

Umweltforschungsplan
des Bundesministers für Umwelt,
Naturschutz und Reaktorsicherheit

Schutz der Erdatmosphäre

Kurzfassung des Forschungsberichtes 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.

Der ausführliche Bericht wurde von denselben Autoren unter folgendem Titel veröffentlicht: „Statistische Analyse zur Früherkennung globaler und regionaler Klimaänderungen aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes“, Bericht Nr. 103, Institut für Meteorologie und Geophysik, Universität Frankfurt/Main, 2000.

Adresse: J.W. Goethe Universität , Institut für Meteorologie und Geophysik,
Postfach 11 19 32, D-60054 Frankfurt/Main
Tel.: 069-798-28989 / 28578 / 23578 / 22280
Fax: 069-798-22482
email: grieser@meteor.uni-frankfurt.de
staeger@meteor.uni-frankfurt.de
schoenwiese@meteor.uni-frankfurt.de
Homepage: <http://www.rz.uni-frankfurt.de/IMGF/meteor/klima>

Inhaltsverzeichnis

| | |
|----------------------------------------------------------|-----------|
| Zusammenfassung | 4 |
| 1 Einleitung | 6 |
| 2 Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung | 7 |
| 2.1 Daten | 7 |
| 2.2 Methode | 7 |
| 2.3 Ergebnisse | 12 |
| 3 Ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung | 16 |
| 3.1 Daten | 16 |
| 3.2 Methode | 17 |
| 3.3 Ergebnisse | 19 |
| 4 Gesamtbeurteilung und Ausblick | 24 |
| Anhang: Bemerkungen zur globalen Mitteltemperatur | 25 |
| Literaturverzeichnis | 26 |

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 (Klimaparamter) 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- bzw. 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 (unerklärter Rest) 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 und beim Niederschlag ist das Trendverhalten sehr unterschiedlich. Bei der Varianz zeigen die Temperaturdaten eher eine Abnahme und der Niederschlag eher eine Zunahme. Der Jahresgang zeigt kaum Änderungen hinsichtlich der Amplitude und fast keine Änderungen der Phasenlage. Jedoch hat die Amplitude des Jahresgangs der Temperatur in Osteuropa zugenommen. Die Phasenlage des Jahresgangs der Temperatur hat sich in Osteuropa signifikant positiv in Westeuropa signifikant negativ verändert. 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. In Deutschland haben die Oktoberniederschläge abgenommen.

In einem zweiten Schritt wurde im Rahmen einer „ursachenorientierten Zeitreihenanalyse“ nach Zusammenhängen zwischen natürlichen und anthropogenen Einflußfaktoren einerseits

und den Zeitreihen der beobachteten Klimaparameter andererseits gesucht.

Als mögliche natürliche Einflußfaktoren wurden dabei neben den Schwankungen der Solarkonstanten und dem explosiven Vulkanismus auch das ENSO-Phänomen (El Niño / Southern Oscillation) und die NAO (Nordatlantik-Oszillation) berücksichtigt. Als anthropogene Einflußgrößen wurde neben den Treibhausgasen auch die Konzentration troposphärischer Sulfatpartikel verwendet. Im Rahmen der hier verwendeten Strategie wird geprüft, welche dieser möglichen Einflußgrößen welche raumzeitlichen Muster der meteorologischen Beobachtungen erklären können. Dies geschieht mit Hilfe von EOF-Techniken und Regressionen. 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. Die Frage, ob sich das anthropogene „Treibhaussignal“ in den Beobachtungsdaten finden läßt, kann hinsichtlich der hier verwendeten Methoden mit „ja“ beantwortet werden, allerdings je nach Klimaelement und räumlicher Größenordnung mit unterschiedlicher Wahrscheinlichkeit. Die Frage nach einer signifikanten Klimaänderung aufgrund des anthropogenen Treibhaus-effekts ist jedoch wesentlich diffiziler und nicht für alle räumlichen Größenordnungen und alle Klimaparameter eindeutig beantwortbar. Offensichtlich aber ist, daß bei Berücksichtigung aller potentiellen Einflußgrößen auf das Klima, sowohl die erklärte Gesamtvarianz der untersuchten Klimabeobachtungsdaten, als auch der Einfluß der anthropogenen Treibhausgase (anthropogenes Signal) in der großräumigen Skala (global) am größten ist. Je kleinräumiger die beobachtete Skala ist, desto größer ist der Anteil des unstrukturierten Rauschens an der Gesamtvarianz der Beobachtungen und desto geringer ist folglich der durch die externen Antriebe und damit auch durch die anthropogenen Treibhausgase erklärbare Anteil. So werden bei der globalen Mitteltemperatur fast 80% der Gesamtvarianz durch die potentiellen Einflußgrößen erklärt. Dabei stammen 60% allein von den anthropogenen Treibhausgasen und 20% von der Summe der restlichen Einflüsse. Auf der globalen Skala ist das anthropogene Treibhaussignal somit mit Abstand am bedeutendsten und es kann von einem signifikanten anthropogenen Klimawandel (mit über 99% Wahrscheinlichkeit) gesprochen werden.

Betrachtet man im Vergleich die Zeitreihen der Gitterpunktdaten des europäischen Temperaturfeldes, so ist die erklärte Varianz mit rund 21% deutlich geringer. Die anthropogenen Treibhausgase können hier nur noch knapp 8% der Varianz erklären. Dies liegt einerseits daran, daß die Varianz des unstrukturierten Zufallsrauschens immer größer wird, je kleiner die betrachtete Größenordnung ist. Damit kann ein Treibhaussignal von der gleichen Größe, wie im globalen Mittel im regionalen Bereich nur noch einen geringeren Anteil der Gesamtvarianz erklären. Zusätzlich gewinnen aber auch lokale Einflüsse immer mehr an Bedeutung. Gerade in Europa dominiert der Einfluß der NAO (Nordatlantik-Oszillation),

der jedoch mit dem Treibhausgas-Einfluß in Verbindung stehen könnte, da deren räumliche Signalmuster große Ähnlichkeiten aufweisen.

Die untersuchten Klimaparameter Niederschlag und Luftdruck zeigen, daß diese schlechter geeignet sind, das anthropogene Signal zu detektieren. So zeichnet sich in den Beobachtungsdaten des Niederschlags in Europa bei rund 13% erklärter Gesamtvarianz das anthropogene Treibhausgas-Signal nur mit knapp 4% ab. Allerdings sind die Varianzbeiträge der natürlichen Klimavariationsfaktoren praktisch immer deutlich kleiner als die der anthropogenen, z.B. der 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 Treibhausgas-Signal 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.

1 Einleitung

Die oft diskutierte Vermutung, daß der Mensch z.B. durch die Emission von Treibhausgasen in der Lage ist, das globale bzw. regionale Klima zu beeinflussen, ist zwar sehr wichtig aber auch sehr unkonkret. Es ist daher notwendig, genau herauszufinden, welche meteorologischen Variablen (Klimaparameter) in welchen Regionen wie stark von einem anthropogenen Klimaeinfluß betroffen sind. Um diese Information bewerten zu können, ist es zusätzlich erforderlich, die Stärke der unterschiedlichen natürlichen Klimasignale (z.B. in Folge von Vulkanaktivität und solaren Schwankungen) und das Ausmaß der zufälligen Klimavariationen (Klimarauschen) zu kennen. Zur Untersuchung dieser Fragestellung sind globale Zirkulationsmodelle (general circulation models; GCM) wenig geeignet, da sie nicht in der Lage sind, die regionale Struktur der Klimaparameter realistisch wiederzugeben und da nicht alle potentiellen Einflußmechanismen über einen längeren Zeitraum in einer Genauigkeit bekannt sind, die für GCMs notwendig ist. Demgegenüber haben rein statistische Verfahren, wie sie in dieser Arbeit bevorzugt werden den Vorteil, Hypothesen direkt an den realen Beobachtungen zu testen.

In dieser Arbeit werden zwei Strategien zur Analyse von Zeitreihen meteorologischer Variablen verwendet. Zunächst wird jede Zeitreihe in der *strukturorientierten Zeitreihenzerlegung* in Komponenten zerlegt. Damit können sehr verschiedenartige Komponenten der Zeitreihe detektiert aber nicht begründet werden. Mit der zweiten Strategie, der *ursachenorientierten Zeitreihenzerlegung*, werden die durch verschiedene Einflußgrößen erklärbaren Anteile der Zeitreihe diesen Einflußgrößen zugeordnet. Diese können dann untereinander und mit dem verbleibenden unerklärten Rest verglichen werden.

2 Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung

Ziel dieses Teils der Arbeit ist es, herauszufinden, bei welchen Klimavariablen welche signifikanten zeitlichen Veränderungen stattgefunden haben, ohne dabei zunächst nach bestimmten Ursachen zu fragen. Im folgenden Abschnitt (2.1) werden die dazu verwendeten Datenreihen vorgestellt. Anschließend (Abschnitt 2.2) wird die Analysemethode kurz skizziert, bevor in Abschnitt 2.3 ein Teil der wichtigsten Ergebnisse zusammengestellt ist. Die ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung folgt in Teil 3.

2.1 Daten

Für die Analysen dieser Arbeit werden nur kardinal skalierte Zeitreihen verwendet, d.h. Variablen, die in Klassen (ordinal) angegeben werden (z.B. Wolkenbedeckung, Windstärken) können nicht untersucht werden. Auch nominal skalierte Größen (z.B. Windrichtung) scheiden als Untersuchungsvariable aus.

Um langfristige Veränderungen erkennen zu können, konzentrieren wir uns auf Zeitreihen, die mindestens über einen Zeitraum von 100 Jahren vorliegen. Weiterhin beschränken wir uns auf Monatsdaten (Monatsmittel bzw. Monatssummen), um den Einfluß der starken Fluktuationen des Wetters und der Witterung a priori weitgehend zu eliminieren.

Es werden drei Arten von Zeitreihen für die Untersuchung verwendet. Dies sind einerseits auf ihre Homogenität hin geprüfte an einzelnen Stationen erfaßte Klimadaten [16, 15, 17]. Je nach der Stationsdichte und der räumlichen Repräsentanz der Variable können damit auch regional repräsentative Aussagen gewonnen werden. Da aber z.T. große räumliche Lücken zwischen den Stationen mit homogenen Zeitreihen klaffen, werden zusätzlich Gitterpunkt-datensätze verwendet. Als dritte Art von Zeitreihen stehen Gebietsmittel zur Verfügung. Dies sind einerseits globale und hemisphärische Mittel, andererseits wird auch eine 200 Jahre umfassende Zeitreihe der Mitteltemperatur Deutschlands in die Analyse einbezogen. Eine Übersicht der verwendeten Zeitreihen gibt Tabelle 1.

2.2 Methode

Ziel der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung ist es, möglichst alle in einer Zeitreihe vorkommenden Strukturen zu erkennen und vom Zufallsanteil (Rauschen) zu separieren. Wir fassen die Zeitreihe $x(t)$ dazu als Summe der folgenden Komponenten auf:

$$x(t) = m + t_r(t) + s(t) + g(t) + e(t) + h(t) + r(t). \quad (1)$$

Dabei bedeuten

$x(t)$ Zeitreihe,
 m Mittelwert

Tabelle 1: Übersicht der für die Analysen dieses Teils der Arbeit verwendeten 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 | [16] | Ni81 |
| Temperaturmittel | EU | 41 | 1891 - 1990 | [16] | Te41 |
| Ausgewertete Gebietsmitteldatensätze: | | | | | |
| Element | Region | Anzahl | Spanne | Quelle | Abkürzung |
| Temperatur | D | 1 | 1798 - 1897 | | |
| Temperatur | D | 1 | 1898 - 1997 | [15] | De3 |
| Temperatur | D | 1 | 1798 - 1997 | | |
| Temperatur | Global | 1 | 1899 - 1998 | | |
| Temperatur | Nördl. Hem. | 1 | 1899 - 1998 | [12] | Gl3 |
| Temperatur | Südl. Hem. | 1 | 1899 - 1998 | | |
| Ausgewertete Gitterpunktdatensätze: | | | | | |
| Element | Region | Anzahl | Spanne | Quelle | Abkürzung |
| Temperaturmittel | EU | 52 | 1899 - 1998 | [14] | Te52 |
| Niederschlagssumme | EU | 83 | 1899 - 1998 | [8] | Ni83 |
| Lufdruck | EU | 44 | 1896 - 1995 | [1] | Dr44 |

$t_r(t)$ Trend (linear, progressiv oder degressiv),
 $s(t)$ Jahresgang (starr oder zeitlich veränderlich),
 $g(t)$ glatte Komponente (ohne Trend, aber tieffrequent, episodisch),
 $e(t)$ Extremereignisse (Extremwerte, die nicht mit der Verteilung verträglich sind),
 $h(t)$ harmonische (nichtsaisonale) Anteile,
 $r(t)$ Rauschen.

Die einzelnen Komponenten werden durch Ansätze genauer spezifiziert, die im folgenden kurz vorgestellt werden.

1. Trend

Der Trend wird durch Monome der Art

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

angenähert. Damit können 7 Fälle unterschieden werden, die sich daraus ergeben, daß der Trend positiv oder negativ sowie linear, progressiv oder degressiv sein kann. Der siebte Fall ist der, daß kein signifikanter Trend gefunden wird.

2. Jahresgang

Mit dem Ansatz

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

können die maximal 6 Komponenten des in Monatsdaten vorliegenden Jahresgangs angegeben werden. Hinsichtlich der zeitlichen Änderungen des Jahresgangs verwenden wir den konkreten Ansatz

$$\begin{aligned}
 d_j(t) &= d_{j,0} + d_{j,1} t + d_{j,2} t^2 = \sum_{k=0}^2 d_{j,k} t^k \\
 e_j(t) &= e_{j,0} + e_{j,1} t + e_{j,2} t^2 = \sum_{k=0}^2 e_{j,k} t^k,
 \end{aligned} \quad (4)$$

der langsame Änderungen erfassen kann.

3. Glatte Komponente

Mit Hilfe eines Polynoms, das maximal vom Grad 5 ist, können tieffrequente (insbesondere auch nichtharmonische) Anteile bis zur Wellenzahl 2 erfaßt werden.

4. Extremereignisse

Unter Extremereignissen verstehen wir Werte, die einen so großen Abstand vom zeitabhängigen Erwartungswert haben, daß sie in einer Zeitreihe der vorliegenden Länge durch Zufall mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit nicht realisiert würden. Es kann dann davon ausgegangen werden, daß sie spezielle Ursachen haben.

5. Harmonische Anteile

Nach Abzug der bisher genannten Komponenten kann mit Hilfe des Periodogramms nach signifikanten harmonischen Anteilen gesucht werden. Dazu wird zunächst der Anderson-Darling-Test auf White-Noise durchgeführt und anschließend der höchste Wert des Periodogramms auf eine überzufällige Abweichung vom White-Noise-Spektrum getestet.

6. Rauschen

Falls es gelungen ist, alle wesentlichen Anteile der Zeitreihe zu separieren, sollte ein unstrukturiertes Rauschen übrigbleiben. Dies sollte der Hypothese der Stationarität nicht widersprechen. Im Falle normalverteilter Residuen reicht es aus, mögliche Widersprüche zur Mittelwert-, Varianz- und Autokovarianzstationarität zu finden. Wir testen daher die Hypothese der Gaußverteilung mit Hilfe des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests. Daraufhin wird die Zeitreihe in zwei Hälften geteilt. Für jede Hälfte werden Mittelwert, Varianz und Autokovarianz berechnet und auf überzufällige Unterschiede getestet. Damit kann man zwar Instationaritäten entdecken, falls jedoch keine gefunden werden, darf man daraus nicht auf Stationarität schliessen. Die Tests auf Mittelwert- und Varianzinstationarität werden auch für die einzelnen Kalendermonate durchgeführt. Zusätzlich werden für jeden Kalendermonat das Jahr des minimalen und des maximalen Wertes bestimmt. Dies erlaubt es, Instationaritäten sowohl für die Kalendermonatsminima als auch für die -maxima zu finden und mit dem Verhalten von Mittelwert und Varianz zu vergleichen. Daraus folgen Erkenntnisse darüber, ob das Extremverhalten durch das gewöhnliche Verhalten (ausgedrückt durch den zeitabhängigen Mittelwert und die zeitabhängige Standardabweichung) erklärt werden kann oder aber eine eigene Dynamik aufweist.

Da die hier verwendeten Ansätze für die Komponenten nur asymptotisch orthogonal sind, hängen die Schätzwerte für die verschiedenen Anteile davon ab, ob schon andere Komponenten separiert wurden oder nicht. So verfälschen Extremereignisse z.B. die Schätzung des Trends. Andererseits können Extremereignisse nur unter Berücksichtigung des Trends detektiert werden. Wir verwenden daher eine sukzessive Strategie, bei der zunächst vorläufige Schätzer benutzt werden.

Das Verfahren beginnt mit einer selektiven Regression, bei der alle möglichen Jahresgangs- und Trendkomponenten mit der Zeitreihe korreliert werden. Falls dann die relativ signifikanteste Komponente auch unter definitiven statistischen Kriterien signifikant ist, wird diese aus der Zeitreihe mittels Regression eliminiert und die selektive Regression geht in die nächste Stufe. Falls erneut eine signifikante Komponente in diesem Sinn gefunden wird, führt eine multiple Regression mit den beiden bis dahin gefundenen Komponenten zu den nächsten Schätzern. Das selektive Regressionsverfahren wird abgebrochen, falls sich keine signifikanten Regressoren mehr ergeben. Daraufhin wird in den Residuen nach einer glatten Komponente gesucht, indem Polynome vom Grad 1 bis 5 angepaßt werden. Als erste Approximation der glatten Komponente wird dann das Polynom der höchsten Ordnung verwendet, das einerseits signifikant ist und andererseits noch signifikant mehr Varianz er-

Tabelle 2: Anzahl der Trends mit unterschiedlichen Eigenschaften. Dabei bedeuten d degressiver Trend, l linearer Trend und p progressiver Trend, a) untersuchte Zeitreihen selbst und b) Zeitreihen der gleitenden Standardabweichungen. Zu den Abkürzungen siehe Tabelle 1.

| a) | 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 |

| b) | 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 |

klärt als die niedrigeren ihrerseits signifikanten Polynome. Im nächsten Schritt wird nach Extremereignissen gesucht. Dabei werden vom jeweils betrachteten Datensatz nacheinander jeweils die Werte abgezogen, die am weitesten vom Mittelwert entfernt sind, sofern diese als Folge der geschätzten Verteilung der restlichen Werte in einer Zeitreihe der vorliegenden Länge durch Zufall sehr wahrscheinlich nicht auftreten sollten. Diese eliminierten Extremereignisse werden für den nächsten Durchgang der sukzessiven Strategie durch zufällige Werte ersetzt, die mit der Verteilung der Residuen verträglich sind. Das Verfahren konvergiert nach wenigen Schritten gegen robuste Schätzer für Trend, Jahresgang und glatte Komponente unter Berücksichtigung der Extremereignisse.

In den verbleibenden Residuen werden dann harmonische Anteile gesucht. Darüber hinaus wird getestet, ob die Eigenschaften der Residuen der Annahme von Rauschen widersprechen. Zum Vergleich wird dieser Test auch mit den Originalzeitreihen durchgeführt.

Um zu Aussagen über die zeitlichen Strukturen der Varianz zu gelangen, wird für jede zu untersuchende Zeitreihe die Zeitreihe der gleitenden Standardabweichungen gebildet. Die Standardabweichungen wurden als Variable den Varianzen vorgezogen, da erstere χ -verteilt, letztere hingegen χ^2 -verteilt sind und die χ -Verteilung wesentlich schneller gegen die Gauß-Verteilung konvergiert. Die oben vorgestellte Strategie wird dann auch auf die Reihen der gleitenden Standardabweichungen angewendet.

2.3 Ergebnisse

In Tabelle 2 ist die Anzahl der gefundenen Trends der sieben verschiedenen Arten für jede in Tabelle 1 vorgestellte Datengruppe angegeben. Sowohl die global als auch die hemisphärisch gemittelten Zeitreihen zeigen einen progressiv steigenden (mit der Zeit zunehmenden) Trend. Die deutsche Mitteltemperatur zeigt keinen Trend für den Zeitraum von 1798 bis 1897, einen linearen Trend im Zeitraum von 1898 bis 1997 und einen damit verträglichen progressiv steigenden Trend für den Gesamtzeitraum. Die homogenen Zeitreihen der Mittel-, Minimum- und Maximumtemperaturen von 9 Stationen in Deutschland weisen im wesentlichen progressive Trends auf, während die Stationsdaten von Dampfdruck und Niederschlag eher keinen signifikanten oder einen linearen Trend beinhalten. Betrachtet man den Niederschlag an deutschen Stationen genauer (s. Abb. 1), indem man 81 wahrscheinlich nicht inhomogene statt der 9 homogenen Stationsreihen untersucht, so sieht man einen klaren Ost-West-Unterschied. Diese Struktur ist in den europäischen Gitterpunktdaten (ebenfalls Abb. 1) nicht zu erkennen, da hier die Auflösung zu grob ist. Dort ergibt sich eine signifikante Abnahme des Niederschlags im mediterranen Raum und eine ebensolche Zunahme in Nord- und Osteuropa. Bei den Stationsdaten und beim Gitterpunktdatensatz der Temperatur in Europa dominieren lineare positive Trends. Signifikante Änderungen des Luftdrucks sind nur im Südosten Europas in Form von negativen Trends zu erkennen. Die Trends der Standardabweichungen sind ebenfalls in Tabelle 2 angegeben. Es werden weniger signifikante Trends gefunden als in den Zeitreihen selbst. Die Varianz der Niederschläge nimmt eher zu, die der Temperaturen eher ab. Letzteres kann durchaus auch an verbesserter Meßgenauigkeit liegen, muß also nicht ausschließlich klimatisch bedingt sein.

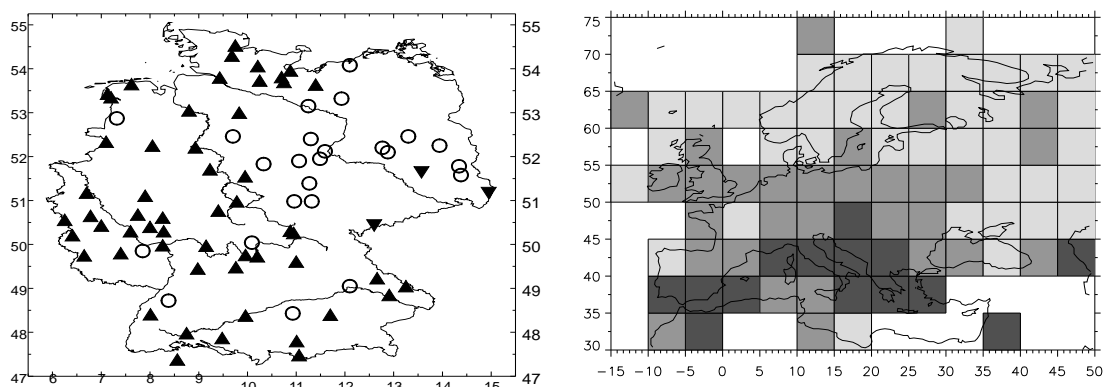


Abbildung 1: Vorzeichen der Niederschlagstrends deutscher Stationen (linkes Bild) und europäischer Gitterpunktdaten (rechtes Bild). Im linken Bild markieren nach oben weisende Dreiecke Stationen mit positiven Trends, nach unten weisende Dreiecke Stationen mit negativen Trends und Kreise Stationen ohne signifikante Trends. Im rechten Bild stellen dunkle Gebiete negative und helle Gebiete zunehmende Trends dar. Das mittlere grau markiert Gebiete ohne signifikante Trends.

Auf die glatte Komponente wird nicht eingegangen, da sie außer bei den globalen und hemisphärischen Mitteln bei keiner Datengruppe im Mittel mehr als 2.5 % der Varianz erklärt.

In Tabelle 3 sind für alle Zeitreihengruppen die Anzahl der Zeitreihen angegeben, bei denen sich die Amplitude bzw. die Phasenlage der Grund- bzw. mindestens einer Oberschwingung des Jahresgangs zeitlich verändert hat. Man kann zusammenfassend sagen, daß sich am ehesten die Form des Jahresgangs (erkennbar an veränderten Oberschwingungen) verändert hat. Weniger oft sind Änderungen in der Amplitude der Grundschwingung und am seltensten treten Änderungen in der Phasenlage auf. Als Beispiel für räumlich strukturierte Änderungen in der Phasenlage der Grundschwingung sind in Abbildung 2 die Vorzeichen dieser Änderungen für den europäischen Stationsdatensatz der Temperatur eingezeichnet. Ein Beispiel für die räumliche Strukturierung der Amplitudenänderungen der Grundschwingung ist in Abbildung 3 wiedergegeben.

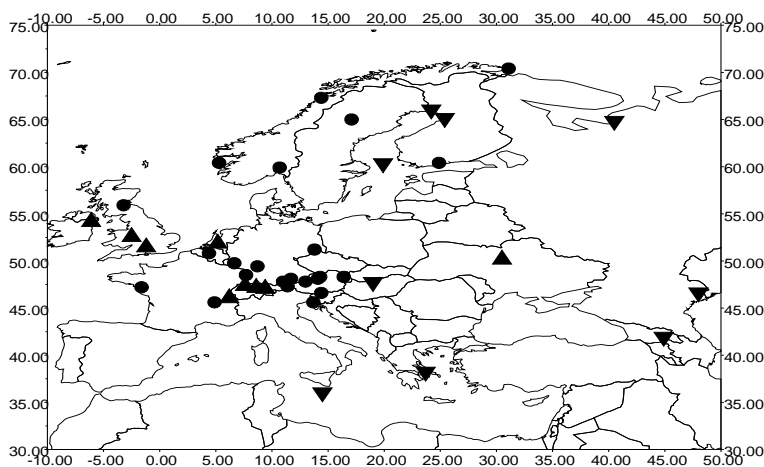


Abbildung 2: Phasenänderung der Grundschwingung des Jahresgangs der Stationsdaten der Temperatur in Europa. Stationen ohne signifikante Phasenänderung sind als Punkte dargestellt, Stationen mit positiver Phasenänderung mit nach oben zeigenden Dreiecken und Stationen mit negativer Phasenänderung mit nach unten zeigenden Dreiecken.

Während bei der Temperatur in Deutschland und Europa hauptsächlich negative Extremereignisse gefunden werden (s. Tab. 4) und diese fast ausschließlich im Winter (s. Tab. 5), werden beim Niederschlag fast ausschließlich positive Extremereignisse und überwiegend im Sommer detektiert. Die sehr kalten Wintermonate, die nicht mit den statistischen Eigenschaften der Zeitreihen verträglich sind, treten insbesondere in Monaten mit langanhaltenden stabilen blockierenden Hochdrucklagen auf. Tabelle 5 ist zu entnehmen, daß ihre Anzahl in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums europäischer Temperaturstationen signifikant zugenommen hat. Dies zeigt noch einmal deutlich, daß es wichtig ist, Extremereignisse für die Bestimmung von Trends zu eliminieren und ihre zeitliche Verteilung separat zu untersuchen.

Obwohl bei den 81 deutschen Stationsreihen die meisten Niederschlagsextrema im Sommer zu finden sind, ist es sinnvoll, das Augenmerk gerade auf den Winter zu legen, da dort die stärksten Veränderungen im Extremverhalten zu beobachten sind (s. Tab. 5). So hat die Anzahl der Extremniederschläge im Oktober zwar signifikant ab-, von November bis März allerdings überzufällig stark zugenommen.

Tabelle 3: Anzahl der Zeitreihen mit Amplituden- (A) und Phasenlagenveränderungen (φ) in der Grundschwingung und in den Oberschwingungen. Fettgedruckte Zahlen sind überzufällig hoch, d.h. auf dem 90%-Niveau signifikant.

| | Gesamt | | Grundschwingung | | 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 4: 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 |

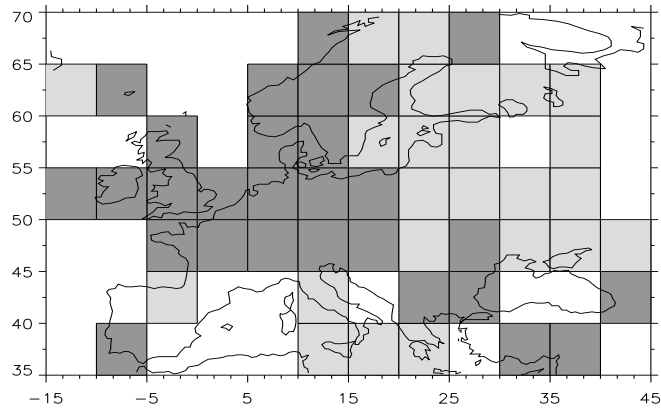


Abbildung 3: Amplitudenänderung der Grundschwingung des Jahresgangs der Temperatur in Europa. Gebiete mit einer Zunahme der Amplitude sind hellgrau wiedergegeben. Dunkelgrau eingezeichnete Gebiete zeigen keine signifikante Änderung der Amplitude. In den weissen Gebieten liegen nicht genügend Daten vor.

Tabelle 5: Anzahl der durch die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung gefundenen Extremereignisse in den beiden Hälften der 41 Stationszeitreihen der Temperatur in Europa und der 81 Stationszeitreihen des Niederschlags in Deutschland in Abhängigkeit vom Jahresgang und Signifikanz p des Unterschieds falls diese über 90% liegt.

| | Minima der Temperatur 41 europäische Stationen | | | Maxima des Niederschlags 81 deutsche Stationen | | |
|-----|---------------------------------------------------|-----------|---------|---------------------------------------------------|-----------|---------|
| | 1. Hälfte | 2. Hälfte | p [%] | 1. Hälfte | 2. Hälfte | p [%] |
| Jan | 18 | 47 | 99.98 | 1 | 6 | 93.75 |
| Feb | 44 | 77 | 99.83 | 5 | 24 | 99.97 |
| Mae | 1 | 1 | | 0 | 11 | 99.95 |
| Apr | 0 | 1 | | 4 | 3 | |
| Mai | 1 | 0 | | 10 | 17 | |
| Jun | 0 | 0 | | 25 | 21 | |
| Jul | 0 | 0 | | 57 | 58 | |
| Aug | 1 | 0 | | 47 | 47 | |
| Sep | 0 | 0 | | 14 | 17 | |
| Okt | 0 | 1 | | 32 | 17 | 97.78 |
| Nov | 2 | 1 | | 2 | 9 | 96.41 |
| Dez | 9 | 4 | | 2 | 15 | 99.88 |

Bei den europäischen Temperaturdaten und insbesondere bei den deutschen Mitteltemperatur- und Maximumtemperaturzeitreihen werden signifikante Schwingungen der Periode 92.3 Monate (ca. 7.7 Jahre) gefunden. Diese sind auch in der

Indexzeitreihe der Nord-Atlantik-Oszillation enthalten [20].

Zusammenfassend kann zwar gesagt werden, daß alle untersuchten Klimavariablen spezifische zeitliche Strukturen aufweisen, diese aber bei Temperatur und Niederschlag am ausgeprägtesten sind. Besonderes Augenmerk verdient der Niederschlag, bei dem sich eine Zunahme der Mittelwerte, der Standardabweichungen und der davon separierten Extremereignisse im Winter zeigt.

3 Ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung

Nun soll die Frage beantwortet werden, auf welche Ursachen die in Abschnitt 2 beschriebenen Strukturen zurückzuführen sind. Analog der Untergliederung des Abschnittes 2 werden zuerst die zusätzlich verwendeten Daten beschrieben, um nach einer kurzen Skizzierung der angewendeten Methode die wichtigsten Ergebnisse vorzustellen.

3.1 Daten

Da die Analysen in diesem Abschnitt „ursachenorientiert“ sind, wird zwischen Einfluß- und Zielgrößen unterschieden. Dazu wird ein Pool von potentiellen Einflußgrößen bereitgestellt, um mit Hilfe der in Abschnitt 3.2 beschriebenen Methodik die klimatologische Zeitreihenzuordnung vorzunehmen und jeweils abzuschätzen, wie viel Varianz der Zielgröße (Klimaparameter) durch die jeweilige Einflußgröße erklärt werden kann [19].

Die in diesen Analysen berücksichtigten Einflüsse sind:

- der natürliche Logarithmus der anthropogenen Treibhausgaskonzentrationen [7], da dieser proportional zu den hiermit verbundenen Heizratenanomalien ist.
- die ersten drei zeitlichen Hauptstrukturen (aus acht zonalen Mitteln, vgl. Abschnitt 3.2) der troposphärischen Sulfat-Säulendichte aus anthropogenen Emissionen [2],
- der Southern-Oscillation-Index (SOI), der das El Niño-Phänomen repräsentiert (Quelle: Climate Research Unit, University of Norwich),
- die ersten drei zeitlichen Hauptstrukturen (aus 16 zonalen Mitteln) der vulkanischen Heizratenanomalien nach Grieser [3],
- Schwankungen der Solarkonstanten [13] und alternativ Sonnenflecken-Relativzahl zur Beschreibung solarer Einflüsse,
- und der Nordatlantik-Oszillation-Index (NAOI), der Information über die atmosphärische Zirkulation in der Region Nordatlantik/Europa beinhaltet [9, 10].

Um die Trägheit des Klimasystems zu berücksichtigen, wurden alle oben aufgelisteten Einflußgrößen (außer Treibhausgasen wegen hoher Selbstähnlichkeit) auch um ein bzw. zwei Jahre zeitverschoben angeboten.

Im folgenden sind die verwendeten Zielgrößen aufgelistet, wobei ebenfalls im Rahmen der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung analysierte Datensätze mit einem (*) markiert sind:

- Bodennahe Lufttemperatur, globales sowie hemispärisches Mittel 1899-1998, Jahresmittel [12, 11]. (*)
- Bodennahe Lufttemperatur, global in Form acht zonaler Mittel 1868-1995, Jahresmittel (abgeleitet aus [6]).
- Bodennahe Lufttemperatur, global in Form 80 flächengleicher Gebietsmittel 1894-1995 (davon 72 vorhanden), Jahres- und saisonale Mittel (abgeleitet aus [12], Gebietseinteilung nach [5]).
- Auf Meeresniveau reduzierter Luftdruck, global (jedoch nur Meeresgebiete) in Form 80 flächengleicher Gebietsmittel 1900-1992 (davon 62 vorhanden), Jahres- und saisonale Mittel [18] (ursprünglich COADS - **C**omprehensive **O**cean **A**tmosphere **D**ata **S**et der Climate Group des Lamont-Doherty Earth Observatory, Columbia University, Gebietseinteilung nach [5]).
- Bodennahe Lufttemperatur, Europa in Form von 52 Gitterpunkten ($5^\circ \times 5^\circ$) 1899-1998, Jahres- und Monatsmittel [14]. (*)
- Auf Meeresniveau reduzierter Luftdruck, Europa in Form von 44 Gitterpunkten ($5^\circ \times 10^\circ$) 1896-1995 Jahres- und Monatsmittel [1]. (*)
- Monatliche und jährliche Niederschlagssummen, Europa in Form von 83 Gitterpunkten ($5^\circ \times 5^\circ$) 1900-1998 [8]. (*)

3.2 Methode

Ziel der hier diskutierten Analysen ist es, zum einen signifikant korrelierte Einflußgrößen zu selektieren und zum anderen Varianzanteile (Signale) der Zielgröße bezüglich der selektierten Einflußgrößen zuzuordnen. Desweiteren wird der unerklärt gebliebene Varianzanteil der Zielgrößen, das sog. Residuum, nochmals in eine strukturierte und eine unstrukturierte Komponente zerlegt. Hierdurch wird es möglich, abzuschätzen, wie signifikant sich das anthropogene Treibhaussignal von dieser unstrukturierten Komponente, dem sog. Klimarauschen abhebt, und dadurch zu einem Klimawandel geführt hat.

Da es sich bei den hier untersuchten Zielgrößen (bis auf globale und hemisphärische Mittel) um raum-zeitliche Datenfelder handelt (Gebietsmittel, Gitterpunkte), wurden diese

vor den eigentlichen Regressionsanalysen mittels EOF-Transformation so vorbehandelt, daß man anstelle von z.B. 50 Zeitreihen für 50 unterschiedliche Gitterpunkte 50 zeitliche Hauptstrukturen, erhält, die nach ihrem Anteil an erklärter Varianz geordnet sind, also:

$$z(x, t) = \sum_{j=1}^m \lambda_j EOF_j(x) PC_j(t) \quad . \quad (5)$$

Hierbei bezeichnet $z(x, t)$ das ursprüngliche raum-zeitliche Datenfeld, das mittels der EOF-Transformation in m zeitliche Hauptstrukturen den sog. Principal Components ($PC_j(t)$) und räumliche Hauptstrukturen, den sog. Empirischen Orthogonalfunktionen ($EOF_j(x)$) zerlegt wird. Man erreicht dies durch Diagonalisieren der Kovarianzmatrix von $z(x, t)$ (Details siehe ausführlicher Bericht [4]). Der Faktor λ_j wird als Eigenwert bezeichnet und entspricht dem Gewicht (bzw. der Teilvarianz), mit dem die betrachtete Hauptstruktur in dem ursprünglichen Datenfeld enthalten ist. Die EOF enthält die Information, mit welchem Gewicht die zugehörige PC an einem bestimmten Ort vertreten ist.

In der sich hieran anschließenden sog. sukzessiven Regression werden zu jeder $PC_j, j = 1 \dots m$ (den neuen Zielgrößen) aus dem Pool von potentiellen Regressoren die signifikant korrelierten ausgesucht. Hierbei bezeichnet „sukzessiv“ folgenden Algorithmus:

- Berechnung des linearen Korrelationskoeffizienten r zwischen jeder Einfluß-Zeitreihe $E_k(t)$ und der betrachteten $PC_j(t)$.
- Dasjenige $E_k(t)$ mit dem signifikantesten r ($Si = 95\%$) wird als erster „Sieger“ $E_{s1}(t)$ bezeichnet.
- Zwischen $E_{s1}(t)$ und $PC_j(t)$ wird eine lineare Regression durchgeführt.
- Das durch die Regression erhaltene Residuum $R_1(t)$ von $PC_j(t)$ dient als neue Zielgröße.

Diese Schleife wird solange durchlaufen, bis kein Regressor mehr signifikant korreliert ist. Mit den selektierten Regressoren wird schließlich eine multiple lineare Regression mit der $PC_j(t)$ als Zielgröße durchgeführt:

$$\widehat{PC}_j(t) = \sum_{i=1}^l a_i E_{Si}(t) \quad . \quad (6)$$

Man erhält somit einen Zusammenhang zwischen der betrachteten $PC_j(t)$ und den korrelierten Einflußgrößen, der sich nach Rücktransformation in den Ortsraum auch auf das raumzeitliche Ausgangsdatenfeld übertragen läßt:

$$z(x, t) = S_{anthr}(x, t) + S_{nat}(x, t) + R(x, t) \quad . \quad (7)$$

Hierbei bezeichnet S_{anthr} das anthropogene, S_{nat} das natürliche Signalfeld und R das Residualfeld, das in einem nächsten Schritt nochmals zerlegt wird. Die dabei angewendete Vorgehensweise wurde bereits im Rahmen der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung

vorgestellt. Im Residuum werden Trend- und Polynomialkomponenten gesucht, die dann (falls signifikant vorhanden) die strukturierte Komponente bilden. Der danach unerklärt gebliebene Anteil wird als unstrukturierte Komponente bzw. als Klimarauschen bezeichnet (zu Einzelheiten siehe [4]). Hierdurch erhält man zum einen die Information, wie gut das Angebot an potentiellen Regressoren war, zum anderen läßt sich nun ein anthropogener Klimawandel dektieren, der sich ja dadurch manifestiert, daß sich das anthropogene Signal hinreichend stark vom Klimarauschen abhebt.

An dieser Stelle sei betont, daß es in diesem Zusammenhang von Bedeutung ist, möglichst alle Einflüsse (anthropogen und natürlich) zu erfassen, um das Klimarauschen so realitätsnah wie möglich abzuschätzen.

Bezeichnet man das Verhältnis aus anthropogenem Treibhaus-Signal S_{anthr} und der Standardabweichung des Klimarauschens s_{rausch} als Detektionsvariable $d(x, t)$, so kann man die raum-zeitliche Wahrscheinlichkeit P für das Auftreten eines anthropogenen Klimawandels mittels folgender Gleichung berechnen:

$$P(z \leq |d(x, t)|) = erf\left(\frac{d(x, t)}{\sqrt{2}}\right), \quad (8)$$

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

Mit $erf(x)$ ist die sog. „Errorfunktion“ bezeichnet, für deren Lösung im Gegensatz zur Wahrscheinlichkeitsfunktion numerische Methoden zur Verfügung stehen.

3.3 Ergebnisse

Im folgenden wird hinsichtlich der Ergebnisse eine immer feinere räumliche Differenzierung und Regionalisierung vorgenommen, beginnend bei den globalen und hemisphärischen Temperaturmitteln, bis hin zu den Gitterpunkt Datensätzen für Europa (siehe auch Abschnitt 3.1).

Da durch die Methode „Konkurrenzeffekte“ zwischen unterschiedlichen Einflußgrößen ähnlicher Zeitstruktur nicht ausgeschlossen werden können, wurden verschiedene Kombinationen von zugelassenen potentiellen Einflußgrößen verglichen. Hierbei zeigte sich, daß vor allem das troposphärische Sulfat und die Treibhausgase bei feiner räumlicher Differenzierung im globalen Luftdruckfeld einander „stören“, was hauptsächlich auf den dominanten Trend in beiden Einflüssen zurückzuführen ist. Aus diesem Grund sind in Tab. 6 die erklärten Varianzen der Treibhausgase im globalen Luftdruckfeld auch ohne Berücksichtigung des Sulfateinflusses (in Klammern) angegeben.

Wie der Tab. 6 zu entnehmen ist, verringert sich die erklärte Varianz des Gesamtsignals mit zunehmender räumlicher Differenzierung und Regionalisierung (erste Zeile, „GES“), was mit einer Abnahme der erklärten Varianz des GHG-Signals - besonders ausgeprägt bei der Temperatur - einhergeht. Dies hat seine Ursache in der Unterdrückung von stochastischen Schwankungen durch Mittelungsprozesse. Dieser Sachverhalt ist nochmals in Abb. 4

Tabelle 6: Prozentuale erklärte Varianzen des Gesamtsignals (aus multipler linearer Regression) und Teilvarianzen der Einzelsignale (abgeleitet aus sukzessiver Regression). Abkürzungen: gl. M.: globales Mittel, zon. M.: zonale Mittel, G.: Gebietsmittel, Gp.: Gitterpunkte, **T**: Temperatur, **P**: Luftdruck, **N**: Niederschlag, GES: Gesamtsignal, GHG: Treihhausgase, SUL: Sulfat, VUL: Vulkanismus, ENSO: El Niño-Southern Oscillation, SOL: Schwankungen der Solarkonstatnte, NAO: Nordatlantik-Oszillation, STR: strukturierte Residualkomponente, RSC: unstrukturierte Residualkomponente. In Klammern: ohne zugelassenen Sulfat-Einfluss.

| | Global | | | | Europa | | |
|------|-----------------|------------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | gl. M. T | zon. M. T | 72 G. T | 62 G. P | 52 Gp. T | 44 Gp. P | 83 Gp. N |
| GES | 79.7 | 51.0 | 38.8 | 29.1 | 21.3 | 27.8 | 13.2 |
| GHG | 59.9 | 35.7 | 19.0 | 0.5 (7.9) | 7.6 | 0.6 | 3.5 |
| SUL | 3.1 | 0.2 | 3.2 | 9.6 (-) | 1.5 | 3.5 | 1.4 |
| VUL | 6.0 | 6.7 | 4.0 | 5.1 | 0.8 | 2.0 | 1.1 |
| ENSO | 4.2 | 6.2 | 7.1 | 5.7 | 0.1 | 0.4 | 1.4 |
| SOL | 4.2 | 0.3 | 2.2 | 3.2 | 2.1 | 0.9 | 1.3 |
| NAO | 0.0 | 0.0 | 2.6 | 3.1 | 8.9 | 20.2 | 4.2 |
| STR | 4.7 | ca. 10 | 7.1 | 7.6 | 10.5 | 3.8 | 3.8 |
| RSC | 15.6 | ca. 40 | 54.1 | 63.3 | 68.2 | 68.4 | 83.0 |

am Beispiel der Temperatur dargestellt. Dort erkennt man eindrucksvoll die systematische Abnahme der erklärten Varianz des GHG-Signals mit zunehmender räumlicher Differenzierung und Regionalisierung. Das ENSO-Signal zeigt ein umgekehrtes Verhalten, was mit der seiner räumlich differenzierten Struktur zusammenhängt.

Bemerkenswert ist auch, daß die NAO auf der europäischen Skala, vor allem im Luftdruckfeld (s. Tab. 6), im Gegensatz zur globalen Skala eine dominante Rolle spielt. Dieser Einfluß ist sowohl bei der Temperatur als auch beim Luftdruck einem ausgeprägten Jahresgang unterworfen, was dem ausführlichen Abschlußbericht entnommen werden kann.

In allen untersuchten Datensätzen ist die strukturierte Residualkomponente im Vergleich zur unstrukturierten klein, was auf eine befriedigende Erfassung der erklärbaren Variationen durch die angebotenen Einflußgrößen hindeutet.

In Abb. 5b ist das GHG-Signalfeld der globalen Temperatur-Jahresmittel aus 72 Gebietsmitteln für das Jahr 1995 dargestellt. Man erkennt fast ausschließlich Erwärmungen mit maximalen Amplituden von bis zu ca. 1.7 K im Innern der großen Kontinente der Nordhemisphäre. Die Abkühlung von ca. -0.1 bis -0.3 K im Bereich des Nordatlantiks ist wahrscheinlich mit Anomalien der atmosphärischen Zirkulation in dieser Region verknüpft (\rightarrow NAO).

In Abb. 5a ist das Ergebnis der Detektion für das Jahr 1995 zu sehen. Angegeben ist die Wahrscheinlichkeit eines Klimawandels aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes ab 90%. Bemerkenswert ist, daß die Regionen höchster Signifikanz nicht mit denen maxi-

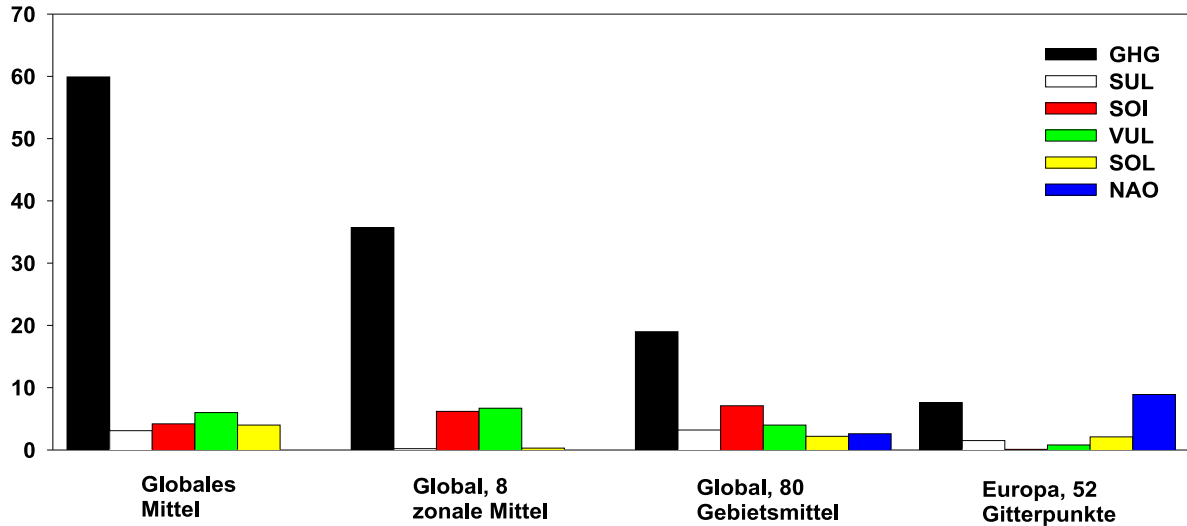


Abbildung 4: Aus sukzessiver Regression abgeleitete prozentuale Teilvarianzen der einzelnen Einflußgrößen bei den Analysen der Temperatur-Jahresmittel auf verschiedenen räumlichen Skalen und bei unterschiedlicher räumlicher Differenzierung.

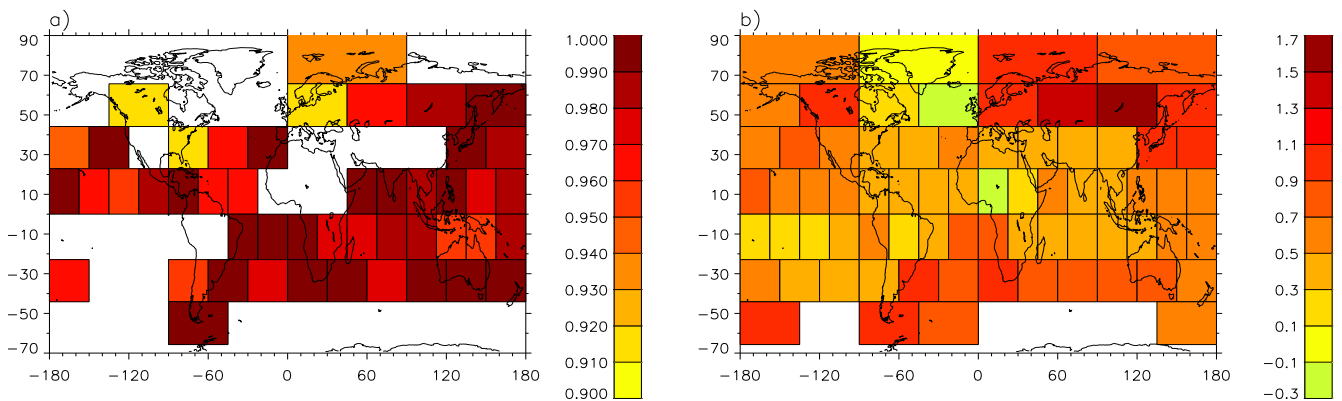


Abbildung 5: a: Prozentuale Wahrscheinlichkeit p für das Auftreten eines Klimawandels im globalen Temperaturfeld (72 Gebietsmittel) aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes (ab $p \geq 90\%$) für das Jahr 1995, b: GHG-Signal in K des Jahresmittels des globalen Temperaturfeldes (72 Gebietsmittel) für das Jahr 1995 (Nullniveau ist 1894) ohne zugelassenen Sulfat-Einfluß.

maler Amplituden zusammenfallen. Da jedoch das Signal-Rausch-Verhältnis entscheidend für einen Klimawandel ist, kann eine geringe Standardabweichung der unstrukturierten Komponente, wie man sie vor allem über den Ozeangebieten findet (\rightarrow keine Störung

der atmosphärischen Strömung durch orographische Strukturen) zu einem hochsignifikanten Klimawandel beitragen. Bei 47 (von 62) Gebietsmitteln wird das 90%-Niveau, bei 42 das 95%-Niveau und bei 19 das 99%-Niveau überschritten, was gleichbedeutend mit einer hochsignifikanten Detektion des anthropogenen Treibhauseffektes in diesem Datensatz ist.

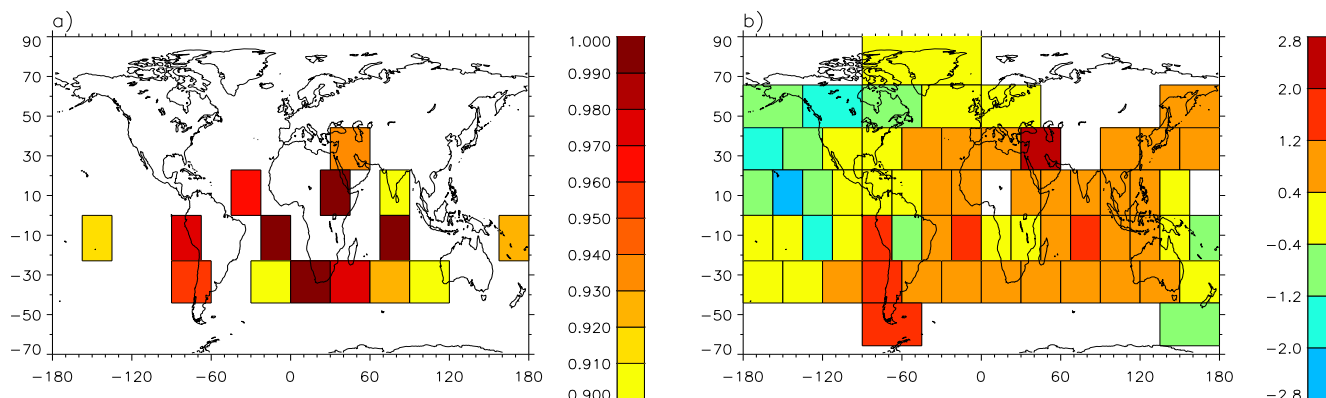


Abbildung 6: Wie Abb. 5, jedoch für das globale Luftdruckfeld (62 Gebietsmittel), Analysezeitraum: 1902-1992.

In Abb. 6b ist analog zu Abb. 5b das GHG-Signalfeld der globalen Luftdruck-Jahresmittel aus 62 Gebietsmitteln ohne zugelassenen Sulfat-Einfluß dargestellt. Die klimatologische Interpretation dieser Zirkulations-Anomalien ist schwierig. Die Detektion eines anthropogenen Klimawandels gelingt im globalen Luftdruckfeld schlechter als im globalen Temperaturfeld, was ein Vergleich von Abb. 6a mit Abb. 5a zeigt. Jedoch wird im Jahr 1992 in 15 (von 62) Gebietsmitteln das 90%-Niveau, in 8 das 95%-Niveau und in 4 das 99%-Niveau überschritten, was wiederum einem anthropogenen Einfluß mit über 99% Signifikanz entspricht.

In Abb. 7b ist das GHG-Signalfeld des europäischen Temperaturfeldes (Jahresmittel) zu sehen. Wie auf der globalen Skala (vgl. Abb. 5b) dominieren positive Anomalien mit einer maximalen Amplitude von ca. 1.7 K in Nordosteuropa. Negative Signale von bis zu ca. -0.6 K findet man östlich von Island, was gut mit der Signalverteilung auf der globalen Skala korrespondiert (vgl. Abb. 5b), und in Südosteuropa (Griechenland, Türkei). Im Rahmen der Detektions-Analysen werden in 11 (von 52) Gitterpunkten das 90%-Niveau, davon in 4 das 95%-Niveau überschritten, womit der anthropogene Einfluß hochsignifikant nachgewiesen ist.

Das GHG-Signalfeld im europäischen Luftdruckfeld (vgl. Abb. 8b) ist wie auf der globalen Skala schwer interpretierbar (vgl. Abb. 6b). Die Detektion gelingt nur sehr eingeschränkt, was der Abb. 8a zu entnehmen ist. Jedoch ist das Überschreiten des 99%-Niveaus in zwei Gitterpunkten mit über 90% signifikant. Da diese Gitterpunkte benachbart sind, ist ein klimatologischer Hintergrund möglich.

Das GHG-Signalfeld im europäischen Niederschlagsfeld (Jahressummen, vgl. Abb. 9b) weist

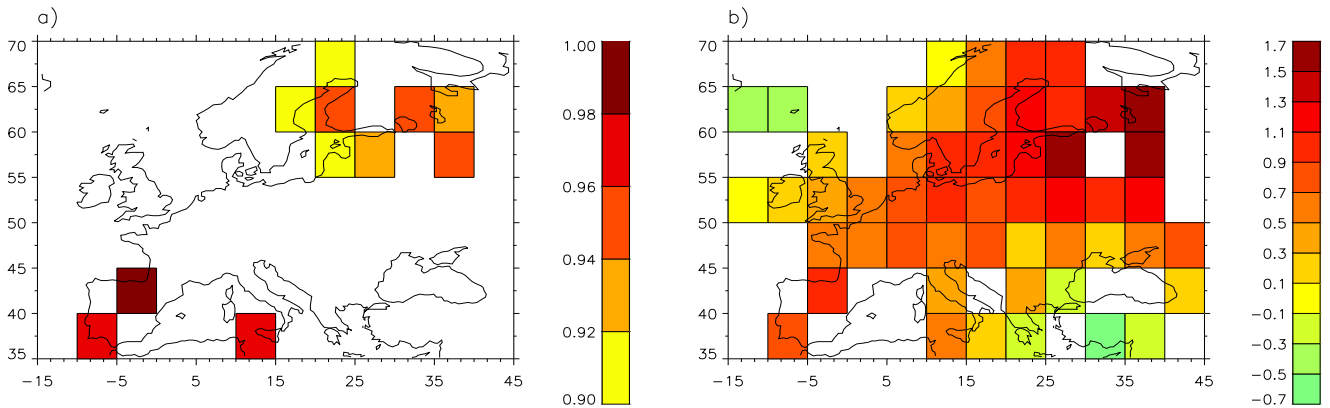


Abbildung 7: Wie Abb. 5, jedoch für das europäische Temperaturfeld (52 Gitterpunkte) mit zugelassenem Sulfat-Einfluss, Analysezeitraum: 1899-1998.

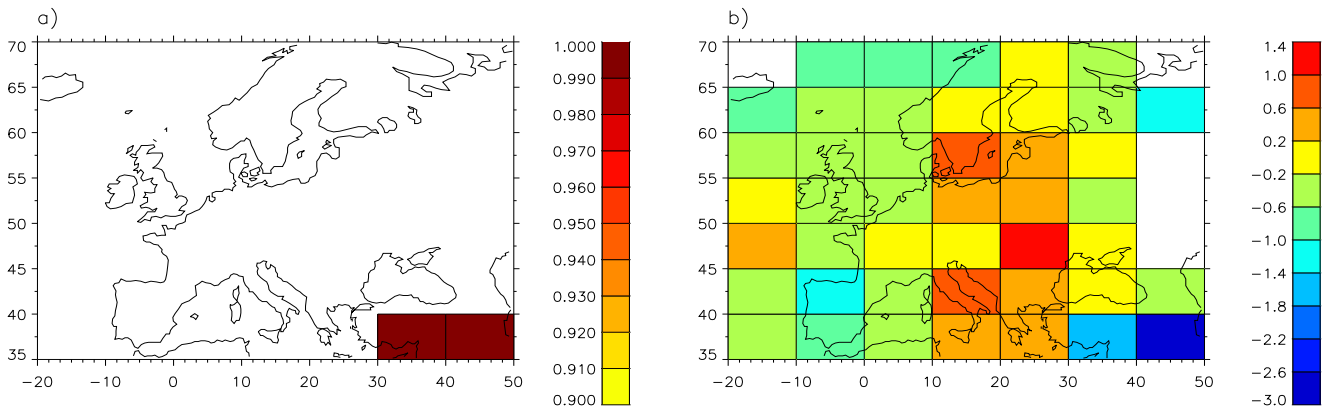


Abbildung 8: Wie Abb. 5, jedoch für das europäische Luftdruckfeld (44 Gitterpunkte), Analysezeitraum: 1896-1995.

eine markante Struktur mit positiven Anomalien in Nord- und negativen in Südeuropa auf. Es besteht eine strukturelle Übereinstimmung mit den Trendanalysen der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung (vgl. Abb. 1) und mit dem NAO-Signalfeld, welches aus Platzgründen hier nicht dargestellt ist (vgl. ausführlichen Projektbericht [4]). Aufgrund des hohen Rauschanteils in den Niederschlagsdaten (vgl. Tab. 6) gelingt die Detektion einer anthropogenen Klimabeeinflussung nicht. Lediglich in 2 von 83 Gitterpunkten wird das 90%-Niveau überschritten, was nicht signifikant ist.

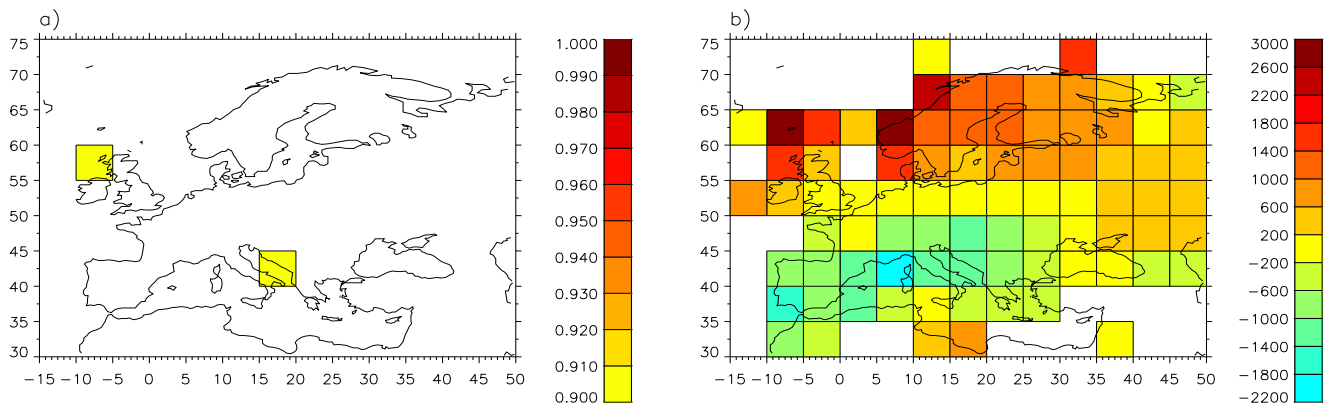


Abbildung 9: Wie Abb. 5, jedoch für das europäische Niederschlagsfeld (83 Gitterpunkte), Analysezeitraum: 1900-1998.

4 Gesamtbeurteilung und Ausblick

In diesem Kurzbericht ist naturgemäß nur eine grobe Übersicht aller Analysen enthalten. Jedoch wird bereits hier deutlich, daß sich die im Rahmen dieses Projektes entwickelten Methoden in ihrer Anwendung auf klimatologische Zeitreihen bewährt und zu umfangreichen und bemerkenswerten Ergebnissen geführt haben.

In einem nächsten Schritt können die oben skizzierten Methoden (vgl. Abschnitte 2.2, 3.2) problemlos auf andere Klimadaten angewendet werden. Dies beinhaltet andere Klimaparameter, andere Regionen und andere Zeitskalen.

Eine Erweiterung der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung könnte eine Ausdehnung der im Rahmen der sukzessiven Selektionsstrategie angebotenen Strukturen beinhalten. Bei der Detektion der seltenen Extremereignisse können auch nicht Gauß-verteilte Variablen zugrundegelegt werden, wie das z.B. bei den Monatssummen des Niederschlages der Fall ist. Die Residuen wurden als lineare stochastische Prozesse betrachtet, was aber nicht zwingend der Fall sein muß. Daher könnte in Zukunft zusätzliche Aufmerksamkeit darauf gelegt werden, welche stochastischen Prozesse die Residuen am besten beschreiben, was auch die Qualität der Detektion eines Klimawandels verbessern könnte.

Eine wichtige Information, die mit der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung erhalten werden kann, ist die zeitabhängige Wahrscheinlichkeit für das Überschreiten von Schwellenwerten, da sie in der Lage ist die zeitliche Variation von Mittelwert und Varianz anzugeben (Ein Beispiel hierzu findet sich im ausführlichen Projektbericht [4], Kapitel: Ausblick).

Die ursachenorientierte Zeitreihenzerlegung läßt sich durch Einbezug zusätzlicher potentieller Einflußgrößen erweitern. Bei problematischen Einflußgrößen, wie z.B. dem troposphärischen Sulfat bietet es sich an, die Analysen zu wiederholen, sobald eine bessere Parametrisierung vorliegt. In diesem Sinne ist es auch denkbar verschiedene Parametrisierungen z.B. des Vulkan- oder solaren Antriebs hinsichtlich ihrer statistischen Eigenschaften zu

vergleichen und somit die „sinnvollste“ auszuwählen.

Desweiteren können auch nichtlineare Abhängigkeiten von den Einflußgrößen betrachtet werden. Dies ist z.B. durch Verwendung von Potenzen der Einflüsse oder durch sigmoide (streng monotone und beschränkte) Funktionen, die ein Sättigungsverhalten aufweisen, realisierbar. Um Wechselwirkungen zwischen Einflüssen zu untersuchen, können auch Mischterme angeboten werden. Schließlich kann man die Stärke der Nichtlinearität mit Hilfe von neuronalen Netzen abschätzen, die damit die Obergrenze der potentiell erklärbaren Varianz angeben.

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: Bemerkungen zur globalen Mitteltemperatur

Die Jahresmittel der globalen bodennahen Mitteltemperatur von 1899 bis 1998 zeigen zunächst einen sehr signifikanten positiven progressiven Trend von $0.68 \text{ K} \approx 0.7 \text{ K}$, der 52% der Gesamtvarianz erklärt (s. Abb. 10). Weiterhin wird eine signifikante Polynomialkomponente vom Grad 5 gefunden, die 25% der Residualvarianz erklärt. Durch eine Analyse des Periodogramms wurde die bedeutendste zyklische Komponente mit einer Periode von 3.5 Jahren identifiziert. Das einzige Extremereignis, daß sich signifikant vom Residuum (Rauschen) abhebt, ist ein Kaltereignis: Februar 1928. Die gleitenden Standardabweichungen zeigen keine signifikante Veränderung der interannulären Variabilität an. Jedoch hat sich die Autokorrelation für die ersten 8 Zeitverschiebungen signifikant erhöht.

Wie bereits im Hauptteil erläutert (Abschnitt 3.3, Tabelle 6 und Abb. 4) sind sowohl die gesamte erklärte Varianz, als auch die erklärte Varianz des anthropogenen Treibhausgaseinflusses für die Analysen der globalen Mitteltemperatur maximal. In Abb. 11 sind die unstrukturierte Residualkomponente (Klimarauschen, Teilvarianz: 15.6%) und die zugehörigen Vertrauensgrenzen (90% - 99.9%) dargestellt. Falls ein Signal diese Vertrauensgrenzen überschreitet ist es signifikant auf dem zugehörigen Niveau vom Rauschen unterscheidbar. Dies ist beim GHG-Signal (Amplitude 0.7 K, auf den Zeitraum 1854 - 1998 extrapoliert ungefähr 1K) bereits 1973 auf dem 99.9% Signifikanzniveau der Fall, womit dieser anthropogene Einfluss deutlich detektiert wird. Die Amplitude des zugehörigen SUL-Signals (anthropogener Sulfataerosolantrieb) beträgt etwa -0.3 K, deswegen überschreitet das kombinierte anthropogene Signal (GHG + SUL, Amplitude 0.4 K im Zeitraum 1899 bis 1998) die 99.9%-Schwelle mit etwas Zeitverzögerung im Jahr 1994. Somit ist auch das kombinierte anthropogene Signal in der globalen Mitteltemperatur auf einem hohen Signifikanzniveau detektierbar.

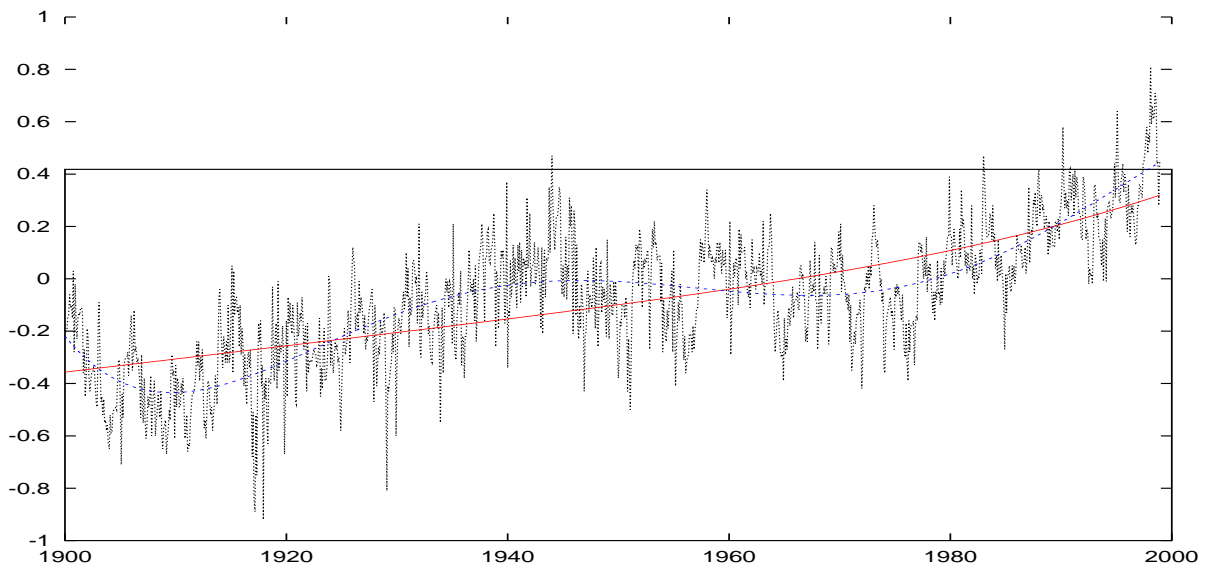


Abbildung 10: Monatliche Anomalien der globalen bodennahen Luftmitteltemperatur 1899 -1998 (schwarz), Trend (rot) und Polynomialkomponente (blau) in K.

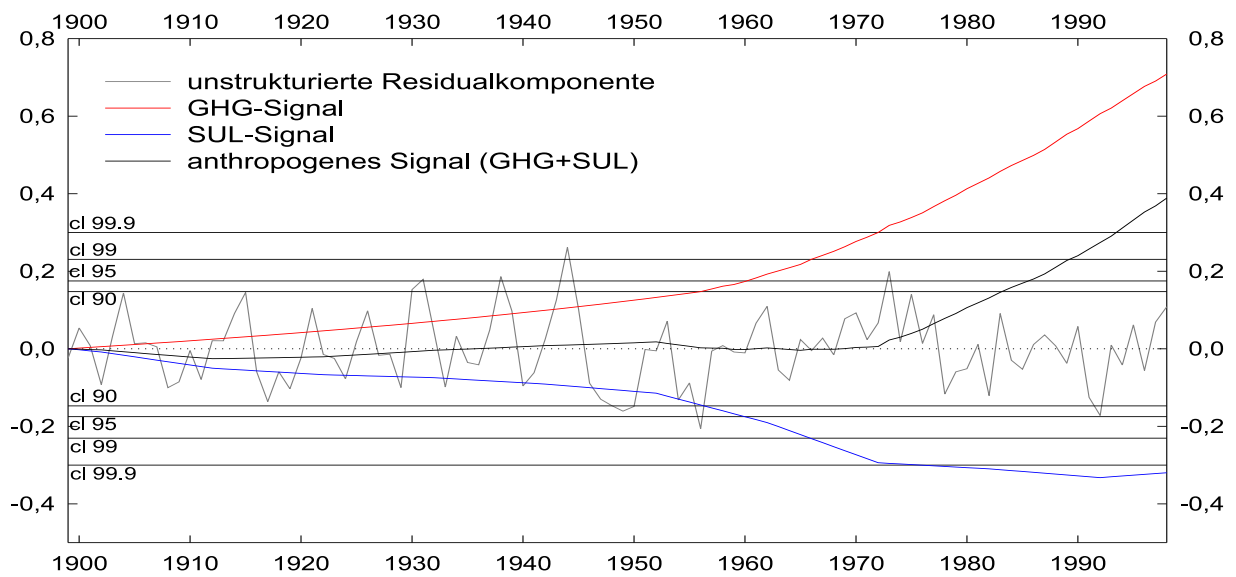


Abbildung 11: Unstrukturierte Residualkomponente der jährlichen globalen bodennahen Luftmitteltemperatur 1899 - 1998, Vertrauensgrenze 90% - 99.9% und anthropogene Signalzeitreihen für GHG (Treibhausgas), SUL (troposphärisches Sulfataerosol) und kombiniert GHG + SUL in K.

Literatur

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] J. Grieser and C.-D. Schönwiese. Parametrization of Spatio-temporal Patterns of Volcanic Aerosol Induced Stratospheric Optical Depth and its Climate Radiative Forcing. *Atmosphäre*, 12:111–133, 1998.
- [4] J. Grieser, T. Staeger, and C.-D. Schönwiese. Statistische Analysen zur Früherkennung globaler und regionaler Klimaänderungen aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes. Institutsbericht 103, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 2000.
- [5] J. Hansen and S. Lebedeff. Global trends of measured surface air temperature. *J. Geophys. Res.*, 92:13345–13372, 1987.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] J. W. Hurrell and H. van Loon. Decadal variations in climate associated with the North Atlantic oscillation. *Climate Change*, 36:301–326, 1997.
- [10] 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.
- [11] P. D. Jones, M. New, D. E. Parker, S. Martin, and I. G. Rigor. Surface air temperature and its changes over the past 150 years. *Reviews of Geophysics*, 37:173–199, 1999.
- [12] 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.

- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 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, 2000. in Vorbereitung.
- [16] 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.
- [17] C.-D. Schönwiese and J. Rapp. *Climate Trend Atlas of Europe - Based on Observations 1891-1990*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1997.
- [18] T. Staeger. Statistische Analyse des ENSO- und Vulkanismus-Signals in Klima-Zeitreihen. Diplomarbeit, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 1998.
- [19] T. Staeger, J. Grieser, and C.-D. Schönwiese. Detection of global and regional anthropogenic greenhouse signals in observed climate data. *Climate Research*, 2000. submitted.
- [20] A. Werner. Die Nord-Atlantik-Oszillation und ihre Auswirkungen auf Europa. Diplomarbeit, Inst. f. Meteorologie u. Geophysik, Universität Frankfurt, 1999.