschanteil ansteigt. Jedoch heben sich auch die ersten Eigenwerte der Jahreszeitenmittel deutlich von den folgenden ab, was auch hier auf potentiell

erklärbare Strukturen schließen läßt.

Des weiteren unterscheiden sich auch die Jahreszeiten untereinander (wiederum ganz links, unteres Teilbild), was mit dem Jahresgang des Datenfeldes verknüpft ist. Die erhöhten Werte im Winter (Mittel aus Dezember- des Vorjahres, Januar- und Februarmittel) und Frühjahr gegenüber dem Sommer und Herbst deuten auf eine Verbindung zur allgemeinen atmosphärischen Zirkulation hin. Da der meridionale Temperaturgradient auf der jeweiligen Winterhemisphäre verschärft ist, bildet sich dort aufgrund erhöhter Anforderungen an den Energietransport eine strukturierte Zirkulation aus. Nun ist die Land-Meer-Verteilung ungleichmäßig mit deutlich höheren Landanteilen auf der NH, weswegen dieser Effekt dort deutlicher ausgeprägt ist, was wiederum die Gestalt der Eigenwertspektren der Jahreszeitenmittel beeinflussen könnte.

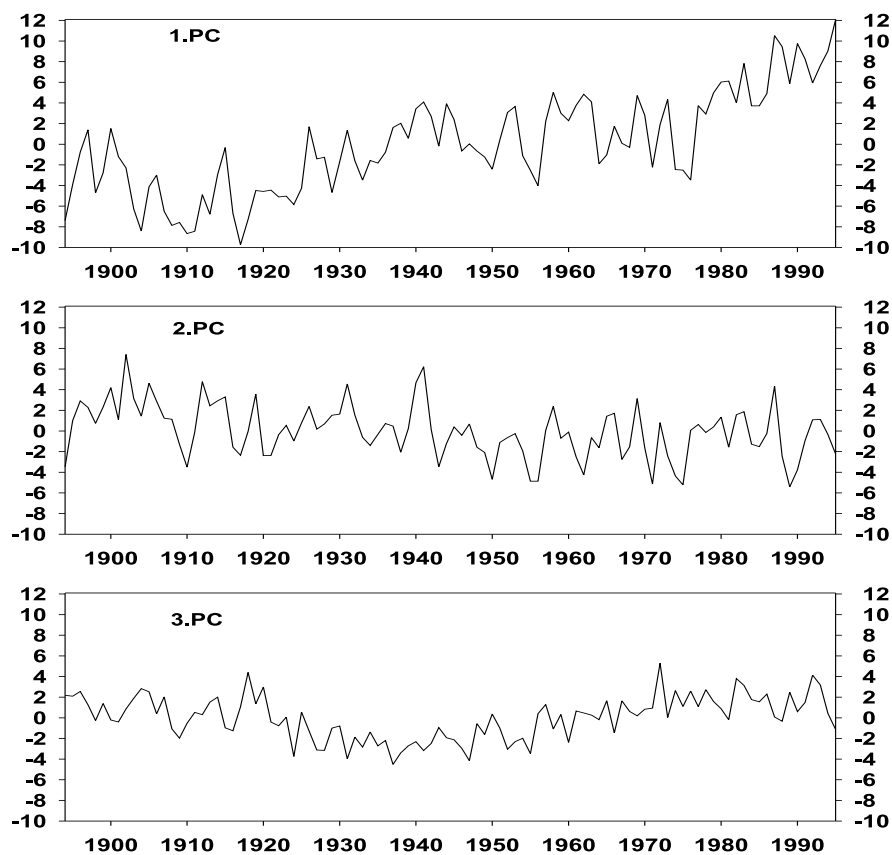


Abbildung 9.13: Erste bis dritte PC des Temperatur-Feldes, Jahresmittel. Abszisse: Jahr, Ordinate: EOF-transformierte, normierte Temperatur-Anomalien.

Bei 72 (Jahresmittel) bzw. 68 (Jahreszeitenmittel) zeitlichen und räumlichen Hauptmustern führt es zu weit, diese alle aufzuzeigen. Da jedoch die Eigenwerte nach der Magnitude ihrer

Tabelle 9.4: Selektierte Regressoren der ersten drei PC des Jahresmittelfeldes der Temperatur. Die Nummerierung der Regressoren (Reg.) bezeichnet die durch sukzessive Regression ermittelte Reihenfolge. Die Abkürzungen der Regressoren sind entsprechend Tab. 9.3, SOL bezeichnet den solaren Einfluß nach Lean.

PC Nr.	mit Sulfat			ohne Sulfat		
	1	2	3	1	2	3
Teilvarianz in [%]	31.9	9.3	6.1	31.9	9.3	6.1
1. Reg.	GHG	SOI	SUL1-2	GHG	SOI	GHG
2. Reg.	SOI	SOL-2	VUL1	SOI	SOL-2	VUL1
3. Reg.	VUL1-1	NAO	SOL	VUL1-1	NAO	SOL
4. Reg.	SOI-1	VUL1	SUL3	SOI-1	VUL1	VUL3-2
5. Reg.	SUL3	SOI-1	VUL3-2	VUL2	SOI-1	-
6. Reg.	VUL2	-	-	NAO	-	-

Teilvarianz geordnet sind, tragen die ersten Hauptmuster wahrscheinlich wichtige, klimatologisch interpretierbare Information. Aus diesem Grund sind in Abb. 9.13 die ersten drei Hauptkomponentenzeitreihen des Jahresmittelfeldes dargestellt. Um die klimatologische Bedeutung dieser PC einzuschätzen, ist es hilfreich, zum einen die mit ihnen signifikant korrelierten potentiellen Regressoren zu kennen, und zum andern mit Hilfe der zugehörigen räumlichen Hauptmuster (EOF) die Information zu haben, an welchem Ort diese PC mit welchem Gewicht eingehen. Deshalb sollen nun im folgenden die Verteilung der signifikant korrelierten Regressoren bezüglich der ersten drei PC und die zugehörigen ersten drei EOF diskutiert werden.

In Tab. 9.4 sind die mit den ersten drei PC signifikant korrelierten Regressoren aufgelistet. Die Reihenfolge entstammt der sukzessiven Regression, d.h. der 1. Regressor erklärt am meisten Varianz an der ursprünglichen PC, der 2. Regressor am 1. Residuum usw., was eine qualitative Einschätzung der Bedeutung eines einzelnen Regressors erlaubt. Bereits bei der Einführung der sukzessiven Regression wurde darauf hingedeutet, das mitunter einzelne Einflüsse ausgeschlossen werden können, um eventuelle „Konkurrenz“ zu anderen Einflüssen zu untersuchen. In diesem Fall werden zwei Varianten betrachtet, nämlich mit und ohne Sulfateinfluß. Die Begründung hierfür folgt etwas weiter unten bei der Diskussion der Signale.

Je mehr Teilvarianz die PC bzw. ihr Residuum trägt, mit der ein Regressor signifikant korreliert ist, und je früher dieser Regressor bei der sukzessiven Regression „das Rennen macht“, desto bedeutungsvoller ist er. Somit sind die Einträge in Tab. 9.4, die weiter oben stehen und zu einer höheren PC gehören (kleinere Nummer) wichtiger. Der mit Abstand wichtigste Einfluß sind also die GHG (Treibhausgase), die die 1. PC dominieren, die wiederum die mit Abstand höchste Teilvarianz (32%) am Gesamtfeld trägt. Hierauf deutet auch die zeitliche Struktur der 1. PC hin (s. Abb. 9.13), die von einem langfristigen positiven Trend dominiert wird. Mit dieser Information im Hinterkopf kann man nun Abb.

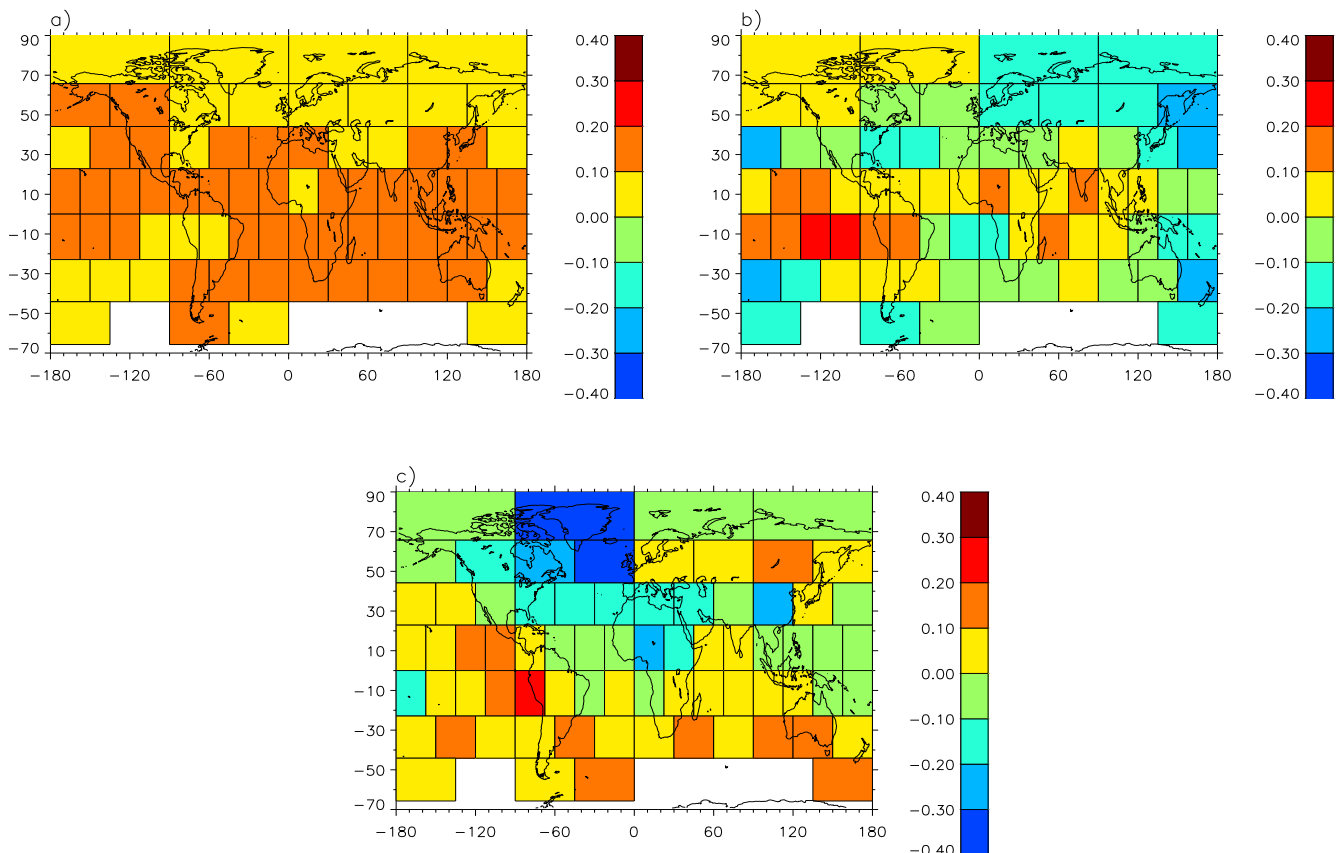


Abbildung 9.14: Die erste (a), zweite (b) und dritte EOF (c) des Temperatur-Feldes, Jahresmittel. Skala rechts bezeichnet die Komponenten der Eigenvektoren, deren Gesamtlänge auf 1 normiert ist.

9.14a betrachten, in dem die 1. EOF des Jahresmittelfeldes abgebildet ist. Wie man sieht, fließt die 1. PC in alle Gebietsmittel mit positivem Vorzeichen ein, was bedeutet, daß der positive Trend der 1. PC global vorhanden ist. Der Absolutwert ist hierbei nicht von Interesse, da die Eigenvektoren auf den Betrag 1 normiert sind. Viel mehr Information ist in den relativen Unterschieden zwischen den Gebietsmitteln zu finden. Um Fehlinterpretationen zu vermeiden, soll hier noch einmal daran erinnert werden, daß die Zielgrößen vor der EOF-Transformation normiert wurden. Somit bedeuten höhere Werte in Abb. 9.14a nicht, daß dort der positive Trend absolut am stärksten ist, sondern relativ zur lokalen Varianz. Dies gilt natürlich für alle EOF.

Betrachtet man nun die 2. PC in Abb. 9.13, so erscheint sie auf den ersten Blick, bis auf das Fehlen des positiven Trends, in ihrer zeitlichen Struktur und in der Amplitude der Variationen der 1. PC recht ähnlich zu sein. Der Tab. 9.4 entnimmt man, daß der wichtigste Regressor in der 2. PC der SOI ist, was auf eine Verbindung zu ENSO hindeutet. Zudem taucht an 5. Stelle noch der SOI des Vorjahres auf, was diese Interpretation unterstützt. Bei der 2. EOF in Abb. 9.14b, so fallen vor allem stark positive Werte im Bereich des tropischen

Tabelle 9.5: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und Teilvarianzen der Einzelsignale (abgeleitet aus sukzessiver Regression) am Jahresmittel der Temperatur 80 flächengleicher Gebietsmittel 1894-1995. Kein Eintrag bedeutet, daß der Einfluß in dieser Analyse nicht zugelassen war. Struktur: strukturierte Komponente des Residuums, Rauschen: unstrukturierte Komponente des Residuums.

Einfluß	Erklärte Varianz in [%]					
	Gesamt	34.8	32.9	38.5	36.9	38.8
GHG	19.0	20.9	19.0	20.8	19.0	19.3
ENSO	6.9	7.0	7.1	7.1	7.1	7.1
Vulkanismus	3.7	4.4	4.4	4.7	4.0	4.2
Sulfat	4.9	-	4.9	-	3.2	-
Solar (SRZ)	0.2	0.2	0.2	0.2	-	-
Solar (Lean)	-	-	-	-	2.2	2.1
NAO	-	-	2.7	3.8	2.6	4.0
Struktur	8.2	11.2	7.9	10.7	7.1	10.0
Rauschen	57.0	55.9	53.6	52.4	54.1	53.1

Ostpazifiks auf, was auch auf eine Verbindung zwischen der zweiten Hauptstruktur und ENSO schließen läßt. Auch die unterschiedlichen Vorzeichen im Bereich des östlichen und westlichen Nordpazifiks deuten auf ein bekanntes Muster hin, durch das die Beeinflussung des Aleutentiefs durch ENSO abgebildet wird [41].

Bei der 3. PC liegt eine Konkurrenz zwischen dem Sulfat- und dem GHG-Einfluß vor, wie man anhand Tab. 9.4 sieht: Wird Sulfat zugelassen, so ist die um 2 Jahre zeitverschobene 1. PC des Sulfateinflusses dominant, wenn nicht, so ist es GHG. Die markanteste Eigenschaft der 3. EOF (Abb. 9.14c) sind stark negative Gebiete im Bereich des Nordatlantiks und Grönlands. Dies läßt auch an die NAO denken, deren Einflußgröße (NAOI) jedoch nicht mit der 3. PC korreliert ist. Ein Vergleich der GHG-Signalverteilung mit und ohne zugelassenem Sulfateinfluß, der weiter unten beschrieben ist, gibt hier mehr Aufschluß.

Diese etwas ausführliche Diskussion soll zum Verständnis der Interpretation der Hauptstrukturen beitragen. Jedoch ist es bei so großen Datenfeldern, wie sie hier vorliegen, schier unmöglich, alle Details herauszufiltern, die auch tatsächlich klimatologisch relevant sind und einer kritischen Prüfung standhalten.

Signale

In Tab. 9.5 finden sich die erklärten Varianzen (e.V.) des Gesamtsignals, der Einzelsignale und der beiden Residualkomponenten für unterschiedliche Kombinationen von zugelassenen Einflußgrößen. Auffällig sind die im Vergleich zu den Analysen des globalen und der zonalen Mittel deutlich niedrigeren erklärten Varianzen der Gesamtsignale (ca. 35% gegenüber ca.

Tabelle 9.6: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamt- und der Einzelsignale am Temperaturfeld 1894-1995 im Jahresmittel und in den Jahreszeitenmitteln (bezogen auf NH). In Klammern: ohne Sulfateinfluß.

	Jahr	Frühjahr	Sommer	Herbst	Winter
Gesamt	38.8 (36.9)	31.4 (30.5)	30.2 (29.1)	28.3 (26.9)	29.1 (28.5)
GHG	19.0 (19.3)	13.9 (14.7)	13.6 (14.3)	11.7 (12.6)	0.0 (1.9)
ENSO	7.1 (7.1)	6.3 (6.5)	5.5 (5.6)	6.5 (6.5)	5.2 (5.6)
Vulkanismus	4.0 (4.2)	2.8 (3.2)	4.3 (4.2)	4.4 (4.1)	2.4 (2.6)
Sulfat	3.2 (-)	2.9 (-)	1.8 (-)	2.1 (-)	3.7 (-)
Solar (Lean)	2.2 (2.1)	1.8 (2.1)	1.7 (1.7)	1.5 (1.7)	14.8 (14.8)
NAO	2.6 (4.0)	2.6 (3.2)	3.1 (3.1)	1.8 (1.8)	2.8 (2.4)

50% bei zonalen Mitteln und ca. 80% beim globalen Mittel, vgl. Tab. 9.2 und Tab. 9.1). Durch die feinere räumliche Differenzierung erhöht sich wiederum der Rauschanteil, der schon bei den zonalen gegenüber dem globalen Mittel erhöht ist. In diesem Licht müssen auch die Zahlenwerte der erklärten Varianzen der Einzelsignale gesehen werden.

Dem GHG-Signal fällt mit ca. 20% e.V. der „Löwenanteil“ zu, was etwa die Hälfte der insgesamt erklärten Varianz ausmacht. Dieser Anteil verändert sich auch beim Variieren der zugelassenen Einflußgrößen kaum, was diese Größenordnung als sehr robust erscheinen läßt. Jedoch ist die e.V. der GHG höher, wenn kein Sulfat zugelassen ist, was auf Konkurrenz schließen läßt. Auch der ENSO-Einfluß ist unabhängig von der Variation der anderen zugelassenen Einflüsse und belegt mit ca. 7% e.V. in diesen Analysen den „2. Platz“. Der Anteil des vulkanischen Einfluß ist mit etwa 4% e.V. etwas geringer als bei den Analysen der zonalen Mittel, was in etwa der Größenordnung des Sulfat-Einflusses entspricht - sofern zugelassen. Ein deutlicher Unterschied um den Faktor 10 besteht zwischen den e.V. der solaren Einflüsse: Die Sonnenflecken-Relativzahlen erklären nur einen vernachlässigbaren Anteil von 0.2%, im Gegensatz zur Lean-Reihe mit ca. 2%. Interessanterweise ist auch der NAOI im Gegensatz zu den Analysen der zonalen Mittel korreliert, was darauf hindeutet, daß durch die feinere räumliche Differenzierung auch Prozesse erfasst werden können, die regionaleren Charakter tragen. Die erklärte Varianz des NAOI ist mit ca. 3-4% für einen räumlich beschränkten Vorgang erstaunlich hoch und steht offensichtlich mit dem Sulfateinfluß in Konkurrenz, was sich auch darin niederschlägt, daß der NAOI als Regressor für die 1. PC nur dann selektiert wird, wenn kein Sulfat zugelassen ist (s. Tab. 9.4). Auffällig ist auch, daß die mit Hilfe der strukturorientierten Zeitreihenanalyse (s. auch Kapitel refMethodik und Teil I) separierte strukturierte Residualkomponente bei Ausschluß des Sulfateinflusses von ca 8% auf ca. 10-11% ansteigt. Scheinbar kann ein Teil der Trend- bzw. Polynomialstruktur des Ausgangsdatenfeldes durch das Sulfat erklärt werden.

In Tab. 9.6 sind die Verteilungen der erklärten Varianzen für das Jahresmittel im Vergleich zu den Jahreszeitenmitteln zu sehen. Mit ca. 30% ist die insgesamt erklärte Varianz im saisonalen Mittel deutlich geringer als im Jahresmittel mit 38.8%. Hier wurde durch

zeitliche Differenzierung der Rauschanteil vergrößert. Am deutlichsten ist dieser Effekt bei den GHG, deren Wirkung keinen Jahresgang besitzt, der durch die feinere zeitliche Auflösung hervortreten und zusätzliche Struktur in den Jahreszeitenmittelreihen erklären könnte. Bemerkenswert ist, daß im Nordwinter die Schwankungen der Solarkonstanten stark in Konkurrenz zu den GHG stehen und sich wie im Fall der nordhemisphärischen Mitteltemperatur (vgl. Tab. 9.1) bei der sukzessiven Regression gegen den GHG-Einfluss durchsetzen, so daß dessen Teilvarianz in diesem Fall unterrepräsentiert ist. Die Werte in Klammern bezeichnen die erklärten Varianzen ohne zugelassenen Sulfateinfluß. Die gesamte erklärte Varianz sinkt hierdurch auch bei den saisonalen Mitteln etwas ab, die Teilvarianz des GHG-Einflusses steigt dagegen etwas an, was wiederum die Konkurrenz zwischen Sulfat und GHG unterstreicht. Die Teilvarianzen der anderen Einflußgrößen werden dadurch kaum verändert.

Anhand der erklärten Anteile können nun mit Hilfe von Gleichung 8.10 raumzeitliche Signalfelder berechnet werden. Da diese in Form von 72 bzw. 68 Gebietsmitteln für 100 Jahre vorliegen, was eine sehr große Informationsmenge ist, können hier nur ausgewählte „Momentaufnahmen“ für spezielle Jahre dargestellt werden.

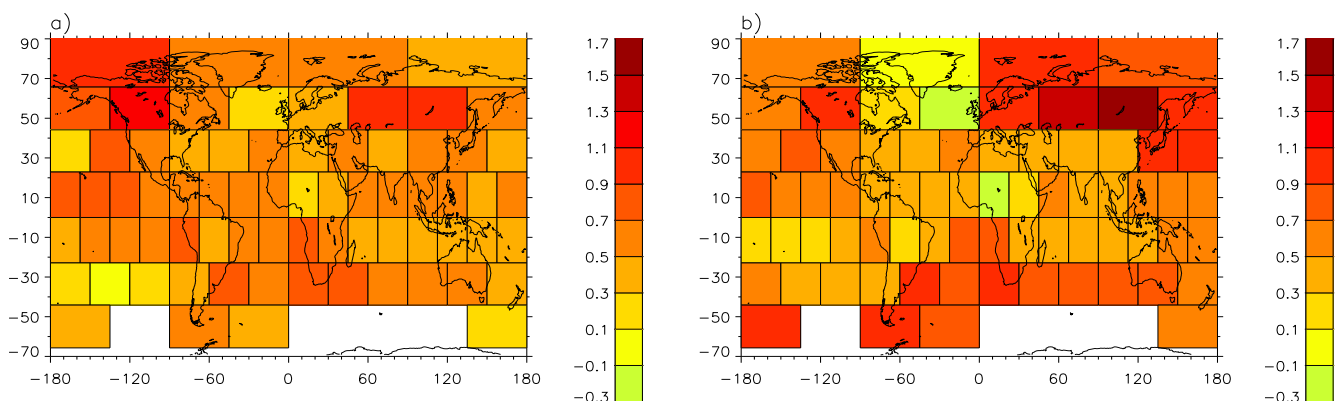


Abbildung 9.15: GHG-Signal in K des Jahresmittels des Temperaturfeldes für das Jahr 1995 (Nullniveau ist 1894), mit zugelassenem Sulfat-Einfluß (a) und ohne (b).

In Abb. 9.15 ist das GHG-Signal für das Endjahr der Analysen (1995) mit bzw. ohne zugelassenem Sulfat-Einfluß dargestellt. In beiden Teilbildern finden sich fast ausschließlich Erwärmungen mit Ausnahme des Gebietes Äquatorial-Westafrika, in dem ohne zugelassenen Sulfat-Einfluß eine Abkühlung zwischen 0,1 K und 0,3 K gegenüber dem Jahr 1894 berechnet wurde. Weitere augenscheinliche Unterschiede zwischen den beiden Teilbildern finden sich in den Bereichen des Nordatlantiks und Grönlands, in denen ohne Sulfat keine Erwärmung stattfindet. Dieser Sachverhalt spiegelt sich darin wieder, daß ohne Sulfat der dominante Regressor in der 3. PC die GHG sind (s. Tab. 9.4) und die 3. EOF in den Bereichen des Nordatlantiks und Grönlands stark negative Werte aufweist (s. Abb. 9.14c). Weiterhin liegt der Bereich maximaler Erwärmung mit Sulfat über Nordamerika,

und ohne Sulfat über Zentralasien, was aufgrund der größeren Landmasse in dieser Region glaubwürdiger erscheint (\rightarrow geringere Wärmekapazität und damit geringere Trägheit über den Kontinenten). Die Amplituden von maximal 1.5 K (mit Sulfat) bzw. 1.7 K (ohne) sind plausibel.

Die Motivation zwischen zugelassenem und nicht zugelassenem Sulfat-Einfluß zu unterscheiden, rührt einerseits von der bereits besprochenen Konkurrenz zwischen diesem Einfluß und dem GHG-Einfluß in der 3. PC her, viel bedeutungsvoller aber ist, daß das Sulfat-Signalfeld (s. Abb. 9.16) nicht klimatologischen Vorstellungen entspricht.

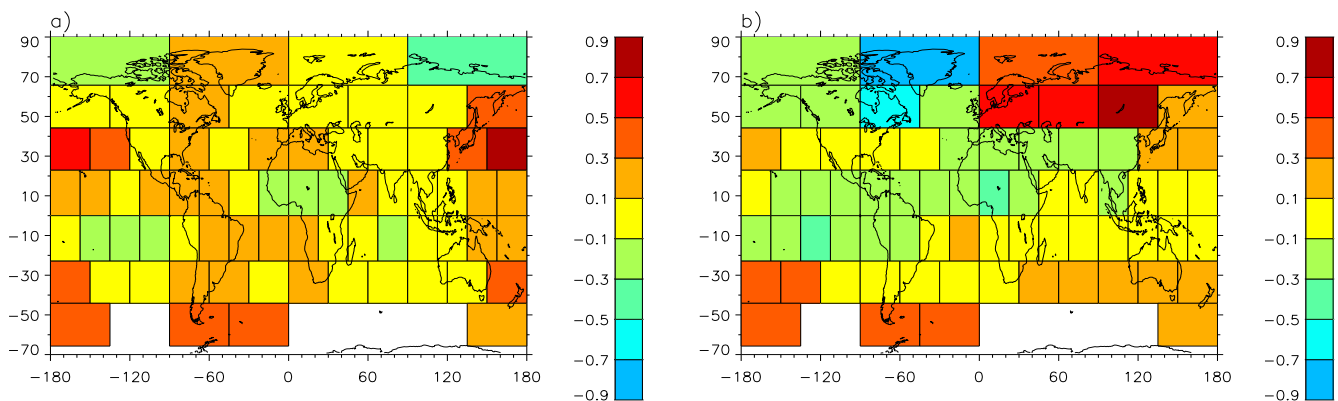


Abbildung 9.16: Sulfat-Signal in K des Jahresmittels des Temperaturfeldes für die Jahre 1970 (a) und 1995 (b), Nullniveau ist 1894.

In Abb. 9.16a z.B. findet man für das Jahr 1970, in dem die Sulfat-Emissionsraten nahe ihrem Maximum waren, vor allem eine auffällige Erwärmung von ca. 0.8 K über dem tropischen West- und Zentralpazifik, was sich klimatologisch nicht zuordnen läßt, da hohe Amplituden vor allem im Bereich der industriellen Ballungszentren zu erwarten sind, und diese zudem eher zu Abkühlungen führen sollten. Im Jahr 1995 sieht das Signalfeld ganz anders aus (s. Abb. 9.16b). Das in diesem Zusammenhang auffälligste Merkmal ist die Abkühlung um 0.5 K über Nordamerika und die Erwärmung von bis zu 0.8 K über Europa und Zentralasien. Es ist schwer vorstellbar, warum sich im Bereich ähnlich industriell belasteter Regionen ein solch unterschiedliches Sulfat-Signal einstellen sollte.

Möglicherweise sind die Wirkungen, vor allem des nicht erfaßten indirekten Sulfat-Einflusses komplizierter, als daß sie durch die hier verwendeten Emissionsraten hinreichend erfaßt werden könnten. Aus diesem Grund werden auch im weiteren Ergebnisse, bei denen der Verdacht besteht, daß sie durch Mitberücksichtigung des Sulfates modifiziert wurden, ohne diesen Einfluß dargestellt, bzw. ein Vergleich diskutiert.

Als nächstes sollen nun die natürlichen Signale besprochen werden, da sie Aufschluß darüber geben, wie gut die jeweiligen Einflüsse erfaßt wurden, was im Hinblick auf die Detektion eines anthropogenen Klimawandels von Bedeutung ist.

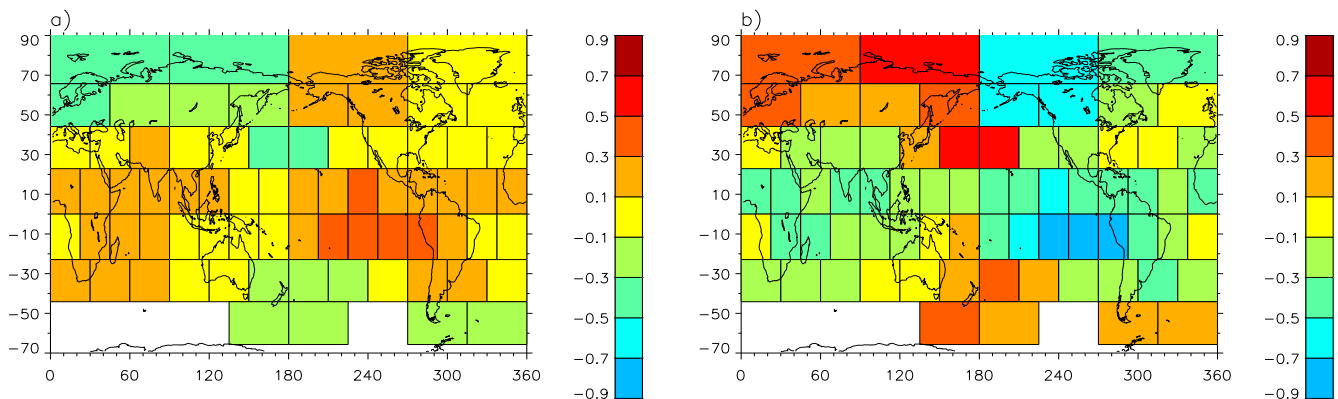


Abbildung 9.17: ENSO-Signal in K des Jahresmittels des Tempersturfeldes für die Jahre 1982 (a) und 1917 (b).

In Abb.9.17a ist das ENSO-Signal für das ausgeprägte El Niño-Jahr 1982 (Warmwasserphase) und in Abb. 9.17b für das ausgeprägte La Niña-Jahr 1917 (Kaltwasserphase) dargestellt. Die Verteilung der Signale ist erwartungsgemäß. Vor allem die Erwärmung (Abkühlung) im Bereich des tropischen Ost- bis Zentralpazifiks während El Niño (La Niña) ist eine bekannte Wirkung von ENSO, die über den Fluß sensibler und latenter Wärme vom Ozean in die Atmosphäre mit den Schwankungen der Meeresoberflächentemperaturen gekoppelt ist. Weiterhin erkennt man bekannte tropische Telekonnektionen in den Indischen Ozean. Aber auch die außertropischen Signale sind interpretierbar - vor allem das auffällige bipolare Muster im Bereich des Nordpazifiks hängt mit der Verstärkung (Abschwächung) des Aleutentiefs durch El Niño (La Niña) zusammen. Die Amplituden von maximal ca. ± 0.8 K liegen in einem „vernünftigen“ Bereich.

In Abb. 9.18 sind Vulkanismus-Signale für 4 aufeinanderfolgende Jahre dargestellt, die exemplarisch die Wirkung des Ausbruchs des Pinatubo auf den Philippinen im Juni bis August 1991 illustrieren sollen. Ein Vulkanausbruch ist ein Einzelereignis, das stark vom Ort und der Stärke bzw. der Auswurfsmasse an klimawirksamen Stoffen beeinflusst wird. Somit variieren auch die Signalfelder dieser Einzelereignisse. Im globalen Mittel zeigt sich zwar die erwartete Abkühlung, in der räumlichen und zeitlichen Differenzierung stellt sich das Bild jedoch nicht so homogen dar, wie der Abb. 9.18 zu entnehmen ist. Auffällig ist die großräumige Erwärmung im Ostpazifik im Ausbruchs- sowie im Folgejahr (s. Abb. 9.18a und b). Dies ist eine für ENSO wichtige Region, so daß sich die Frage stellt, ob sich diese Signalfelder gegenseitig beeinflussen oder ob eventuell ein Vulkanausbruch ein ENSO-Ereignis auslösen kann. Dieses Problem wird zwar diskutiert, man ist jedoch noch nicht zu einer abschließenden Beurteilung gelangt [41]. Die maximalen Amplituden finden sich über den Kontinenten, vor allem der Nordhemisphäre im Folgejahr des Ausbruchs (s. Abb. 9.18b). Dies ist aufgrund der größeren Wärmekapazität und damit der größeren Trägheit der Ozeane plausibel. Auch das Abklingverhalten in den Folgejahren nach dem Ausbruch (Abb. 9.18c und d) ist gut zu erkennen. Diese Signalfelder beinhalten sehr viele

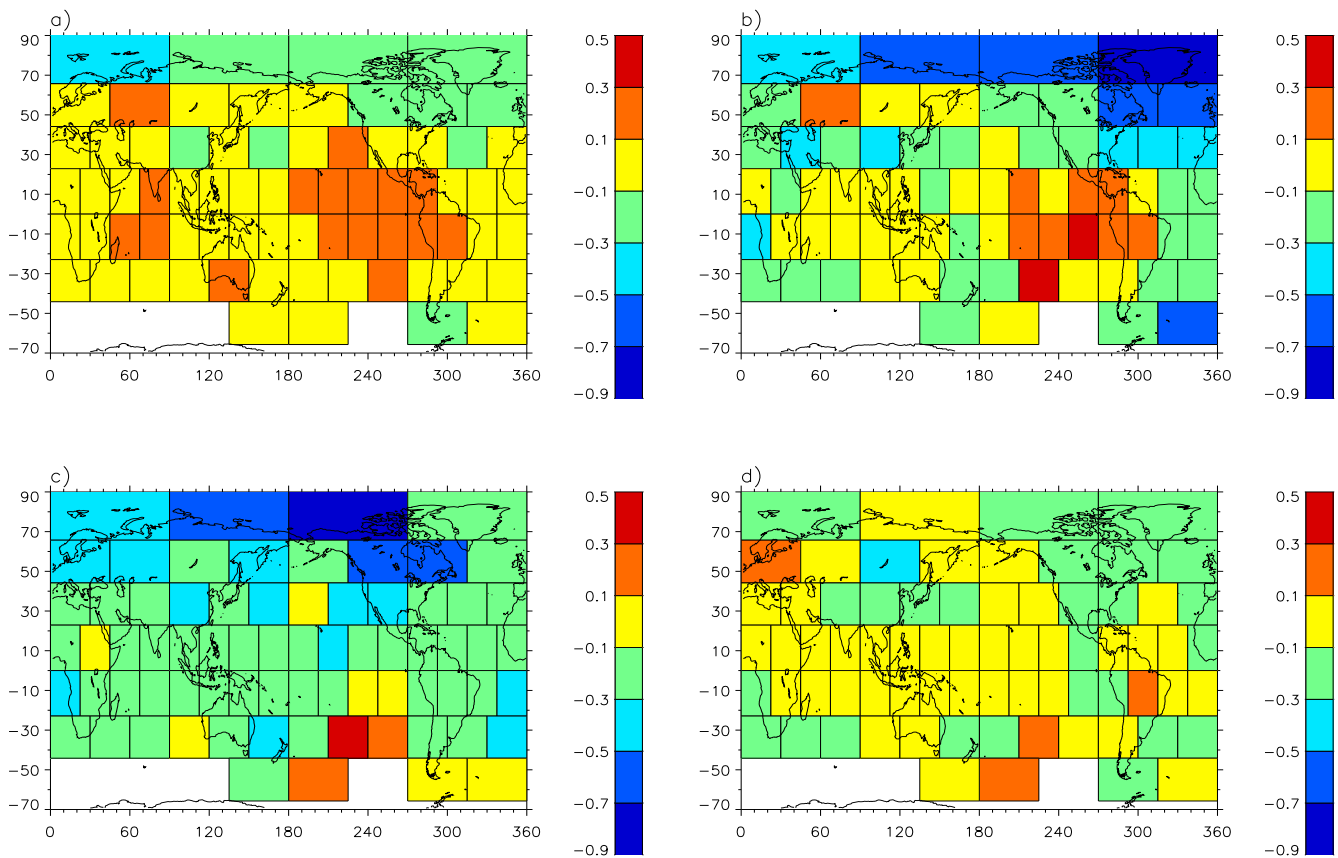


Abbildung 9.18: Vulkanismus-Signal in K des Jahresmittels des Temperaturfeldes für die Jahre 1991 (a), 1992 (b), 1993 (c) und 1994 (d). Nullniveau ist 1940.

Informationen, die in Verbindung mit weiteren Auswertungen zu interpretieren sind. Da jedoch in dieser Arbeit das Hauptaugenmerk auf der anthropogenen Klimabeeinflussung liegt, würde es den Rahmen sprengen, weitere Details herauszustellen.

In Abb. 9.19 sind die NAO-Signale des Wintermittels für die Jahre 1993 und 1941 abgebildet, in denen ausgeprägte Muster zu sehen sind. Da der Einfluß der NAO aufgrund ihrer Kopplung mit der nordhemisphärischen Zirkulation vor allem im Nordwinter am deutlichsten ist [49], wurden hier die Signalfelder des Wintermittels ausgewählt. Erwartungsgemäß zeigen sich die Signale nur auf der NH, mit Ausnahme eines Gebietsmittels südlich von Neuseeland, was wohl als statistisches Artefakt angesehen werden kann. Die Abb. 9.19a zeigt einen Winter mit hohem NAOI, was mit verstärkter Zonalität und Advektion maritimer Luftmassen auf das europäische Festland verbunden ist. Demzufolge finden sich in diesem Fall positive Temperatur-Anomalien über Europa. Annähernd im Vorzeichen spiegelverkehrt hierzu ist das Signalmuster in Abb. 9.19b, das ein Jahr mit stark negativem NAOI darstellt. In diesem Fall ist die Strömung eher meridional-blockiert, wodurch das kontinentale Kältehoch über Russland mehr Einfluß über Westeuropa gewinnt und

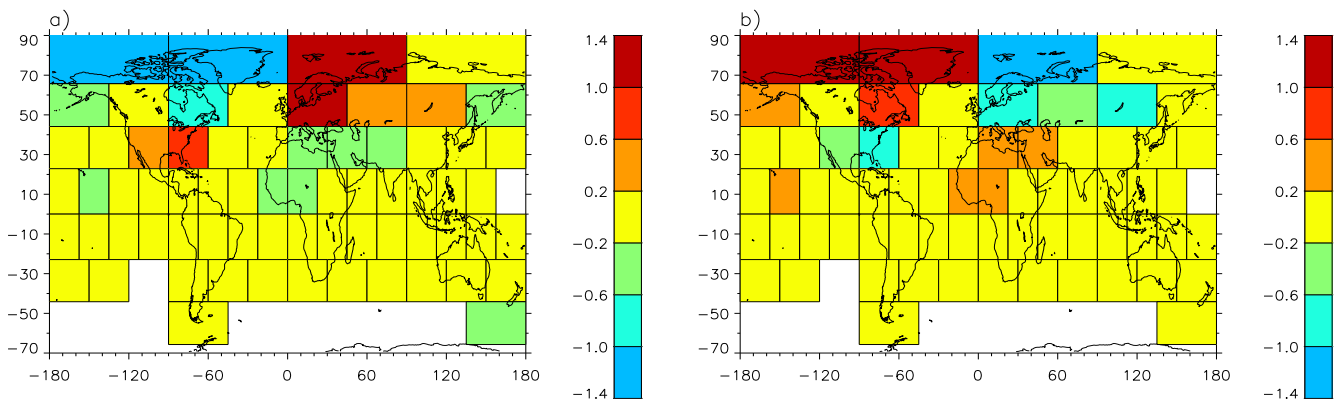


Abbildung 9.19: NAO-Signal in K des Wintermittels (bezogen auf die NH) des Temperaturfeldes für die Jahre 1993 (a) und 1941 (b).

dementsprechend dort die Temperatur-Anomalien negativ sind. Als Gesamtbild erinnert das NAO-Muster an einen Quadrupol, mit gegensätzlichen Temperatur-Anomalien über Europa und dem östlichem Nordamerika, sowie über dem südlichen Nordamerika und grob über Nordafrika bzw. Südeuropa. Dieses Muster wurde auch im Rahmen der Diplomarbeit von Frau A. Werner in der Korrelation zwischen dem NAOI und den Temperatur-Gebietsmitteln gefunden [49].

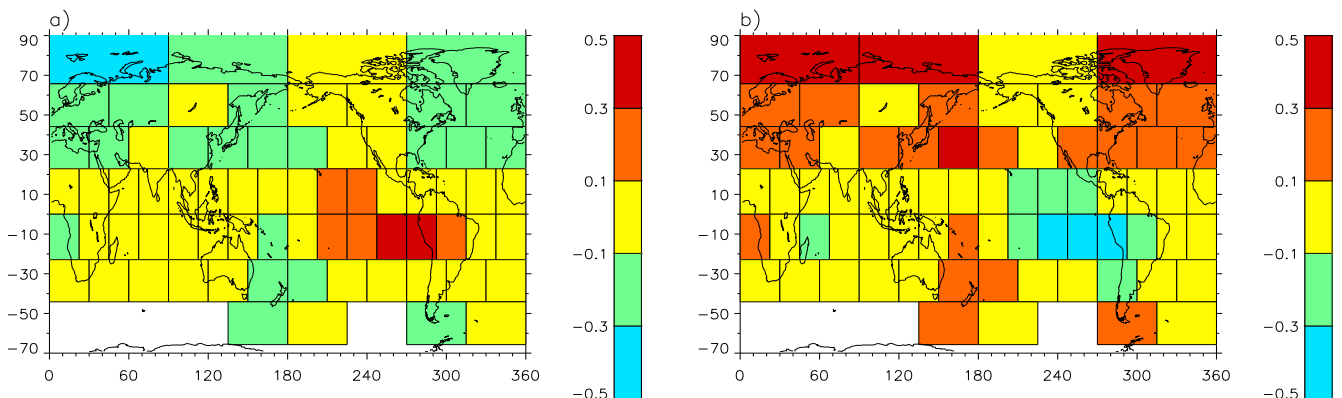


Abbildung 9.20: Solares Signal (Einfluß: Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean) in K des Jahresmittels des Temperaturfeldes für die Jahre 1903 (a) und 1981 (b).

In den Abb. 9.20 und 9.21 sind die solaren Signale durch Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean bzw. durch die Sonnengfleckenzahlen für ausgewählte Jahre mit maximalen Amplituden abgebildet. Da es sich hierbei um quasi-zyklische Einflußgrößen handelt, wurde der Nullpunkt mit dem Mittelwert der jeweiligen Signal-Einzelzeitreihe gleichgesetzt. Die abgebildeten Jahre zeigen dabei die während des Analysezeitraumes ex-

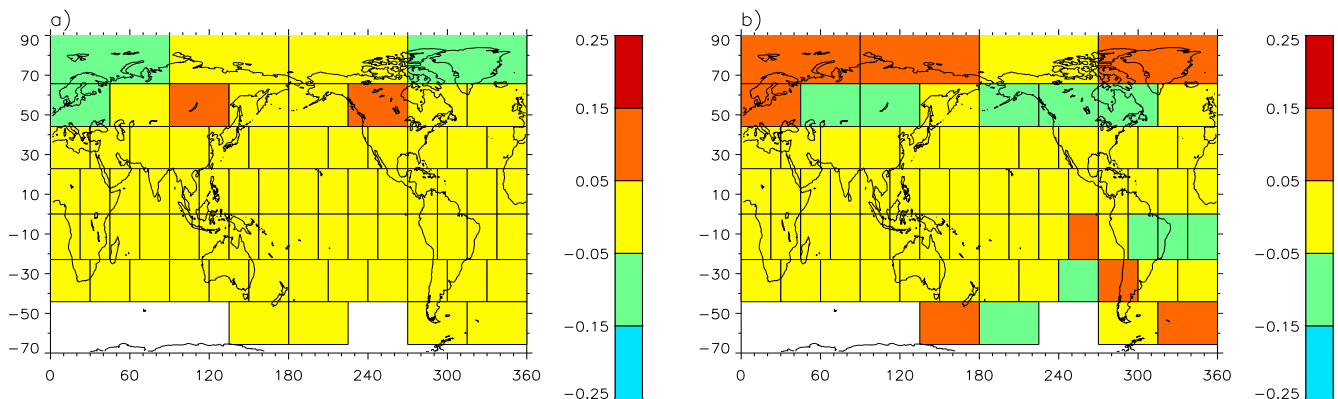


Abbildung 9.21: Solares Signal (Einfluß: Sonnenflecken-Relativzahlen) in K des Jahresmittels des Temperaturfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1957 (b).

tremal aufgetretenen Amplituden. In Abb. 9.20 sind dies die Jahre 1903 (a, Minimum) und 1981 (b, Maximum), in Abb. 9.21 die Jahre 1913 (a, Minimum) und 1957 (b, Maximum).

Als erstes fällt der Unterschied in der Amplitude auf, die beim „SRZ-Einfluß“ etwa 2- bis 3-mal geringer ist als beim „Lean-Einfluß“. Zudem bestehen auch Unterschiede in der Verteilung und Ausdehnung der Signale. Auffälligste Gemeinsamkeit bei beiden solaren Einflüssen sind die Signale in den hohen Breiten der Nordhemisphäre, die bei hoher Sonnenflecken-Relativzahl bzw. positiver Solarkonstanten-Anomalie positiv sind und umgekehrt. Zudem zeigt sich beim „Lean-Einfluß“ (s. Abb. 9.20) eine Region mit umgekehrtem Verhalten im Bereich des tropischen Zentral- und Ostpazifiks, der auch ein für ENSO wichtiges Gebiet ist. Eine klimatologische Interpretation hierfür kann nicht gegeben werden. Die Signalverteilung des „SRZ-Einflusses“ auf der Südhemisphäre ist ebenfalls nur schwer einer Interpretation zugänglich und soll nicht weiter diskutiert werden.

Detektion

Die Detektion wurde wie in Kapitel 8 beschrieben durchgeführt. Mit Hilfe von Gleichung 8.20 erhält man für jedes Gebietsmittel und für jedes Jahr des Analysezeitraumes die Wahrscheinlichkeit für einen Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes. Da, wie im Unterabschnitt „Signale“ beschrieben, das Sulfatsignal klimatologisch nicht plausibel erscheint, und deshalb angenommen werden muß, daß dieser Einfluß nicht hinreichend erfasst wurde, ist im Rahmen der Detektion darauf verzichtet worden, das anthropogene Signal als Summe aus GHG- und Sulfat-Signal zugrunde zu legen.

In Abb. 9.22a sind die Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten eines Klimawandels aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes in dem in Kapitel 8 diskutierten Sinne für das Jahr 1995, dem Ende des Analysezeitraumes, dargestellt. In diesem Jahr wird in 47 von 72 Gebieten das 90%-Niveau überschritten, 42 liegen über dem 95%-Niveau und 19 sogar über dem

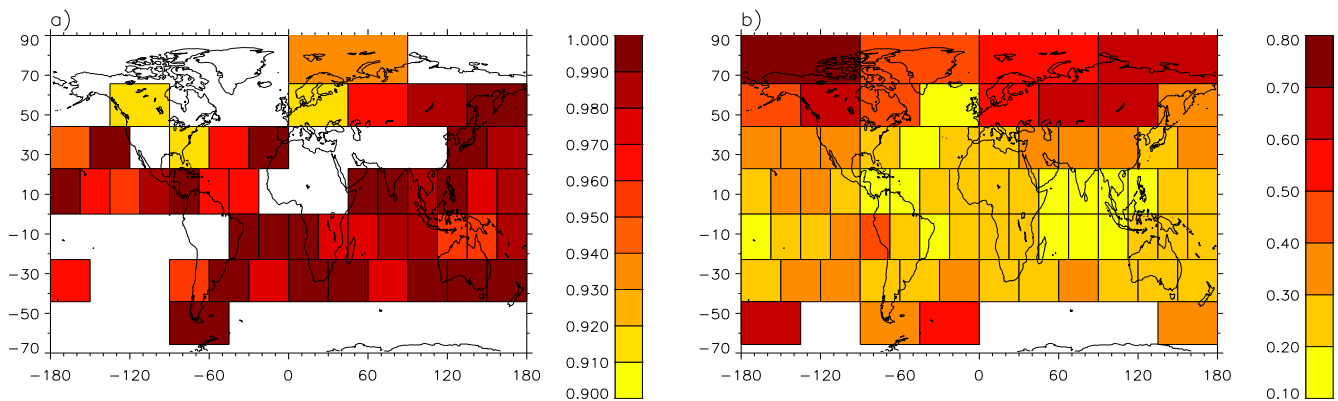


Abbildung 9.22: Prozentuale Wahrscheinlichkeit p für das Auftreten eines Klimawandels im Temperaturfeld aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes (ab $p \geq 90\%$) für das Jahr 1995 (a), und Standardabweichung der Rauschkomponente in K (b). Den Berechnungen liegt das GHG-Signalfeld ohne Berücksichtigung des Sulfat-Einflusses zugrunde.

99%-Niveau. Im Jahr 1967 wird das erste Mal das 90%-Niveau überschritten. Interessant ist, daß die Gebiete maximaler Wahrscheinlichkeit für einen Klimawandel nicht mit den Gebieten maximaler Signal-Amplitude übereinstimmen (s. auch Abb. 9.15b). Die Ursache hierfür liegt darin, daß nicht die absolute Stärke des Signals ausschlaggebend ist, sondern das Signal-Rausch-Verhältnis (s. auch Gleichung 8.18), was zu der Verteilung der Wahrscheinlichkeiten in Abb. 9.22a führt. Mit dieser Überlegung wird klar, warum vor allem über den großen Ozeangebieten (s. Abb. 9.22a) die Wahrscheinlichkeiten am größten sind; denn dort ist der Rauschanteil geringer als über den Kontinenten, was man der Abb. 9.22b entnehmen kann. Das hat seine Ursache im Fehlen orographischer „Unregelmäßigkeiten“ (Gebirge), die ansonsten das Strömungsverhalten in der atmosphärischen Grenzschicht, aus der ja die Messungen stammen, stören, und somit den Rauschanteil vergrößern. In Europa beträgt die Wahrscheinlichkeit für einen Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes in dieser Analyse zwischen 91% und 92%, was darauf „hoffen“ läßt, das GHG-Signal auch auf der europäischen Skala zu detektieren.

9.3.2 Luftdruck

Hauptkomponenten

Strukturell gliedert sich dieser Abschnitt wie der vorhergehende, also werden zunächst die Eigenwertspektren diskutiert.

In der Abb. 9.23 sind die Eigenwertspektren des Luftdruckdatensatzes analog zu Abb. 9.12 dargestellt. Im oberen Teilbild ist wiederum das Spektrum des Jahresmittels zu sehen, im unteren Teilbild die ersten 5 Eigenwerte des Jahresmittels und der Jahreszeitenmittel

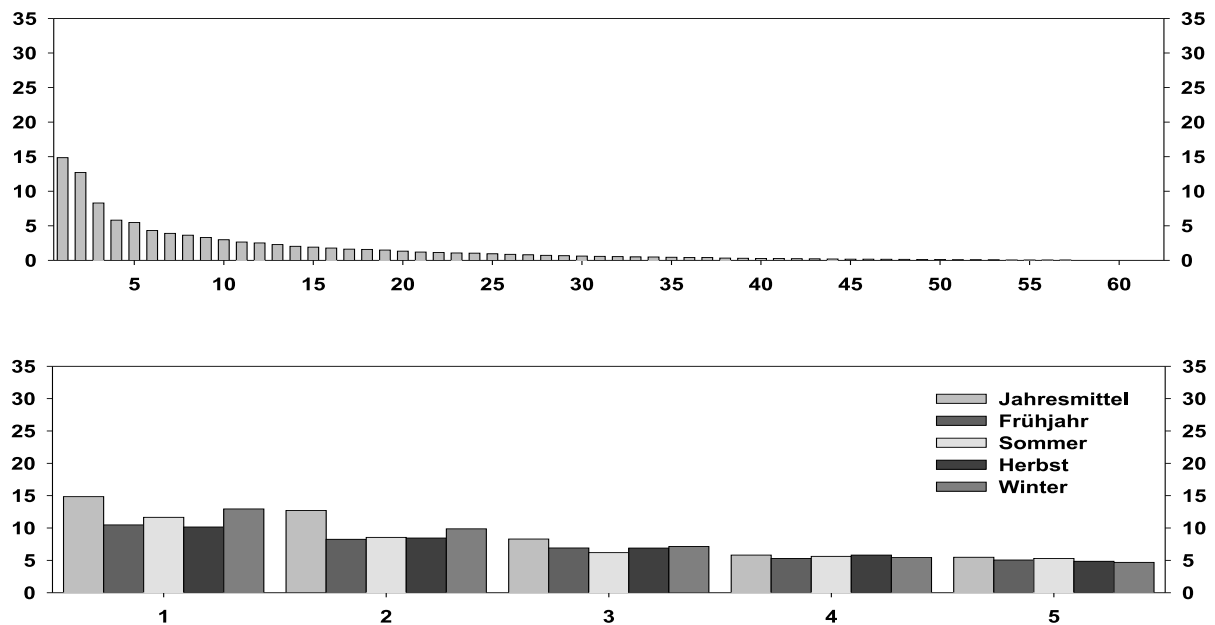


Abbildung 9.23: Eigenwertspektren des Luftdruck-Datensatzes 80 flächengleicher Boxen. Oben: Jahresmittel, unten: Jahresmittel und Jahreszeitenmittel (bezogen auf NH) im Vergleich (nur die ersten 5 Eigenwerte). Abszisse: Nummer des Eigenwertes, Ordinate: Prozentuale Teilvarianz.

im Vergleich. Die Ordinaten zeigen den gleichen Wertebereich wie in Abb. 9.12, um die Abbildungen vergleichbar zu machen.

Zunächst fällt auf, daß die Teilvarianzen der ersten Eigenwerte deutlich geringer sind als bei der Temperatur, was auf größere „Verrauschtheit“ des Luftdruckfeldes hindeutet. Da aufgrund von Datenlücken mit 62 von insgesamt 80 Gebietsmitteln 10 Gebiete weniger abgedeckt sind als bei der Temperatur (s. auch Abb. 9.11), sollten bei gleich großem Rauschanteil die Absolutwerte der Teilvarianzen der ersten PC beim Luftdruck höher sein als bei der Temperatur, da insgesamt weniger Eigenwerte zur Verfügung stehen, auf die sich die gesamt erklärte Varianz verteilen kann. Trotzdem entfallen auf den ersten Eigenwert des Jahresmittels nur ca. 15% Teilvarianz im Gegensatz zu ca. 32% bei der Temperatur. Die Eigenwerte der 2. und 3. PC fallen gegenüber dem der 1. beim Luftdruck nicht so schnell ab wie bei der Temperatur (vgl. Abb.9.12 mit Abb.9.23 und Tab. 9.4 mit Tab. 9.7), was bedeutet, daß das Luftdruckfeld nicht so ausgeprägt von einer Hauptstruktur dominiert wird wie das bei der Temperatur der Fall ist, sondern daß sich mehrere Hauptstrukturen mit ähnlichem Gewicht überlagern.

Im Vergleich mit den Jahreszeitenmitteln (unteres Teilbild in Abb. 9.23) zeigt sich ein ähnliches Bild wie bei der Temperatur, nur auf niedrigerem Niveau: Der Eigenwert der 1. PC des Jahresmittels ist größer als der entsprechende Wert der Jahreszeitenmittel, da

zufällige Schwankungen (Rauschen) durch Mittelbildung abgeschwächt werden. Bei den saisonalen Mitteln ist wiederum der Eigenwert des Wintermittels in der 1. PC und auch noch in der 2. PC im Vergleich am größten, was wahrscheinlich mit den jahreszeitlich bedingten Veränderungen der allgemeinen atmosphärischen Zirkulation zusammenhängt (s.auch Diskussion zu Abb. 9.12).

Insgesamt präsentiert sich der Luftdruckdatensatz deutlich „verrauschter“ als der Temperaturdatensatz, was die Filterung klimatologisch interpretierbarer Strukturen erschwert.

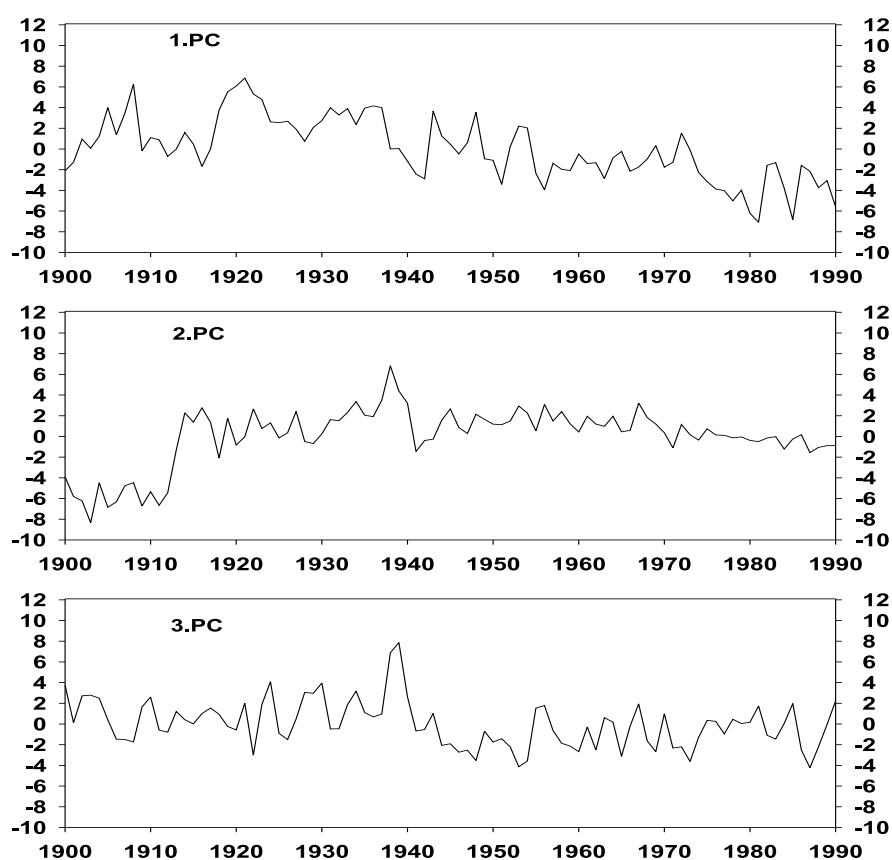


Abbildung 9.24: Erste bis dritte PC des Luftdruck-Feldes, Jahresmittel. Abszisse: Jahr, Ordinate: EOF-transformierte, normierte Luftdruck-Anomalien.

In Abb. 9.24 sind vergleichbar der Abb. 9.13 die ersten 3 PC des Luftdruckfeldes dargestellt. Sie sind in ihrer Amplitude und zeitlichen Struktur auf den ersten Blick recht ähnlich. Markante Unterschiede fallen nicht ins Auge, außer dem leicht negativen Trend in der 1. und dem leicht positiven in der 2. PC. Die wichtigen Informationen, nämlich

Tabelle 9.7: Selektierte Regressoren der ersten drei PC des Jahresmittelfeldes des Luftdrucks. Die Nummerierung der Regressoren (Reg.) bezeichnet die durch sukzessive Regression ermittelte Reihenfolge. Die Abkürzungen der Regressoren sind entsprechend Tab. 9.3, SOL bezeichnet den solaren Einfluß nach Lean.

	mit Sulfat			ohne Sulfat		
PC Nr.	1	2	3	1	2	3
Teilvarianz in [%]	14.9	12.7	8.3	14.9	12.7	8.3
1. Reg.	SUL1	SOL	SOI	GHG	SOL	SOI
2. Reg.	SOI	NAO	SUL1	SOI	NAO	SOL-2
3. Reg.	NAO-2	VUL1-2	NAO	NAO-2	VUL1-2	NAO
4. Reg.	VUL3-1	VUL2-1	SUL3	NAO-1	VUL2-1	VUL3-1
5. Reg.	VUL2-2	VUL1	-	VUL3-1	VUL1	-
6. Reg.	NAO-1	GHG	-	NAO	GHG	-
7. Reg.	-	VUL2-2	-	VUL2-1	VUL2-2	-
8. Reg.	-	VUL2	-	-	VUL2	-
9. Reg.	-	NAO	-	-	NAO	-

welche Einflußgrößen mit diesen PC signifikant korreliert, und mit welchem Gewicht diese zeitlichen Hauptstrukturen in den einzelnen Gebieten vertreten sind, lassen sich nicht durch Hinschauen erhalten. Somit dient die Abb. 9.24 lediglich einer ersten qualitativen Einschätzung und ist hier der Vollständigkeit halber dargestellt.

In Tab. 9.7 sind die selektierten Regressoren der ersten drei PC mit bzw. ohne zugelassenem Sulfateinfluß aufgelistet (vgl. auch Tab. 9.4). Auffällig ist zunächst, daß in der 2. PC mehr Regressoren signifikant korreliert sind als in der 1. PC. Dies unterstreicht den Sachverhalt, daß beim Luftdruck nicht eine einzelne Hauptstruktur das Datenfeld dominiert, wie es bei der Temperatur der Fall ist. Weiterhin erkennt man eine ausgeprägte Konkurrenz zwischen dem Sulfat- und dem GHG-Einfluß, da der wichtigste Regressor (der erste in der 1. PC) die erste zeitliche Hauptstruktur der Sulfatmissionen ist, falls die Sulfat-Einflußreihen zugelassen sind, ansonsten sind es die GHG. Dies ist problematisch, da zum einen beides anthropogene Einflüsse sind, und zum anderen unklar ist, ob der Sulfat-Einfluß durch die verwendeten Emissionsraten hinreichend repräsentiert ist. Da das Sulfat-Signalfeld bei der Temperatur angezweifelt werden muß, ist auch hier eine kritische Prüfung angeraten.

Interessanterweise wird in der 2. PC der solare Einfluß nach Lean als erster korreliert. ENSO und Vulkanismus scheinen auch gut repräsentiert zu sein. Bemerkenswert ist, daß die NAO im Luftdruckfeld eine wichtigere Rolle zu spielen scheint als bei der Temperatur.

In Abb. 9.25 sind die ersten 3 EOF des Luftdruckfeldes dargestellt. Beim Luftdruck ist wegen seiner Eigenschaft als Maß für „Luftmassenkonzentrationen“ die Massenerhaltung zu berücksichtigen. Es ist somit physikalisch nicht denkbar, daß der Luftdruck vergleichbar mit der Temperatur global ansteigt. Aus diesem Grund kann eine EOF hoher Teilvarianz

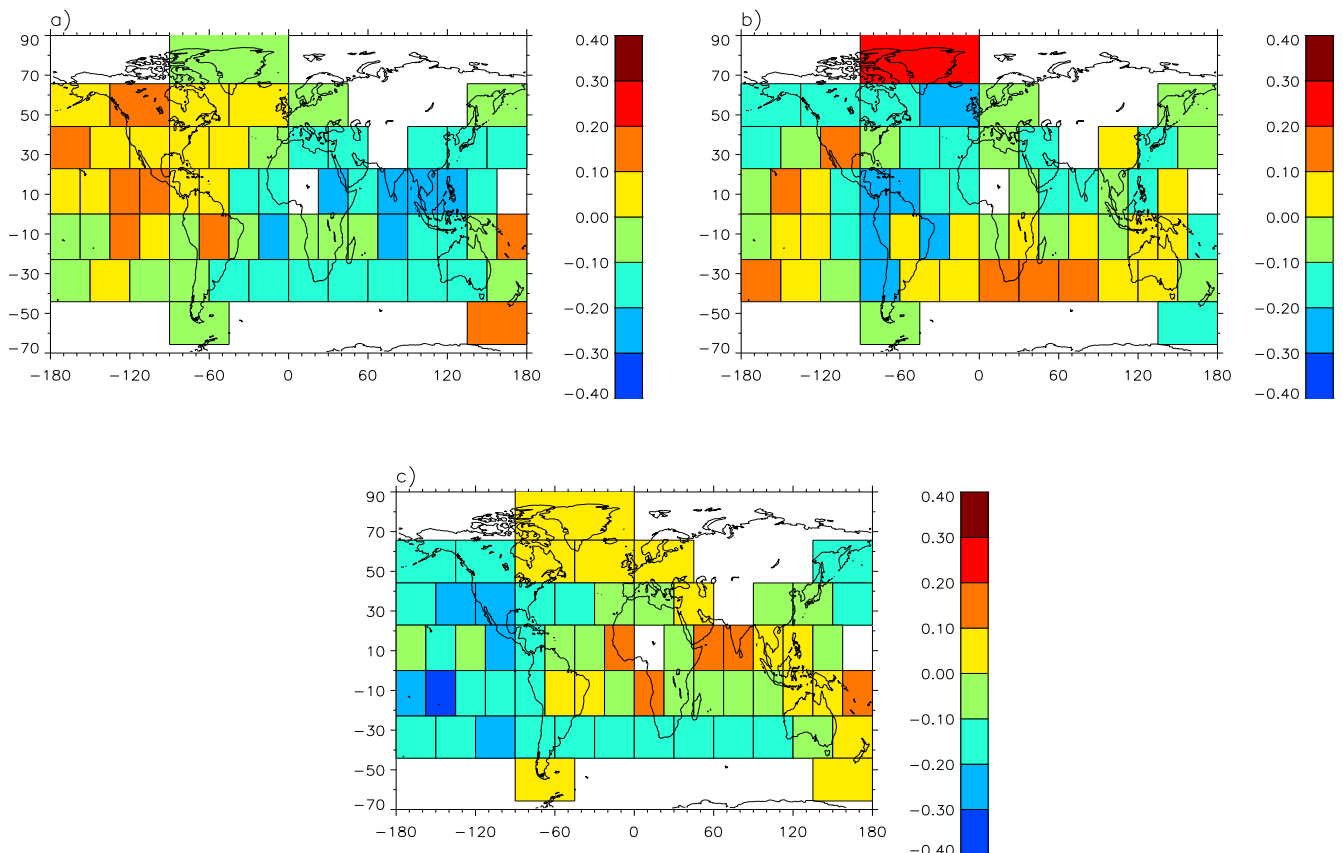


Abbildung 9.25: Die erste (a), zweite (b) und dritte EOF (c) des Luftdruck-Feldes, Jahresmittel. Skala rechts bezeichnet die Komponenten der Eigenvektoren, deren Gesamtlänge auf 1 normiert ist.

nicht überall das gleiche Vorzeichen besitzen wie es bei der 1. EOF der Temperatur (vgl. Abb. 9.14a) der Fall ist. Vielmehr müssen sich Gebiete positiver und negativer Luftdruckanomalien in etwa die Waage halten. Somit fließen auch die zeitlichen Hauptstrukturen mit unterschiedlichen Vorzeichen in die verschiedenen Gebietsmittel ein, wie es die EOF in Abb. 9.25 zeigen.

Es fällt aus klimatologischer Sicht schwerer, den anthropogenen Einfluß auf das Druckfeld zu bestimmen, als es beim Temperaturfeld der Fall ist. Aufgrund physikalischer Gesetzmäßigkeiten kann man z.B. beim anthropogenen Treibhauseffekt im globalen Mittel mit einem Anstieg der Temperatur rechnen. Dieser Temperaturanstieg verursacht nun seinerseits Modifikationen der allgemeinen atmosphärischen Zirkulation, die sich in Luftdruckanomalien niederschlagen. Man hat es hier also mit einem, falls vorhanden, „indirekten anthropogenen Einfluß“ zu tun, der dazu noch aufgrund des komplizierten Verhaltens der atmosphärischen Strömungen schwer zu „entlarven“ ist. Dies alles macht den Luftdruck zu einem, in Bezug auf die Detektion anthropogener Einflüsse, unhandlichen Klimaelement, was durch die Ergebnisse dieser Analysen bestätigt wird. Dieser Vorgriff dient hier der

Tabelle 9.8: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und Teilvarianzen der Einzelsignale (abgeleitet aus sukzessiver Regression) am Jahresmittel des Luftdrucks 80 flächengleicher Gebietsmittel 1902-1992. Kein Eintrag bedeutet, daß der Einfluß in dieser Analyse nicht zugelassen war. Struktur: strukturierte Komponente des Residuums, Rauschen: unstrukturierte Komponente des Residuums.

Einfluß	Erklärte Varianz in [%]					
	Gesamt	23.8	22.2	27.9	26.8	29.1
GHG	0.0	8.4	0.0	8.5	0.5	7.9
ENSO	5.7	5.4	5.7	5.4	5.7	5.4
Vulkanismus	8.1	7.8	8.2	8.2	5.1	5.1
Sulfat	9.6	-	9.8	-	9.6	-
Solar (SRZ)	0.3	0.3	0.3	0.3	-	-
Solar (Lean)	-	-	-	-	3.2	4.4
NAO	-	-	3.6	4.3	3.1	3.9
Struktur	9.4	12.3	8.7	11.8	7.6	9.9
Rauschen	66.8	65.6	63.4	61.4	63.3	61.6

Begründung des Umstandes, daß die Hauptmuster des Luftdruckfeldes nicht so eindeutige Interpretationen zulassen, wie es bei der Temperatur der Fall ist.

Da der anthropogene Einfluß vor allem mit der 1. PC korreliert ist (s. Tab. 9.7), gibt die 1. EOF (s. Abb. 9.25a), die das Gewicht widerspiegelt, mit der diese 1. PC in einzelnen Gebieten vertreten ist, Aufschluß, in welchen Regionen die globale Zirkulation durch menschliche Eingriffe modifiziert wurde. Dies sind in einer ersten groben Betrachtung der tropische Ostpazifik, der auch mit ENSO verknüpft ist, und die Tropen in den Regionen Ostafrikas, Indiens (\rightarrow Monsoon) und der Süd-Ostasiatischen Inselwelt (\rightarrow ENSO). Eine genauere Antwort auf diese Fragen geben die Signalfelder, die im folgenden Unterabschnitt besprochen werden. Ein markantes Merkmal der 2. EOF (s. Abb. 9.25b) findet sich im nordatlantisch-grönländischen Raum, wo zwei benachbarte Gebiete mit Komponenten hoher Amplitude unterschiedlichen Vorzeichens existieren. Diese Struktur erinnert an die NAO, welche in der 2. PC auch als zweiter Einfluß selektiert wird.

Signale

In Tab. 9.8 sind die erklärten Varianzen der Gesamtsignale und die aus der sukzessiven Regression abgeleiteten Teilvarianzen der Einzelsignale am Luftdruckfeld aufgelistet. Wie aufgrund des im Vergleich zur Temperatur flacheren Eigenwertspektrums des Luftdruckfeldes erwartet (s. auch Abb. 9.23 und Abb. 9.12), kann durch die selektierten Regressoren in diesen Analysen insgesamt weniger Varianz erklärt werden als bei der Temperatur (vgl. auch Tab. 9.5). Durch Verwendung des solaren Einflusses nach Lean anstelle der Sonnenflecken-Relativzahlen und durch Hinzunahme des NAOI steigt die insgesamt er-

Tabelle 9.9: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamt- und der Einzelsignale am Luftdruckfeld 1902-1992 im Jahresmittel und in den Jahreszeitenmitteln (bezogen auf NH). In Klammern: ohne zugelassenen Sulfateinfluß.

	Jahr	Frühjahr	Sommer	Herbst	Winter
Gesamt	29.1 (28.5)	16.6 (13.3)	18.1 (17.3)	15.2 (14.4)	19.8 (19.5)
GHG	0.5 (7.9)	0.5 (1.8)	0.9 (1.7)	1.8 (1.9)	0.0 (0.7)
ENSO	5.7 (5.4)	2.0 (1.8)	3.6 (3.6)	2.9 (2.9)	6.2 (6.2)
Vulkanismus	5.1 (5.1)	5.7 (5.2)	3.1 (3.1)	4.7 (4.5)	4.3 (4.8)
Sulfat	9.6 (-)	2.9 (-)	1.7 (-)	0.5 (-)	1.5 (-)
Solar (Lean)	3.2 (4.4)	3.3 (3.1)	7.2 (7.2)	4.1 (4.1)	4.1 (3.8)
NAO	3.1 (3.9)	1.7 (1.3)	1.4 (1.4)	0.9 (0.9)	3.2 (3.6)

klärte Varianz an, was die Bedeutung dieser Einflüsse verdeutlicht. Besonders ausgeprägt ist in diesen Analysen, wie bereits erwähnt, die Konkurrenz zwischen dem GHG- und dem Sulfat-Einfluß, was in der Verteilung der Teilvarianzen mit und ohne zugelassenem Sulfat zum Ausdruck kommt. Werden dabei als solarer Einfluß die Sonnenflecken-Relativzahlen verwendet (1. und 3. Spalte in Tab. 9.8), so werden die GHG überhaupt nicht selektiert und erklärt somit auch keine Teilvarianz. In der Analyse mit Sulfat, Lean und NAO (vorletzte Spalte in Tab. 9.8) beträgt die durch sukzessive Regression abgeleitete Teilvarianz des GHG-Einflusses zwar nur 0.5%, dieser Wert spiegelt jedoch nicht die nicht zugängliche wahre Teilvarianz der multiplen linearen Regression wider, mit der die Signalfelder berechnet wurden. In diesem Fall zeigt sich besonders deutlich die Schwäche der sukzessiven Regression bei konkurrierenden potentiellen Regressoren. Auffällig ist, daß die strukturierte Komponente des Residuums immer dann erhöht ist, wenn das Sulfat ausgeschlossen ist. Daraus kann man schließen, daß, ähnlich wie bei den Analysen der Temperatur (vgl. auch Tab. 9.5), zumindest ein Teil der durch das Sulfat erklärten Komponente eine polynomiale bzw. „trendartige“ Zeitstruktur besitzt.

In Tab. 9.9 sind, analog zu Tab. 9.6, die Gesamt- und Teilvarianzen des Jahres- und der Jahreszeitenmittel im Vergleich dargestellt. In Klammern findet man die Werte ohne zugelassenen Sulfat-Einfluß. Erwartungsgemäß sind die insgesamt erklärten Varianzen der saisonalen Mittel gegenüber dem Jahresmittel aufgrund des erhöhten Rauschanteils erniedrigt. Die Teilvarianzen der anthropogenen Einflüsse fallen wie bei der Temperatur (s. Tab. 9.6) in den Jahreszeiten stark ab (GHG-Werte in Klammern), da sie keinen Jahresgang besitzen und damit bei zeitlicher Differenzierung „rauschanfälliger“ sind als die natürlichen Einflüsse. Bei ENSO und NAO zeigt sich ein Jahresgang mit erhöhter Teilvarianz im Nordwinter. Beim solaren Einfluß nach Lean findet man erhöhte Teilvarianz im Nordsummer. Der Jahresgang des Vulkanismus ist schwächer ausgeprägt mit einem Maximum im Frühjahr (bezogen auf NH).

Anhand der mit Hilfe von Gleichung 8.10 errechneten Signalfelder der anthropogenen Si-

gnale soll nun die Konkurrenz zwischen GHG und Sulfat etwas differenzierter betrachtet werden.

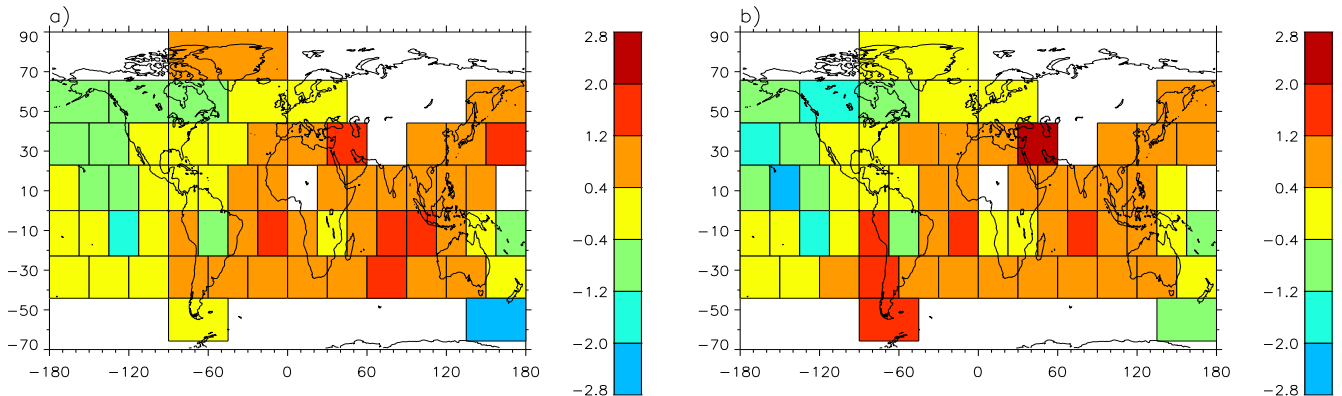


Abbildung 9.26: GHG-Signal in hPa des Jahresmittels des Luftdruckfeldes für das Jahr 1992 (Nullniveau ist 1902) mit zugelassenem Sulfat-Einfluß (a) bzw. ohne (b).

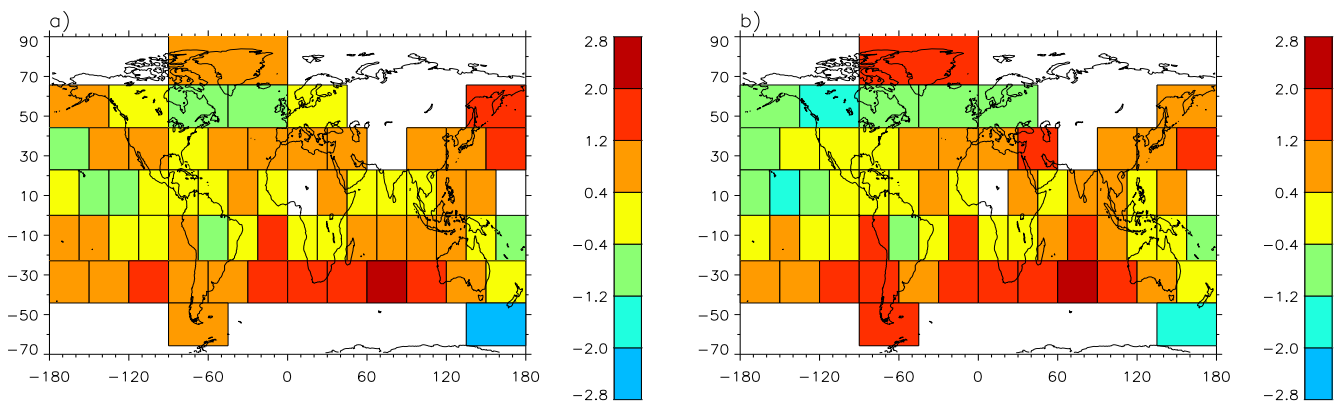


Abbildung 9.27: Sulfat-Signal in hPa des Jahresmittels des Luftdruckfeldes für die Jahre 1970 (a) und 1992 (b), Nullniveau ist 1902.

In Abb. 9.26 ist das GHG-Signal in hPa für das Endjahr der Analysen (1992) mit bzw. ohne zugelassenen Sulfateinfluß dargestellt. Des weiteren wurde in diesen Analysen der solare Einfluß nach Lean und der NAO-Einfluß angeboten. Zunächst verwundert die strukturelle Ähnlichkeit der beiden Teilbilder, obwohl die aus der sukzessiven Regression abgeleiteten Teilvarianzen so unterschiedlich sind (0.5% mit bzw. 7.9% ohne Sulfat, s. Tab. 9.8). Jedoch ist entscheidend, ob der GHG-Einfluß überhaupt selektiert wurde oder nicht; denn danach teilen sich alle selektierten Regressoren die Teilvarianz im Rahmen einer multiplen Regression untereinander auf, so daß die wahren Teilvarianzen wohl viel näher beieinander liegen als es durch die Werte in Tab. 9.8 und Tab. 9.9 suggeriert wird. In beiden

Teilbildern finden sich großräumige negative Druckanomalien, im Bereich des tropischen Zentral- und Nord-Ostpazifiks sowie im Bereich der Vereinigten Staaten von Amerika. Positive Druckanomalien finden sich im gesamten Indischen Ozean, dem Westpazifik, in Afrika, im Südatlantik und in Teilen Südamerikas, mit stärksten Amplituden im Zentralen Indik. Dies könnte auf eine Kopplung mit ENSO hindeuten, so daß eine Verstärkung von El Niño durch den anthropogenen Treibhauseffekt möglich erscheint.

In Abb. 9.27a ist das Sulfat-Signal in hPa für das Jahr 1970 (beschreibt den Zeitraum maximaler Sulfat-Emissionen) und in b für das Ende des Analysezeitraumes (1992) dargestellt. Man erkennt strukturelle Ähnlichkeiten zum GHG-Signal in Abb. 9.26. Jedoch ist die Verteilung nicht so homogen. Da das troposphärische Sulfat nach heutigem Verständnis, im Gegensatz zu den GHG, eine abkühlende Wirkung auf das Temperaturfeld hat, erscheint es inkonsistent, daß die Wirkungen auf das Druckfeld in beiden Fällen so viele Ähnlichkeiten aufweisen. Da weiterhin das Sulfat-Signal im Temperaturfeld nicht plausibel ist, muß erst recht angenommen werden, daß die noch kompliziertere Wirkung des Sulfats auf das Druckfeld nicht hinreichend erfasst wurde. Somit erscheint das GHG-Signal ohne Berücksichtigung des Sulfats die Realität besser abzubilden als im Falle der gleichzeitigen Berücksichtigung beider anthropogener Einflüsse.

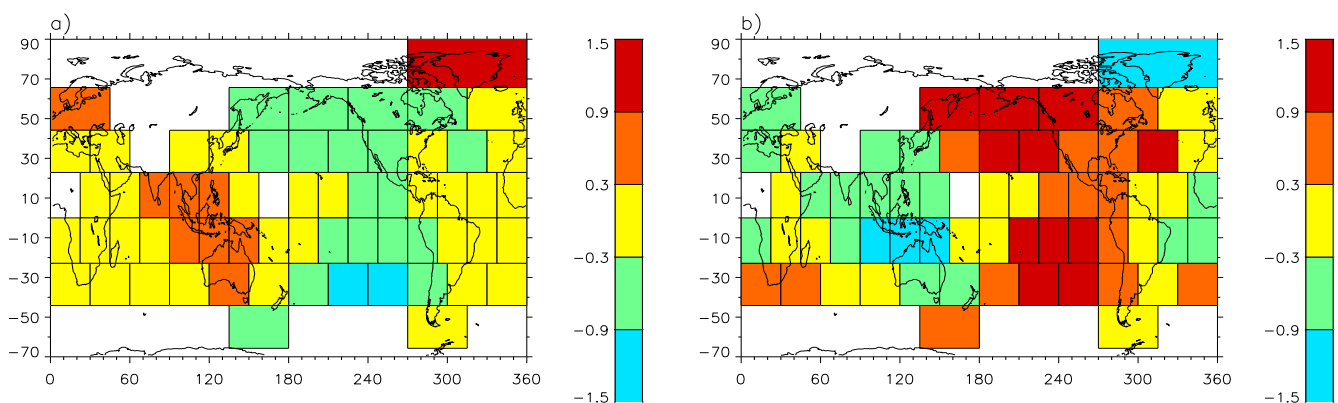


Abbildung 9.28: ENSO-Signal in hPa des Jahresmittels des Luftdruckfeldes für die Jahre 1982 (a) und 1917 (b).

Als nächstes werden nun die natürlichen Signale beginnend mit den ENSO-Signalen in Abb. 9.28 besprochen. Ausgewählt wurden wie bei der Temperatur (s. auch Abb. 9.17) die ausgeprägten ENSO-Jahre 1982 (für El Niño) und 1917 (für La Niña). Da der atmosphärische Teil des ENSO-Phänomens in erster Linie durch Zirkulationsanomalien charakterisiert ist, sollten sich diese auch deutlich im Luftdruckfeld niederschlagen. Dies ist, wie man in Abb. 9.28 sehen kann, auch der Fall. Erwartungsgemäß zeigen sich während El Niño (Abb. 9.28a) negative Druck-Anomalien im Ost- und Nordpazifik, positive in den Bereichen Australiens, Indonesiens, Süd-Ostasiens und Indiens, was sowohl die Modifikation der Walker-Zirkulation als auch die ektropischen Wirkungen im Bereich des Nordpazifiks

und Nordamerikas widerspiegelt. Während La Niña drehen sich die Verhältnisse naturgemäß um, was der Abb. 9.28b entnommen werden kann. Bemerkenswert sind hier die großen Amplituden. Das „1917-La-Niña“ war in seiner Intensität jedoch ein „Jahrhundert-Ereignis“. Auffällig sind auch die hohen Amplituden über Grönland und Europa, die jedoch in unabhängigen Analysen des ENSO-Signals nicht gefunden wurden [41].

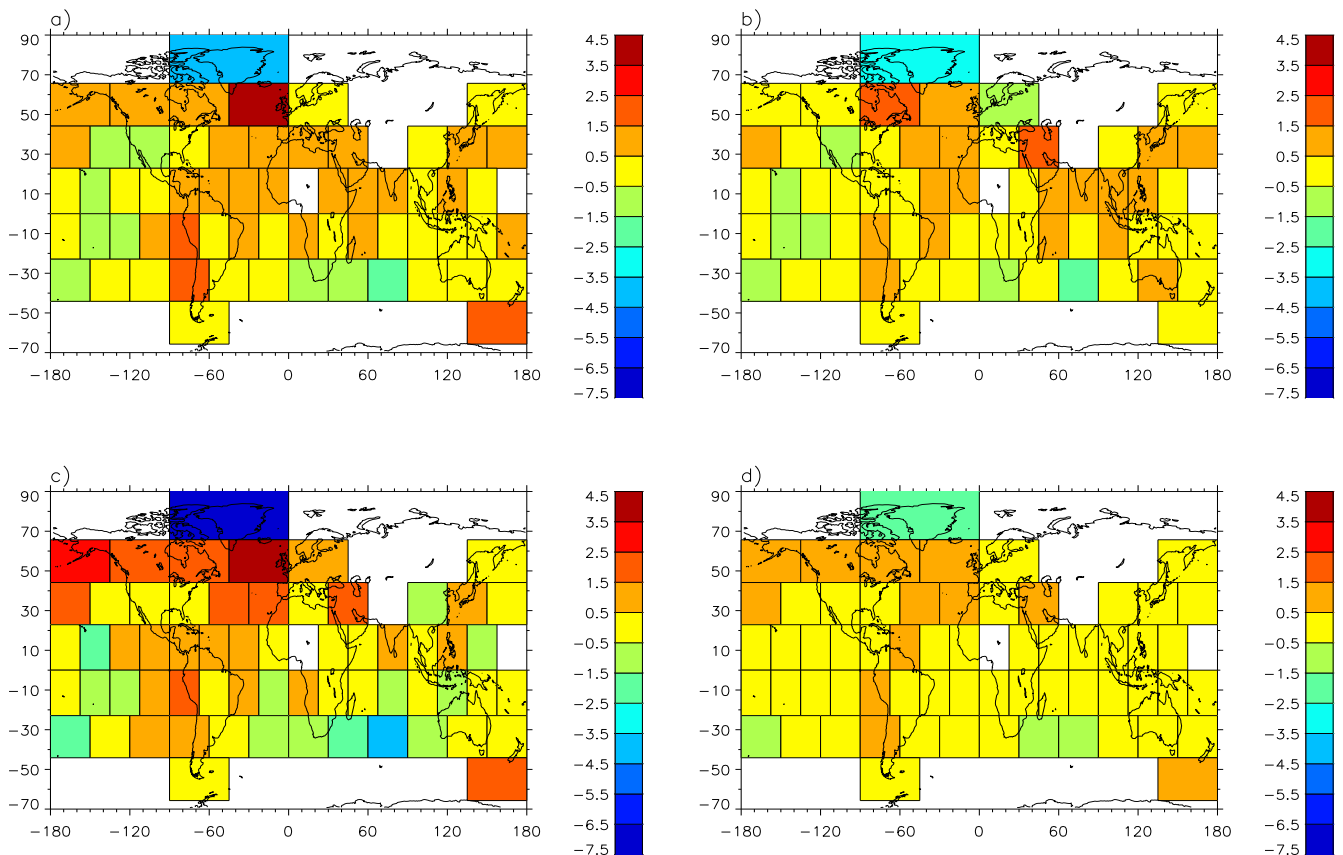


Abbildung 9.29: Vulkanismus-Signal in hPa des Jahresmittels des Luftdruckfeldes für die Jahre 1903 (a), 1904 (b), 1905 (c) und 1906 (d). Nullniveau ist 1940.

In Abb. 9.29 sind als repräsentativer Zeitraum des Vulkanismus-Signals die Jahre 1903 bis 1906 ausgewählt worden¹, die die Wirkungen des Ausbruchs des Santa Maria im Oktober 1902 in Guatemala widerspiegeln sollen. Erstaunlicherweise zeigt sich nach einem ersten Abklingen des Signalmusters im Jahre 1904 (s. Abb. 9.29b) eine erneute Verstärkung im Jahr 1905 (c), bevor das Signal schließlich 1906 (d) endgültig abklingt. Bemerkenswert sind die hohen Amplituden über Grönland und dem Nordatlantik, die mit einer Intensivierung der Zonalität der Strömung in dieser Region verbunden sind, und somit mit der NAO in

¹Da der Luftdruck-Datensatz nur bis 1992 reicht, liegen die Folgejahre des Pinatubo-Ausbruchs von 1991 nicht vor.

Verbindung stehen. Weiterhin erkennt man eine positive Anomalie über dem tropischen Ostpazifik und eine negative über dem Zentralpazifik. Da diese Anomalien verschiedene Vorzeichen haben, läßt sich die Wechselwirkung mit ENSO aus diesen Abbildungen nicht eindeutig ableiten.

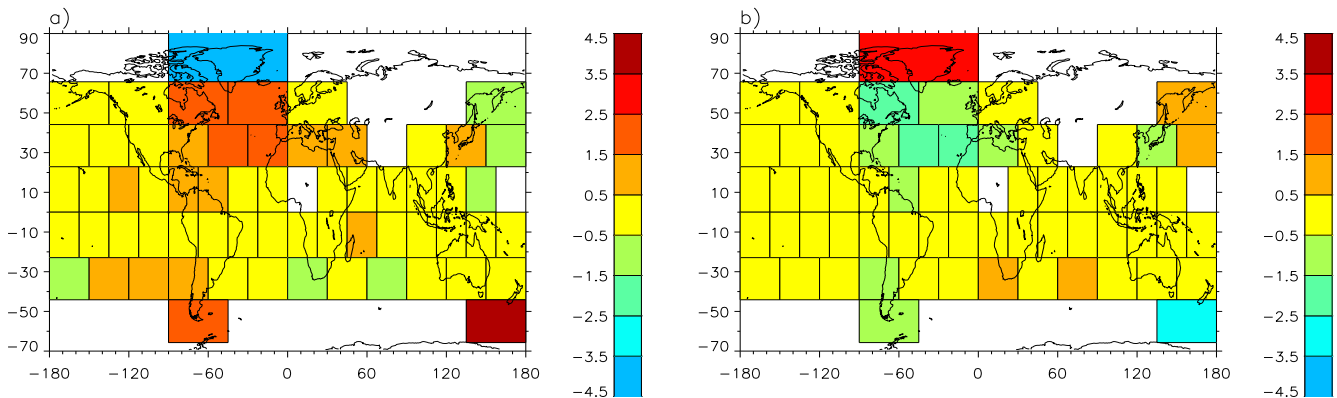


Abbildung 9.30: NAO-Signal in hPa des Wintermittels (bezogen auf die NH) des Luftdruckfeldes für die Jahre 1990 (a) und 1941 (b).

In Abb. 9.30 sieht man die NAO-Signale des Wintermittels für ausgewählte Jahre hoher Signal-Amplituden (1990 für stark positiven, 1941 für stark negativen NAOI). Da die NAO wie ENSO Zirkulationsanomalien umfasst, ist das Signalmuster im Luftdruckfeld erwartungsgemäß gut interpretierbar, da die Wirkung sehr direkt ist. In 9.30a ist ein Jahr mit hohem NAOI wiedergegeben. Dementsprechend finden sich im Bereich des Azorenhochs positive, und im Bereich des Islandtiefs negative Luftdruckanomalien. In Abb. 9.30b, die ein Jahr mit negativem NAOI zeigt, bilden sich die Anomalien dementsprechend mit umgekehrtem Vorzeichen ab. Interessanterweise existieren auch Signale im Bereich des Westpazifiks. Hierfür könnten sich Telekonnektionen im Regime der planetaren Rossbywellen verantwortlich zeichnen. Auffällig sind Signale auf der SH, die entweder statistische Artefakte sind oder durch Zirkulationsanomalien verursacht wurden, die mit der NAO korrespondieren, was jedoch aufgrund der Schwäche interhemisphärischer Kopplungen unsicher erscheint.

Bleiben noch die solaren Signale, die in Abb. 9.31 (solarer Einfluß nach Lean) und in Abb. 9.32 (solarer Einfluß durch Sonnenflecken-Relativzahlen) wiedergegeben sind. Den Jahren 1913 und 1959 sind negative bzw. positive Solarkonstanten-Anomalien respektive niedrige bzw. hohe Sonnenflecken-Relativzahlen zugeordnet. Wie bei der Temperatur (vgl. mit Abb. 9.20 und Abb. 9.21) findet man beim Lean-Einfluß größere Amplituden. Des weiteren ist auch die räumliche Abdeckung der Signale beim Lean-Einfluß deutlich ausgeprägter als bei den Sonnenflecken-Relativzahlen, wo man Signale hauptsächlich in den höheren Breiten vor allem der NH vorfindet. Auffällig ist das Signalmuster im Bereich des Nordatlantiks, das beim Lean-Einfluß eine verstärkte Zonalität bei niedriger Solarkonstanten und umgekehrt suggeriert. Widersprüchlicherweise zeigen sich bei den Sonnenflecken-Relativzahl-Signalen

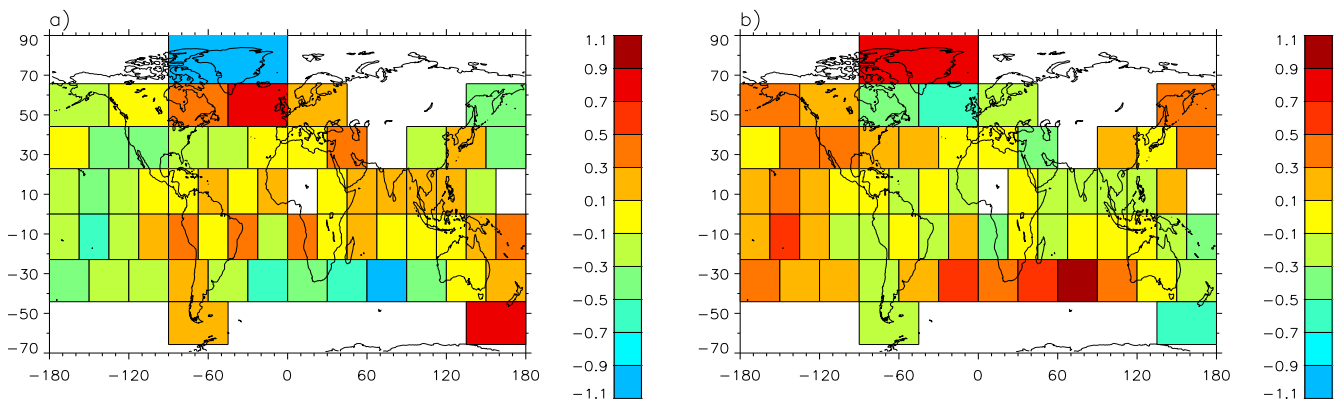


Abbildung 9.31: Solares Signal (Einfluß: Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean) in hPa des Jahresmittels des Luftdruckfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1959 (b).

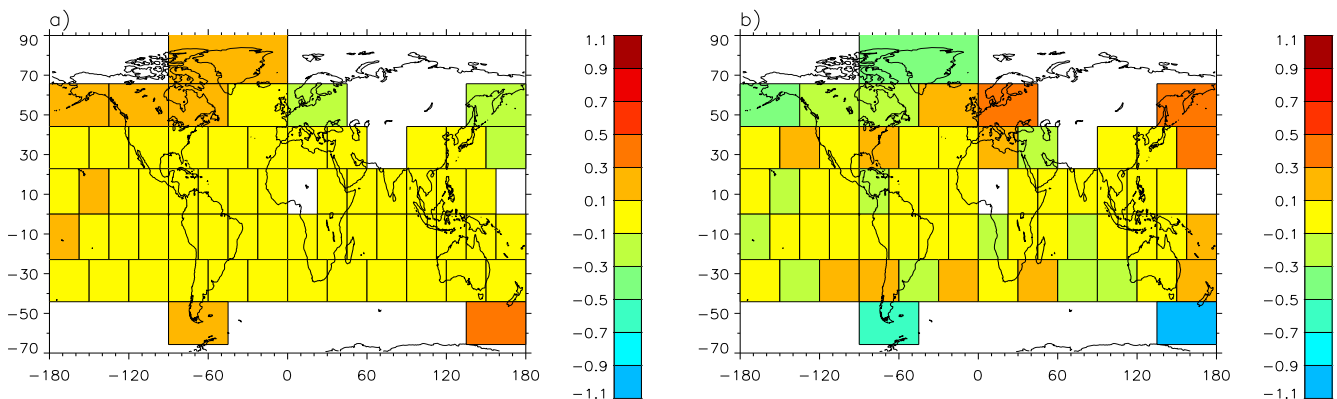


Abbildung 9.32: Solares Signal (Einfluß: Sonnenflecken-Relativzahlen) in hPa des Jahresmittels des Luftdruckfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1959 (b).

umgekehrte Verhältnisse abgeschwächter Amplitude. Da jedoch ein solarer Einfluß auf das Druckfeld wahrscheinlich sehr kompliziert ist, soll hier davon abgesehen werden, Interpretationen zu „erzwingen“. Hierfür müssten gezielte Studien durchgeführt werden, die jedoch nicht Thema dieses Projektes sind.

Detektion

In Abb. 9.33 sind die mit Hilfe von Gleichung 8.20 berechneten Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten eines anthropogenen Klimawandels im Luftdruckfeld dargestellt. Am Ende des Analysezeitraumes, 1992 (Abb. 9.33a), wird in 15 von insgesamt 62 Gebietsmitteln das 90%-, in 8 das 95%- und in 4 das 99%-Niveau überschritten. Das ist deutlich weniger als bei der Temperatur (s. Abb.9.22a), darf aber nicht darüber hinwegtäuschen, daß der

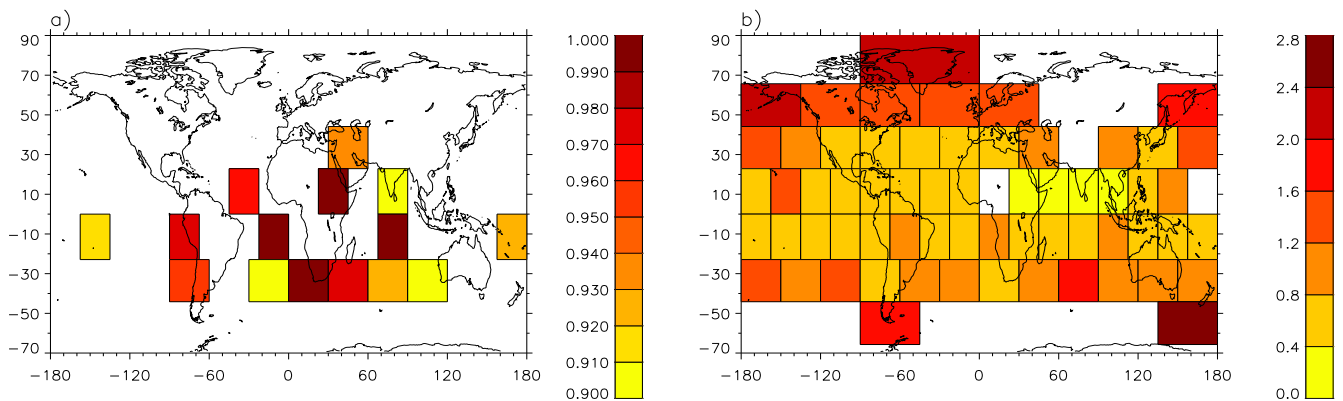


Abbildung 9.33: Prozentuale Wahrscheinlichkeit p für das Auftreten eines Klimawandels im Luftdruckfeld aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes (ab $p \geq 90\%$) für das Jahr 1992 (a), und Standardabweichung der Rauschkomponente in hPa (b).

anthropogene Einfluß auch im globalen Luftdruckfeld detektierbar ist (s. Anhang A). Das erste Überschreiten des 90%-Niveaus findet im Jahr 1971 statt. Da, wie bereits erwähnt, der anthropogene Einfluß auf das Druckfeld indirekter als auf das Temperaturfeld ist, verwundert es nicht, daß er nicht so deutlich detektierbar ist. Die Regionen, in denen die Wahrscheinlichkeit 1992 über 90% gestiegen ist, befinden sich ähnlich wie bei der Temperatur (s. Abb. 9.22a) hauptsächlich über den Ozeangebieten der Südhemisphäre, wo das natürliche Klimarauschen erwartungsgemäß gering und somit das Signal-Rauschverhältnis groß ist, was ein Blick auf Abb. 9.33b bestätigt. Dieses Ergebnis unterstreicht die Tatsache, daß die Temperatur gegenüber dem Luftdruck das geeignetere Klimatelement zur Detektion anthropogener Einflüsse ist.

9.4 Europa - Gitterpunktdatensätze

In diesem Abschnitt werden nun die Ergebnisse der Analysen auf der europäischen Skala diskutiert. Es wurden, wie auf der globalen Skala, die Klimaelemente Lufttemperatur in Bodennähe und auf Meeresniveau reduzierter Luftdruck untersucht, welche in den ersten beiden Unterabschnitten behandelt werden. Zusätzlich wurden monatliche und jährliche Niederschlagssummen analysiert. Diese Ergebnisse werden im dritten Unterabschnitt vorgestellt.

9.4.1 Temperatur

Der verwendete Gitterpunktdatensatz [28] umfasst für den analysierten Zeitraum von 1899 bis 1998 52 Gitterpunkte auf einem $5^\circ * 5^\circ$ -Gitter, mit Fehlstellen hauptsächlich über Meeresgebieten, was auch der Abb. 3.1 zu entnehmen ist. Die im vorherigen Abschnitt verwendete Gliederung soll auch hier und in den folgenden Abschnitten beibehalten werden, d.h. es werden zuerst die Hauptkomponenten, danach die Signale und zum Schluß die Ergebnisse der Detektion diskutiert.

Hauptkomponenten

In Abb. 9.34 sind die Eigenwertspektren des Temperatur-Gitterpunktdatensatzes dargestellt (vgl. auch Abb. 9.12). Im oberen Teilbild sieht man das Spektrum des Jahresmittels, im unteren die ersten fünf Eigenwerte des Jahresmittels und ausgewählter Monatsmittel im Vergleich. Der erste Eigenwert des Jahresmittels ist mit ca. 47% gegenüber den folgenden deutlich erhöht (2. Eigenwert: 13.7%). Dies deutet auf eine dominante Struktur klimatologischer Bedeutung in diesem Datensatz hin. Eine ähnliche Verteilung findet man auch in den Monatsmitteln vor (s. Abb. 9.34 unten), jedoch sind die ersten Eigenwerte etwas kleiner, was wiederum, wie bereits auf der globalen Skala, auf den höheren Rauschanteil zurückzuführen ist, der durch Mittelung verringert wird. Wie auch auf der globalen Skala (vgl. mit Abb. 9.12) ist der erste Eigenwert des Januarmittels (bzw. des Wintermittels auf der globalen Skala) größer als die ersten Eigenwerte der Monatsmittel aus den anderen Jahreszeiten. Die Ursache liegt im Jahresgang der atmosphärischen Zirkulation, die im Winter besonders auch in der nordatlantisch-europäischen Region strukturierter als in den anderen Jahreszeiten ist. Diese Interpretation wird durch die „Entlarvung“ der oben erwähnten dominanten Struktur im Rahmen der sukzessiven Regression noch unterstützt.

In Abb. 9.35 sind die ersten drei PC des Jahresmittels des europäischen Temperatur-Datensatzes aufgetragen. Man erkennt schon durch Hinschauen, daß die erste PC die stärkste Variabilität aufweist. Des weiteren ist in der ersten PC auch ein positiver Trend zu erkennen, der in den anderen beiden, zumindest mit bloßem Auge, nicht wahrnehmbar ist. Weitere Information erhält man aus der Reihenfolge der in diesen PC selektierten Regressoren und aus den räumlichen Hauptmustern.

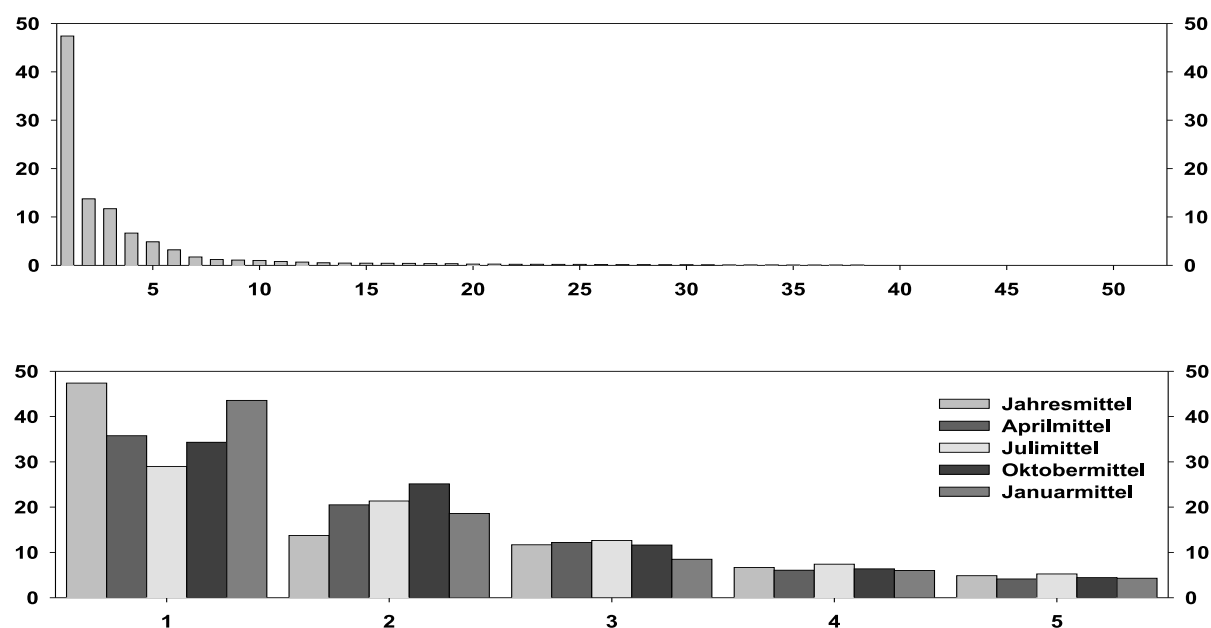


Abbildung 9.34: Eigenwertspektren des Temperatur-Datensatzes 52 europäischer Gitterpunkte 1899-1998. Oben: Jahresmittel, unten: Jahresmittel und ausgewählte Monatsmittel (bezogen auf NH) im Vergleich (nur die ersten 5 Eigenwerte). Abszisse: Nummer des Eigenwertes, Ordinate: Prozentuale Teilvarianz.

Tabelle 9.10: Selektierte Regressoren der ersten drei PC des Jahresmittelfeldes der europäischen Temperatur. Die Nummerierung der Regressoren (Reg.) bezeichnet die durch sukzessive Regression ermittelte Reihenfolge. Die Abkürzungen der Regressoren sind entsprechend Tab. 9.3, „SOL“ bezeichnet den solaren Einfluß nach Lean, „SRZ“ den solaren Einfluß durch Sonnenflecken-Relativzahlen.

PC Nr.	mit Lean			ohne Lean		
	1	2	3	1	2	3
Teilvarianz in [%]	47.0	13.7	11.7	47.0	13.7	11.7
1. Reg.	NAO	-	SOL	NAO	-	NAO
2. Reg.	GHG	-	NAO	GHG	-	VUL2-2
3. Reg.	-	-	VUL1	-	-	VUL1
4. Reg.	-	-	-	-	-	SRZ

In Tab. 9.10 sind die, im Rahmen der sukzessiven Regression, signifikant korrelierten Regressoren in der Reihenfolge ihrer Selektion aufgelistet. Da mit den ersten drei PC keine Sulfat-Einflußzeitreihe signifikant korreliert ist, wurde hier zwischen zugelassenem solarem Einfluß nach Lean und der Sonnenflecken-Relativzahl unterschieden. Der mit Abstand

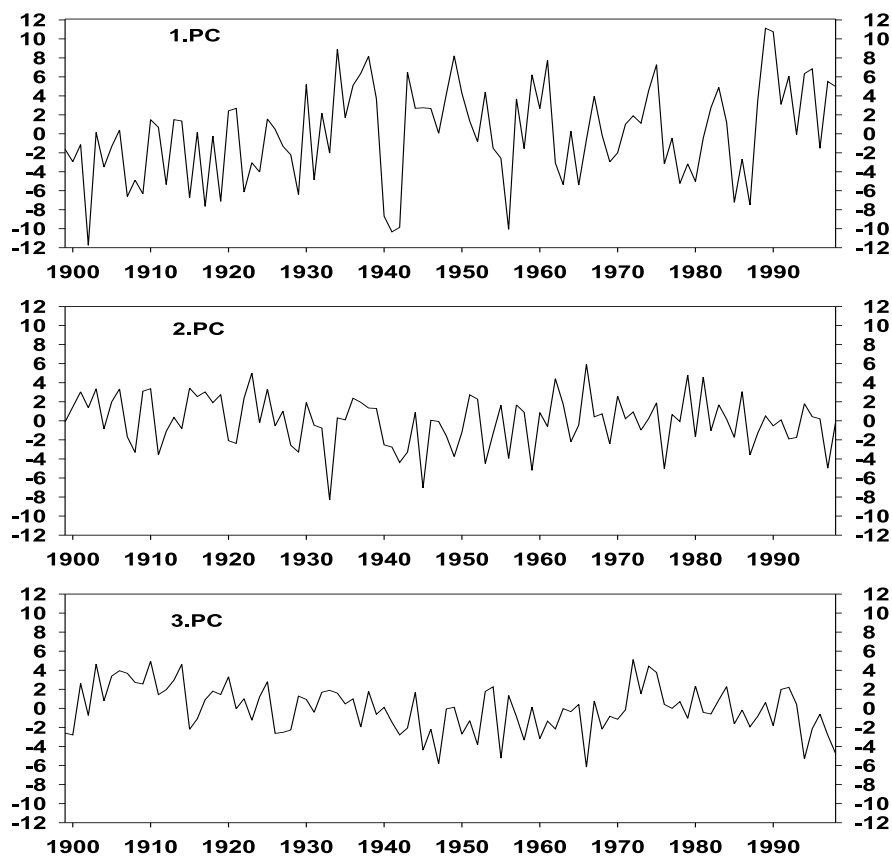


Abbildung 9.35: Erste bis dritte PC des europäischen Temperatur-Feldes, Jahresmittel. Abszisse: Jahr, Ordinate: EOF-transformierte, normierte Temperatur-Anomalien.

wichtigste Regressor ist der NAO-Index, der als erstes in der 1. PC selektiert wird, die wiederum fast die Hälfte der Varianz des gesamten Datenfeldes beschreibt. Als 2. Regressor der 1. PC wird der GHG-Einfluß selektiert, was im Hinblick auf die Detektion des anthropogenen Treibhaussignals auf der europäischen Skala von Interesse ist. In diesem Zusammenhang bietet sich ein Blick auf Abb. 9.36a an, in der die 1. EOF des europäischen Temperaturfeldes visualisiert ist. Man erkennt fast nur positive Werte der Komponenten der Eigenvektoren, bis auf die beiden Gitterpunkte im Raum Kleinasien ganz unten rechts in Abb. 9.36a. Weiterhin ist ein Südwest-Nordost-Gradient sichtbar, der somit die Verteilung der Stärke des Einflusses der NAO und der GHG bezüglich der 1. PC charakterisiert. Interessanterweise ist mit der 2. PC kein einziger der 28 angebotenen Einfluß-Zeitreihen signifikant korreliert, was auch aufgrund der ausgeprägten Struktur der 2. EOF (s. Abb. 9.36b) verwundert. Falls zugelassen, ist der solare Einfluß nach Lean der dominierende in der 3. PC gefolgt von der NAO und dem Vulkanismus. Wird anstelle der Lean-Reihen die

Sonnenflecken-Relativzahl angeboten, so ist nun die NAO in der 3. PC dominant (s. Tab. 9.10), was zusätzlich deren Bedeutung für das europäische Temperaturfeld unterstreicht. Neben dem Vulkanismus findet sich der solare Einfluß (SRZ) auch noch in der 3. PC. Die gute Korrelation der NAO mit der 3. PC passt auch gut zu der 3. EOF (s. Abb. 9.36c), die ja die Gewichtung der 3. PC in den unterschiedlichen Gitterpunkten widerspiegelt. Ähnlich der 1. EOF aus Abb. 9.36a findet man auch in der 3. EOF einen Südwest-Nordost-Gradienten, der dort jedoch steiler ist. Auffällig ist, daß auf der europäischen Skala im Temperaturfeld deutlich weniger Regressoren in den ersten drei PC selektiert werden als auf der globalen Skala, was ein Vergleich mit Tab. 9.4 zeigt. Das könnte seine Ursache in der ausgeprägten Dominanz der NAO im europäischen Temperaturfeld haben.

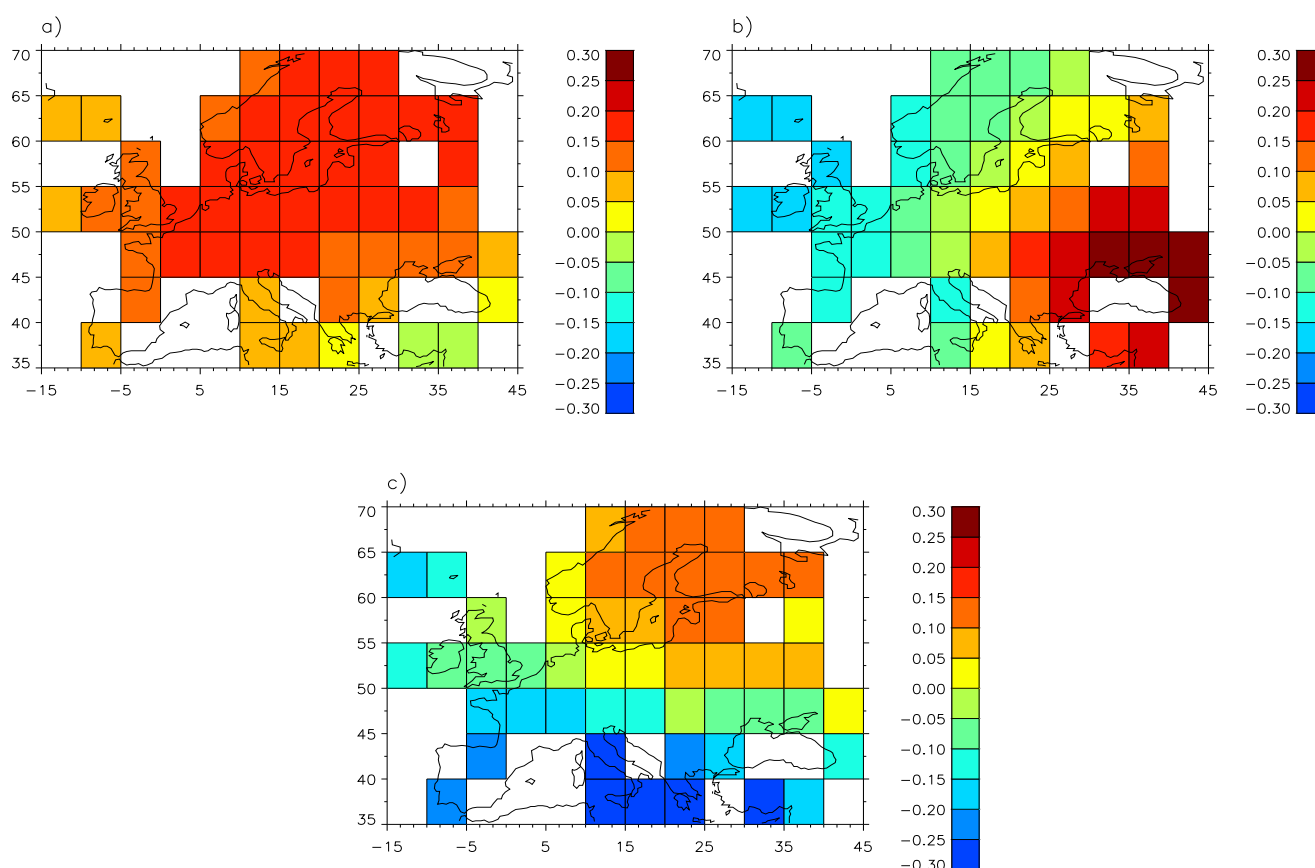


Abbildung 9.36: Die erste (a), zweite (b) und dritte EOF (c) des europäischen Temperatur-Feldes, Jahresmittel. Skala rechts bezeichnet die Komponenten der Eigenvektoren, deren Gesamtlänge auf 1 normiert ist.

Tabelle 9.11: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und Teilvarianzen der Einzelsignale (abgeleitet aus sukzessiver Regression) am Jahresmittel der Temperatur europäischer Gitterpunkte 1899-1998. Kein Eintrag bedeutet, daß der Einfluß in dieser Analyse nicht zugelassen war. Struktur: strukturierte Komponente des Residuums, Rauschen: unstrukturierte Komponente des Residuums.

Einfluß	Erklärte Varianz in [%]			
	21.3	21.2	21.1	20.6
Gesamt	21.3	21.2	21.1	20.6
GHG	7.6	7.9	7.6	8.1
ENSO	0.1	0.1	0.1	0.1
Vulkanismus	0.8	1.5	1.5	1.9
Sulfat	1.5	-	2.0	-
Solar (SRZ)	-	-	0.5	0.5
Solar (Lean)	2.1	2.4	-	-
NAO	8.9	8.8	9.0	9.6
Struktur	10.5	10.7	10.6	11.1
Rauschen	68.2	68.1	68.3	68.3

Signale

Die erklärten Varianzen der Gesamtsignale auf der europäischen Skala sind mit ca. 21% deutlich geringer als auf der globalen Skala mit ca. 33-39%, was aus einem Vergleich von Tab. 9.11 mit Tab. 9.5 hervorgeht. Der Grund hierfür ist wahrscheinlich wiederum in der räumlichen Differenzierung zu suchen, die mit einer Erhöhung der Rauschkomponente verbunden ist. Zusätzlich befindet man sich in Europa auf einer kleineren räumlichen Skala, auf der eventuell andere Einflüsse unterschiedlich viel Varianz zum Gesamtsignal beitragen als auf der globalen Skala. Die aus der sukzessiven Regression abgeleiteten Teilvarianzen der einzelnen Einflüsse sind auf den beiden räumlichen Skalen ebenfalls unterschiedlich verteilt. Sind die GHG auf der globalen Skala mit Abstand der wichtigste Einfluß, so teilt sie sich diese Rolle auf der europäischen Skala mit der NAO, die sogar mit 8.9% gegenüber 7.6% bei den GHG (s. Tab. 9.11) noch etwas stärker vertreten ist. Variiert man die angebotenen Regressoren, so ändert sich dieses Bild kaum, was den unterschiedlichen Spalten in Tab. 9.11 zu entnehmen ist. Die anderen Einflüsse spielen demgegenüber eine untergeordnete Rolle. Vor allem das ENSO-Signal, das zwar mit 0.1% Teilvarianz signifikant ist, kann für den europäischen Raum getrost vernachlässigt werden. Bei den beiden alternativen solaren Einflüssen erklärt der Lean-Einfluß 4- bis 5-mal mehr Teilvarianz als die Sonnenflecken-Relativzahlen, was somit zu den Verhältnissen auf der globalen Skala vergleichbar ist. Der Vulkanismus und das Sulfat sind mit ca. 1% bis 2% Teilvarianz schwächer vertreten als auf der globalen Skala (vgl. auch Tab. 9.5).

Die Verteilung der erklärten Varianzen in den Monatsmitteln im Vergleich zum Jahresmittel sind sehr aufschlußreich bezüglich des Jahresgangs der unterschiedlichen Einflüsse. Bei

Tabelle 9.12: Prozentuale erklärte Varianzen in des Gesamt- und der Einzelsignale am europäischen Temperaturfeld 1899-1998 im Jahresmittel und in den Monatsmitteln (bezogen auf NH). Abkürzungen: GES: Gesamt, SUL: Sulfat, VUL: Vulkanismus, SOL: solarer Einfluß nach Lean, JM: Jahresmittel.

	GES	GHG	NAO	ENSO	SUL	VUL	SOL
JM	21.3	7.6	8.9	0.1	1.5	0.8	2.1
JAN	24.4	1.2	20.0	0.3	0.8	1.6	0.5
FEB	28.3	0.3	25.3	0.1	0.1	0.8	1.7
MAR	28.6	1.3	21.7	1.4	1.2	0.2	1.8
APR	10.3	1.0	3.1	0.3	1.0	1.9	2.9
MAI	12.0	2.0	1.6	2.1	0.7	3.1	2.3
JUN	7.0	0.5	0.6	1.3	1.0	1.0	2.4
JUL	6.4	0.2	1.2	0.7	0.3	2.9	1.1
AUG	4.5	0.0	1.0	0.3	0.6	0.7	1.9
SEP	12.2	0.1	6.5	0.2	0.6	1.7	3.1
OKT	13.4	0.0	8.1	1.1	0.6	2.1	1.5
NOV	16.4	1.5	8.1	0.3	2.0	3.5	0.8
DEZ	13.8	0.6	8.5	1.4	0.3	1.2	1.7

einem Blick auf Tab. 9.12 fällt das unterschiedliche Verhalten der im Jahresmittel dominanten Einflüsse NAO und GHG in den Monatsmitteln auf. Während die erklärten Varianzen der NAO einen ausgeprägten Jahresgang mit Maxima von Januar bis März und sehr niedrigen Werten von April bis August aufweisen, zeichnen sich die GHG durch insgesamt deutlich niedrigere Teilvarianzen in den Monatsmitteln gegenüber dem Jahresmittel aus, ohne daß dabei ein Jahresgang erkennbar wäre. Da die NAO die Zirkulationsverhältnisse im nordatlantisch-westeuropäischen Raum beschreibt, welche ihrerseits einen ausgeprägten Jahresgang aufweisen, ist die Schwankung der erklärten Varianzen der NAO in den Monatsmitteln erwartungsgemäß. Verstärkt wird dieser Sachverhalt durch die Verwendung des NAOI nach Jones [22], in dem die Station Gibraltar als repräsentativen Ort zur Beschreibung des Azorenhochs benutzt wird. Da, wie bereits in Kapitel 7 diskutiert, das Azorenhoch im Sommer weiter im Westen liegt, beschreibt dann der Jones-Index die NAO nicht so gut wie im Winter, was die Korrelation zusätzlich abschwächt. Dieses Manko wurde jedoch in Kauf genommen, da das Jahresmittel der besseren NAOI-Reihe nach Hurrell [21] nicht wie gewünscht bis 1998 aktualisiert vorlag, und der NAO-Einfluß im Winter, was hierfür die wichtigste Jahreszeit ist, durch die Jones-Reihe gut repräsentiert wird [49].

Die niedrigen Teilvarianzen der GHG in den Monatsmitteln erklären sich durch das offensichtliche Fehlen eines ausgeprägten Jahresgangs dieses Einflusses, wodurch der oft zitierte Effekt der Abschwächung zufälliger Schwankungen durch Mittelung in den Vordergrund tritt.

Die Teilvarianzen der Monatsmittelwerte der anderen Einflußgrößen unterscheiden sich in

ihrer Magnitude nicht so markant vom Jahresmittelwert und zeigen auch keinen solchen deutlichen Jahresgang wie im Fall der NAO. Einzige Ausnahme ist vielleicht der solare Einfluß nach Lean, der in den Monaten der Übergangszeiten (April, Mai, Juni sowie September) tendenziell höhere Teilvarianzen aufweist. Möglicherweise besteht in diesen Jahreszeiten eine erhöhte Sensitivität des Klimasystems (im europäischen Raum) für solare Anomalien.

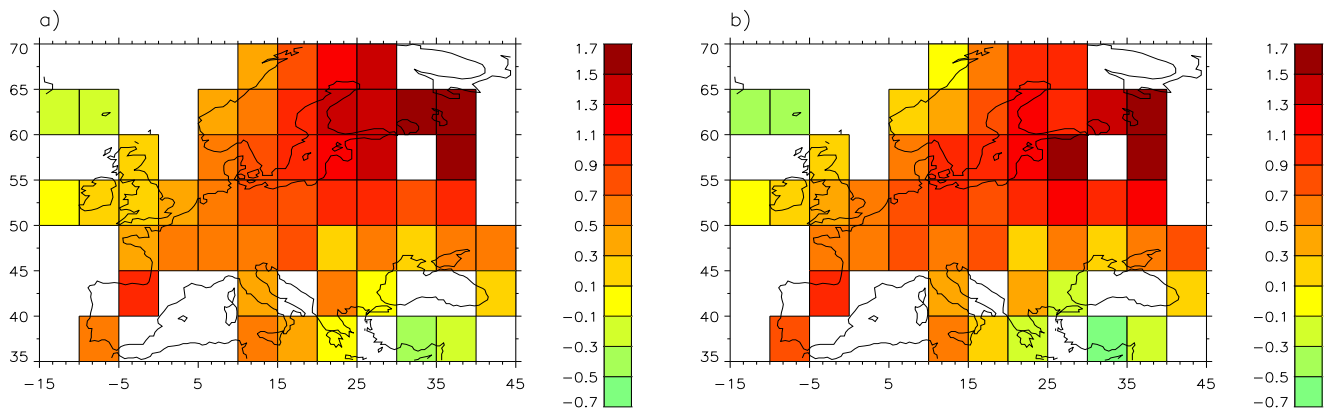


Abbildung 9.37: GHG-Signal in K des Jahresmittels des europäischen Temperaturfeldes für das Jahr 1998 (Nullniveau ist 1899), mit zugelasenem Sulfat-Einfluß (a) und ohne (b).

Das GHG-Signal des Jahresmittels des europäischen Temperaturfeldes ist in Abb. 9.37 wiedergegeben. Wie aufgrund der Eigenschaften der Hauptmuster zu erwarten (s. Abb. 9.36a) zeigt sich ein Südwest-Nordost-Gradient mit maximalen Amplituden von bis zu 1.7 K im äußersten Nordosten des Analysebereichs. Zudem ergibt sich eine Abkühlung von bis zu maximal 0.7 K im isländischen Raum und im östlichen Mittelmeer und Kleinasien. Dieses Bild passt sich sehr gut in die GHG-Signalverteilung auf der globalen Skala ein, wie ein Vergleich mit Abb. 9.15 zeigt. Sogar die Modifikation des Signalfeldes durch Ausschluss des Sulfat-Einflusses ist mit der globalen Skala vergleichbar: In Abb. 9.37b zeigen sich im Vergleich zu Abb. 9.37a stärkere Abkühlungen. Dies findet man auch auf der globalen Skala im nordatlantischen-grönländischen Raum (vgl. Abb. 9.15a mit Abb. 9.15b).

Das Sulfat-Signal des Jahresmittels für das Jahr 1970 (s. Abb. 9.38a, Zeitraum maximaler Emissionsraten) zeigt fast im gesamten europäischen Raum großflächige Abkühlungen von bis zu ca. 0.3 K, was im Gegensatz zu den Ergebnissen auf der globalen Skala (vgl. mit Abb. 9.16a) plausibel erscheint. Vielleicht wird der Sulfat-Einfluß durch die verwendeten zeitlichen Hauptstrukturen der Emissionsraten auf dieser kleineren Skala besser erfasst, zumal es sich hier auch um eine industrialisierte Region handelt. Allerdings stören in diesem Zusammenhang die lokalen Erwärmungen um bis zu ca. 0.5 K in der Schwarzmeer-Region. In Abb. 9.38b zeigt sich für das Jahr 1998 ein abgeschwächtes Signalfeld, in dem sich Erwärmungs- und Abkühlungsgebiete in etwa die Waage halten, in ihrer geographischen Lage jedoch gegenüber Abb. 9.38a verändert sind.

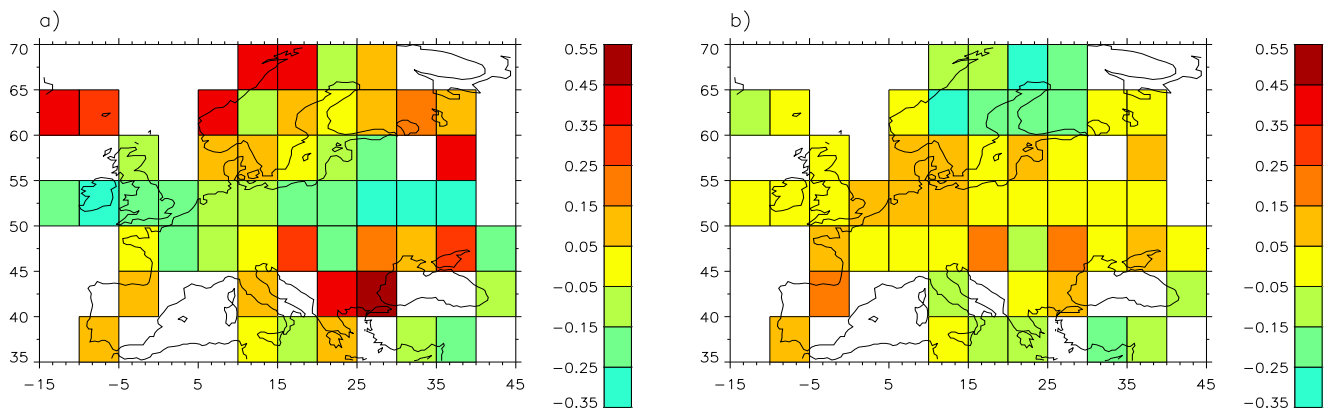


Abbildung 9.38: Sulfat-Signal in K des Jahresmittels des europäischen Temperaturfeldes für die Jahre 1970 (a) und 1998 (b), Nullniveau ist 1899.

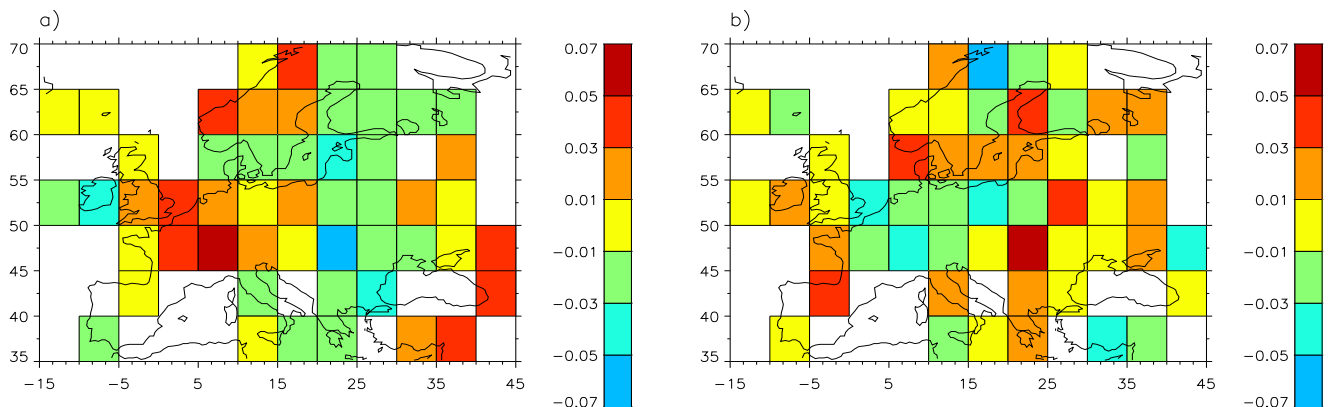


Abbildung 9.39: ENSO-Signal in K des Jahresmittels des europäischen Temperaturfeldes für die Jahre 1983 (a) und 1917 (b).

Die Diskussion der natürlichen Signale beginnt mit ENSO, was strukturell begründet ist, denn seine Wirkung auf das europäische Temperaturfeld ist, wie bereits erwähnt, verschwindend. In Abb. 9.39 sind die Signalfelder für die Jahre 1983 (a) und 1917 (b) zu sehen. Es soll hier nicht auf die Struktur der Signale eingegangen werden, denn ein Blick auf die Amplituden von maximal $\pm 0,07$ K läßt deutlich werden, daß dieser Einfluß in Europa nur eine sehr untergeordnete Rolle spielt. Somit wird die Abb. 9.39 lediglich der Vollständigkeit halber gezeigt.

Das Vulkanismus-Signal dagegen ist sehr strukturiert, was in Abb. 9.40 am Beispiel der Folgejahre des Pinatubo-Ausbruchs von 1991 veranschaulicht ist. Dies verwundert nicht, wenn man bedenkt, daß Vulkanismus-Einflußreihen mit der 3. PC des Temperaturfeldes korreliert sind (s. Tab. 9.10), und die Gewichtung dieser PC anhand der 3. EOF in Abb. 9.36c

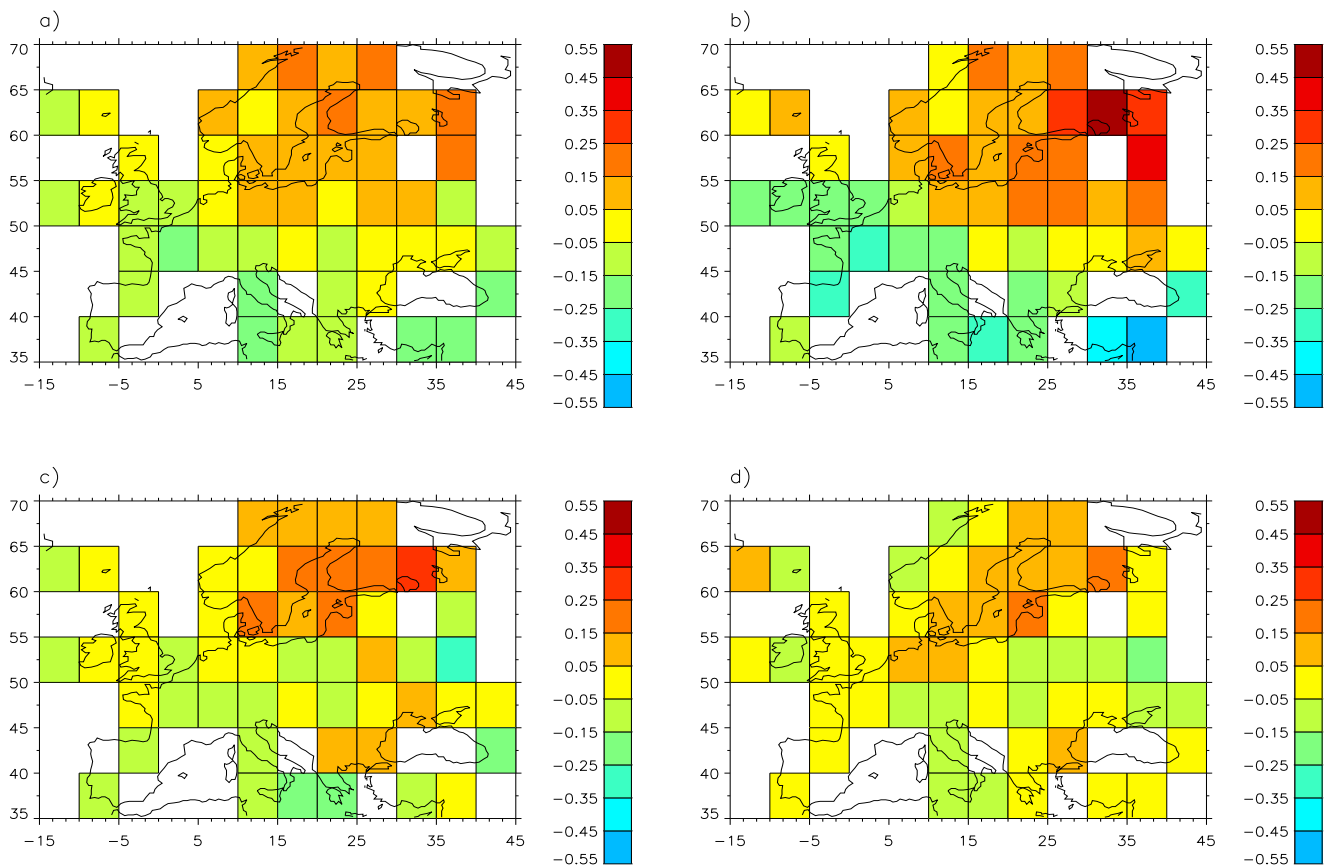


Abbildung 9.40: Vulkanismus-Signal in K des Jahresmittels des europäischen Temperaturfeldes für die Jahre 1991 (a), 1992 (b), 1993 (c) und 1994 (d). Nullniveau ist 1940.

betrachtet. Die Struktur, des Vulkanismus-Signals, die sich nach dem Pinatubo-Ausbruch etabliert (a), im ersten Folgejahr ihre größte Amplitude erreicht (b) und dann langsam wieder abklingt (c und d), ist durch großräumige Erwärmungen in Nordost- und großräumige Abkühlungen in Südwesteuropa charakterisiert. Dies läßt zuerst an durch die Abkühlung verursachte Zirkulationsanomalien denken. Eine verstärkte Zonalität im Bereich des Nordatlantiks verbunden mit vermehrter Advektion maritimer Luftmassen nach Europa könnte ein solches Muster verursachen. Da aber eine Abkühlung eher zu einer Abschwächung der Zonalität führen sollte, scheint der Zusammenhang etwas komplizierter zu sein. Weitere Untersuchungen könnten hier Klärung bringen.

Nun zum markantesten Einfluß auf das europäische Temperaturfeld: NAO. In Abb. 9.41 sind die Signale für die Jahre 1941 (a) und 1993 (b) dargestellt. Die Signalfelder sind erwartungsgemäß; denn: hoher NAOI \rightarrow hoher meridionaler Druckgradient \rightarrow starke Zonalität, verbunden mit vermehrter Advektion milder maritimer Luftmassen nach Europa (vor allem im Winter \rightarrow Nordeuropa) \rightarrow positive Temperaturanomalie; bei negativem NAOI entsprechend umgekehrt. Überraschend, und aus den globalen Analysen nicht hervorgehend (vgl.

Abb.9.19), sind die hohen Amplituden von ± 5.5 K.

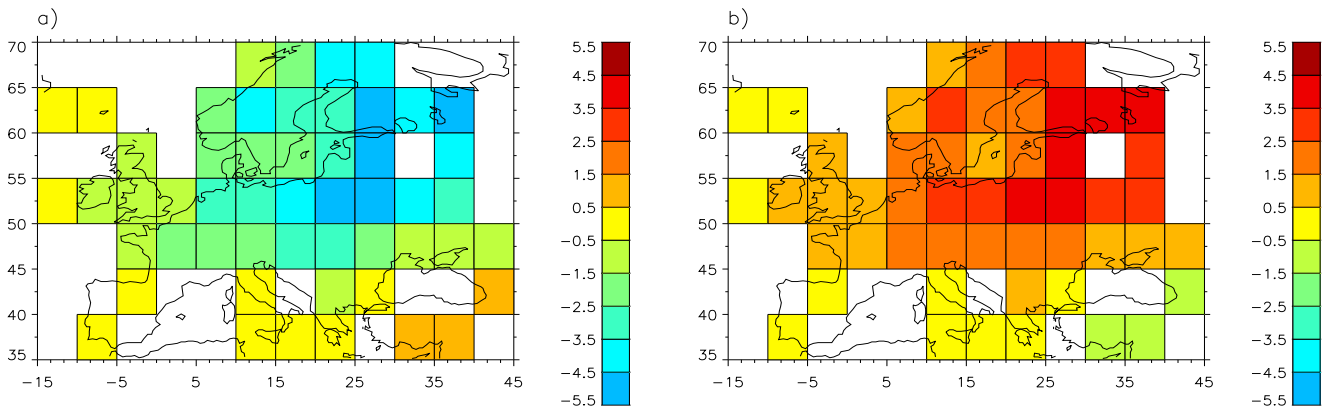


Abbildung 9.41: NAO-Signal in K des Januarmittels (bezogen auf die NH) des europäischen Temperaturfeldes für die Jahre 1941 (a) und 1993 (b).

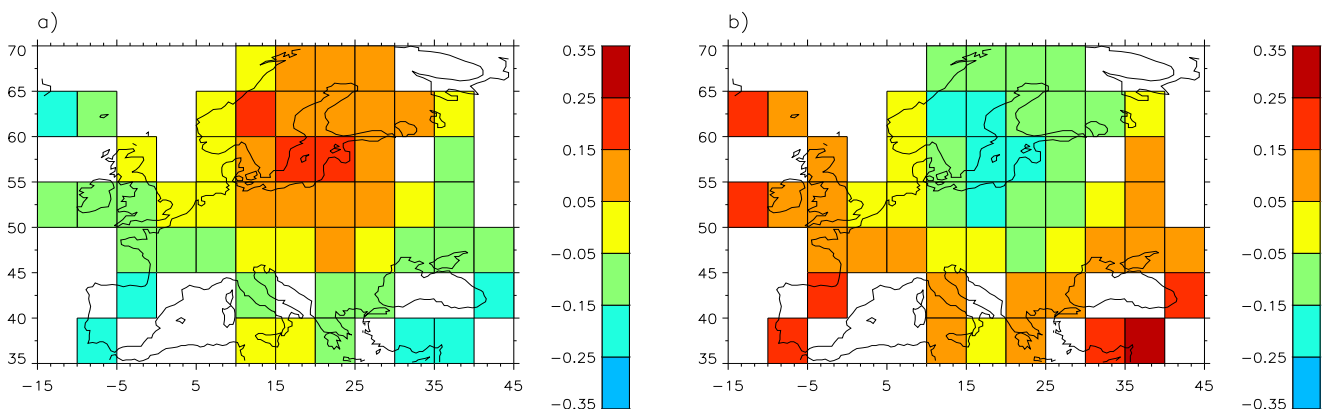


Abbildung 9.42: Solares Signal (Einfluß: Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean) in K des Jahresmittels des europäischen Temperaturfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1981 (b).

Da bei den solaren Signalen wiederum (wie beim Vulkanismus) Korrelationen mit der 3. PC vorliegen, ergeben sich ähnliche Signalmuster (vgl. Abb. 9.42 und Abb. 9.43 mit Abb. 9.40). Wie auf der globalen Skala, ist die Amplitude des Lean-Einfluß ca. um den Faktor 2 größer als die des SRZ-Einfluß (vgl. mit Abb. 9.20 und Abb. 9.21). Interessant ist, daß sich bei negativer Solarkonstanten-Anomalie (s. Abb. 9.42a) bzw. kleiner Sonnenflecken-Relativzahl (s. Abb. 9.43a) eine positive Temperaturanomalie in Nordosteuropa ausbildet. Wenn dies mit einer Abkühlung im hemisphärischen Mittel einhergeht, könnte hier der gleiche Mechanismus wie beim Vulkanismus wirken. Dieser Sachverhalt muß jedoch wiederum an anderer Stelle geklärt werden.

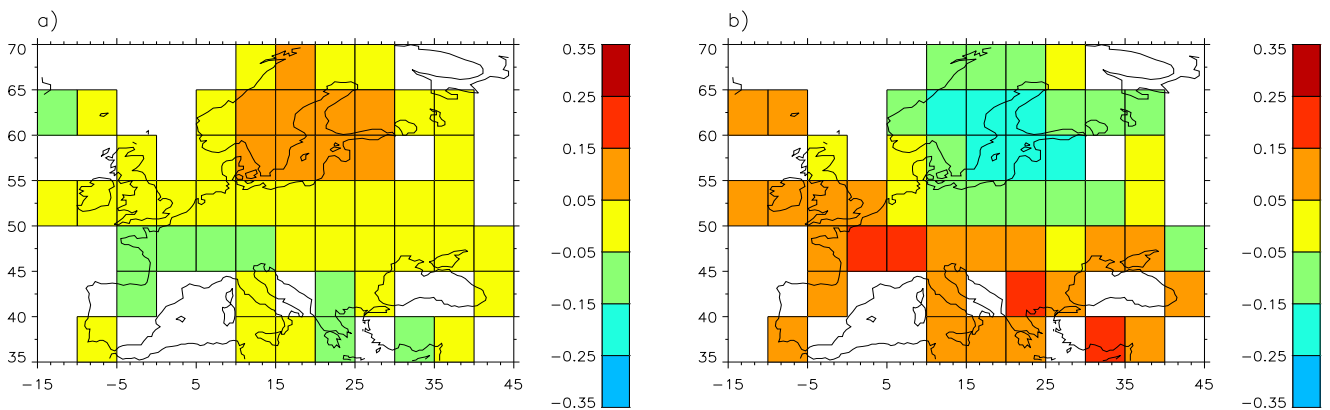


Abbildung 9.43: Solares Signal (Einfluß: Sonnenflecken-Relativzahlen) in K des Jahresmittels des europäischen Temperaturfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1957 (b).

Detektion

Die Detektion wurde mit dem GHG-Signalfeld durchgeführt, bei dem der Sulfat-Einfluß zugelassen ist, da auf der europäischen Skala im Temperaturfeld anscheinend keine Konkurrenz zwischen dem Sulfat- und dem GHG-Einfluß besteht und das Sulfat-Signalfeld (s. Abb. 9.38) „vertrauenswürdig“ aussieht.

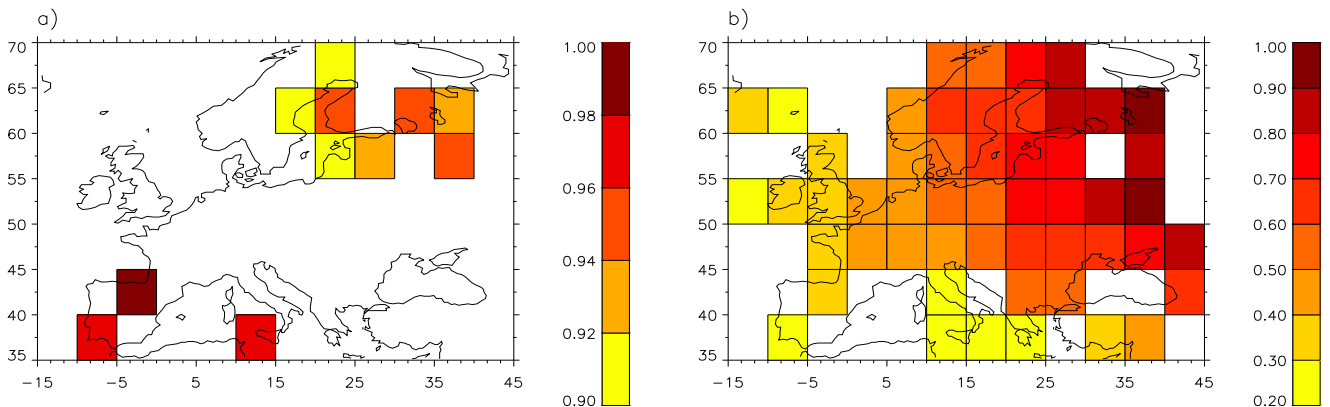


Abbildung 9.44: Prozentuale Wahrscheinlichkeit p für das Auftreten eines Klimawandels im europäischen Temperaturfeld aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes (ab $p \geq 90\%$) für das Jahr 1998 (a), und Standardabweichung der Rauschkomponente in K (b). Den Berechnungen liegt das GHG-Signalfeld mit Berücksichtigung des Sulfat-Einflusses zugrunde.

Man erkennt in Abb. 9.44b, daß die Verteilung der Standardabweichung der Rauschkomponente einen ähnlichen Gradienten wie das GHG-Signal in Abb. 9.37a hat. Da jedoch in die Berechnung der Signifikanz für einen Klimawandel das Verhältnis dieser beiden Felder

eingeht (\rightarrow Signal-zu-Rausch-Verhältnis), kann sich für die Verteilung dieser Signifikanz ein völlig anderes Bild ergeben, was auch der Fall ist und in Abb. 9.44a zum Ausdruck kommt. Die Detektion fällt zwar auf der europäischen Skala etwas schwerer als auf der globalen (vgl. mit Abb. 9.22), gelingt aber dennoch in 11 von 52 Gitterpunkten für das 90%-Niveau und in 4 für das 95%-Niveau, was überzufällig oft ist (s. Anhang A). Die Verteilung der Wahrscheinlichkeiten in Abb. 9.44a spiegelt günstige Signal-Rauschverhältnisse wieder (vgl. Abb. 9.37b und 9.44b).

9.4.2 Luftdruck

Der verwendete Datensatz umfasst, wie in Kapitel 7 beschrieben, Jahres- und Monatsmittel des auf Meeresniveau reduzierten Luftdrucks von 1896 bis 1995 an 44 Gitterpunkten einer Maschenweite von $5^\circ \times 10^\circ$, die den europäischen Raum gut abdecken (s. Abb. 3.2). Die Gliederung dieses Abschnitts ist mit denen der vorangegangenen Ergebnis-Abschnitte identisch.

Hauptkomponenten

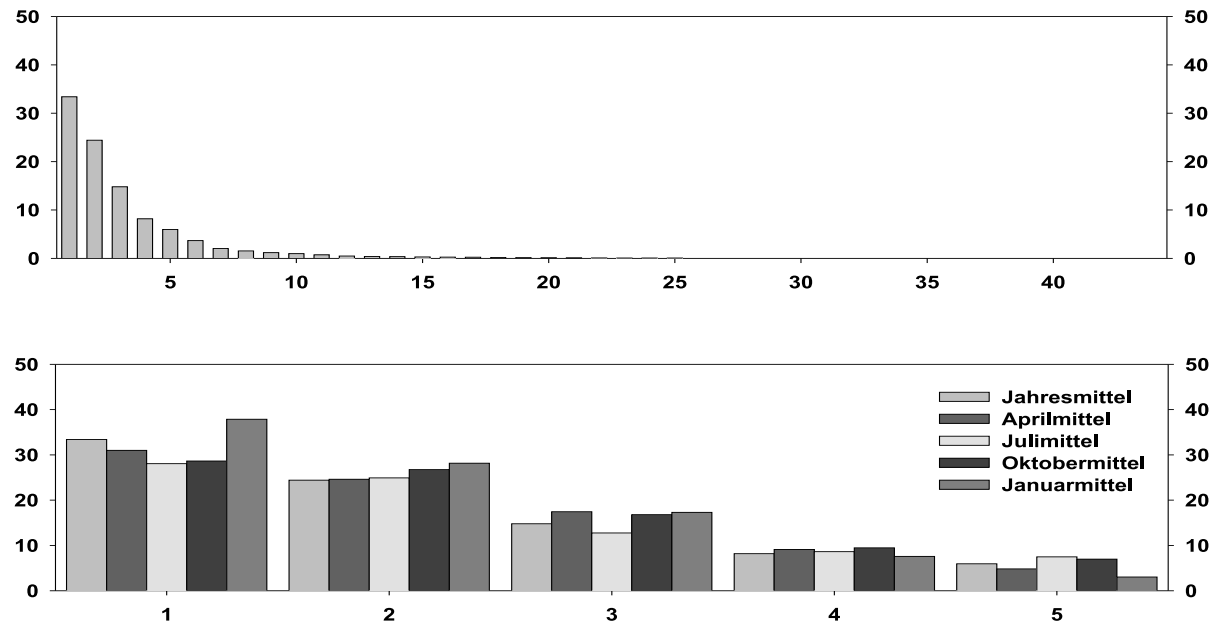


Abbildung 9.45: Eigenwertspektren des Luftdruck-Datensatzes 44 europäischer Gitterpunkte 1896-1995. Oben: Jahresmittel, unten: Jahresmittel und ausgewählte Monatsmittel (bezogen auf NH) im Vergleich (nur die ersten 5 Eigenwerte). Abszisse: Nummer des Eigenwertes, Ordinate: Prozentuale Teilvarianz.

Tabelle 9.13: Selektierte Regressoren der ersten drei PC des Jahresmittelfeldes des europäischen Luftdrucks. Die Nummerierung der Regressoren (Reg.) bezeichnet die durch sukzessive Regression ermittelte Reihenfolge. Die Abkürzungen der Regressoren sind entsprechend Tab. 9.3.

PC Nr.	mit Sulfat			ohne Sulfat		
	1	2	3	1	2	3
Teilvarianz in [%]	33.4	24.2	14.8	33.4	24.2	14.8
1. Reg.	NAO	NAO	NAO	NAO	NAO	NAO
2. Reg.	-	VUL3-2	-	-	VUL3-2	-
3. Reg.	-	SUL3	-	-	-	-

Das Eigenwertspektrum des Jahresmittels (s. Abb. 9.45 oben) läßt aufgrund seiner Form (deutlich erhöhte Eigenwerte niedriger Nummer) auf Strukturen im Luftdruckfeld schließen, die einen klimatologischen Hintergrund haben. Zwar ist der erste Eigenwert nicht so deutlich abgesetzt, wie beim Eigenwertspektrum des europäischen Temperaturfeldes (vgl. mit Abb. 9.34), jedoch fallen die folgenden Eigenwerte langsamer ab, so daß die Summe der ersten drei Eigenwerte beim europäischen Luftdruck mit 72.6% sogar etwas größer ist als bei der europäischen Temperatur, wo sie 72.3% beträgt. Wie auf der globalen Skala ist das Luftdruckfeld auf der europäischen Skala durch die Überlagerung mehrerer ausgeprägter Hauptmuster charakterisiert (vgl. mit Abb. 9.23), und wird nicht wie das Temperaturfeld (auf der globalen und europäischen Skala) durch eine dominante Hauptstruktur „beherrscht“.

Der Vergleich zwischen den ersten 5 Eigenwerten des Jahresmittels und ausgewählter Monatsmittel (s. Abb. 9.45 unten) ergibt ein anderes Bild als bei den bisherigen Studien. Die ersten Eigenwerte der dargestellten Monatsmittel sind kaum kleiner und der des Januarmittels sogar deutlich größer als der erste Eigenwert des Jahresmittels. Vermutlich werden die Spektren von einem mit Jahrgang behafteten Einfluß dominiert, so daß dessen Teilvarianz durch zeitliche Mittelung eher verringert wird.

Die ersten drei zeitlichen Hauptstrukturen in Abb. 9.46 wirken rein optisch recht ähnlich, vor allem die Variabilität scheint mit steigender Nummer nur geringfügig abzunehmen, was mit der Form des Eigenwertspektrums konsistent ist. Es sind auch keine offensichtlichen Trends vorhanden, so daß für weitere Interpretationen die korrelierten Regressoren und die Strukturen der EOF betrachtet werden müssen.

Wie man der Tab. 9.13 entnehmen kann, ist der dominierende Einfluß im europäischen Luftdruckfeld erwartungsgemäß die NAO. Diese Dominanz ist so ausgeprägt, daß mit der ersten und dritten PC ausschließlich die NAO signifikant korreliert ist. In der zweiten PC wird sie zwar auch als erstes selektiert, jedoch werden in den Residuen noch Korrelationen mit einem vulkanischen und, falls zugelassen, mit einem Sulfat-Einfluß gefunden. Die anderen Einflußgrößen sind mit folgenden PC geringerer Teilvarianz korreliert. Somit zeigt sich im Luftdruckfeld auf der europäischen Skala ein viel homogeneres Bild als auf der globalen

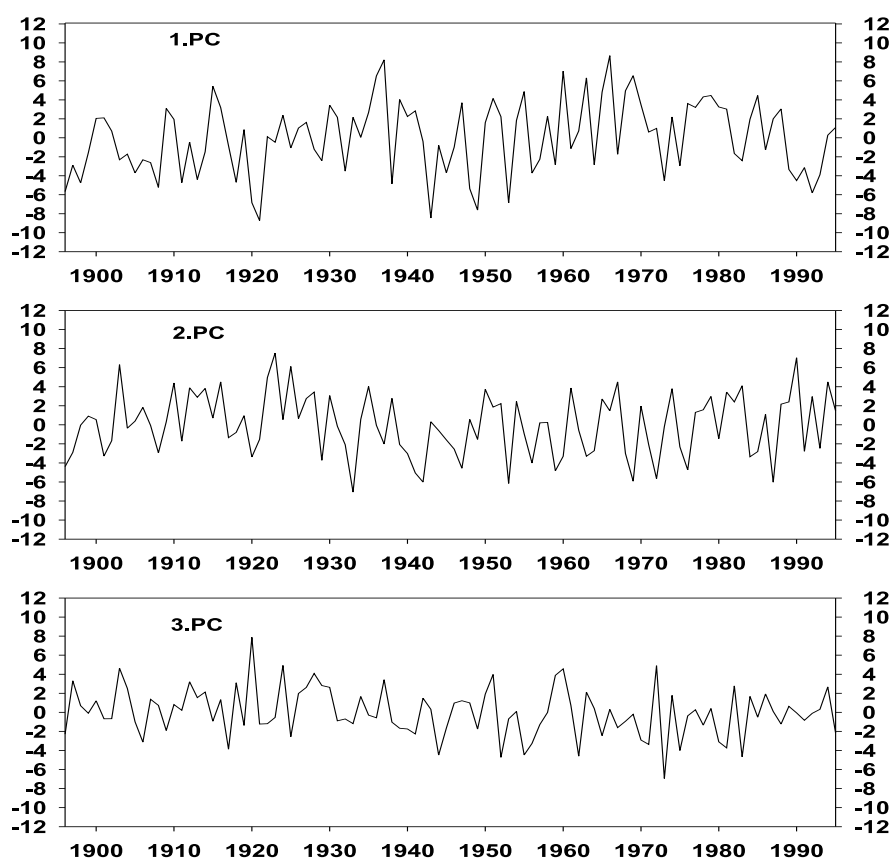


Abbildung 9.46: Erste bis dritte PC des europäischen Luftdruck-Feldes, Jahresmittel. Abszisse: Jahr, Ordinate: EOF-transformierte, normierte Luftdruck-Anomalien.

Skala. Dieser Einfluß der räumlichen Skala auf das Luftdruckfeld spiegelt die Eigenschaft der allgemeinen atmosphärischen Zirkulation wider, Strukturen in Form regionaler bzw. zonalen Regime auszubilden.

Die ersten drei EOF des Luftdruckfeldes weisen alle ausgesprochen glatte Strukturen auf (s. Abb. 9.47), was auf rauscharme zugrundeliegende Phänomene hindeutet. Tatsächlich repräsentieren diese Strukturen in ihrer Überlagerung einen wesentlichen Teil des Einflusses der NAO auf das Jahresmittel des europäischen Luftdruckfeldes, was aus Tab. 9.13 hervorgeht. Betrachtet man die ersten drei EOF der Monatsmittel in ihrer zeitlichen Abfolge, was aus Platzgründen hier nicht abgebildet ist, so erkennt man deren Jahrgang. Zudem fallen bei den ersten beiden EOF die räumlichen Verteilungen der Gewichte der entsprechenden PC von Juli bis November in einen völlig anderen Modus und kehren z.T. großräumig ihr Vorzeichen um. Dies spiegelt die unterschiedliche Wirkung der NAO im Sommer und Herbst gegenüber dem Winter und Frühjahr wider.

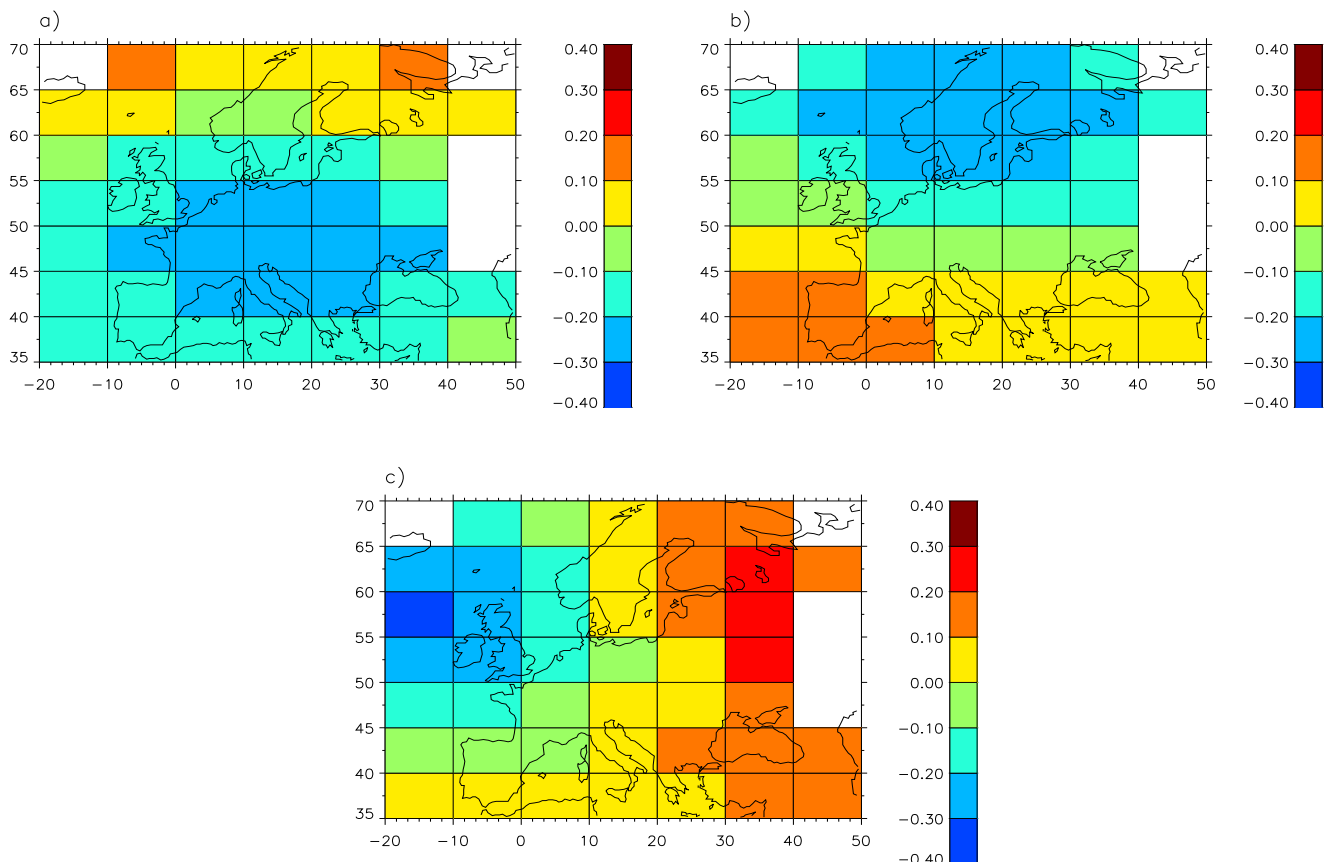


Abbildung 9.47: Die erste (a), zweite (b) und dritte EOF (c) des europäischen Luftdruck-Feldes, Jahresmittel. Skala rechts bezeichnet die Komponenten der Eigenvektoren, deren Gesamtlänge auf 1 normiert ist.

Signale

In Tab. 9.14 sind die Gesamt- und Teilvarianzen am Jahresmittel des europäischen Luftdruckfeldes aufgelistet. Anders als auf der globalen Skala sind die insgesamt erklärten Varianzen des Luftdrucks höher als die der Temperatur (vgl. Tab. 9.5 mit Tab. 9.8 u. Tab. 9.11 mit Tab. 9.14). Die insgesamt erklärte Varianz am Luftdruckfeld ist auf der europäischen Skala sogar größer als auf der globalen (vgl. Tab. 9.14 mit Tab. 9.8). Der Grund hierfür wird deutlich, wenn man die aus der sukzessiven Regression abgeleiteten Teilvarianzen der einzelnen Einflußgrößen in Tab. 9.14 betrachtet: Das mit Abstand stärkste Signal stammt von der NAO, dessen Anteil an der insgesamt erklärten Varianz in allen analysierten Kombinationen zugelassener Einflußgrößen etwa 75% ausmacht. An zweiter Stelle steht das Sulfat - falls zugelassen - das offensichtlich mit dem solaren Einfluß nach Lean in Konkurrenz steht. Durch den Vulkanismus-Einfluß kann etwas mehr Varianz als beim europäischen Temperaturfeld erklärt werden. Der GHG-Einfluß erklärt mit 0.6% sehr wenig, außer es werden der Sulfat- und der Lean-Einfluß unterdrückt, wodurch die Teilva-

Tabelle 9.14: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und Teilvarianzen der Einzelsignale (abgeleitet aus sukzessiver Regression) am Jahresmittel des Luftdrucks europäischer Gitterpunkte 1896-1995. Kein Eintrag bedeutet, daß der Einfluß in dieser Analyse nicht zugelassen war. Struktur: strukturierte Komponente des Residuums, Rauschen: unstrukturierte Komponente des Residuums.

Einfluß	Erklärte Varianz in [%]			
	Gesamt	27.8	26.2	27.8
GHG	0.6	0.6	0.6	2.4
ENSO	0.4	0.4	0.5	0.7
Vulkanismus	2.0	2.0	2.1	2.6
Sulfat	3.5	-	4.0	-
Solar (SRZ)	-	-	0.2	0.7
Solar (Lean)	0.9	3.0	-	-
NAO	20.2	20.0	20.2	19.5
Struktur	3.8	4.1	4.6	6.0
Rauschen	68.4	69.7	67.6	69.1

rianz des GHG-Einflusses auf 2.4% ansteigt. Somit konkurrieren in diesen Analysen drei Einflüsse: Sulfat, solarer Einfluß nach Lean und GHG. ENSO- und SRZ-Einfluß sind in allen Kombinationen so gut wie vernachlässigbar.

Die Teilvarianz der durch die Residualzerlegung erhaltenen strukturierten Komponente ist hier geringer als im europäischen Temperaturfeld (vgl. mit Tab. 9.11). Diese Teilvarianz erhöht sich jedoch durch Unterdrückung des Sulfat- und/oder Lean-Einflusses, woraus folgt, daß zumindest ein Teil der Varianz der diesen Einflüssen zugeordneten Signalfelder durch Trend- und/oder Polynomialkomponenten erklärt wird. Bildet man die Differenz zwischen Gesamtsignal plus strukturierter Komponente und dem Gesamtfeld, so erhält man ein Rauschfeld, dessen Teilvarianz der des Rauschfeldes der europäischen Temperatur vergleichbar ist (vgl. Tab. 9.14 mit Tab. 9.11).

Die monatliche Auflösung der Gesamt- und Teilvarianzen ist der Tab. 9.15 zu entnehmen. Man findet hier zwar wie bei der europäischen Temperatur einen Jahresgang der insgesamt erklärten Varianz mit Maxima in den Wintermonaten (vgl. mit Tab. 9.12), dieser hat jedoch beim Luftdruckfeld eine deutlich flachere Form. Die Ursache geht naheliegenderweise auf die NAO zurück deren Teilvarianz ebenfalls einen etwas ausgeprägteren Jahresgang als die insgesamt erklärte Varianz aufweist. Hier bilden sich wiederum die jahrezeitlich bedingten Schwankungen der atmosphärischen Zirkulation ab (s. auch Diskussion zu Tab. 9.12). Die, im Vergleich zur Temperatur, flachere Form des Jahresgangs geht auf die Tatsache zurück, daß der NAOI als Luftdruck-Index natürlicherweise viel direkter mit dem Luftdruckfeld gekoppelt ist, als mit dem Temperaturfeld. Bei den anderen Einflußgrößen, deren Teilvarianzen um eine bis zwei Größenordnungen geringer ist als die der NAO, ist kein solch ausgeprägter Jahresgang wahrnehmbar. Deren jahrezeitliche Schwankungen können

Tabelle 9.15: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamt- und der Einzelsignale am europäischen Luftdruckfeld 1896-1995 im Jahresmittel und in den Monatsmitteln (bezogen auf NH). Abkürzungen: GES: Gesamt, SUL: Sulfat, VUL: Vulkanismus, SOL: solarer Einfluß nach Lean, JM: Jahresmittel.

	GES	GHG	NAO	ENSO	SUL	VUL	SOL
JM	27.8	0.6	20.2	0.4	3.5	0.8	2.1
JAN	32.9	0.0	29.0	0.1	0.8	1.6	0.5
FEB	30.9	0.1	29.1	0.0	0.1	0.8	1.7
MAR	35.0	0.1	27.5	1.8	2.3	0.2	1.8
APR	24.0	0.3	18.6	0.5	1.5	1.9	2.9
MAI	26.1	0.1	21.2	1.4	1.0	3.1	2.3
JUN	28.0	0.6	19.9	0.2	3.3	1.0	2.4
JUL	22.7	0.2	15.1	0.8	4.0	2.9	1.1
AUG	20.7	1.5	14.8	0.4	2.3	0.7	1.9
SEP	23.5	0.3	14.5	0.6	4.6	1.7	3.1
OKT	22.0	0.1	17.5	0.0	2.6	2.1	1.5
NOV	21.6	0.2	20.0	0.0	0.3	3.5	0.8
DEZ	22.4	0.5	20.6	0.3	0.4	1.2	1.7

zumindest zum Teil „methodischem Rauschen“ zugeordnet werden, da auch bei einem Signifikanzniveau von 95% der Zufall nicht gänzlich ausgeschlossen ist.

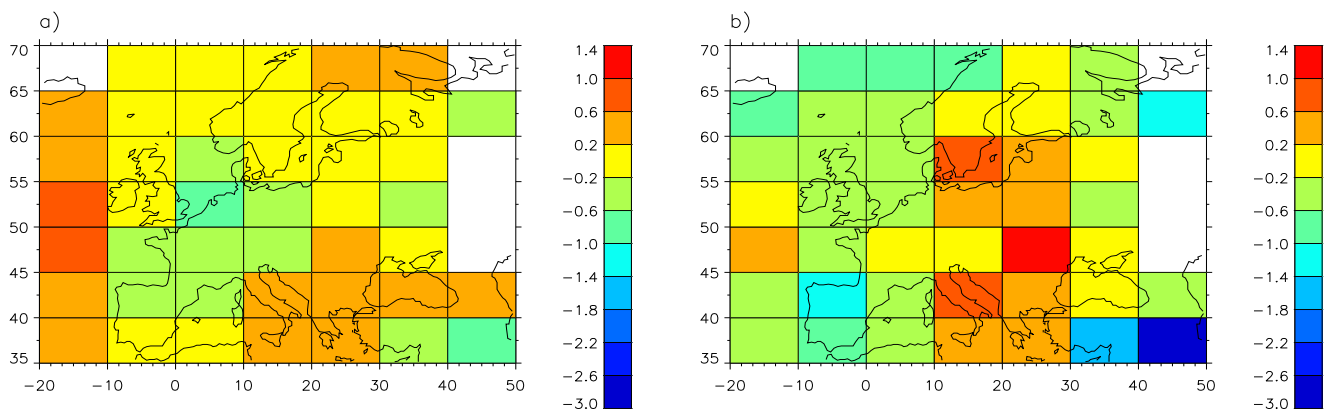


Abbildung 9.48: GHG-Signal in hPa des Jahresmittels des europäischen Luftdruckfeldes für das Jahr 1995 (Nullniveau ist 1896), mit zugelassenem Sulfat- und solarem Einfluß nach Lean (a) bzw. ohne Sulfat- mit solarem Einfluß durch Sonnenflecken-Relativzahlen (b).

In Abb. 9.48 ist das GHG-Signal für das Jahr 1995 abgebildet. Da eine Konkurrenz zwischen dem GHG-, dem Sulfat- und dem Lean-Einfluß besteht, sind die Signalfelder mit (a) und ohne Berücksichtigung der beiden Konkurrenten (b) dargestellt. Dementsprechend

unterschiedlich stellen sich auch die beiden Amplitudenverteilungen dar. Geht man davon aus, daß Abb. 9.48b aufgrund fehlender Konkurrenz die Realität besser beschreibt, so findet man, grob gesehen, negative Druckanomalien in West- und positive in Osteuropa. Da sich nun das GHG-Signal im europäischen Temperaturfeld sehr deutlich abbildet und dort dem NAO-Signal bei positivem NAOI ähnelt (vgl. Abb. 9.37 mit Abb. 9.41), könnte eine Verbindung zwischen anthropogenem Treibhauseffekt und dem Trend des NAOI zu höheren Werten bestehen. Leider sollte in diesem Fall Abb. 9.48b eher einen Nord-Süd- und nicht den existierenden Ost-West-Gradienten aufweisen. Möglicherweise ist diese Schlußfolgerung etwas zu gewagt oder das GHG-Signal im Luftdruckfeld ist aufgrund seiner geringen Teilvarianz (2.4%) bzw. wegen der starken Dominanz der NAO nicht vertrauenswürdig.

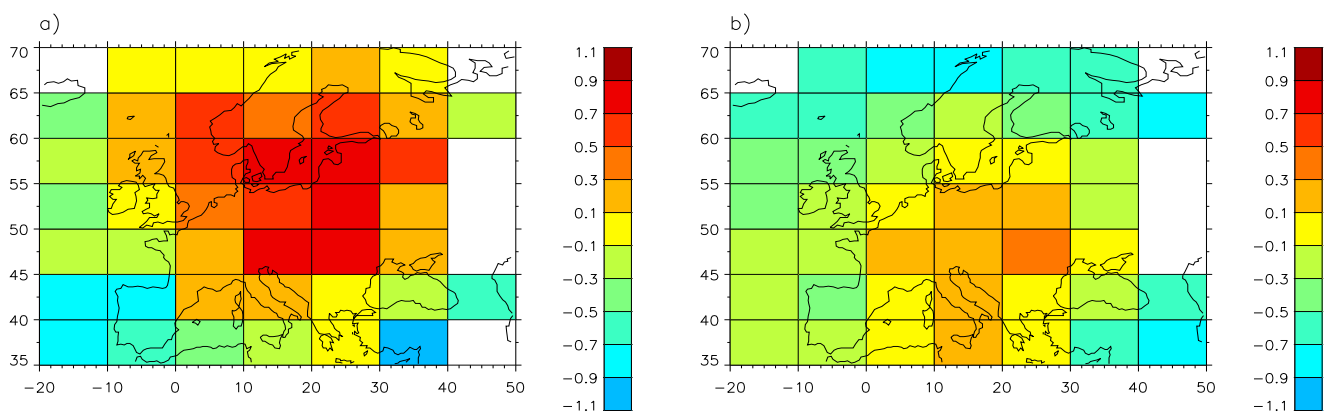


Abbildung 9.49: Sulfat-Signal in hPa des Jahresmittels des europäischen Luftdruckfeldes für die Jahre 1970 (a) und 1995 (b), Nullniveau ist 1896.

In Abb. 9.49 sind die Sulfat-Signale wiederum für die Jahre 1970 (a) und 1995 (b) zu sehen. Die Verteilung der Amplituden ähnelt strukturell der 2. EOF (vgl. mit Abb. 9.47b), da in der 2. PC das erste mal ein Sulfat-Regressor selektiert wird (s. Tab. 9.13). Im Jahr maximaler Sulfat-Emissionsraten (1970, Abb. 9.49a) sind auch die Amplituden maximal. In Abb. 9.49b ist das Signal abgeklungen und hat sich etwas nach Süden verlagert. Eine positive Druckanomalie über Nordosteuropa, wie sie in Abb. 9.49 zu sehen ist, sollte aufgrund der Zirkulationsverhältnisse in dieser Region mit einer negativen Temperaturanomalie verknüpft sein (Hochdruck → ausgeprägtere Kontinentalität → kältere Winter). Das Sulfat-Signal im europäischen Temperaturfeld ist überwiegend negativ (s. Abb. 9.38), was mit dieser Vorstellung konform ist. Falls der Sulfat-Einfluß auf der europäischen Skala, im Gegensatz zur globalen Skala, hinreichend realitätsnah erfasst wurde, könnte diese Interpretation die Verteilung der Sulfat-Signale im Luftdruckfeld erklären.

Mit dem ENSO-Signal im europäischen Luftdruckfeld verhält es sich ähnlich wie mit dem im europäischen Temperaturfeld (vgl. Abb. 9.39 mit Abb. 9.50): Aufgrund der geringen Teilvarianz und der geringen Amplituden (ca. ± 0.2 hPa) spielt das ENSO-Signal hier ebenfalls eine nur sehr untergeordnete Rolle. Aus diesem Grund soll auch nicht weiter auf die

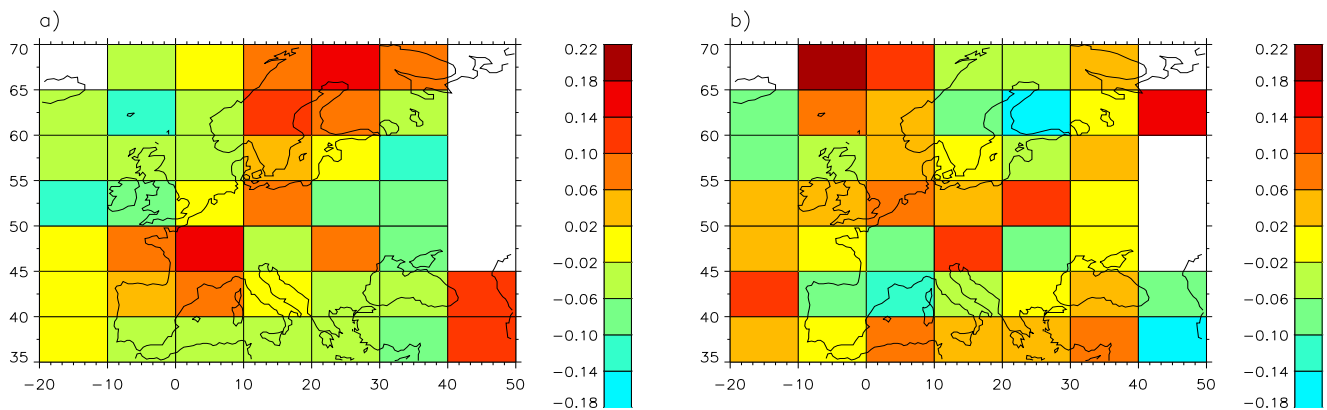


Abbildung 9.50: ENSO-Signal in hPa des Jahresmittels des europäischen Luftdruckfeldes für die Jahre 1983 (a) und 1917 (b).

Verteilungen der Amplituden eingegangen werden, die ohnehin wahrscheinlich kaum klimatologisch verwertbare Informationen tragen.

Die infolge des Ausbruchs des Santa Maria (1903) entstandenen Vulkanismus-Signale im europäischen Luftdruckfeld sind in Abb. 9.51 dargestellt. Es bildet sich zunächst ein Quadrupol-Muster mit positiven Druck-Anomalien in Nordwest- und Südosteuropa bzw. negativen Druck-Anomalien westlich und südwestlich der Britischen Inseln und in Nordosteuropa mit Maximalamplituden von etwa ± 2 hPa aus (s. Abb. 9.51a). Dieses Muster modifiziert sich dann im 1. und 2. Folgejahr zu einem bipolarem mit positiven Anomalien über ganz Nord- und Osteuropa sowie negativen über dem Atlantik und dem östlichen Mittelmeer (s. Abb. 9.51b u. c). Im 3. Folgejahr kehrt dieses bipolare Muster sein Vorzeichen um (s. Abb. 9.51d). Die Muster der ersten drei Jahre sollten mit einer abgeschwächten Zonalität im Bereich des Atlantiks und Westeuropas einhergehen, was im Widerspruch zu den auf der globalen Skala gefundenen Signalen steht (s. Abb. 9.29). Eine Erklärung hierfür ist nicht bekannt; eventuell wirkt sich hier die feinere räumliche Auflösung auf der europäischen Skala aus.

Die NAO-Signale sind erwartungsgemäß verteilt: Hoher NAOI \rightarrow negative Druck-Anomalien über Nordwesteuropa bzw. positive Druck-Anomalien über Südwesteuropa (s. Abb. 9.52b); bei negativem NAOI verhält es sich naturgemäß umgekehrt (s. Abb. 9.52a). Beeindruckend sind die hohen Amplituden der Jahresmittel-Anomalien von bis zu ca. maximal ± 15 hPa. Interessant ist auch die weite Erstreckung dieses Druck-Anomalie-Gradienten nach Osten auf den europäischen Kontinent. Dies unterstreicht noch einmal die dominante Rolle der nordatlantischen Zirkulationsverhältnisse für das europäische Festland.

Die Amplitudenverhältnisse zwischen dem solaren Einfluß nach Lean und durch Sonnenfleckenrelativzahlen sind mit ca. einem Faktor 3 zugunsten von Lean mit denen aus vorangegangenen Analysen vergleichbar (s. Abb. 9.53 u. Abb. 9.54). Die Verteilung der Signalstärken ist ähnlich, auch wenn beim Lean-Einfluß eher eine Dreiteilung (s. Abb.

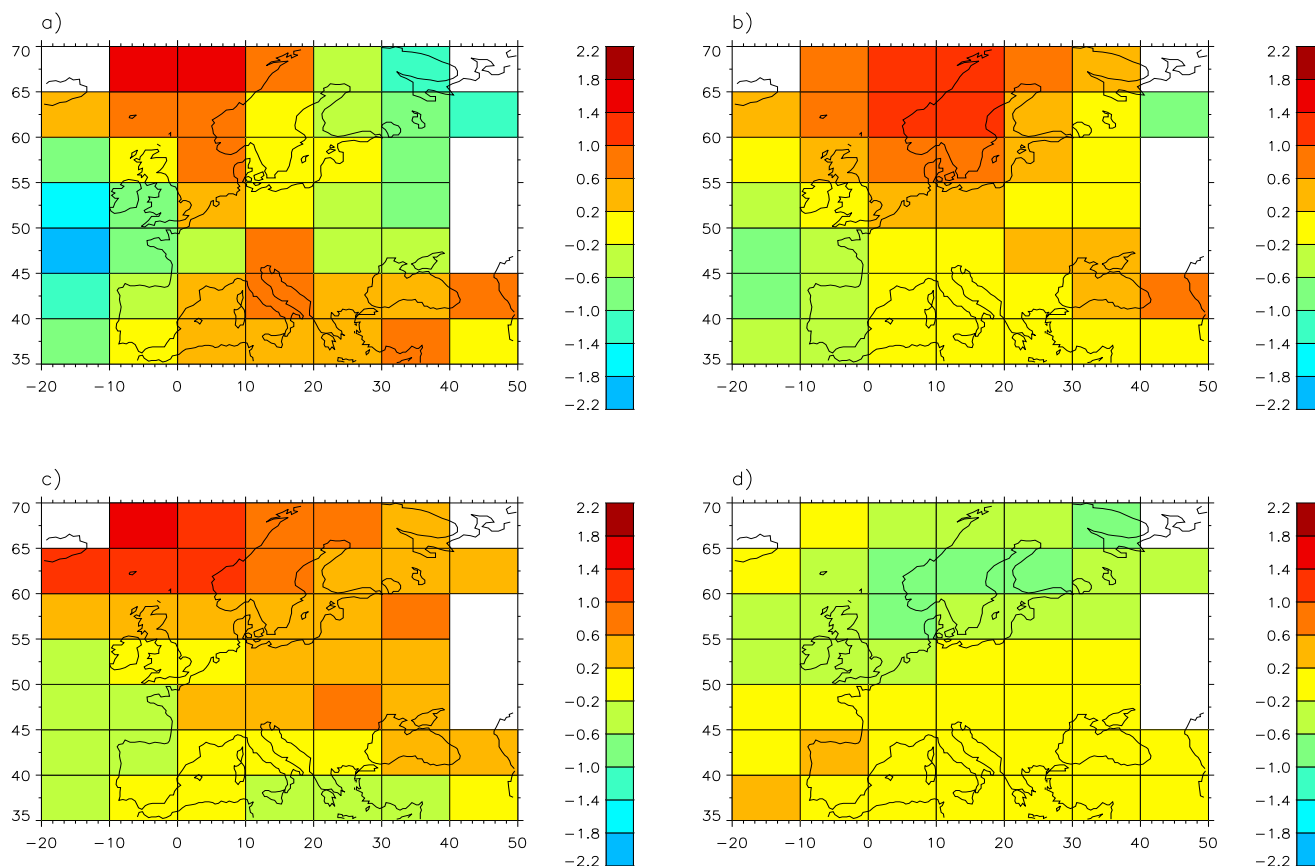


Abbildung 9.51: Vulkanismus-Signal in hPa des Jahresmittels des europäischen Luftdruckfeldes für die Jahre 1903 (a), 1904 (b), 1905 (c) und 1906 (d). Nullniveau ist 1940.

9.53) und bei den Sonnenflecken-Relativzahlen eher eine Quadrupolstruktur vorherrscht (s. Abb. 9.54). Bei beiden Einflüssen ergibt sich eine Verschärfung des meridionalen Luftdruckgradienten über dem ostatlantischen Raum in Verbindung mit positiven Solarkonstanten-Anomalien (s. Abb. 9.53b) bzw. bei hoher Sonnenflecken-Relativzahl (s. Abb. 9.54b), was gleichbedeutend mit verstärkter Zonalität in dieser Region ist. Die Amplituden sind jedoch klein und der klimatologische Wirkungsmechanismus wahrscheinlich kompliziert, so daß von zu weitgehender Interpretation dieser Signale Abstand genommen wird.

Detektion

Die Detektion gelingt erwartungsgemäß schlecht (s. Abb. 9.55a), da das GHG-Signal nur einen sehr kleinen Teil am Gesamtfeld des europäischen Luftdrucks erklären kann und sich darum nur im äußersten Süd-Osten des Analysegebietes signifikant vom Rauschen abhebt - dort jedoch im Jahr 1995 in zwei Gitterpunkten mit einer Signifikanz über 99%. Dieses ist jedoch mit fast 93% signifikant (s. Anhang A), was einen klimatologischen Hintergrund

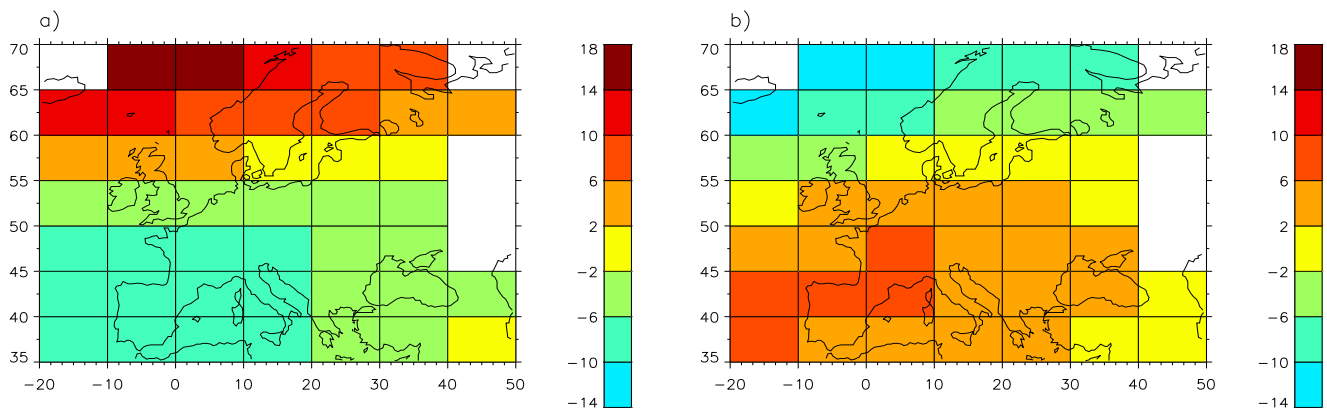


Abbildung 9.52: NAO-Signal in hPa des Januarmittels (bezogen auf die NH) des europäischen Luftdruckfeldes für die Jahre 1941 (a) und 1993 (b).

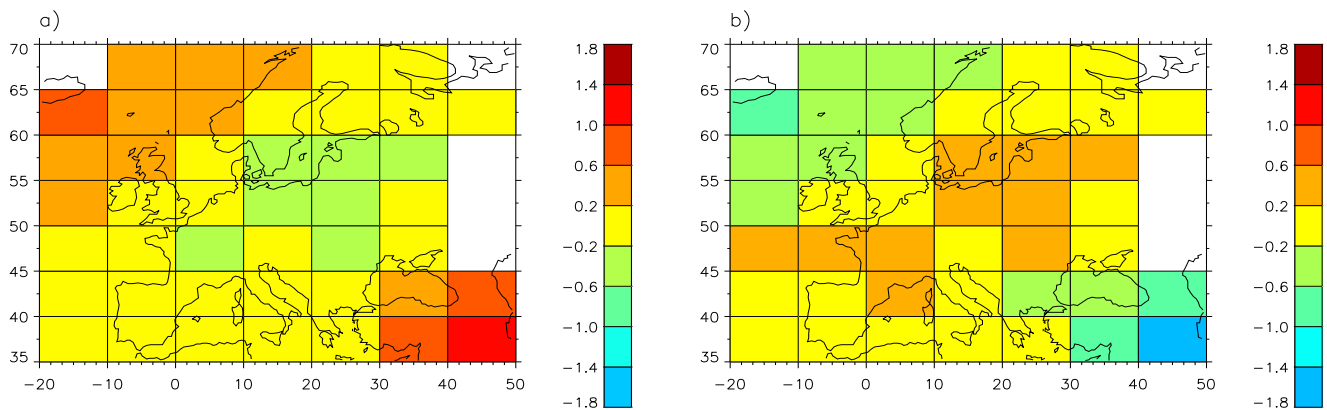


Abbildung 9.53: Solares Signal (Einfluß: Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean) in hPa des Jahresmittels des europäischen Luftdruckfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1981 (b).

vermuten läßt, vor allem, weil diese beiden Gitterpunkte benachbart sind. Die betroffene Region (Anatolien/Kleinasien) ist jedoch nicht mehr sehr ausgeprägt von dem, in Europa dominanten, Zirkulationsregime der Westwinddrift beeinflusst. Betrachtet man die Verteilung der Standardabweichung der durch die Residualzerlegung erhaltenen Rauschkomponente in Abb. 9.55b und vergleicht diese mit der Amplitudenverteilung des GHG-Signals in Abb. 9.48b, so erkennt man, daß in diesen Gitterpunkten ein hohes Signal-zu-Rausch-Verhältnis besteht. Somit ergibt sich auf der europäischen Skala ein noch deutlicheres Bild als auf der globalen Skala zugunsten der Temperatur als geeignetstes Klimaelement zur Detektion des anthropogenen Treibhauseffektes (vgl. Abb.9.22 u. Abb. 9.33 mit Abb. 9.44 u. Abb. 9.55).

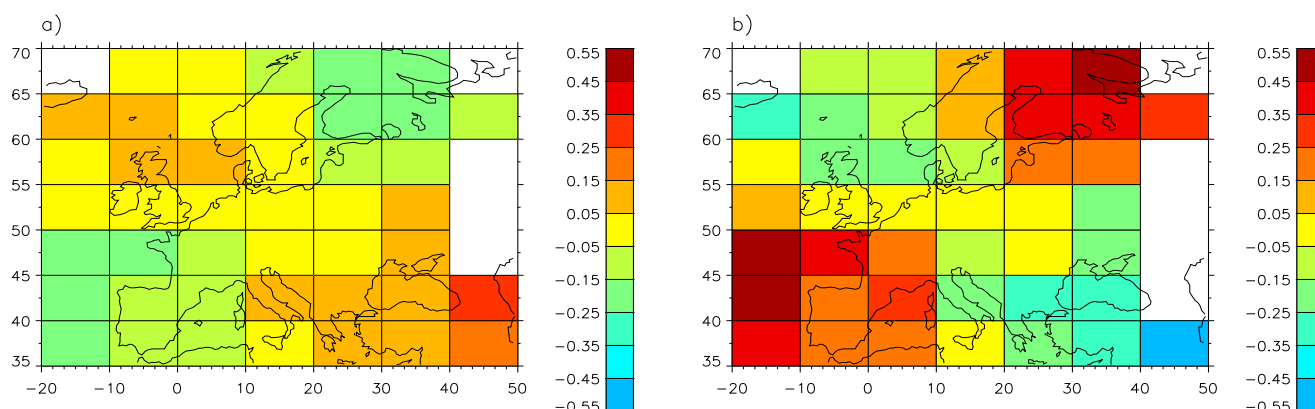


Abbildung 9.54: Solares Signal (Einfluß: Sonnenflecken-Relativzahlen) in hPa des Jahresmittels des europäischen Luftdruckfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1959 (b).

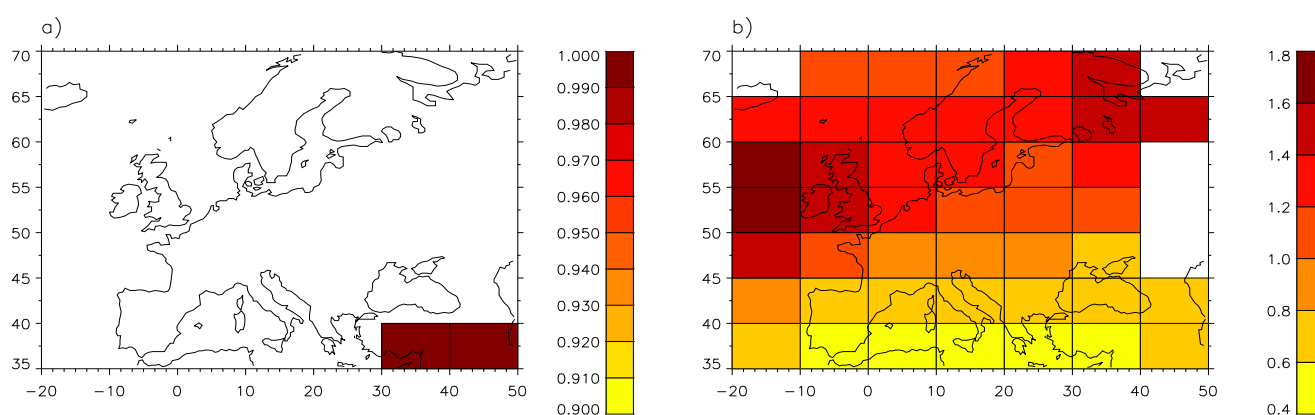


Abbildung 9.55: Prozentuale Wahrscheinlichkeit p für das Auftreten eines Klimawandels im europäischen Luftdruckfeld aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes (ab $p \geq 90\%$) für das Jahr 1995 (a), und Standardabweichung der Rauschkomponente in hPa (b). Den Berechnungen liegt das GHG-Signalfeld ohne Berücksichtigung des Sulfat-Einflusses, und im Fall des solaren Einflusses unter Verwendung der Sonnenflecken-Relativzahlen zugrunde.

9.4.3 Niederschlag

Der verwendete Datensatz besteht aus monatlichen und jährlichen Niederschlagssummen 83 europäischer Gitterpunkte für den Zeitraum von 1900 bis 1998 [20] auf einem $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitter (s. Abb. 3.3). Es wird wieder mit der Diskussion der Hauptmuster begonnen.

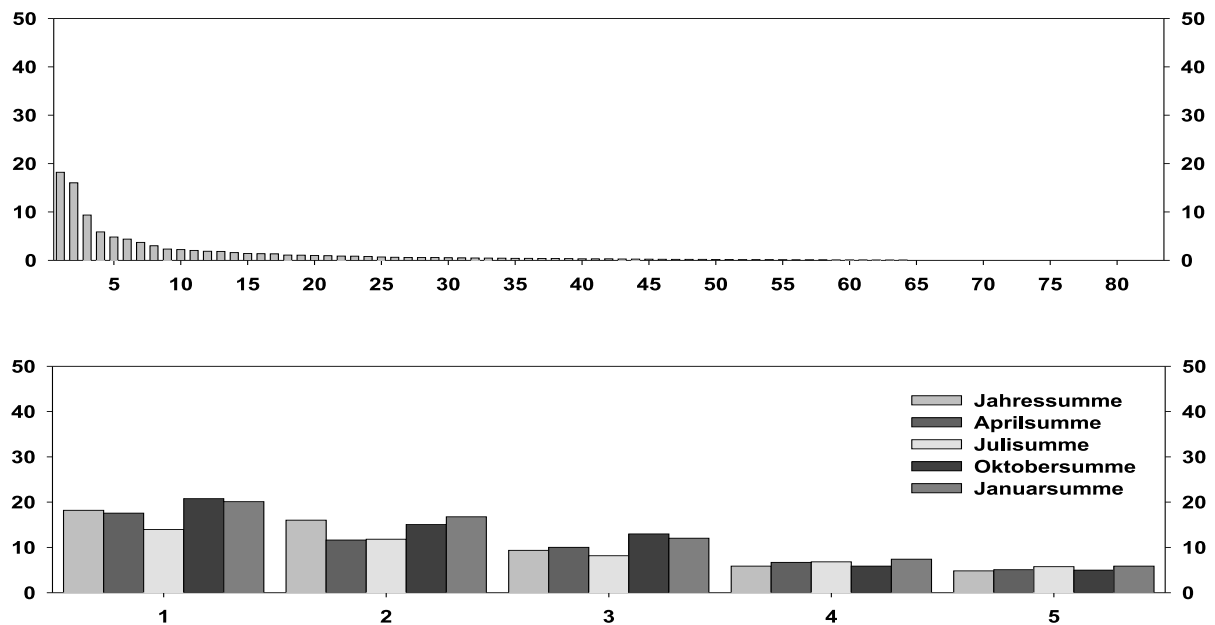


Abbildung 9.56: Eigenwertspektren des Niederschlag-Datensatzes 83 europäischer Gitterpunkte 1900-1998. Oben: Jahressummen, unten: Jahressummen und ausgewählte Monatssummen (bezogen auf NH) im Vergleich (nur die ersten 5 Eigenwerte). Abszisse: Nummer des Eigenwertes, Ordinate: Prozentuale Teilvarianz.

Hauptkomponenten

Der erste Eigenwert der Jahressummen des europäischen Niederschlag-Datensatzes ist mit 18,2% Teilvarianz geringer als die ersten Eigenwerte des europäischen Temperaturfeldes (47,0%) und des europäischen Luftdruckfeldes (33,4%, vgl. Abb. 9.56 mit Abb. 9.34 u. Abb. 9.45). Die Varianz verteilt sich beim Niederschlag jedoch auf 83 Eigenwerte gegenüber 52 bei der Temperatur und 44 beim Luftdruck, so daß die Absolutwerte der Teilvarianzen nicht direkt vergleichbar sind. Die ersten beiden Eigenwerte im Niederschlagspektrum heben sich augenscheinlich mit 18,2% und 16,0% Teilvarianz von den folgenden ab (3. Eigenwert: 9,4%). Dies deutet auf zwei dominante Hauptmuster im Niederschlagsfeld hin, die eventuell klimatologische Information tragen. Die hohen Eigenwerte ausgewählter Monatssummen sowie der Jahressumme sind im unteren Teilbild von Abb. 9.56 zu sehen. Die im Vergleich zur Jahressumme höheren ersten bis dritten Eigenwerte der Oktober- und Januarsummen deuten, ähnlich wie beim europäischen Luftdruckfeld (vgl. mit Abb. 9.45), auf einen mit Jahresgang behafteten dominanten Einfluß hin.

Die ersten drei PC der Jahressummen in Abb. 9.57 weisen auf den ersten Blick eine ähnliche Zeitstruktur auf, jedoch ist die Amplitude der 3. PC etwas geringer als die der anderen

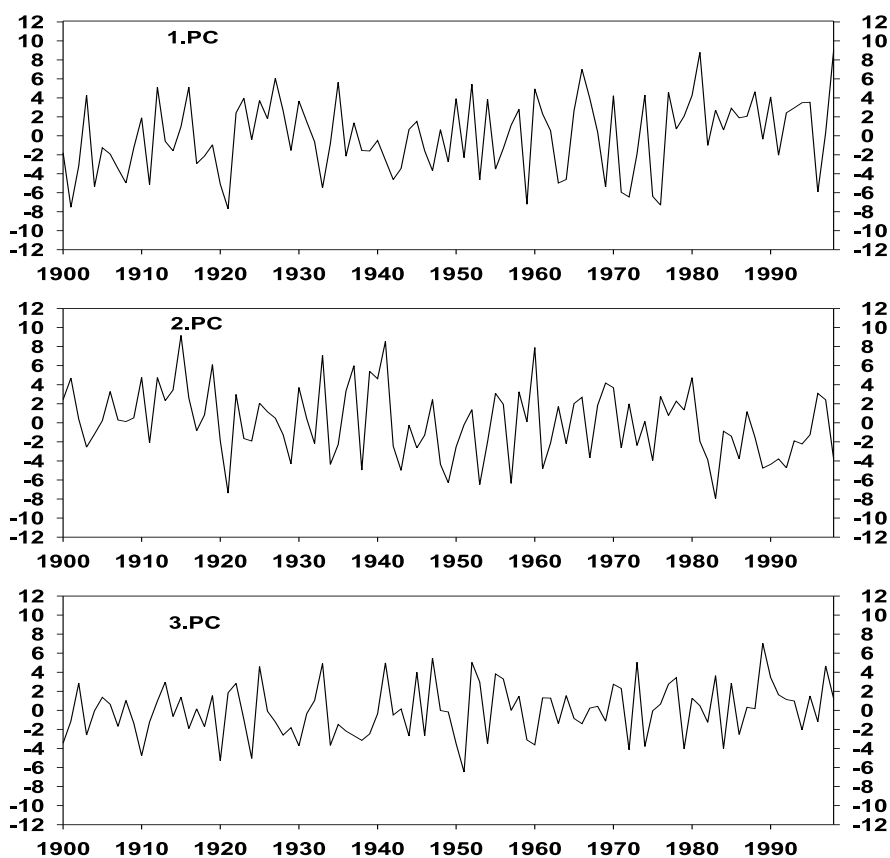


Abbildung 9.57: Erste bis dritte PC des europäischen Niederschlag-Feldes, Jahressummen. Abszisse: Jahr, Ordinate: EOF-transformierte, normierte Niederschlags-Anomalien.

Tabelle 9.16: Selektierte Regressoren der ersten drei PC des Jahressummenfeldes des europäischen Niederschlages. Die Nummerierung der Regressoren (Reg.) bezeichnet die durch sukzessive Regression ermittelte Reihenfolge. Die Abkürzungen der Regressoren sind entsprechend Tab. 9.3.

PC Nr.	1	2	3
Teilvarianz in [%]	18.2	16.0	9.4
1. Reg.	GHG	NAO	GHG
2. Reg.	-	GHG	SOI-2
3. Reg.	-	SOI	-

beiden. Mit etwas gutem Willen läßt sich in der 1. PC ein positiver Trend ausmachen, mehr Information ist mit bloßem Auge nicht zu erhalten.

Mehr Aufluß liefert Tab. 9.16, in der die im Rahmen der sukzessiven Regression selektierten Einfluß-Zeitreihen aufgelistet sind. Mit den ersten drei PC sind nur drei Einflüsse korreliert: GHG, NAO und ENSO. Hierbei dominiert, zumindest in der Jahressumme, der GHG-Einfluß, der in allen drei PC selektiert wird - in der ersten alleinig. Da der Einfluß von ENSO auf das europäische Temperatur- und Luftdruckfeld vernachlässigbar gering ist, überrascht dessen Selektion in den Niederschlags-PC mit hoher Teilvarianz.

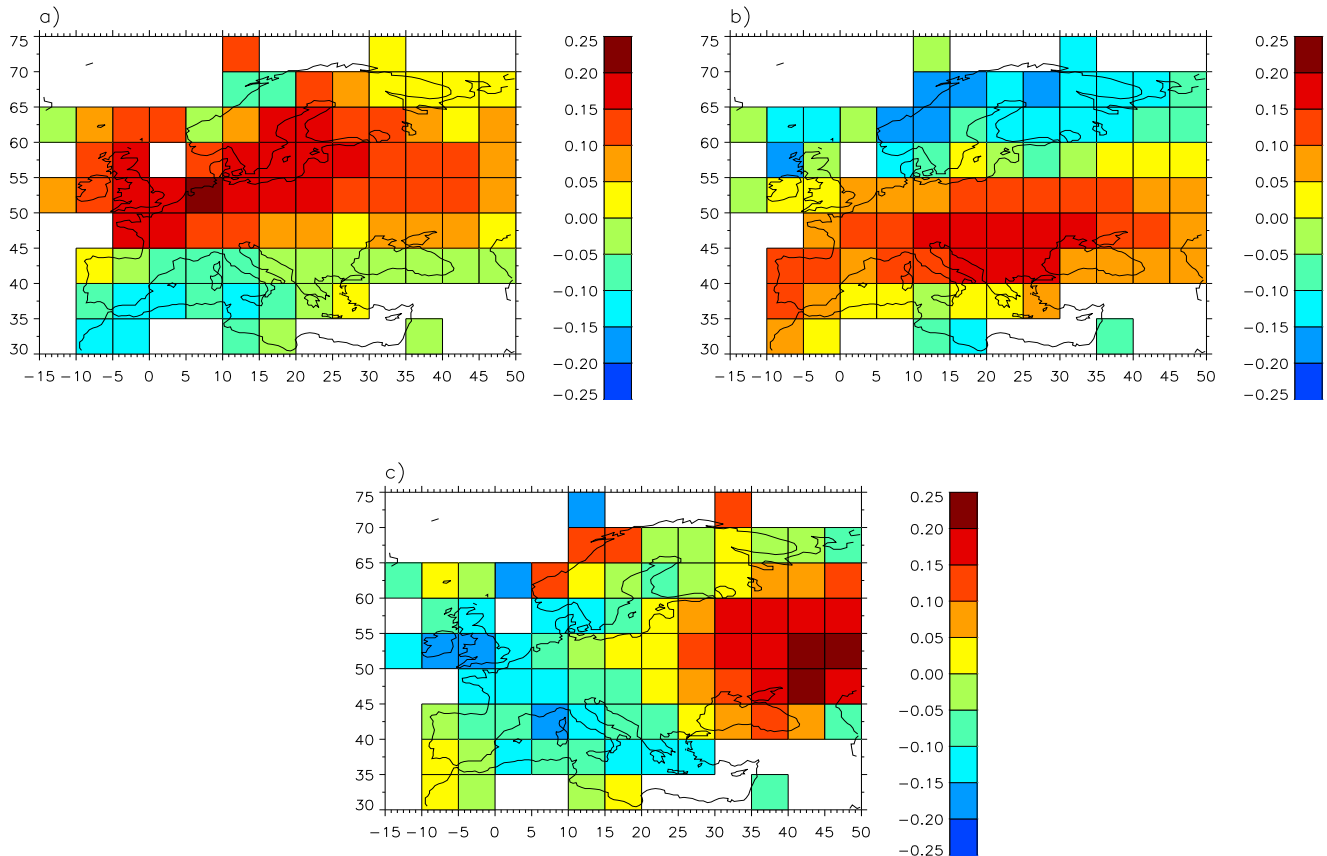


Abbildung 9.58: Die erste (a), zweite (b) und dritte EOF (c) des europäischen Niederschlag-Feldes, Jahressummen. Skala rechts bezeichnet die Komponenten der Eigenvektoren, deren Gesamtlänge auf 1 normiert ist.

In den ersten drei EOF bilden sich großräumige Strukturen ab, was der Abb. 9.58 zu entnehmen ist. Hierbei beschreibt die erste EOF (Abb. 9.58a) den Unterschied zwischen Mittel- bzw. Osteuropa und dem mediterranen Raum, in der 2. EOF (b) findet eine Abgrenzung zwischen Zentral- und Nordeuropa, speziell Skandinavien statt und die 3. EOF ist durch einen ausgeprägten Ost-West-Gradienten charakterisiert, der aus klimatologischer Sicht maritim (Westeuropa) und kontinental beeinflusste Gebiete (Osteuropa, Russland) zuordnen läßt. Somit scheint die räumliche Struktur des GHG-Einflusses auf die Jahressummen des europäischen Niederschlagsfeldes zu einem großen Teil aus einer Überlagerung

Tabelle 9.17: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und Teilvarianzen der Einzelsignale (abgeleitet aus sukzessiver Regression) an der Jahressumme des Niederschlages europäischer Gitterpunkte 1900-1998. Kein Eintrag bedeutet, daß der Einfluß in dieser Analyse nicht zugelassen war. Struktur: strukturierte Komponente des Residuums, Rauschen: unstrukturierte Komponente des Residuums.

Einfluß	Erklärte Varianz in [%]			
Gesamt	13.2	12.2	12.9	12.3
GHG	3.5	4.1	3.7	4.3
ENSO	1.4	1.4	1.4	1.4
Vulkanismus	1.1	1.1	1.2	1.4
Sulfat	1.4	-	1.9	-
Solar (SRZ)	-	-	0.3	0.7
Solar (Lean)	1.3	1.3	-	-
NAO	4.2	4.1	4.1	4.3
Struktur	3.8	4.0	4.2	5.6
Rauschen	83.0	83.8	82.9	82.1

dieser drei Muster zu bestehen, der NAO-Einfluß in Skandinavien anders zu sein als in Zentraleuropa (2. EOF, s. Abb. 9.58b), was aufgrund der in den vorherigen Abschnitten diskutierten Wirkungen der NAO auf das europäische Temperatur- und Luftdruckfeld plausibel erscheint (s. auch Diskussion zu Abb. 9.41 u. Abb. 9.52), und die räumliche Struktur des ENSO-Einflusses größtenteils durch eine Überlagerung der Muster aus der 2. und 3. EOF beschreibbar zu sein (s. Abb. 9.58b u. c).

Signale

Die gesamten durch die Einflußgrößen am europäischen Niederschlagsfeld erklärten Varianzen sind mit ca. 12% bis 13% deutlich geringer als beim europäischen Temperatur- bzw. Luftdruckfeld (vgl. Tab. 9.17 mit Tab. 9.11 u. Tab. 9.14). Dies hat seine Ursache wahrscheinlich in der hohen Variabilität und der damit verbundenen großen Rauschkomponente des Niederschlages. Wie bereits nach der Diskussion der Hauptstrukturen im vorherigen Unterabschnitt absehbar, sind die wichtigsten Einflüsse in den Jahressummen die NAO und die GHG, die vergleichbar viel Teilvarianz zum erklärten Anteil beitragen (s. Tab. 9.17). Die anderen Einflüsse, mit Ausnahme der Sonnenflecken-Relativzahlen, tragen demgegenüber etwa um den Faktor 3 weniger Teilvarianz bei. Somit hebt sich der ENSO-Einfluß, zumindest in den Teilvarianzen, nicht so stark von den anderen „schwächeren“ Einflüssen ab, wie aufgrund der selektierten Regressoren in den ersten drei PC zu erwarten war (vgl. mit Tab. 9.16). Da sich die Verteilungen der Teilvarianzen in allen untersuchten Kombinationen zugelassener Einflußgrößen kaum unterscheiden, scheint beim europäischen Niederschlag keine Konkurrenz im Sinne der sukzessiven Regression (s. auch Kapitel 8) zwischen

Tabelle 9.18: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamt- und der Einzelsignale am europäischen Niederschlagsfeldfeld 1900-1998 der Jahressummen und der Monatssummen (bezogen auf NH). Abkürzungen: GES: Gesamt, SUL: Sulfat, VUL: Vulkanismus, SOL: solarer Einfluß nach Lean, JS: Jahressumme.

	GES	GHG	NAO	ENSO	SUL	VUL	SOL
JS	13.2	3.5	4.2	1.4	1.4	1.1	1.3
JAN	18.2	0.5	12.3	0.4	0.9	2.3	1.5
FEB	15.8	0.3	13.9	0.2	0.6	0.5	0.2
MAR	18.8	0.9	8.3	5.0	0.2	3.8	0.5
APR	6.2	0.1	3.0	0.7	0.6	1.3	0.4
MAI	6.9	0.2	3.8	1.3	0.4	1.0	0.2
JUN	8.0	0.0	2.8	0.9	0.9	3.3	0.0
JUL	6.2	0.0	2.0	0.6	0.9	2.6	0.0
AUG	7.9	0.0	3.5	1.0	0.9	2.2	0.1
SEP	11.1	0.6	6.1	1.0	0.3	1.5	1.2
OKT	9.9	0.1	5.7	1.1	1.1	1.6	0.2
NOV	9.1	0.3	6.1	0.6	0.4	1.3	0.4
DEZ	12.8	0.4	8.7	0.8	1.0	1.0	0.9

einzelnen Wirkungsgrößen zu bestehen. Die Teilvarianz der strukturierten Komponente erhöht sich vor allem unter kombiniertem Ausschluß der Sulfat- und Lean-Einflußreihen, was, vergleichbar mit den vorherigen Analysen, zu der Annahme führt, Trend- und/oder Polynomialkomponenten in den Signalfeldern ebendieser Einflüsse zu vermuten.

Die feinere zeitliche Auflösung der Monatssummen zeichnet ein, zu den anderen untersuchten Klimaelementen auf der europäischen Skala, vergleichbares Bild (vgl. Tab. 9.18 mit Tab. 9.12 u. Tab. 9.15): In den Monatssummen dominiert eindeutig der NAO-Einfluß und prägt der erklärten Varianz seinen Jahresgang auf. Die Teilvarianzen des GHG-Einflusses in den Monatssummen ist verschwindend gering, weist aber dennoch ebenfalls einen Jahresgang mit Minima in den Sommermonaten auf. In dieser Jahreszeit existiert im europäischen Raum ein deutlich höherer Anteil an konvektiven Niederschlägen. Ob und wie dieser Sachverhalt mit dem Jahresgang des GHG-Einfluß verknüpft ist, bedarf der Klärung. Bemerkenswert ist noch die auffällig gegenüber den anderen Monatssummen erhöhte Teilvarianz des ENSO-Einflusses in der Märzsumme. Falls hier ein klimatologischer Hintergrund besteht, könnte man an verstärkten Informationstransport aus der ENSO-Region (tropischer Ostpazifik) in die gemäßigten Breiten im Bereich des Nordpazifiks und Nordamerikas und weiter vermittelt des Rossby-Wellen-Regimes nach Europa denken, welcher durch saisonal bedingte großräumige Zirkulationsumstellungen in dieser Jahreszeit zustande kommen könnte. Ist dies der Fall, sollte das ENSO-Signal im Luftdruckfeld des Märzmittels ebenfalls verstärkt sein, was tatsächlich, wenn auch nicht so ausgeprägt wie beim Niederschlag, zutrifft (s. Tab. 9.15). Weitergehende Untersuchungen dazu wären wünschenswert.

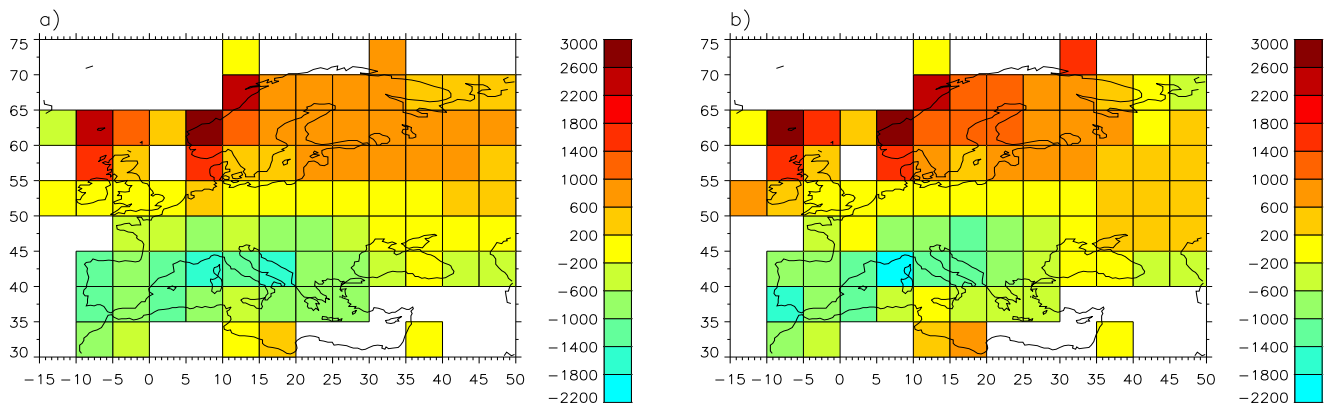


Abbildung 9.59: GHG-Signal in mm der Jahressumme des europäischen Niederschlagfeldes für das Jahr 1998 (Nullniveau ist 1900), (a) mit und (b) ohne zugelassenem Sulfat-Einfluß. Es wurde der solare Einfluß nach Lean verwendet.

Die Amplitudenverteilung des GHG-Signals der Jahressummen, die der Abb. 9.59 zu entnehmen ist, weist eine deutliche Struktur mit positiven Anomalien über Nordeuropa/Skandinavien und negativen Anomalien im Bereich Süd- und Südwesteuropas auf. Die maximalen positiven Amplituden von bis zu fast 3000 mm erscheinen auf den ersten Blick sehr hoch, werden jedoch im Bereich der norwegischen Atlantikküste erreicht, wo orographisch bedingter Stauregen in Verbindung mit ausgeprägter Advektion feuchter, maritimer Luftmassen die mittleren Jahressummen auf fast 18000 mm ansteigen läßt. Da, wie bereits erwähnt, kaum Konkurrenz zwischen dem GHG- und dem Sulfat-Einfluß besteht, unterscheiden sich die Amplitudenverteilungen in Abb. 9.59a und b kaum. Eine weitere Interpretation dieser Signale wird in Verbindung mit der Diskussion der NAO-Signale (s.u.) gegeben.

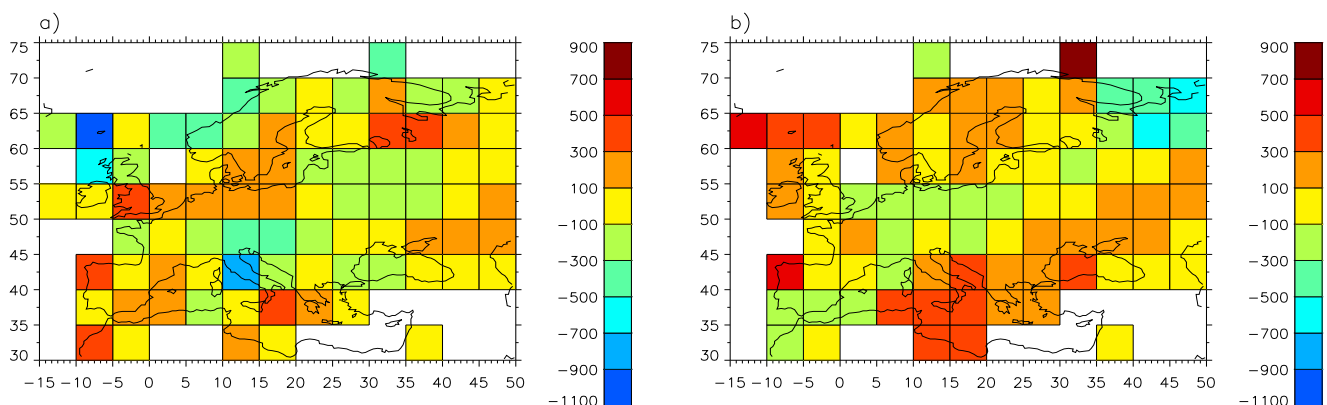


Abbildung 9.60: Sulfat-Signal in mm der Jahressummen des europäischen Niederschlagfeldes für die Jahre 1970 (a) und 1998 (b), Nullniveau ist 1900.

Die maximalen Amplituden des Sulfat-Signals sind etwa um den Faktor 3 geringer als die des GHG-Signals, was der Abb. 9.60 entnommen werden kann. Im Jahre 1970 (maximale Emissionsraten, s. Abb. 9.60a) überwiegen zwar negative Anomalien, die Amplitudenverteilung ist jedoch teilweise recht heterogen und erschwert somit eine Interpretation. Am Ende des Analysezeitraumes (1998) sind die Amplituden von vergleichbarer Magnitude, besitzen jedoch in vielen Gitterpunkten ein umgekehrtes Vorzeichen. Auffällig ist ein größerer zusammenhängender Bereich positiver Anomalien im zentralen Mittelmeerraum. Eine Zuordnung dieser Muster zu klimatologischen Grundvorstellungen fällt schwer.

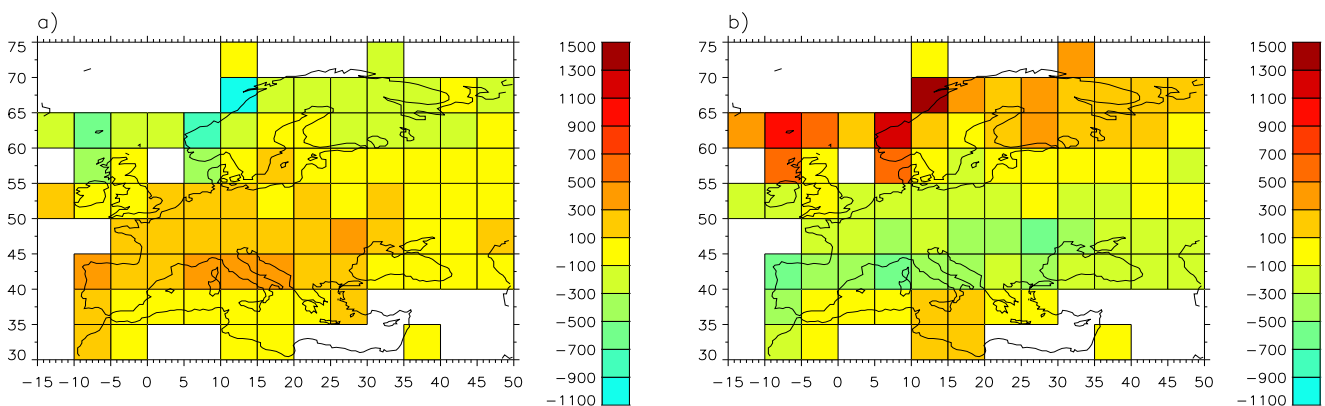


Abbildung 9.61: ENSO-Signal in mm der Jahressummen des europäischen Niederschlagsfeldes für die Jahre 1982 (a) und 1917 (b), sowie der Märzsummen für die Jahre 1983 (c) und 1917 (d).

Die Diskussion der natürlichen Signale beginnt wieder mit dem ENSO-Signal, das auf der europäischen Skala im Niederschlagsfeld interessantere Eigenschaften als im Temperatur- bzw. Druckfeld besitzt. Aus diesem Grund sind in Abb. 9.61 neben Signalfeldern der Jahressummen auch die der Märzsummen dargestellt. Zunächst fallen die großräumigen Strukturen in Abb. 9.61 auf, die aufgrund der Selektion von ENSO-Einflussreihen in der 2. und 3. PC (vgl. mit Tab. 9.16) zumindest qualitativ zu erwarten waren. Erstaunlicherweise zeigen sich bei den Märzsummen gegenüber den Jahressummen Amplitudenverteilungen mit umgekehrtem Vorzeichen, die auch viel weiträumiger sind. Die maximalen Amplituden der Märzsummen sind auch etwa um den Faktor 4 größer als in den Jahressummen. Hierbei ist zu beachten, dass der Niederschlag eine additive Größe ist, und somit die Absolutwerte mit dem Sammelzeitraum gewichtet werden müssen, um sie vergleichbar zu machen. Somit bildet sich während El Niño im März ein Signalmuster aus, das mit dem GHG-Signalmuster und mit dem noch zu diskutierenden NAO-Signalmuster (bei positivem NAOI) große strukturelle Ähnlichkeiten aufweist. Die Bedeutung dieses Sachverhaltes sollte in weiterführenden Studien beleuchtet werden.

Die Vulkanismus-Signalfelder infolge des Pinatubo-Ausbruchs sind sehr unterschiedlich strukturiert, was der Abb. 9.62 zu entnehmen ist. Bemerkenswerterweise findet man die stärksten Amplituden erst im 2. und 3. Folgejahr nach dem Ausbruch (s. Abb. 9.62c u.

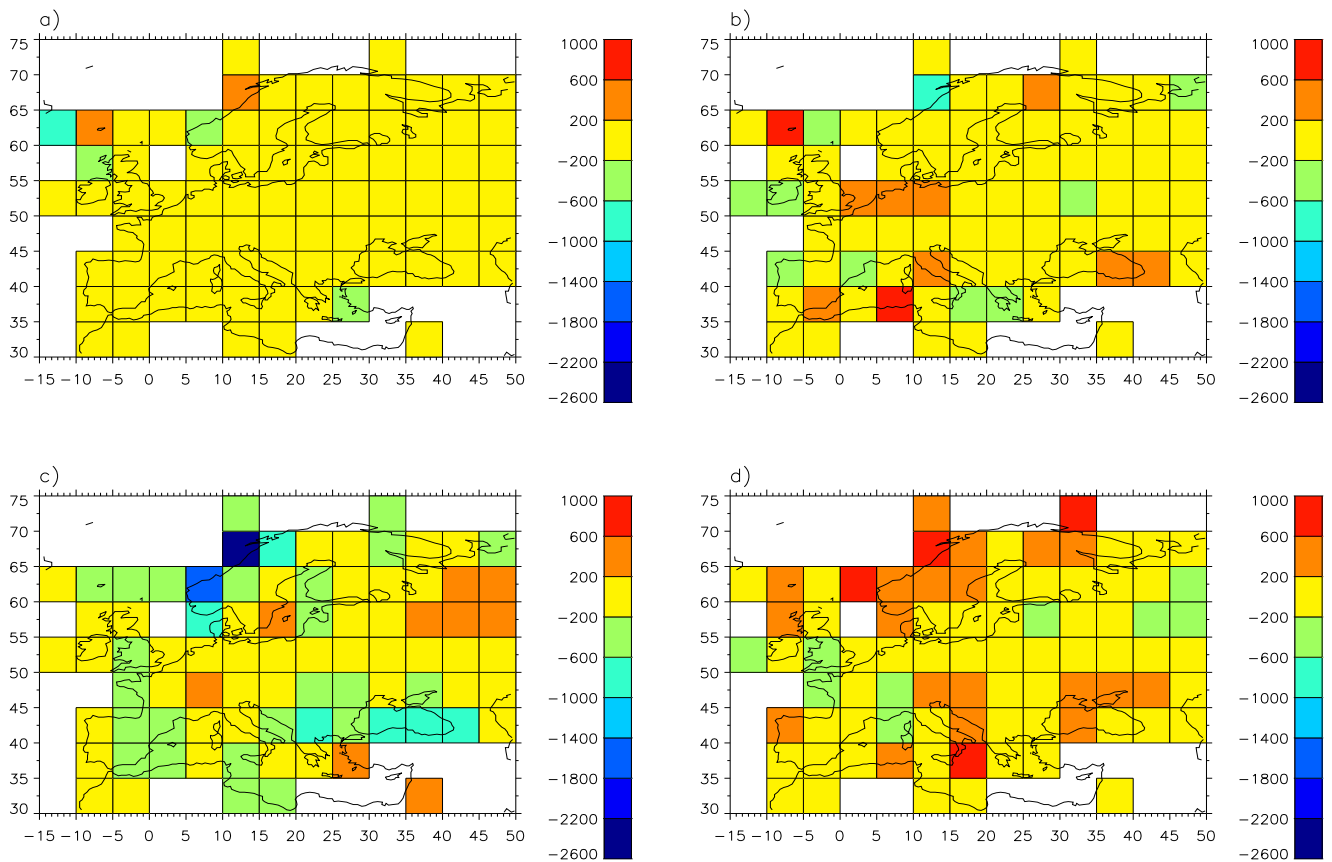


Abbildung 9.62: Vulkanismus-Signal in mm der Jahressumme des europäischen Niederschlagsfeldes für die Jahre 1991 (a), 1992 (b), 1993 (c) und 1994 (d). Nullniveau ist 1940.

Abb. 9.62d), welche dann noch größtenteils ein umgekehrtes Vorzeichen aufweisen. Die Wirkungsmechanismen sind wahrscheinlich recht kompliziert, weshalb hier keine weitere Interpretation angeboten werden kann.

Auf das NAO-Signal der Januarsummen entfallen knapp 70% der gesamten erklärten Varianz der Analysen dieses Monats (s. auch Tab. 9.18), somit bildet es sich auch sehr gut ab (s. Abb. 9.63) und ist klimatologisch plausibel: Hoher NAOI (s. Abb. 9.63b) führt zu verstärkter Zonalität und somit im Winter zu positiven Niederschlagsanomalien in Nordwesteuropa und zu negativen in Südwesteuropa. Bei negativem NAOI ist es naturgemäß genau umgekehrt (s. Abb. 9.63a). Umso extremer der NAOI, desto weiter erstrecken sich die Niederschlagsanomalien nach Osten auf den europäischen Kontinent, was plausibel ist und aus Platzgründen hier nicht dargestellt ist. Somit präsentiert sich die NAO auf der europäischen Skala in allen drei analysierten Klimaelementen als der mit Abstand wichtigste Einfluß.

Die Amplitudenverteilungen der solaren Signale nach Lean bzw. durch Sonnenflecken-

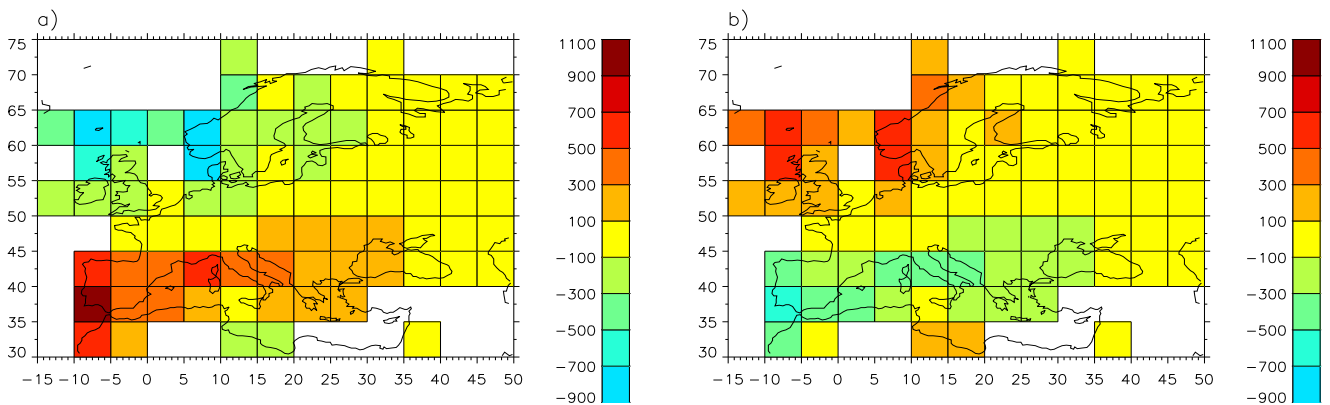


Abbildung 9.63: NAO-Signal in mm der Januarsumme (bezogen auf die NH) des europäischen Niederschlagsfeldes für die Jahre 1941 (a) und 1993 (b).

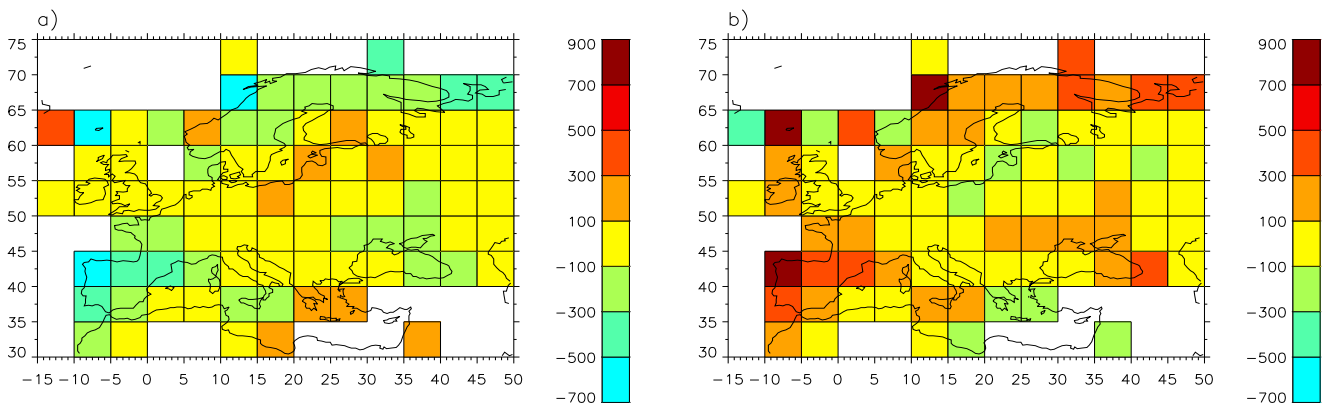


Abbildung 9.64: Solares Signal (Einfluß: Schwankungen der Solarkonstanten nach Lean) in [mma] der Jahressumme des europäischen Niederschlagsfeldes für die Jahre 1913 (a) und 1981 (b).

Relativzahlen sind strukturell verwandt, wie ein Vergleich der Abb. 9.64 mit Abb. 9.65 zeigt. Das Lean-Signal ist etwas ausgeprägter, was auch in den anderen Klimaelementen festgestellt wurde (s. auch Abb. 9.42 bzw. Abb. 9.43 u. Abb. 9.53 bzw. Abb. 9.54). Es zeigen sich negative Niederschlags-Anomalien in Verbindung mit einer niedrigen Solarkonstanten (s. Abb. 9.64a) bzw. bei niedriger Sonnenflecken-Relativzahl (s. Abb. 9.65a) und umgekehrt. Die Zusammenhänge sind sicherlich sehr kompliziert, und bedürfen weiterer Studien.

Detektion

Der Abb. 9.66a entnimmt man, daß der Niederschlag, zumindest auf der europäischen Skala zur Detektion des anthropogenen Treibhauseffektes ungeeignet ist. Im Jahre 1998

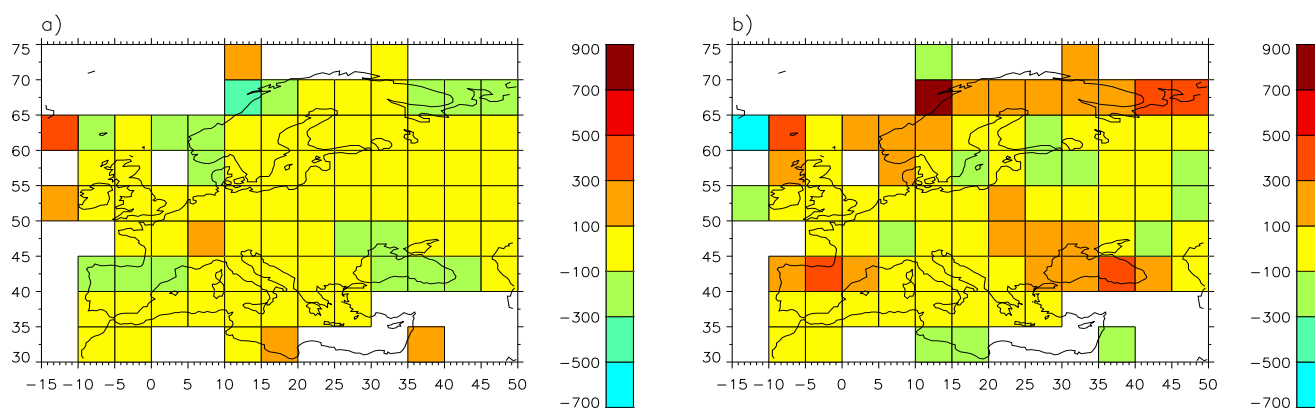


Abbildung 9.65: Solares Signal (Einfluß: Sonnenflecken-Relativzahlen) in [mma] der Jahressumme des europäischen Niederschlagfeldes für die Jahre 1903 (a) und 1981 (b).

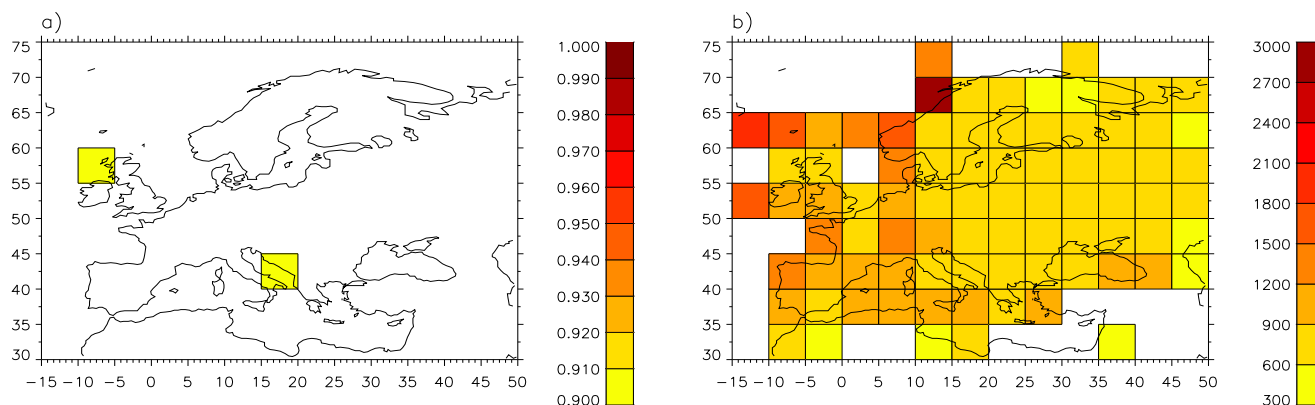


Abbildung 9.66: Prozentuale Wahrscheinlichkeit p für das Auftreten eines Klimawandels im europäischen Niederschlagfeld aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes (ab $p \geq 90\%$) für das Jahr 1998 (a), und Standardabweichung der Rauschkomponente in mm (b). Den Berechnungen liegt das GHG-Signalfeld mit Berücksichtigung des Sulfat-Einflusses, und mit Verwendung des solaren Einfluß nach Lean zugrunde.

übersteigt die Wahrscheinlichkeit für einen Klimawandel nur in zwei Gitterpunkten die 90%-Schwelle, was bei 83 Gitterpunkten mit hoher Wahrscheinlichkeit Zufall ist. Die Ursache liegt vor allem beim hohen Rauschanteil im Niederschlag. Wenn man Abb. 9.66b mit Abb. 9.59a vergleicht, so sieht man, daß die Gebiete mit hoher Signalamplitude und mit hohem Rauschanteil zusammenfallen, wodurch das Signal-zu-Rausch-Verhältnis nicht erhöht wird. Weiterhin ist das GHG-Signal in der Jahressumme zwar deutlich stärker als beim Luftdruck, jedoch nicht so ausgeprägt wie bei der Temperatur, wo der Rauschanteil zudem noch geringer ist. Somit ist die Temperatur sowohl auf der globalen als auch auf der europäischen Skala das geeignetste Klimaelement zur Detektion des anthropogenen Treibhauseffektes.

9.5 Zusammenfassung und Vergleich

In diesem abschließenden Abschnitt sollen nun die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst werden. Zunächst werden die Auswirkungen der räumlichen Differenzierung und Regionalisierung auf die Verteilung der Teilvarianzen am Beispiel der Temperatur-Jahresmittel diskutiert.

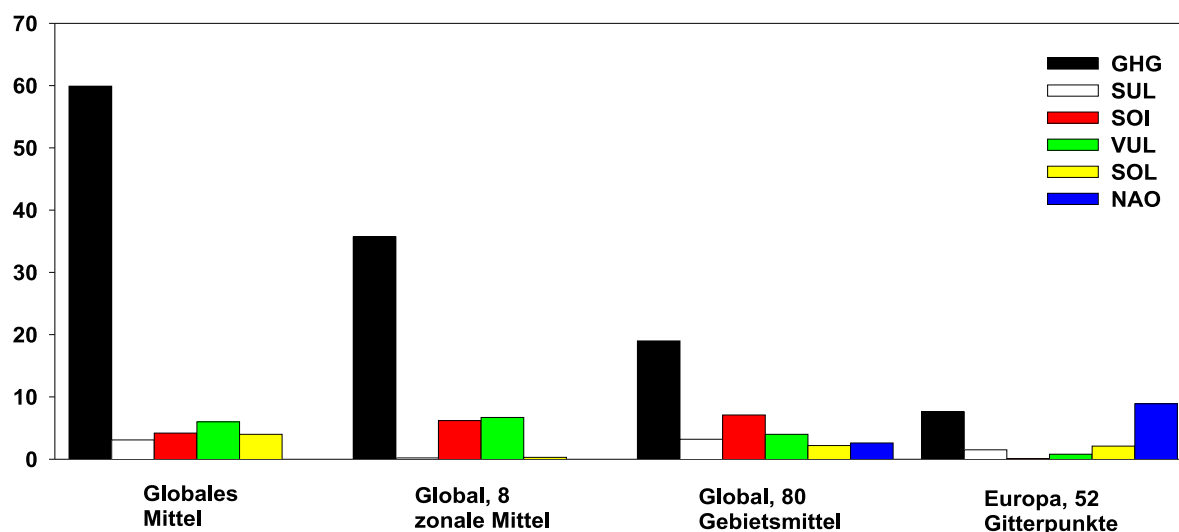


Abbildung 9.67: Aus sukzessiver Regression abgeleitete prozentuale Teilvarianzen der einzelnen Einflußgrößen bei den Analysen der Temperatur-Jahresmittel auf verschiedenen räumlichen Skalen und bei unterschiedlicher räumlicher Differenzierung (vgl. dazu auch Kapitel 7: Daten - Zielgrößen).

Am auffälligsten ist die Zunahme der GHG-Teilvarianz mit abnehmender räumlicher Differenzierung und Regionalisierung, wie der Abb. 9.67 entnommen werden kann. Die Ursache liegt in der Unterdrückung stochastischer Schwankungen durch Mittelungsprozesse, so daß die erklärte Varianz global wirkender Prozesse, wie das beim anthropogenen Treibhauseffekt der Fall ist, ansteigt. Im Gegensatz dazu steigt die Teilvarianz lokal unterschiedlich wirkender Einflüsse, wie z.B. ENSO, bei verfeinerter räumlicher Aufschlüsselung an. Auf der europäischen Skala verschwindet jedoch dessen Wirkung fast, da dort lokal ENSO keine ausgeprägte Wirkung auf das Temperaturfeld aufweist. Andere Phänomene, wie z.B. die NAO werden erst durch lokale Betrachtungen richtig erfasst, da ihr Einfluß in kleinräumigen Regionen (Nordatlantik/Europa) besonders groß ist.

Im folgenden werden nun die aussagekräftigsten Ergebnisse, geordnet nach analysierten Datensätzen stichpunktartig herausgestellt.

Temperatur - Globales sowie hemisphärische Mittel

- Durch die selektierten Einflußgrößen können global 79.7%, nordhemisphärisch 68.3% und südhemisphärisch 83.5% der Gesamtvarianz erklärt werden (s. Tab. 9.1).
- Der mit Abstand gewichtigste Einfluß ist GHG mit global 59.9, nordhemisphärisch 49.3% (falls kein solarer Einfluß nach Lean angeboten wird) und südhemisphärisch 70.5% erklärter Varianz (s. Tab. 9.1).
- Auf der Nordhemisphäre besteht eine Konkurrenz zwischen dem GHG-Einfluß und dem solaren Einfluß nach Lean [25].
- Durch die selektierten Einflußgrößen kann die Zeitstruktur des globalen und der hemisphärischen Mittel sehr gut nachvollzogen werden (s. Abb. 9.1).

Temperatur - Global, 8 zonale Mittel

- Das Temperaturfeld weist eine ausgeprägt dominante zeitliche Hauptstruktur auf (s. Abb. 9.2), die in allen zonalen Mitteln mit positivem Vorzeichen gewichtet wird (s. Abb. 9.4).
- Durch die selektierten Einflußgrößen können 51.0% der Gesamtvarianz erklärt werden, davon entfallen auf die GHG 35.7% (s. Tab. 9.2).
- Das GHG-Signalfeld weist ausschließlich positive Amplituden von ca. 0.35 K in niederen Breiten und bis zu 1.1 K in höheren Breiten (gegenüber 1866) auf (s. Abb. 9.6).
- Das Sulfat-Signal weist uneinheitliche Amplituden unterschiedlichen Vorzeichens auf, die nicht plausibel erscheinen.
- Die natürlichen Signale weisen eine plausible raumzeitliche Struktur auf (s. Abb. 9.8, 9.9 u. 9.10)

Temperatur - Global, 80 Gebietsmittel

- Das Temperaturfeld weist eine ausgeprägt dominante zeitliche Hauptstruktur auf (s. Abb. 9.12), die in allen Gebietsmitteln mit positivem Vorzeichen gewichtet wird (s. Abb. 9.14a).
- Durch die selektierten Einflußgrößen können im Jahresmittel maximal 38.8% der Gesamtvarianz erklärt werden, hiervon entfallen zwischen 19.0% und 20.9% (je nach zugelassenen Einfluß-Zeitreihen) auf den GHG-Einfluß (s. Tab. 9.5).

- Durch die Residuenanalyse kann eine strukturierte Komponente mit einer erklärten Varianz zwischen 7.1% und 11.2% von der Rauschkomponente abgespalten werden (s. Tab. 9.5).
- In der jahreszeitlichen Betrachtung sinkt die erklärte Varianz des GHG-Einflusses von ca. 20% (im Jahresmittel) auf ca. 13% ab (s. Tab. 9.6). Im Winter besteht eine Konkurrenz zwischen dem GHG-Einfluß und dem solaren Einfluß nach Lean.
- Das GHG-Signalfeld weist großräumige Erwärmungen von maximal ca. 1.7 K (über Zentralasien) und vereinzelte Abkühlungen von maximal ca. -0.3 K (im Bereich des Nordatlantiks und Grönlands, sowie über Äquatorial-Westafrika) auf (s. Abb. 9.15).
- Das Sulfat-Signal ist nicht plausibel (s. Abb. 9.16).
- Die natürlichen Signale sind plausibel (s. Abb. 9.17, 9.18, 9.19, 9.20 und 9.21).
- Im Endjahr der Analysen (1995) wird in 47 von 72 Gebietsmitteln mit über 90% Signifikanz ein Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes detektiert (s. Abb. 9.22a). In 42 von 72 Gebietsmitteln ist die Signifikanz größer als 95%, in 19 größer als 99%.

Luftdruck - Global, 80 Gebietsmittel

- Im Luftdruckfeld werden zwei bis drei weniger ausgeprägte dominante zeitliche Hauptstrukturen gefunden (s. Abb. 9.23).
- Durch die selektierten Einflußgrößen können im Jahresmittel maximal 29.1% der Gesamtvarianz erklärt werden, hiervon entfallen auf den GHG-Einfluß maximal 8.5% (unter Ausschluß des Sulfat-Einfluß, s. Tab. 9.8).
- Es besteht eine deutliche Konkurrenz (im Sinne der sukzessiven Regression, s. auch Kapitel 8) zwischen dem GHG- und dem Sulfat- Einfluß (s. Tab. 9.8).
- Durch die Residuenanalyse kann eine strukturierte Komponente mit einer erklärten Varianz zwischen 7.6% und 12.3% von der Rauschkomponente abgespalten werden (s. Tab. 9.8).
- In der jahreszeitlichen Betrachtung sinkt die insgesamt erklärte Varianz von ca. 30% (im Jahresmittel) auf ca. 15% bis 20% ab (s. Tab. 9.9).
- Das GHG-Signal deutet auf eine Verstärkung von ENSO durch den anthropogenen Treibhauseffekt hin (s. Abb. 9.26).
- Das Sulfat-Signal ist schwer interpretierbar und aufgrund seiner strukturellen Ähnlichkeit zum GHG-Signal nicht plausibel.

- Die natürlichen Signale sind teilweise plausibel (ENSO, NAO, s. Abb. 9.28 u. 9.30) und teilweise schwer interpretierbar (Vulkanismus, solare Einflüsse, s. Abb. 9.29, 9.31 u. 9.32).
- Im Endjahr der Analysen (1992) wird in 15 von 62 Gebietsmitteln mit über 90% Signifikanz ein Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes detektiert, was wiederum mit 99.9% signifikant ist (s. Abb. 9.33a u. Anhang A). In 8 von 62 Gebietsmitteln ist die Signifikanz größer als 95%, in 4 größer als 99%.

Temperatur - Europa, 52 Gitterpunkte

- Das Temperaturfeld weist eine ausgeprägt dominante zeitliche Hauptstruktur auf (s. Abb. 9.34), die in allen Gebietsmitteln (außer in Anatolien und Kleinasien) mit positivem Vorzeichen gewichtet wird (s. Abb. 9.36a).
- Durch die selektierten Einflußgrößen können im Jahresmittel maximal 21.3% der Gesamtvarianz erklärt werden, hiervon entfallen maximal 8.1% (je nach zugelassenen Einfluß-Zeitreihen) auf den GHG-Einfluß und maximal 9.6% auf den NAO-Einfluß (s. Tab. 9.11).
- Durch die Residuenanalyse kann eine strukturierte Komponente mit einer erklärten Varianz zwischen 10.5% und 11.1% von der Rauschkomponente abgespalten werden (s. Tab. 9.11).
- In den Monatsmitteln zeigt sich ein ausgeprägter Jahresgang der insgesamt erklärten Varianz, der auf den Jahresgang der durch den NAO-Einfluß erklärten Varianz, mit Maxima im Winter, zurückzuführen ist. Der GHG-Einfluß sinkt hierbei auf 0.0% bis 2.0% erklärter Varianz ab (s. Tab. 9.12).
- Das GHG-Signalfeld weist einen Nordost-Südwest-Gradienten mit Erwärmungen von maximal 1.7 K im Nordosten und Abkühlungen von maximal -0.7 K in Anatolien/Kleinasien und nordwestlich von Schottland auf (s. Abb. 9.37).
- Beim Sulfat-Signal überwiegen 1970 (Zeitraum maximaler Emissionsraten) Abkühlungen bis maximal -0.3 K (s. Abb. 9.38).
- Die natürlichen Signale sind z.T. vernachlässigbar (ENSO, s. Abb. 9.39), z.T. schwer interpretierbar (Vulkanismus, solare Einflüsse, s. Abb. 9.40, 9.42 u. 9.43) und z.T. sehr plausibel und dominant (NAO, s. Abb. 9.41).
- Im Endjahr der Analysen (1998) wird in 11 von 52 Gebietsmitteln mit über 90% Signifikanz ein Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes detektiert (s. Abb. 9.44a). In 4 von 52 Gebietsmitteln ist die Signifikanz größer als 95%.

Luftdruck - Europa, 44 Gitterpunkte

- Im Luftdruckfeld werden zwei bis drei dominante zeitliche Hauptstrukturen gefunden (s. Abb. 9.45).
- Durch die selektierten Einflußgrößen können im Jahresmittel maximal 27.8% der Gesamtvarianz erklärt werden, hiervon entfallen auf den GHG-Einfluß maximal 2.4% (unter Ausschluß des Sulfat- und Lean Einflusses) und auf den NAO-Einfluß maximal 20.2% (s. Tab. 9.14).
- Es besteht eine deutliche Konkurrenz (im Sinne der sukzessiven Regression, s. auch Kapitel 8) zwischen dem GHG- dem Sulfat- und dem solaren Einfluß nach Lean (s. Tab. 9.14).
- Durch die Residuenanalyse kann eine strukturierte Komponente mit einer erklärten Varianz zwischen 3.8% und 6.0% von der Rauschkomponente abgespalten werden (s. Tab. 9.14).
- In den Monatsmitteln zeigt sich ein Jahresgang der insgesamt erklärten Varianz, der auf den Jahresgang der durch den NAO-Einfluß erklärten Varianz, mit Maxima im Winter, zurückzuführen ist (s. Tab. 9.15).
- Das GHG-Signalfeld ist schwer interpretierbar (s. Abb. 9.48).
- Das Sulfat-Signalfeld kann konsistent in Verbindung mit einer Abkühlung interpretiert werden (s. Abb. 9.49).
- Die natürlichen Signale sind z.T. vernachlässigbar (ENSO, s. Abb. 9.50), z.T. schwer interpretierbar (Vulkanismus, solare Einflüsse, s. Abb. 9.51, 9.53 u. 9.54) und z.T. sehr plausibel und dominant (NAO, s. Abb. 9.52).
- Im Endjahr der Analysen (1995) wird in 2 von 44 Gebietsmitteln mit über 99% Signifikanz ein Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes detektiert (in Anatolien/Kleinasien), was wiederum mit 92.8% signifikant ist (s. Abb. 9.55a u. Anhang A).

Niederschlag - Europa, 83 Gitterpunkte

- Das Niederschlagfeld weist zwei dominante zeitliche Hauptstrukturen in einem relativ flachen Eigenwertspektrum auf (s. Abb. 9.56).
- Durch die selektierten Einflußgrößen können in der Jahressumme maximal 13.2% der Gesamtvarianz erklärt werden, hiervon entfallen auf den GHG- und den NAO-Einfluß jeweils maximal maximal 4.3% (s. Tab. 9.17).

- Durch die Residuenanalyse kann eine strukturierte Komponente mit einer erklärten Varianz zwischen 3.8% und 5.6% von der Rauschkomponente abgespalten werden (s. Tab. 9.17).
- In den Monatssummenn zeigt sich ein ausgeprägter Jahresgang der insgesamt erklärten Varianz, der auf den Jahresgang der durch den NAO-Einfluß erklärten Varianz, mit Maxima im Winter, zurückzuführen ist. Der GHG-Einfluß sinkt hierbei auf 0.0% bis 0.9% erklärter Varianz ab (s. Tab. 9.18). In der Märzsumme ist die ENSO-Teilvarianz mit 5.0% gegenüber der Jahres- und den anderen Monatssummen auffällig erhöht (s. Tab. 9.18).
- Das GHG-Signalfeld zeigt positive Anomalien über Nordeuropa/Skandinavien und negative über Südeuropa und dem westlichen Mittelmeer (s. Abb. 9.59).
- Das Sulfat-Signalfeld ist schwer interpretierbar (s. Abb 9.60).
- Das ENSO-Signalfeld weist in der Märzsumme gegenüber der Jahressumme eine deutlich modifizierte Amplitudenverteilung auf (s. Abb. 9.61).
- Die anderen natürlichen Signale sind z.T. schwer interpretierbar (Vulkanismus, solare Signale, s. Abb. 9.62 9.64 u. 9.65) und z.T. sehr plausibel und dominant (NAO, s. Abb. 9.63).
- Im Endjahr der Analysen (1998) wird in 2 von 83 Gebietsmitteln mit über 90% Signifikanz ein Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes detektiert, was nicht signifikant ist (s. Abb. 9.66a u. Anhang A).

Zusammenfassend gelangt man somit zu der Aussage, daß der anthropogene Treibhauseffekt in den Beobachtungsdaten der Temperatur statistisch entdeckt werden kann. Die Detektion gelingt am besten im globalen Mittel, indem sich das anthropogene Treibhaus-signal am stärksten vom Klimarauschen abhebt. Mit zunehmender räumlicher Differenzierung und Regionalisierung verstärkt sich dieses Klimarauschen, was das Signal-Rausch-Verhältnis verringert und somit die Detektion erschwert. Jedoch konnte in diesen Analysen in allen untersuchten Temperatur-Datensätzen, sowohl auf der globalen als auch auf der europäischen Skala ein Klimawandel aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes nachgewiesen werden. Beim Luftdruck gelingt dies nur auf der globalen Skala, und in deutlich eingeschränkterem Maße als bei der Temperatur. Auf der europäischen Skala dominiert der Einfluß der NAO auf das Luftdruckfeld. Da jedoch eine ursächliche Verbindung zwischen dem, in den letzten etwa 30 Jahren beobachteten, positiven Trend des NAOI und dem anthropogenen Treibhauseffekt diskutiert wird [27], ist es denkbar, daß der anthropogene Einfluß in Europa durch die NAO maskiert ist. Im Gitterpunktsdatensatz europäischer Niederschlagssummen konnte zwar ein anthropogenes Treibhaus-signal signifikant gefunden werden, der Rauschanteil von über 80% Teilvarianz verhindert dort jedoch eine signifikante Detektion eines Klimawandels aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes.

Kapitel 10

Ausblick

Die Vielfalt der in diesem Bericht vorgestellten und diskutierten Ergebnisse hat hinsichtlich beider Teile (struktur- und ursachenorientierter Analyse) gezeigt, daß sich die in diesem Projekt entwickelten und angewendeten Strategien in der Praxis der Analyse von klimatischen Zeitreihen bewähren und zu ebenso umfangreichen wie wichtigen Ergebnissen führen. Damit ist das Potential derartiger statistischer Arbeiten aber keineswegs erschöpft.

So können in einem nächsten Schritt beide Strategien auf andere Klimadaten angewendet werden. Dies erlaubt sowohl die Untersuchung anderer Klimaparameter als auch anderer Regionen (z.B. durch Verwendung von Gitterpunktdatensätzen Asiens, Afrikas und Amerikas). Darüber hinaus können Reihen analysiert werden, die längere Zeitspannen überdecken. Damit können Aussagen über Zusammenhänge und Strukturen von rekonstruierten Zeitreihen von Klimaparametern und Antrieben auch auf anderen Zeitskalen erstellt werden. Auch Datenreihen mit höherer zeitlicher Auflösung (z.B. Tagesdaten) können ohne Änderung der Strategien untersucht werden.

Beide Strategien erlauben darüber hinaus aber auch methodische Weiterentwicklungen, die zur Untersuchung weiterer Fragen bzw. zur eingehenderen Analyse der in dieser Arbeit untersuchten Aspekte dienen können.

Die strukturorientierte Zeitreihenanalyse basiert darauf, daß von einem Angebot an möglichen Strukturen durch eine sukzessive Selektionsstrategie die statistisch optimalen ausgesucht werden. Eine einfache Erweiterung liegt z.B. darin, daß das Repertoire an angebotenen Strukturen ausgedehnt wird. So erscheint es beispielsweise sinnvoll, den Änderungen im Jahresgang mehr Freiheiten zu geben [43]. Eine solche Vorgehensweise erlaubt es unter Umständen, weitere signifikante Strukturen zu finden oder vorhandene Strukturen besser zu beschreiben. Inwieweit die Bedingung der asymptotischen Orthogonalität weiter aufgeweicht werden darf, ist dabei zu untersuchen.

Bei der Detektion von seltenen extremen Ereignissen wurde eine Gauß-verteilte Variable zugrunde gelegt. Die Detektionsstrategie ist aber im Prinzip für jede beliebige Verteilung lösbar. Insbesondere monatliche Niederschlagssummen zeigen eindeutige Abweichungen von der Gauß-Verteilung. Daher erscheint es sinnvoll, für diese und womöglich auch

weitere Variablen andere Verteilungen (z.B. die Weibull-Verteilung) zu verwenden. Andererseits können aber Variablen, deren Residuen nicht Gauß-verteilt sind, auch vor der Analyse schon so transformiert werden, daß sie der Gauß-Verteilung approximativ folgen. Dazu bietet sich z.B. die Box-Cox-Transformation [34] an. Dieser Weg führt zu einer konsistenten Betrachtung, da auch die Schätzer für die verschiedenen Strukturen Gauß-verteilte Residuen voraussetzen. Der Nachteil bei dieser Herangehensweise ist, daß wegen der Nichtlinearität der notwendigen Transformation nur die Form, nicht aber die Amplituden der Strukturen in den Originalreihen geschätzt werden können.

Nach der Eliminierung von strukturierten Komponenten erhält man einen unerklärten Rest. In dieser Arbeit wurden nur dessen statistische Eigenschaften im Sinne der Realisation eines stationären linearen stochastischen Prozesses untersucht. Dabei konnten nur Abweichungen vom weißen Rauschen erkannt werden. Welcher stochastische Prozess ein Residuum am besten beschreibt und um wieviel besser ein spezieller stochastischer Prozess gegenüber Alternativen ist, wurde nicht untersucht. Diese Fragen sind aber für die Charakterisierung des Klimarauschens und damit der Eigenschaften des Klimasystems von großer Bedeutung. Eine möglichst vollständige Kenntnis des Klimarauschens erlaubt einerseits ein besseres Verständnis der Physik des Klimas, andererseits verbessert es die Qualität der Detektion von Signalen im Rauschen. Daher bietet es sich an, der Frage nachzugehen, ob die Residuen als Realisation linearer Prozesse angesehen werden können. Ist dies der Fall, so ist es sinnvoll, dessen Eigenschaften physikalisch zu deuten [11]. Andererseits muß die Hypothese getestet werden, ob es sinnvoll ist, die Residuen als Realisation linearer Prozesse zu sehen. Dazu gibt z.B. der Hurst-Exponent [44][24][34] Auskunft.

Eine der wichtigsten Anwendungen der strukturorientierten Zeitreihenanalyse ist weiterhin in der Untersuchung der zeitlichen Abhängigkeit von Überschreitungswahrscheinlichkeiten von Schwellwerten zu sehen. In klassischem Sinn sind Extremereignisse Werte, die bestimmte Schwellen überschreiten. Dies ist aus der Sicht von Anwendern sinnvoll, da mit dem Überschreiten von Schwellen i.A. ungewünschte Reaktionen verbunden sind (z.B. Dürren und Starkniederschläge, extreme Hitze und Kälte in der Land- und Wasserwirtschaft). Geht man von stationären Zufallsvariablen aus, so kann man einfach aus der Anzahl der Extremereignisse innerhalb eines Beobachtungsintervalls auf die Wahrscheinlichkeit für das Überschreiten der Schwelle (und damit auch auf die Wiederkehrzeit dieses Ereignisses) schließen. Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit zeigen aber klar, daß klimatische Variablen nicht stationär sind. Damit kann die klassische Schätzung von Wiederkehrzeiten zu falschen und womöglich in manchen Fällen sogar fatalen Schlüssen führen.

Demgegenüber erlaubt die strukturorientierte Zeitreihenanalyse, die zeitliche Variation von Mittelwert und Varianz anzugeben. Aus der zusätzlichen Kenntnis der Verteilung ist damit die zeitabhängige Wahrscheinlichkeit für das Überschreiten von Schwellwerten im Prinzip leicht angebar. Um dies zu untersuchen soll hier ein einfaches Beispiel gegeben werden. Abb. 10.1b) zeigt das zeitabhängige 99%-Intervall der Monatsmittel der globalen Mitteltemperatur unter der vereinfachten Annahme einer zeitlich konstanten Standardabweichung $\sigma(t) = \sigma$ und als ausschließliche Folge von Trend und polynomialer Komponente $\mu(t) = t_r(t) + g(t)$. Zusätzlich ist in dieser Abbildung auch das Intervall eingezeichnet,

in dem 99% der Werte liegen (Ober- und Untergrenzen abgekürzt durch S_{\uparrow} und S_{\downarrow}). Es ist klar zu erkennen, daß die Wahrscheinlichkeit, dieses Intervall nach oben zu verlassen, gestiegen ist, während die Wahrscheinlichkeit, es nach unten zu verlassen, gesunken ist¹.

Unter der vereinfachten Annahme von Gauß-schen weißen Residuen folgen die zugehörigen zeitabhängigen Wahrscheinlichkeitsdichten p_{\uparrow} und p_{\downarrow} (in Wahrscheinlichkeit pro Monat) aus

$$\begin{aligned} p_{\uparrow} &= 1 - \int_{-\infty}^{S_{\uparrow}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(t)} \exp\left(-\frac{(y-\mu(t))^2}{2\sigma(t)^2}\right) dy = 1 - \operatorname{erf}\left(\frac{S_{\uparrow}-\mu(t)}{\sqrt{2}\sigma(t)}\right) \\ p_{\downarrow} &= \int_{-\infty}^{S_{\downarrow}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(t)} \exp\left(-\frac{(y-\mu(t))^2}{2\sigma(t)^2}\right) dy = \operatorname{erf}\left(\frac{S_{\downarrow}-\mu(t)}{\sqrt{2}\sigma(t)}\right). \end{aligned} \quad (10.1)$$

Das zeitliche Verhalten dieser Wahrscheinlichkeitsdichten ist in Abbildung 10.1c) angegeben und offensichtlich nicht konstant, sondern schwankt über einige Zehnerpotenzen. Dabei ist die Wahrscheinlichkeit für das Unterschreiten der unteren Schwelle um 1909 mit ca. 7% pro Monat am größten, während die Wahrscheinlichkeit für das Überschreiten der oberen Schwelle von Werten unter $10^{-5}\%$ pro Monat auf etwa 8% gestiegen ist (s. Abb. 10.1).¹

Dieses vereinfachte Beispiel zeigt deutlich die Notwendigkeit, zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten von Schwellen zu untersuchen.

Auch die Methode der ursachenorientierten Zeitreihenanalyse erlaubt weitere und tiefgreifendere Untersuchungen, z.B. durch Einbezug anderer potentieller Einflußgrößen. Darüber hinaus haben die Analysen dieser Arbeit gezeigt, daß nicht alle Einflußgrößen mit einer für die Untersuchungen wünschenswerten Glaubwürdigkeit zur Verfügung stehen. Insbesondere der Einfluß anthropogener troposphärischer Aerosole scheint durch die Parametrisierung des direkten Effekts der Sulfatpartikel nicht ausreichend repräsentiert zu sein. Es ist daher sinnvoll, die Analysen zu wiederholen, sobald der Strahlungsantrieb von anthropogenen Aerosolpartikeln besser verstanden und beschrieben sein wird. Zusätzlich kann die Methode dazu verwendet werden, unter verschiedenen Parameterisierungen einer Einflußgröße, jene zu detektieren, die unter Berücksichtigung aller anderen bekannten potentiellen Einflußgrößen, statistisch am sinnvollsten erscheint. Dieses Vorgehen bietet sich z.B. für den Vergleich von verschiedenen Vulkan- bzw. Solarantrieben oder aber des bereits erwähnten anthropogenen Aerosolantriebs an.

Darüber hinaus können außer den linearen Ursache-Wirkungs-Zusammenhängen auch nichtlineare Ansätze betrachtet werden. Dazu können einerseits in einer Art Reihenentwicklung immer höhere Potenzen der (normierten) Einflußgrößen verwendet werden. Damit kann die Form der Abhängigkeit adjustiert werden. Andererseits können die verschiedenartigsten nichtlinearen Funktionen angesetzt werden. So wären z.B. sigmoide Funktionen denkbar, die eine quasi-lineare Abhängigkeit in einem gewissen Bereich erlauben und eine

¹Entsprechend der klassischen Betrachtung wird die Überschreitungswahrscheinlichkeit der oberen Grenze als 0.5% und die Wahrscheinlichkeit für das Unterschreiten der unteren Grenze als 0.5% angegeben.

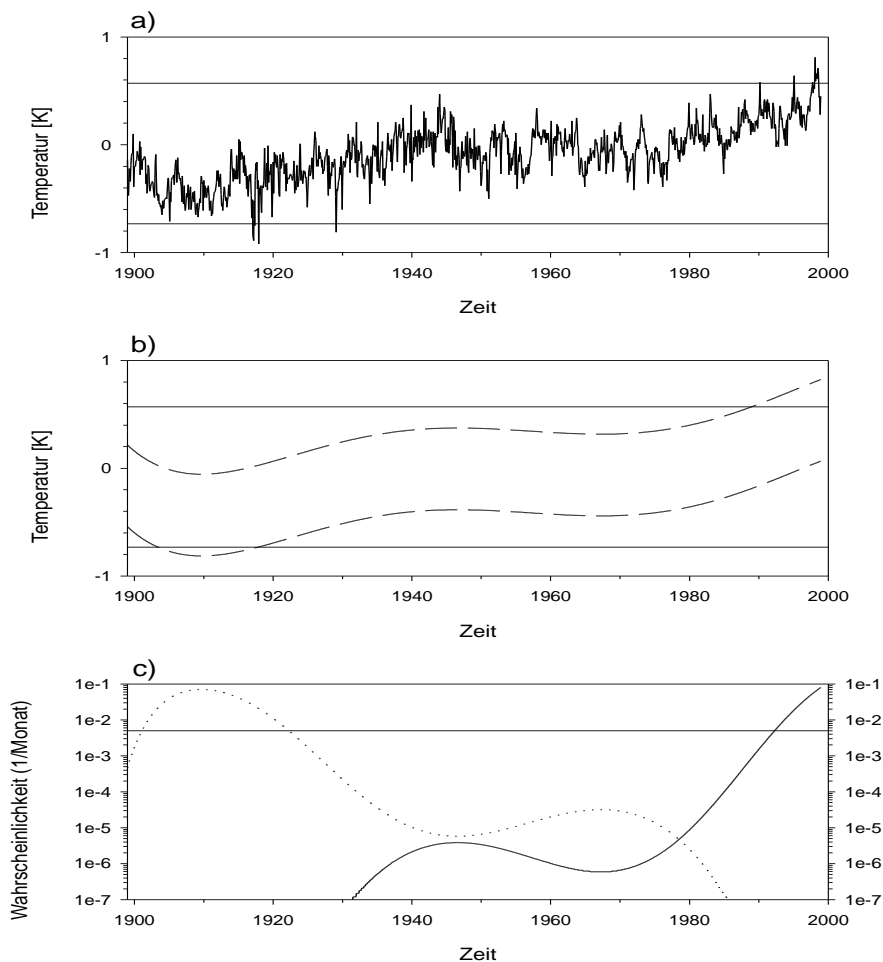


Abbildung 10.1: a) Zeitlicher Verlauf der globalen bodennahen Mitteltemperatur (Monatsdaten) und Intervall, in dem 99% der Werte liegen. b) Intervall, in dem 99% der Werte liegen (durchgezogen) und das zeitabhängige 99%-Intervall (gestrichelt) unter der Annahme, daß die Zeitreihe aus einem Trend, einer polynomialen Komponente und Rauschen besteht. c) Wahrscheinlichkeit für das Überschreiten der oberen (durchgezogen) und unteren (gestrichelt) zeitlich konstanten 99%-Schwelle unter der Annahme, daß die globale Mitteltemperatur aus einem Trend, einer polynomialen Komponente und Rauschen besteht.

Sättigung (keine Abhängigkeit) bei sehr großen und sehr kleinen Werten der Antriebe. Ein weiterer sehr wichtiger Erweiterungsschritt ist die Untersuchung von Wechselwirkungen zwischen den Antriebsgrößen. Dazu können verschiedene Formen von Mischtermen zwischen verschiedenen Antrieben angeboten und auf ihre Möglichkeit, statistisch signifikant zur Erklärung der Wirkungsgröße beizutragen, untersucht werden. Dies erlaubt Aussagen darüber, welche Ursachen wie miteinander wechselwirken. Darüberhinaus erlauben Ana-

lysen mit neuronalen Netzen [47] eine Abschätzung des maximal durch Nichtlinearitäten und Wechselwirkungen erklärbaren Anteils an den Wirkungsgrößen. Somit geben neuronale Netze eine Obergrenze des statistisch Erklärbaren an. Lineare Modelle geben die Untergrenze an. Es ist daher wichtig, konkrete Modelle zu finden, mit denen die Wirkungsgrößen zwischen diesen Grenzen erklärt werden können.

Dies sind nur einige Möglichkeiten, den hier eingeschlagenen Weg empirisch-statistischer Klimasignalanalyse weiterzugehen. Zweifellos handelt es sich dabei, insbesondere was die Abgrenzung anthropogener von natürlichen Faktoren im beobachteten Klimageschehen betrifft, um eine der wichtigsten und vordringlichsten Problemkreise der Klimatologie überhaupt.

Anhang A

Bernoulli-Experiment, Binomial-Verteilung und Signifikanz

Als Bernoulli-Experiment bezeichnet man ein Zufallsexperiment, das n -mal wiederholt wird und bei dem jeweils das Ereignis A mit der Wahrscheinlichkeit $p(A) = p$ eintreten kann. Für jedes Einzelexperiment gibt es demnach nur 2 mögliche Ausgänge: A und Nicht- A . Das realisierte Ergebnis soll unabhängig von den Ausgängen vorheriger oder nachfolgender Experimente nur von der konstanten Wahrscheinlichkeit p abhängen.

Die Wahrscheinlichkeit $p_n(k)$ dafür, daß bei einem solchen Bernoulli-Experiment in k von n Realisationen das Ereignis A mit $p = p(A)$ eintritt, ist dann gegeben durch die Binomial-Verteilung

$$p_n(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}. \quad (\text{A.1})$$

Für die Signifikanzprüfung ist diese Tatsache von Bedeutung, wenn man die Abweichung von einer Hypothese bei n Zeitreihen prüft. $p_n(k)$ gibt dann an, wie wahrscheinlich es ist, daß genau k von n Zeitreihen durch Zufall eine Abweichung von der gegebenen Hypothese zeigen, wenn p die Wahrscheinlichkeit dafür ist, daß durch Zufall bei einmaliger Durchführung eine Abweichung auftritt. So bedeutet z.B. eine signifikante Abweichung auf einem 90%-Niveau, daß man mit der Wahrscheinlichkeit $p = 0.1$ irrt, wenn man die Hypothese ablehnt, da in einem von 10 Fällen, in denen die Hypothese stimmt, durch Zufall eine so große Abweichung vom Ideal zu erwarten ist.

Es stellt sich nun die Frage, wie wahrscheinlich k von n Zeitreihen einer Hypothese widersprechen, wenn die Wahrscheinlichkeit, der Hypothese durch Zufall zu widersprechen, für jede einzelne Zeitreihe gleich p ist. Dazu kann Glg. A.1 nicht einfach verwendet werden, da mit zunehmendem n immer mehr mögliche $k \leq n$ verfügbar sind, aber die Normierungsbedingung $1 = \sum_{k=0}^n p_n(k)$ erfüllt sein muß. Die Frage darf also nicht lauten: wie hoch ist die Wahrscheinlichkeit, daß genau k Abweichungen von der Hypothese auftreten, sondern, daß mindestens k Abweichungen von der Hypothese beobachtet werden? Ist diese

Tabelle A.1: Anzahl der Zeitreihen $k(1-p_n(k))$, an denen eine Hypothese auf dem 90%-Niveau abgelehnt werden muß, damit sie insgesamt auf dem 90%, 95%, 99% bzw. 99.99%-Niveau abgelehnt werden kann.

Anzahl n	$k(90\%)$	$k(95\%)$	$k(99\%)$	$k(99.99\%)$
3	2	2	3	-
9	3	4	5	7
12	4	4	5	7
18	4	5	6	9
41	8	8	10	13
44	8	9	10	14
52	9	10	12	15
62	10	11	13	17
81	13	14	16	20
83	13	14	16	21
108	16	17	20	25

Wahrscheinlichkeit

$$P_n(k) = \sum_{i=k}^n p_n(i) \quad (\text{A.2})$$

kleiner als 10%, so bedeutet dies, daß in mehr als 90% der Fälle, in denen tatsächlich ein Bernoulli-Experiment vorliegt, weniger als k der n Zeitreihen der Hypothese widersprechen. Die zu testende Hypothese wird dann auf dem 90%-Niveau abgelehnt. Ist dies nicht der Fall, so ist keine Aussage möglich. Für die in dieser Arbeit am häufigsten vorkommenden Werte von n ist k für $p_n(k) = 10\%$, 5% und 1% bei $p = 90\%$ in Tabelle A.1 angegeben.

Bei der Analyse von Kalendermonatsdaten können sehr große Werte von n auftreten. So ist z.B. bei der Untersuchung der Stationarität der Kalendermonate an 81 deutschen Niederschlagsstationen $n = 81 \cdot 12 = 972$. In diesem Fall ist die Anwendung von Glg. (A.2) sehr unhandlich. Andererseits konvergiert die Binomial-Verteilung für große n gegen die Gauß-Verteilung. Ist r die relative Häufigkeit der Ablehnung der Hypothese auf dem Niveau p und $q = 1 - p$, dann ist

$$\hat{z} = \frac{\|r - p\| \sqrt{n}}{\sqrt{pq}} \quad (\text{A.3})$$

asymptotisch normalverteilt. Damit ist die Signifikanz auch bei großem Stichprobenumfang leicht prüfbar.

Anhang B

Liste der verwendeten europäischen Temperaturstationen

Station	WMO-Kennziffer	Geographische Breite und Länge		Höhe über NN [m]	Homogenitätsklasse ¹ 1891-1990
Arhangel	225500	64.6N	40.5E	13	2
Athen	167140	38N	23.7E	107	3
Astrahan	348800	46.4N	48E	18	2
Belfast	039170	54.4N	6.1W	81	3
Bergen	013160	60.4N	5.3E	44	1
Basel	066450	47.6N	7.6E	318	3
Bodoe	011520	67.3N	14.4E	13	1
Budapest	128400	47.5N	19E	129	2
Cent.Engl	03...	52.8N	2.5W	10	3
De Bilt	062600	52.1N	5.18E	4	3
Dresden	104880	51.2N	13.8E	226	1
Edinburgh	031600	55.9N	3.2E	41	3
Genf	067050	46.3N	6.2E	416	3
Haparanda	021960	65.8N	24.2E	6	3
Helsinki	029740	60.4N	24.9E	56	2
Heidelberg	100734	49.42N	8.72E	110	2
Hohenpei	109620	47.8N	11E	977	1
Innsbruck	11120.	47.3N	11.4E	577	1
Kiew	333450	50.4N	30.5E	179	3
Klagenfurt	112310	46.6N	14.4E	452	3
Kremsmünster	110120	48.1N	14.1E	388	3

¹Es bedeuten 1=sehr wahrscheinlich homogen, 2=wahrscheinlich homogen, 3=fragwürdige Qualität,

Station	WMO-Kennziffer	Geographische Breite und Länge		Höhe über NN [m]	Homogenitätsklasse ¹ 1891-1990
Linz	110100	48.3N	14.3E	263	2
Lyon	074800	45.6N	4.9E	201	3
Luqa	165970	35.8N	14.5E	91	3
Maarianhamina	029700	60.1N	19.9E	4	3
München	108650	48.1N	11.7E	527	3
Nantes	072220	47.2N	1.6W	27	1
Oslo	014920	59.9N	10.7E	96	2
Oulu	028750	64.9N	25.4E	15	2
Oxford	038900	51.7N	1.2W	63	1
Salzburg	111500	47.8N	13E	434	1
Straßburg	071900	48.5N	7.7E	154	3
Stensele	021270	65N	17.1E	326	3
Säntis	066800	47.3N	9.4E	2500	2
Trier	106090	49.75N	6.65E	144	3
Trieste	161100	45.6N	13.7E	20	3
Tbilisi	375490	41.7N	44.9E	490	3
Uccle	064470	50.8N	4.4E	104	3
Vardoe	010980	70.4N	31.1E	10	3
Wien	110350	48.3N	16.4E	209	3
Zürich	066600	47.4N	8.6E	69	3

¹4=wahrscheinlich inhomogen und 5=sehr wahrscheinlich inhomogen. Bewertung nach Rapp und Schönwiese [31].

Anhang C

Liste der verwendeten deutschen Niederschlagstationen

Nr	Station	Geographische Breite und Länge		Höhe über NN [m]	Homogenitätsklasse ¹ 1891-1995
1	Alsfeld	50.77	9.4	375	3
2	Artern	51.39	11.27	164	1
3	Aschaffenburg	49.97	9.15	128	2
4	Attendorn	51.11	7.9	307	2
5	Augsburg	48.43	10.93	486	3
6	Bargteheide	53.73	10.25	45	2
7	Bebra-Iba	50.98	9.78	255	2
8	Berlin-Dahlem	52.46	13.3	51	2
9	Bornhöved	54.06	10.21	40	3
10	Brakel	51.71	9.23	143	2
11	Bremen	53.05	8.8	3	?
12	Brück	52.2	12.77	44	3
13	Calvörde	52.4	11.3	62	1
14	Camberg, Bad	50.3	8.28	217	3
15	Carlsfeld	50.43	12.6	914	3
16	Cham	49.23	12.66	396	3
17	Clausthal	51.83	10.33	563	3
18	Coburg (WST)	50.26	10.95	337	2
19	Cottbus	51.78	14.34	69	1
20	Doberlug-Kirchhain	51.64	13.57	97	1
21	Dömitz	53.15	11.25	15	3

Nr	Station	Geographische Breite und Länge		Höhe über NN [m]	Homogenitätsklasse ¹ 1891-1995
22	Eberbach/Neckar	49.45	8.98	176	2
23	Emden	53.35	7.2	5	2
24	Eppenrod	50.4	8	300	3
25	Erfurt	50.98	10.96	323	2
26	Erlangen	49.61	11	270	3
27	Esens	53.65	7.62	3	1
28	Euskirchen	50.65	6.78	176	2
29	Garmisch-Partenkir	47.48	11.06	719	3
30	Gengenbach	48.41	8.01	186	2
31	Glückstadt	53.8	9.43	2	3
32	Görlitz	51.17	14.95	238	3
33	Göttingen (WST)	51.55	9.95	175	1
34	Greifenstein	50.61	8.26	434	2
35	Halberstadt	51.9	11.06	110	2
36	Hannover	52.46	9.7	54	3
37	Hof-Hohensass (WST)	50.31	10.88	567	1
38	Hohenpeissenberg	47.8	11.01	977	3
39	Kirn	49.8	7.4	250	2
40	Kitzingen	49.73	10.2	220	2
41	Kleinwaabs	54.53	9.75	32	1
42	Kreuznach, Bad	49.85	7.85	159	3
43	Lahnstein	50.3	7.6	71	3
44	Langenbrand	48.72	8.38	220	2
45	Lathen	52.87	7.32	11	1
46	Lübeck	53.81	10.7	14	1
47	Magdeburg	52.12	11.58	79	?
48	Mainz	49.98	8.26	125	3
49	Marnitz	53.38	11.93	81	?
50	Mergentheim, Bad-N	49.48	9.76	250	2
51	Metten	48.85	12.91	313	3

Nr	Station	Geographische Breite und Länge		Höhe über NN [m]	Homogenitätsklasse ¹ 1891-1995
52	Monschau	50.56	6.25	509	3
53	Neuss	51.18	6.07	39	2
54	Nister	50.68	7.75	280	3
55	Norderney (WST)	53.71	7.15	11	1
56	Nordhorn	52.34	7.1	24	2
57	Osnabrück (WST)	52.25	8.05	95	1
58	Prüm	50.21	6.41	465	2
59	Ratzeburg	53.7	10.75	10	3
60	Regensburg	49.05	12.1	366	2
61	Rendsburg	54.3	9.68	8	1
62	Rostock	54.08	12.1	20	2
63	Schweinfurt	50.06	10.21	240	2
64	Schwerin	53.65	11.38	59	?
65	Soltau (WST)	53	9.83	77	1
66	Spremberg	51.58	14.38	99	1
67	Storkow	52.25	13.94	39	2
68	Travemünde	53.96	10.88	9	1
69	Treuenbrietzen	52.1	12.88	59	1
70	Trier	49.75	6.65	144	2
71	Tuttlingen	47.98	8.75	643	2
72	Ulm (WST)	48.38	9.96	522	2
73	Vöhl-Thalitter	52.21	8.93	340	3
74	Wassenach	50.43	7	305	1
75	Weihenstephan	48.4	11.07	470	2
76	Weimar	50.98	11.32	264	2
77	Wilhelmsdorf	47.87	9.48	619	2
78	Wolmirsleben	51.95	11.49	70	2
79	Würzburg	49.76	9.96	268	3
80	Zürich	47.38	8.56	569	3
81	Zwiesel-Rabenstein	49.05	13.25	685	3

¹Es bedeuten 1=sehr wahrscheinlich homogen, 2=wahrscheinlich homogen, 3=fragwürdige Qualität, 4=wahrscheinlich inhomogen und 5=sehr wahrscheinlich inhomogen. Bewertung nach Rapp und Schönwiese [31].

Anhang D

Liste der verwendeten Abkürzungen und Formelzeichen

$5^\circ * 5^\circ$	Fünf auf Fünf Grad
A	Amplitude des Jahresgangs
$A_j(t)$	Zeitabhängige Amplitude der j-ten Jahresgangskomponente
a	Anzahl der Zeitreihen, bei denen eine Eigenschaft abgenommen hat.
a_i	Regressionskoeffizient
CH_4	Methan
CO_2	Kohlendioxid
COADS	Comprehensive Ocean-Atmosphere Data-Set
D	Gebiet der Bundesrepublik Deutschland
D_{ij}	Diagonalisierte Kovarianzmatrix
De3	3 Zeitreihen der deutschen Mitteltemperatur
Da9	9 deutsche Zeitreihen beobachteten Dampfdrucks
Dr44	Europäischer Gitterpunktdatensatz des Luftdrucks
DWD	Deutscher Wetterdienst
d	Degressiver Trend
$d(x, t)$	Raumzeitliche Detektionsvariable
det	Determinante
$E(t)$	Einflußgröße
$E_s(t)$	Selektierter Regressor („Sieger“)
EDV	Elektronische Datenverarbeitung
ENSO	El Niño-Southern Oscillation
EOF	Empirische Orthogonalfunktionen
Eu	Das Gebiet von Europa
\mathcal{E}	Einheitsmatrix
$e(t)$	Seltene extreme Ereignisse
\vec{e}	Eigenvektor
e. V.	Erklärte Varianz (Bestimmungsmaß)

erkl. Var.	Erklärte Varianz (Bestimmtheitsmaß)
$erf(x)$	Errorfunktion von x
FCKW	Fluor-Chlor-Kohlenwasserstoffe
f	Frequenz
f_{ij}	Durch Einflußgröße i erklärbarer Anteil an Hauptkomponente j
GCM	Allgemeines Zirkulationsmodell
GHG	Treibhausgase (Greenhouse gases)
GL	Global
GI3	3 Zeitreihen globaler und hemisphärischer Mitteltemperatur
$\frac{Gt}{a}$	Gigatonnen pro Jahr
$g(t)$	Glatte (hier durch Polynome genäherte) Komponente einer Zeitreihe
H_2	Wasserstoff
H_2O	Wasser
H_2S	Schwefelwasserstoff
HCl	Salzsäure
$h(t)$	Harmonische Komponente einer Zeitreihe (ohne Jahresgang)
Jan – Dez	Abkürzungen für Kalendermonate
K	Kelvin (Maßeinheit der Temperatur)
\mathcal{K}_{ij}	Kovarianzmatrix
k	Anzahl der Zeitreihen, bei denen sich eine Eigenschaft nicht signifikant verändert hat.
l	Linearer Trend
Ma9	9 deutsche Zeitreihen beobachteter Maximumtemperatur (Monatlich gemittelte Tagesmaxima)
Mi9	9 deutsche Zeitreihen beobachteter Minimumtemperatur (Monatlich gemittelte Tagesminima)
$\frac{MtS}{a}$	Megatonnen Schwefel pro Jahr
m	Mittelwert einer Zeitreihe
N	Anzahl der Werte in einer Zeitreihe
NAO	Nordatlantik-Oszillation
NAOI	NAO-Index
NH	Nordhemisphäre
Ni81	81 deutsche Zeitreihen beobachteter Niederschlagssummen
Ni83	Europäischer Gitterpunktdatensatz der Niederschlagssummen
Ni9	9 deutsche Zeitreihen beobachteter Niederschlagssummen
N_2O	Lachgas
n_g	Anzahl der signifikant nicht Gauß-verteilten Zeitreihen
O_3	Ozon
$P(t)$	Polynomialkomponente
$P(z \leq x)$	Wahrscheinlichkeit für das Ziehen eines Wertes z kleiner oder gleich x aus einer identisch normalverteilten Zufallsvariable
PC	Principal Component (Hauptkomponente)
p	Progressiver Trend

$p(Diff)$	Wahrscheinlichkeit dafür, daß eine Differenz überzufällig ist = Signifikanz der Differenz
$p(E)$	Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein bestimmter Wert aussergewöhnlich ist
$p(n.G.)$	Wahrscheinlichkeit dafür, daß eine Zeitreihe nicht aus einer Gauß-verteiltern Variable stammt.
ppm	Parts per million
$R(t)$	Residuum
$R(x, t)$	Raumzeitliches Residualfeld
r	Linearer Korrelationskoeffizient
$r(t)$	Rauschen
s_{rausch}	Standardabweichung der Rauschkomponente
$S(f)$	Spektrale Dichte bei der Frequenz f
$\widehat{S}(f)$	Periodogramm
$S(x, t)$	Raumzeitliches Signalfeld
$S_{anthr}(x, t)$	Raumzeitliches Signalfeld des anthropogenen Anteils
$S_{nat}(x, t)$	Raumzeitliches Signalfeld des natürlichen Anteils
S_0	Solarkonstante
SH	Südhemisphäre
S_i	Signifikanzniveau
SOI	Southern Oscillation Index
SOL	Solarer Einfluß durch Schwankungen von S_0
SO_2	Schwefeldioxid
SO_4^{2-}	Sulfat
SRZ	Sonnenflecken-Relativzahl
SST	Sea Surface Temperature
SUL	Einfluß durch troposphärisches Sulfat
s_{ij}	Kovarianz
$s(t)$	Jahresgang einer Zeitreihe (Saisonkomponente)
T_A	Deutsche Mitteltemperatur (1799 – 1898)
T_D	Deutsche Mitteltemperatur (1799 – 1998)
T_E	Deutsche Mitteltemperatur (1899 – 1998)
T_G	Globale Mitteltemperatur
T_N	Nordhemisphärische Mitteltemperatur
T_S	Südhemisphärische Mitteltemperatur
$T(t)$	Trendkomponente
Te41	41 europäische Zeitreihen beobachteter Temperatur
Te52	Europäischer Gitterpunktdatensatz der Temperatur
Te9	9 deutsche Zeitreihen beobachteter Temperatur
THP	Treibhauspotential
$t_r(t)$	Trend einer Zeitreihe
VUL	Vulkanischer Einfluß
WMO	Welt Meteorologische Organisation

$\frac{W}{m^2}$	Watt pro Quadratmeter
z	Anzahl der Zeitreihen, bei denen eine Eigenschaft zugenommen hat.
$z(x, t)$	Raumzeitliches Datenfeld
z_{norm}	Normierte Größe
$\alpha(t)$	Zeitliche Struktur einer Hauptkomponente
γ	Autokovarianz
Δt	Zeitschritt der Zeitreihen
μ	Mittelwert
λ	Eigenwert
σ	Standardabweichung
$\widehat{\sigma}_E$	Geschätzte Standardabweichung des Schätzers des Exzesses
$\widehat{\sigma}_S$	Geschätzte Standardabweichung des Schätzers der Schiefe
τ	Zeitverschiebung bei der Autokorrelation
φ	Phasenlage des Jahresgangs

Literaturverzeichnis

- [1] W. E. Arntz and E. Fahrbach. *El Niño - Klimaexperiment der Natur: die physikalischen Ursachen und biologischen Folgen*. Birkhäuser, Basel, Boston, Berlin, 1991.
- [2] T. A. Basnett and D. E. Parker. Development of the Global Mean Sea Level Pressure Data Set GMSLP2. Climatic Research Technical Note 79, Hadley Center, Meteorological Office, Bracknell, 1997.
- [3] J. Bjerknes. Atmospheric teleconnections from the equatorial Pacific. *Monthly Weather Review*, 97(3):163–172, 1969.
- [4] K. Bosch. *Elementare Einführung in die angewandte Statistik*. Vieweg, Braunschweig/Wiesbaden, 1997. 6. Aufl.
- [5] R. J. Charlson, J. Langner, C. B. Leovy, and S. G. Warren. Perturbation of the northern hemisphere radiative balance by backscattering from anthropogenic sulfate aerosols. *Tellus*, 43AB:152–163, 1991.
- [6] A. Cress and C.-D. Schönwiese. Vulkanische Einflüsse auf die bodennahe und stratosphärische Lufttemperatur der Erde. In *Bericht Nr. 82*. Inst. f. Meteorol. Geophys., Univ. Frankfurt, 1994.
- [7] U. Cubasch, J. Waszewitz, G. Hegerl, and J. Perlwitz. Regional climate changes as simulated in time-slice experiments. Report 153, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 1995.
- [8] Carbon Dioxide Information Analysis Center. Current Greenhouse Gas Concentrations. http://cdiac.esd.ornl.gov/pns/current_ghg.html , 1999.
- [9] W. Ebeling and R. Feistel. *Chaos und Kosmos*. Spektrum Akademischer Verlag, Heidelberg, 1994.
- [10] J. Grieser. *Eine makroskopische Klimadynamik und ihre diagnostische und prognostische Anwendung auf globale Temperaturvariationen*. Dissertation, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 1996.

- [11] J. Grieser. *Eine makroskopische Klimadynamik und ihre diagnostische und prognostische Anwendung auf globale Temperaturvariationen*. Berichte des Zentrums für Umweltforschung. Zentrum für Umweltforschung, Frankfurt, 1997.
- [12] J. Grieser and C.-D. Schönwiese. Parametrization of Spatio-temporal Patterns of Volcanic Aerosol Induced Stratospheric Optical Depth and its Climate Radiative Forcing. *Atmósfera*, 12:111–133, 1998.
- [13] J. Grieser and C.-D. Schönwiese. Process, forcing and signal analysis of global mean temperature variations by means of a three-box energy balance model. *Climatic Change*, submitted.
- [14] J. Hansen and S. Lebedeff. Global trends of measured surface air temperature. *J. Geophys. Res.*, 92:13345–13372, 1987.
- [15] J. Hansen, R. Ruedy, M. Sato, and R. Reynolds. Global surface air temperature 1995: Return to pre-Pinatubo level. *Geophys. Res. Lett.*, 23:1665–1668, 1996.
- [16] K. Hasselmann. Optimal fingerprints for the detection of time-dependent climate change. *J. Climate*, 6:1957–1971, 1993.
- [17] G.C. Hegerl, H. von Storch, K. Hasselmann, B.D. Santer, U. Cubasch, and P.D. Jones. Detecting greenhouse-gas-induced climate change with an optimal fingerprint method. *J. of Clim.*, 9:2281–2306, 1996.
- [18] J. Honerkamp. *Stochastische Dynamische Systeme*. VCH Verlagsgesellschaft, Weinheim, 1990.
- [19] J. T. Houghton, G. J. Jenkins, and J. J. Ephraums, editors. *Climate Change, The IPCC Scientific Assessment, Appendix 1*. Cambridge University Press, Cambridge, New York, Melbourne, 1990.
- [20] M. Hulme, T. J. Osborn, and T. C. Johns. Precipitation sensitivity to global warming: Comparison of observations with HadCM2 simulations. *Geophys. Res. Letts.*, 25:3379–3382, 1998.
- [21] J. W. Hurrell and H. van Loon. Decadal variations in climate associated with the North Atlantic oscillation. *Climate Change*, 36:301–326, 1997.
- [22] P. D. Jones, T. Jónsson, and D. Wheeler. Extension to the North Atlantic Oscillation using early instrumental pressure observations from gibraltar and South West Iceland. *International Journal of Climatology*, 17:1433–1450, 1997.
- [23] P. D. Jones, T. M. L. Wigley, and K. R. Briffa. Global and hemispheric temperature anomalies - land and marine instrumental records. In T. A. Boden, D. P. Kaiser, R. J. Sepanski, and F. W. Stoss, editors, *Trends '93: A Compendium of Data on Global Climatic Change*, pages 603 – 608. Climate Monitor, 1994.

-
- [24] E. Koscielny-Bunde, A. Bunde, Shlomo Havlin, H. E. Roman, Y. Goldreich, and H.-J. Schellnhuber. Indication of universal persistence law governing atmospheric variability. *Phys. Rev. Lett.*, 1998.
- [25] J. Lean, J. Beer, and R. Bradley. Reconstruction of solar irradiance since 1610: Implications for climate change. *Geophys. Res. Lett.*, 22(23):3195–3198, 1995.
- [26] C. F. Mass and D.A. Portman. Major volcanic eruptions and climate: A critical evaluation. *Journal of Climate*, 2:566–593, 1989.
- [27] H. Paeth, A. Hense, R. Glowienka-Hense, R. Voss, and U. Cubasch. The North Atlantic Oscillation as an indicator for greenhouse-gas induced regional climate change. *Climate Dynamics*, 1999. Accepted for publication.
- [28] D. E. Parker, P. D. Jones, C. K. Folland, and A. Bevan. Interdecadal changes of surface temperature since the late nineteenth century. *J. Geophys. Res.*, 99:14373–14399, 1994.
- [29] W.H. Press, S.A. Teukolsky, W.T. Vetterling, and B.P. Flannery, editors. *Numerical Recipes, The Art of Scientific Computing*. Cambridge University Press, Cambridge, New York, 1992.
- [30] J. Rapp. *Konzeption der statistischen Trendanalyse von Klimadaten und ihre Anwendung auf aktuelle Zeitreihen aus Europa bzw. Deutschland*. Dissertation, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt/Main, 1999. in Vorbereitung.
- [31] J. Rapp and C.-D. Schönwiese. *Atlas der Niederschlags- und Temperaturtrends in Deutschland 1891 - 1990*, volume 5 of *Serie B*. Frankfurter Geowissensch. Arbeiten, Frankfurt, 1996. 2. Aufl.
- [32] H. Rinne. *Taschenbuch der Statistik*. Harri Deutsch, Thun, Frankfurt, 1997. 2. Aufl.
- [33] D. Schimel et al. Radiative Forcing of Climate Change. In J. T. Houghton, L. G. Meira Filho, B. A. Callander, N. Harris, A. Kattenberg, and K. Maskell, editors, *Climate Change 1995, The Science of Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, New York, Melbourne, 1996.
- [34] R. Schlittgen and B. H. J. Streitberg. *Zeitreihenanalyse*. R. Oldenbourg Verlag, München, 5. edition, 1994.
- [35] C.-D. Schönwiese. *Praktische Statistik*. Borntraeger, Berlin, Stuttgart, 1992.
- [36] C.-D. Schönwiese. *Klimatologie*. Ulmer, Stuttgart, 1994.
- [37] C.-D. Schönwiese and J. Rapp. *Climate Trend Atlas of Europe - Based on Observations 1891-1990*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1997.

- [38] C.-D. Schönwiese, R. Ullrich, and F. Beck. Solare Einflüsse auf die Lufttemperaturvariationen der Erde in den letzten Jahrhunderten Projektbericht im Auftrage des Gesamtverbands des Deutschen Steinkohlenbergbaus. Institutsbericht 92, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 1992.
- [39] C.-D. Schönwiese, A. Walter, J. Rapp, S. Meyhöfer, and M. Denhard. Statistische Analyse der Klimavariabilität und anthropogenen Klimasignale in globaler und regionaler Betrachtung. Institutsbericht 102, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 1998.
- [40] D. J. Schove, editor. *Sunspot Cycles*. Hutchinson Ross Publ. Co, Stroudsbury, 1983.
- [41] T. Staeger. Statistische Analyse des ENSO- und Vulkanismus-Signals in Klima-Zeitreihen. Diplomarbeit, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 1998.
- [42] C. Torrence and G.P. Compo. A practical guide to wavelet analysis. *Bull. Am. Met. Soc.*, 79:61–78, 1998.
- [43] S. Trömel. Extremwertstatistik europäischer Temperaturzeitreihen 1871 –1990. Diplomarbeit, Universität Frankfurt, 1999.
- [44] A.A. Tsonis, P.J. Roebber, and J.B. Elsner. A characteristic time scale in the global temperature record. *GRL*, 25:2821–2823, 1998.
- [45] H. Visser and J. Molenaar. Trend estimation and regression analysis in climatological time series: An application of structural time series models and the kalman filter. *J. of Climate*, 8:969–979, 1995.
- [46] G. Walker. On the criteria for the reality of relationships or periodicities. *Indian Met. Memo*, 21:9, 1914.
- [47] A. Walter, M. Denhard, and C.-D. Schönwiese. Simulation of Global and Hemispheric Temperature Variations and Signal Detection Studies using Neural Networks. *Meteorologische Zeitschrift*, N.F.7:171–180, 1998.
- [48] R. T. Watson, H. Rodhe, H. Oeschger, and U. Siegenthaler. Greenhouse Gases and Aerosols. In J. T. Houghton, G. J. Jenkins, and J. J. Ephraums, editors, *Climate Change, The IPCC Scientific Assessment*. Cambridge University Press, Cambridge, New York, Melbourne, 1990.
- [49] A. Werner. Die Nord-Atlantik-Oszillation und ihre Auswirkungen auf Europa. Diplomarbeit, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 1999.
- [50] T. M. L. Wigley. Radiative contribution of different trace gases to the Greenhouse Effect. *Climate Monitor*, 16:14–28, 1987.