Wasserverfügbarkeit sowie ökologische, klimatische und sozioökonomische Wechselwirkungen im semiariden Nordosten Brasiliens am Beispiel der Bundesstaaten Piauí und Ceará



Water Availability, Vulnerability of Ecosystems and Society in the Northeast of Brazil

# Abschlussbericht

Fachbereich:	Klimaanalyse/ -modellierung - großskaliges hydrologisches Modell
Teilprojekt:	Klimaanalyse/ -modellierung
Zuwendungsempfänger:	Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung e.V.
Förderkennzeichen:	01LK9712/4
Vorhabenbezeichnung:	Analyse und Modellierung der raumzeitlichen klimatischen Bedingungen im Nordosten Brasiliens zur Entwicklung von Klimaszenarien im Verbundprojekt WAVES
Laufzeit des Vorhabens:	01.08.1997 - 31.12.2001
Berichtszeitraum:	01.08.1997 - 31.12.2001
Bearbeitung:	Dr. habil. FW. Gerstengarbe, Dr. habil. P. C. Werner, Dr. U. Böhm, DiplChem. M. Kücken, DiplInf. D. Hauffe, TAM U. Werner
Potedam Januar 2002	

Potsdam, Januar 2002 Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung e.V. Telegrafenberg PF 60 12 03 14412 Potsdam

#### **INHALTSVERZEICHNIS**

	Seite
Zusa	mmenfassung
Sum	nary
1	Stand des Vorhabens
1.1	Gesamtziel des Vorhabens und Realisierung
1.2	Die wichtigsten Ergebnisse
1.2.1	Literaturrecherche
1.2.2	2.1 Datensammlung
1.2	2.2.1.1 Meteorologische Daten auf Tageswertbasis
	1.2.2.1.1.1 Daten der automatischen meteorologischen Stationen des PIK 5
	1.2.2.1.1.2 Referenzdatensatz für das Untersuchungsgebiet
	1.2.2.1.1.3 Synoptische Stationen
	1.2.2.1.1.5 Re-Analysen aus dem European Centre for Medium-range Weather
	Forecast (ECMWF-Archiv)
1.2	2.2.1.2 Meteorologische Daten auf Monatswertbasis.
	1.2.2.1.2.1 National Climate Data Centre-Datensatz mit Niederschlags- und Temperaturwerten
	1.2.2.1.2.2 Niederschlagsdaten für den Nordosten Brasiliens
	1.2.2.1.2.3 Aktuelle Daten aus den "Monthly Climate Reports"
	1.2.2.1.2.4 Der Datensatz der "Climate Research Unit" (CRU)
1.2.3	
1.3	Klimaanalyse und Szenarien
1.3.1	Abschatzung der Entwicklung der großraumigen Zirkulationsmuster und deren Einfluss auf das Niederschlagsverhalten
1.3	B.1.1 Einleitung
1.3	8.1.2 Daten und Evaluierungsmethoden für die Niederschlagstrends 10
1.3.2	Entwicklung eines Szenarienmodells und Berechnung von Zukunftsszenarien . 17
1.3.3	Ist-Zustand als auch die zukünftige Entwicklung (Szenarien)
1.3.4	Untersuchung des Verhaltens von Regen- und Trockenzeiten unter Berücksichti-
	gung der Extreme
1.4	Klimamodellierung
1.4.1	Einleitung
1.4.2	Parallelisierung eines regionalen Klimamodells
1.4.4	Anpassung des Modells an die spezifischen regionalen Bedingungen 16
1.4.5	Validierungsalgorithmen
1.4	4.5.1 Aufbau eines Validierungsalgorithmus zur Bewertung extremer Ereignisse 18

1.4 1.4.6 1.4.7	4.5.2 Aufbau eines Validierungsalgorithmus zur Bewertung von Strukturen 20         Durchführung erster Simulationsläufe für ausgewählte Situationen
2	Vergleich des Standes der Forschung mit der ursprünglichen Planung 25
2.1	Literaturrecherche
2.2	Datenaufbereitung
2.3	Klimaanalyse und Szenarien
2.4	Modellierung
3	Ergebnisse Dritter, die für das Vorhaben von Bedeutung sind
4	Angaben zu Erfindungen und Schutzrechten
5	Sonstiges
5.1	Zusammenarbeit mit den anderen Arbeitsgruppen
5.1.1 5.1.2	Zusammenarbeit mit brasilianischen Partnern
5.1.3	Relevanz für die praktische Anwendung
5.2	Übersicht über den Mitteleinsatz 35
6	Die wichtigsten Ergebnisse im Überblick
7	Abbildungen
8	Literaturverzeichnis
9	Anlage 1 - 8

# Zusammenfassung

Hauptziele in der Hauptphase des Projektes waren der Aufbau einer Klimadatenbank für das Untersuchungsgebiet, die Erstellung einer aktuellen Klimatologie verbunden mit der Entwicklung eines Szenarienmodells zur Abschätzung der regionalen Klimaentwicklung innerhalb der nächsten 50 Jahre sowie die Anpassung eines regionalen dynamischen Klimamodells. Die Ziele wurden erfüllt.

Es steht ein Datenbanksystem (ORACLE) zur Verfügung, in dem alle bisher gesammelten Daten erfasst sind und damit problemlos ergänzt sowie anderen Nutzern zur Verfügung gestellt werden können.

Die Szenarienrechnungen für den Zeitraum bis 2050 zeigen, dass im Untersuchungsgebiet deutliche Klimaänderungen im Vergleich zur aktuellen Klimatologie zu erwarten sind. Dies gilt insbesondere für das Niederschlagsverhalten.

Das regionale Klimamodell REMO des MPI für Meteorologie Hamburg wurde an das Untersuchungsgebiet angepasst und mit speziell entwickelten Testalgorithmen validiert. Zusätzlich wurde das lokale Modell LM des Deutschen Wetterdienstes in die Untersuchungen einbezogen.

Alle Arbeiten wurden in engem Kontakt mit den anderen Projektteilnehmern sowie den brasilianischen Partnern durchgeführt.

# Summary

The main goals for the main phase of the project were the construction of a data bank system for the investigation area, the preparing of an actual climatology in connection with the development of a regional climate scenario model for the estimation of the climate behaviour within the next 50 years and the adaptation of regional dynamic model. These aims were fulfiled.

A data bank system (Oracle) is available which includes all data collected up to now. The data bank system can be completed by additional data and placed at users disposal without any problems.

The scenario calculations for the period up to 2050 show that within the investigation area significant climate changes can be expected in comparison to the present climate. This is valid in particular for the precipitation.

The regional climate model REMO of the MPI for Meteorology Hamburg was adapted to the investigation area and validated by specially developed test algorithms. Additionally, the local model LM of the German Weather Service was included into the investigations.

All activities were carried out in close contact with the other sub-projects and the Brazilian partners.

# 1 Stand des Vorhabens

#### 1.1 Gesamtziel des Vorhabens und Realisierung

Die klimatologischen Untersuchungen in diesem Projekt orientierten sich an den Anforderungen der anderen Projektteilnehmer. Entsprechend deren Vorgaben wurde geklärt, welche Datenbasis erforderlich war und auf welche zurückgegriffen werden konnte. Danach folgten Maßnahmen zur Datenbereitstellung.

Die vorliegenden Daten wurden mit statistischen Methoden hinsichtlich ihrer Qualität und Verwendbarkeit geprüft und gegebenenfalls ergänzt.

Nach der Qualitätsprüfung wurden die Daten einer komplexen Klimaanalyse unterzogen. Unter Hinzuziehung von Daten eines globalen Klimamodells (GCM-Daten) für den Fall des CO<sub>2</sub>-Anstieges wurde die Möglichkeit einer empirischen Abschätzung klimatischer Veränderungen im Untersuchungsgebiet eröffnet.

Um noch differenziertere Aussagen zum Klimageschehen zu bekommen, war es notwendig, mit der Entwicklung eines regionalen Klimamodells zu beginnen. Dazu wurden zwei vorhandene Modellvarianten den regionalen Gegebenheiten angepasst. Die Arbeiten sind aufgrund des erheblichen Aufwandes, der hierzu notwendig ist, noch nicht abgeschlossen.

Um trotzdem eine vergleichende qualitative Abschätzung der Klimaänderungen möglich zu machen und um eine Alternative zu den Modellszenarien zu entwickeln, wurde parallel dazu eine statistische Methodik zur Erstellung von Szenarien entwickelt, die auf der Verwendung von Beobachtungsdaten sowie generalisierten Aussagen der GCM zur Klimaentwicklung beruhen.

Sowohl für die Klimamodellierung als auch die statistische Szenarienbildung bestand die Aufgabe, ihr jeweiliges Modell in einer angepassten Form bzw. deren Ergebnisse der integrierten Modellierung zur Verfügung zu stellen.

Deshalb wurde das Vorhaben abgeschlossen mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse in einem Klimamodul, das im Rahmen der integrierten Modellierung eingesetzt werden konnte. Insgesamt waren folgende Schwerpunktaufgaben zu lösen:

- 1. Literaturrecherche
- 2. Datensammlung, -aufbereitung und -ergänzung
- 3. Aufstellen einer beschreibenden Klimatologie sowohl für den Ist-Zustand als auch die zukünftige Entwicklung (Szenarien)
- 4. Abschätzung der Entwicklung der großräumigen Zirkulationsmuster und deren Einfluss auf das Niederschlagsverhalten
- 5. Entwicklung eines Szenarienmodells und Berechnung von Zukunftsszenarien
- 6. Anpassung eines regionalen Klimamodells an das Untersuchungsgebiet und erste Simulationsläufe
- 7. Erarbeitung von Validierungsalgorithmen zur Modellprüfung

8. Untersuchung des Verhaltens von Regen- und Trockenzeiten unter Berücksichtigung extremer Ereignisse.

Eine detaillierte Aufstellung des Arbeitsplanes für die zu lösenden Aufgaben ist dem Forschungsantrag zu entnehmen. Im folgenden werden in einer Übersicht die wichtigsten Ergebnisse dargestellt.

#### 1.2 Die wichtigsten Ergebnisse

#### 1.2.1 Literaturrecherche

Die Literaturrecherche wurde kontinuierlich über den gesamten Projektzeitraum durchgeführt. In diesem Rahmen konnte eine Reihe wichtiger Bücher zu den Problemkreisen Klima der Tropen, Klima semiarider Gebiete, ENSO, Dynamik dieser Regionen und Modellierung erworben werden. Außerdem wurden einschlägige Publikationen der Fachzeitschriften gesammelt und archiviert. Einmal im Jahr wurde zusätzlich eine Literaturrecherche zu den jeweiligen Themenschwerpunkten bei der Bibliothek des Deutschen Wetterdienstes, Zweigstelle Potsdam in Auftrag gegeben. Damit liegt am Ende des Projektes eine gute Übersicht zu den das Klima betreffenden Fragestellungen vor.

#### 1.2.2 Datensammlung, -aufbereitung und -ergänzung

#### 1.2.2.1 Datensammlung

Daten sind die wichtigste Grundlage jeder wissenschaftlichen Forschung. Zum einen dienen sie der Erfassung und Beschreibung von Sachverhalten zum anderen kann nur mit ihnen eine wissenschaftliche Hypothese verifiziert und in eine Gesetzmäßigkeit überführt werden. In diesem Projekt sind die meteorologischen Daten sowohl für die Beschreibung der klimatologischen Verhältnisse in der Untersuchungsregion als auch für die Anpassung und Validierung der entwickelten Modelle benutzt worden.

Prinzipiell muss man sagen, dass die Datenverfügbarkeit in dieser Region als schlecht einzuschätzen ist. Trotz der Empfehlungen der WMO gibt es keine computergeführten Datenbanken mit meteorologischen Beobachtungsdaten sowohl auf nationalem als auch regionalem Niveau. Die Qualität der Beobachtungen und die Regelmäßigkeit der Datenübertragung durch das "Global Telekommunikation System" entspricht ebenfalls nicht den geforderten Standards. Außerdem werden die Daten durch verschiedene Institutionen erfasst und verwaltet, was den Zugriff weiter erschwert. Aus diesen Gründen wurden die meteorologischen Daten aus allen erreichbaren Quellen erworben, geprüft und gegebenenfalls aufbereitet (*Gerstengarbe, Löser, 1985*). Dabei handelt es sich um Daten aus

- dem Weltdatenzentrum Washington (A)
- dem Weltdatenzentrum Obninsk (B)
- dem nationalen meteorologischen und hydrologischen Dienst Brasiliens
- den vom PIK installierten automatischen meteorologischen Referenzstationen
- Forschungseinrichtungen, die mit dem PIK kooperieren.

Zusätzlich wurden Daten über private Kontakte erworben.

#### 1.2.2.1.1 Meteorologische Daten auf Tageswertbasis

#### 1.2.2.1.1.1 Daten der automatischen meteorologischen Stationen des PIK

Die automatischen meteorologischen Stationen befinden sich in:

Taua	6° 00' 22" S; 40° 25' 53" W; 400 m
Picos	7° 01' 00" S; 41° 37' 05" W; 220 m
Projeto Piloto	8° 26' 53" S; 43° 52' 03" W; 250 m

Die Stationen messen stündlich die Temperatur, Luftfeuchte, globale Strahlung, Niederschlagsmenge, Geschwindigkeit und Richtung des Windes (im 10-Minutentakt), und den Luftdruck. Die Messwerte werden auf Magnetband gespeichert und alle 4 Monate im Rahmen der Inspektion der Stationen an das PIK geliefert.

Die Daten werden überprüft und als *stündliche und tägliche Werte* archiviert. Sie stehen allen Projektteilnehmern nach Bedarf zur Verfügung.

Durch Messgeräteausfälle, die nicht in jedem Fall umgehend beseitigt werden konnten, gibt es im Datenmaterial der Stationen Lücken, die die Qualität der Reihen zum Teil stark beeinflussen.

#### 1.2.2.1.1.2 Referenzdatensatz für das Untersuchungsgebiet

Zur Verfügung gestellt wurden 89 Stationen für den Zeitraum 1921-1980 mit täglichen Werten für die meteorologischen Größen

- Tagesmittel der Lufttemperatur
- Tagesmaximum der Lufttemperatur
- Tagesminimum der Lufttemperatur
- Tagessumme des Niederschlags
- Tagesmittel der relativen Luftfeuchte
- Tagessumme der Globalstrahlung.

Die Daten wurden zum Teil mit Hilfe statistischer Verfahren ergänzt und dienen als Referenzdatensatz für alle Untersuchungen sowie zur Erstellung des Basis- und Zukunftsszenariums auf einem 0.5° x 0.5°-Gitter. Entsprechend den Anforderungen der anderen Projektteilnehmer wurde zusätzlich ein Datensatz auf der Basis der Munizipienschwerpunkte erzeugt.

Für Zusatzuntersuchungen wurde ein Datensatz mit täglichen Niederschlagswerten für den Zeitraum 1962-1971 und insgesamt 170 Stationen bereitgestellt.

Außerdem standen für den Zeitraum 1981-1998 55 Stationen im Bundesstaat Ceará mit Tagessummen des Niederschlags und 9 Stationen im NE Brasiliens mit dem Tagesmaximum und Tagesminimum der Lufttemperatur zur Verfügung. Die Datenreihen weisen zum Teil erhebliche Lücken auf und mussten ergänzt werden. Bezüglich der 55 Niederschlagsstationen lagen von nur 11 bereits Daten für den Zeitraum 1921-1980 vor.

# 1.2.2.1.1.3 Synoptische Stationen

Im Rahmen des Aufbaus eines PIK-Datenbanksystems werden u.a. die Daten der synoptisch meldenden Stationen für Südamerika gesammelt. Diese Daten werden für die Klimamodellsimulationen sowie Untersuchungen zur großräumigen Zirkulation benötigt. Folgende meteorologische Größen stehen zur Verfügung:

- Tagesmaximum und Tagesminimum der Lufttemperatur
- Tagesmittel der relativen Luftfeuchte
- Tagessumme des Niederschlags
- Tagesmittel des Wasserdampfdrucks
- Tagesmittel des Luftdrucks (seit 1994)
- Tagesmittel des Bedeckungsgrades des Himmels (seit 1994)
- Tagesmittel der Windgeschwindigkeit (seit 1994).

Insgesamt gibt es 99 Stationen in Brasilien und 284 in Südamerika für den Zeitraum 1979-1998. Außerdem wurden die brasilianischen Stationen bezüglich der Niederschlags- und Temperaturdaten um den Zeitraum 1965-1978 erweitert. Die Daten auf dem ORACLE-Datenbank-System des PIK (*H. Österle, J. Glauer, M. Denhard, 1999*) standen allen Projektteilnehmern auf Anforderung zur Verfügung.

#### Anmerkung:

Neben den Daten selbst verfügt das Datenbanksystem des PIK über eine Reihe von statistischen Algorithmen, die es erlauben, Aussagen zur Qualität, den statistischen Grundeigenschaften sowie dem zeitlichen Verhalten einzelner Datensätze zu machen. Damit wird dem Nutzer die Möglichkeit gegeben, sich eine Übersicht über den Zustand und die Charakteristiken der gewünschten Daten zu verschaffen.

#### 1.2.2.1.1.4 Aktuelle Daten

Parallel zur globalen PIK-Datenbank werden aktuelle meteorologische Daten gespeichert (ungefähr 8000 Stationen weltweit). Dieser Datensatz wurde monatlich erweitert und stand mit einer Verzögerung von ca. 2 Monaten zur Verfügung.

Der Datensatz enthält folgende Messwerte:

- Tagesmittel, Tagesmaximum und Tagesminimum der Lufttemperatur,
- Tagesmittel der Taupunktstemperatur,
- Tagessumme des Niederschlags,
- Tagesmittel des Luftdrucks,
- Tagesmittel der Windgeschwindigkeit,
- Tagesmittel der Sichtweite,
- Schneehöhe.

Um im WAVES-Projekt mit den Daten zu arbeiten wurde ein Programmpaket entwickelt, das einen einfachen Zugriff ermöglicht. Insgesamt sind es für Brasilien 75 Stationen und

320 für ganz Südamerika mit Daten seit 1994 bis 1999 (Die Anzahl der Stationen kann sich von Monat zu Monat ändern.).

#### 1.2.2.1.1.5 Re-Analysen aus dem European Centre for Medium-range Weather Forecast (ECMWF-Archiv)

Die Re-Analysen (*The ECMWF Re-Analysis (ERA) Project, 1996*) sind aus dem Deutschen Klimarechenzentrum (DKRZ) in Hamburg mit einer speziellen Routine übernommen, bearbeitet und abgespeichert worden. Es liegen tägliche Daten von folgenden Parametern vor:

- Tagesmittel, Tagesmaximum und Tagesminimum der Lufttemperatur in 2 m Höhe
- großskaliger und konvektiver Niederschlag
- Verdunstung
- Globalstrahlung
- U- und V-Windkomponenten
- Bedeckungsgrad des Himmels
- Tagesmittel der relativen Luftfeuchte.

Gebiet: 2.25°-11.25° S; 44.0°-36.00° W; Auflösung: 1° x 1°;

Zeitperiode: 1979-1993.

Die Daten bilden die Grundlage für die Simulation und Validierung der regionalen Klimamodelle.

#### 1.2.2.1.2 Meteorologische Daten auf Monatswertbasis

#### 1.2.2.1.2.1 National Climate Data Centre-Datensatz mit Niederschlags- und Temperaturwerten

Der Datensatz umfasst 284 Stationen mit monatlichen Temperaturwerten (6 im Nord-Osten Brasiliens; 0°-8° S; 45°-35° W) und 480 mit monatlichen Niederschlagswerten (115 im Nord-Osten Brasiliens). Die Daten stammen aus dem Datensatz "V1" des NCDC-Archivs.

#### 1.2.2.1.2.2 Niederschlagsdaten für den Nordosten Brasiliens

Die monatlichen Niederschlagssummen für den Nordosten Brasiliens wurden durch die SUDENE in gedruckter Form zur Verfügung gestellt. Die Daten wurden am PIK auf elektronische Datenträger übertragen (Werkverträge) und geprüft. Zur Zeit gibt es 1200 Stationen mit unterschiedlich langen Reihen. Die längsten Reihen beginnen Anfang des Jahrhunderts, die kürzesten sind nur 10 Jahre lang. Alle Reihen enden 1985.

Die Daten wurden u.a. zur Datenergänzung sowie zur Bestimmung der Klimatypen im Untersuchungsgebiet eingesetzt.

#### 1.2.2.1.2.3 Aktuelle Daten aus den "Monthly Climate Reports"

Der Datensatz "Monthly Climate Reports" wird auf der Basis der aktuellen monatlichen Berichte der Nationalen Meteorologischen Dienste aufgebaut. Folgende Monatswerte stehen zur Verfügung:

- Mitteltemperatur
- mittleres Tagesmaximum der Lufttemperatur
- mittleres Tagesminimum der Lufttemperatur
- Niederschlagssumme
- Anzahl der Tage mit Niederschlag
- Sonnenscheindauer
- mittlerer Luftdruck
- mittlerer Wasserdampfdruck.

Die Daten werden vom Welt-Datenzentrum Obninsk in korrigierter Form mit ca. einem Monat Verzögerung dem PIK zur Verfügung gestellt. Im PIK werden die Daten seit Juli 1996 archiviert. Südamerika umfasst durchschnittlich 120-150 Stationen, Brasilien 60.

Mit diesen Daten wurden aktuelle Fragestellungen (z.B. El Niño) verfolgt.

#### 1.2.2.1.2.4 Der Datensatz der "Climate Research Unit" (CRU)

Der Datensatz der Climate Research Unit, University of East Anglia (*New, M. G., Hulme, M., 1997*) enthält monatliche Mittelwerte für ein Gitter mit einer Auflösung von 0.5° x 0.5° über den Kontinenten. Im Datensatz sind folgende Parameter von 1901 bis 1998 enthalten:

- Niederschlagssumme
- Lufttemperatur
- Tagesamplitude der Lufttemperatur
- Häufigkeit der Tage mit Niederschlag
- Wasserdampfdruck
- Bedeckungsgrad des Himmels mit Wolken.

Der Datensatz wurde von der Climate Research Unit, School of Environmental Sciences, University of East Anglia erworben.

Mit ihm wurden die Verschiebungen der Klimatypen innerhalb des Untersuchungsgebietes analysiert. Außerdem war er u.a. Grundlage für die Validierung der regionalen Modelle REMO und LM.

#### 1.2.3 Datenaufbereitung und -ergänzung

Zur Erstellung des Basisszenariums wurde in einem ersten Schritt die optimale Anzahl an Stationen bezogen auf räumliche und zeitliche Präsenz ausgewählt. Optimal bedeutet dabei die größtmögliche Anzahl mit möglichst langem Beobachtungszeitraum und geringfügigen Ausfällen auszuwählen. Im Ergebnis dieser Recherchen konnten für den Zeitraum 1921-1980 89 Stationen auf Tageswertbasis für die meteorologische Größe Niederschlag bereitgestellt werden. Da nicht an allen Stationen die Temperatur als Messgröße zur Verfügung stand, wurde sie über ein spezielles Interpolationsprogramm für diese Stationen aus dem vorhandenen Datenmaterial ergänzt.

Ähnlich wurde bei der Ergänzung der Größen relative Luftfeuchte und Globalstrahlung vorgegangen. Problematisch dabei war, dass nur geringe Mengen an tatsächlich gemessenem Datenmaterial vorlagen. So musste zum einen auf die Daten der vom PIK installierten Messstationen zurückgegriffen, zum anderen der Klimadatensatz der Universität Norwich in die Datenergänzung einbezogen werden. Dabei zeigte sich, dass mit einer einfachen Interpolation nicht wie bei der Temperatur die gewünschte Genauigkeit erzielt werden konnte. Deshalb wurden zusätzlich statistische Verfahren wie Regression, Analogverfahren und Mustererkennung herangezogen. Trotzdem muss abschließend festgestellt werden, dass die so ergänzten Größen relative Luftfeuchte und Globalstrahlung nur bedingt den gestellten Genauigkeitsanforderungen genügen. Weitere meteorologische Größen wie Windgeschwindigkeit und -richtung, Wasserdampfdruck etc. konnten auf-

Letztlich standen somit 6 meteorologische Größen (Lufttemperatur - Tagesmaximum, - mittel, -minimum, Tagessumme des Niederschlags, Tagesmittel der relativen Luftfeuchte, Tagessumme der Globalstrahlung) an 89 meteorologischen Stationen (Lage s. Abbildung 1) für den Zeitraum 1921-1980 als Basisszenarium zur Verfügung.

Zusätzlich wurden diese Größen auf einem Gitter von 0.5° x 0.5° Auflösung (Lage s. a. Abbildung 1) bereitgestellt.

2000 wurden die Datensätze für das Gitter sowie die Munizipien erweitert um den Zeitraum 1981-1998.

Aufgrund a) des eingeschränkten Gebietes für die Niederschlagsstationen, b) der nur 11 Stationen, die auch schon für 1921-1980 vorhanden waren, und c) der wenigen Reihen (9 Stationen) der Lufttemperatur war es nicht möglich, zu dem Zeitraum 1921-1980 kompatible Datensätze für Gitterwerte  $(0.5^{\circ} \times 0.5^{\circ})$  und die Munizipien im gesamten Nordosten Brasiliens für 1981-1998 auf direkten Weg durch eine Interpolation herzustellen. Es wurde deshalb ein anderes Verfahren gewählt:

Grundlage für das Verfahren waren die genannten 11 Niederschlagsstationen. Mittels einer Minimaldistanzmethode (euklidische Distanz) wurden anhand der 11 Werte pro Tag jedem Tag aus dem Zeitraum 1981-1998 ein Tag aus dem Zeitraum 1921-1980 zugeordnet. Dabei wurde die Trockenzeit, in der meistens alle 11 Stationen keinen Niederschlag aufweisen, einer besonderen Behandlung unterzogen, damit die Verläufe der Temperatur (Zunahme während der Trockenzeit), der relativen Luftfeuchte (Abnahme) und der Strahlung realistisch wiedergegeben werden konnten. Nicht berücksichtigt wurde die Lufttemperatur von den 9 vorliegenden Stationen, da die Qualität der Daten als schlecht eingeschätzt wurde.

Der Vergleich der erzeugten Gitterdatensätze mit den Beobachtungen ergab eine gute Übereinstimmung. Für diese Validierung wurden die Monatssummen des Niederschlags der Beobachtungen, gemittelt über die 11 Stationen, mit denen aus dem Gebiet, in dem die Stationen liegen, verglichen. Nach Abzug des Jahresganges ergibt sich eine mittlere Korrelation von 0.9. Das gibt die Gewähr, dass die für 1981-1998 rekonstruierten Gitterdatensätze für eine weitere Verwendung brauchbar sind. Eine Überprüfung der Datensätze für die Temperatur fand wegen der schlechten Qualität der Beobachtungen nicht statt, ebenfalls nicht für die relative Luftfeuchte und die Strahlung, da hierfür keine Beobachtungen vorlagen.

Auf einen Teil der Daten kann über das PIK-Datenbank-System zugegriffen werden, spezielle Speicherformen sind über eigens dafür angelegte Dateien abrufbar.

Zusätzlich zur Verfügung stehen für weitere Anwendungen:

- ein Programmpaket zur Homogenitätsprüfung von Datenreihen
- ein allgemein einsetzbares Programm zur räumlichen Interpolation
- verschiedene Teilprogramme zur statistischen Bearbeitung der Datenergänzung

#### 1.3 Klimaanalyse und Szenarien

#### 1.3.1 Abschätzung der Entwicklung der großräumigen Zirkulationsmuster und deren Einfluss auf das Niederschlagsverhalten

#### 1.3.1.1 Einleitung

Das Projekt WAVES untersucht die Wechselwirkung zwischen Wasserverfügbarkeit und Migration in den semi-ariden Gebieten der brasilianischen Bundesstaaten Piauí und Ceará. Die räumlichen und zeitlichen Klimabedingungen wurden am PIK analysiert und modelliert. Die Randbedingungen für die Szenarienläufe sind die Trends eines globalen Modells, in diesem Fall des ECHAM-4 T42 Modells. Es gibt eine Reihe von Modellrechnungen, die mit dem ECHAM-4 durchgeführt wurden (*Roecker et. al., 1996*):

- Kontrollauf mit T42-Auflösung,
- Szenarium A (CO<sub>2</sub>-Verdopplung).

Die vorliegenden Untersuchungen befassen sich mit den Niederschlagsänderungen im Zeitraum 2001 bis 2050 bei Einsatz des Szenariums A. Die Untersuchungsregion reicht von 45° W und 2° S bis 33.75° W und 11.25° S. Das entspricht 20 Gitterpunkten.

#### 1.3.1.2 Daten und Evaluierungsmethoden für die Niederschlagstrends

Die Untersuchung basiert auf zwei Datensätzen, der Analyse des Kontrolllaufs sowie dem Szenarium-A-Lauf des ECHAM-4 T42 (*Roeckner et al., 1996*). Verwendet wurden die Monatssummen des Niederschlags für den Zeitraum 2001 bis 2050 an den genannten Gitterpunkten der Untersuchungsregion.

Die Modellstruktur des ECHAM-4, das umfasst sowohl den dynamischen als auch numerischen Teil, ist in großen Teilen identisch mit der des ECHAM-3 (*Roeckner, 1992*). Das Modell basiert auf den primitiven Bewegungsgleichungen. Die prognostische Variable wird durch sphärische Harmonische, mit der Begrenzung bei der Wellenzahl 42 (T42) repräsentiert. Diese werden in ein Gauß'sches Koordinatensystem mit einer Auflösung von ca. 2.8° x 2.8° transformiert.

Die vorliegende Untersuchung basiert auf dem 140-Jahre-Kontrolllauf (1860-2099) und dem 140-Jahre-Szenarium-A-Lauf, zum einen mit beobachteten Änderungen der Treibhausgasemissionen von 1860 bis 1990 und zum anderen mit einem Anstieg der Konzentration von 1990 bis 2100 entsprechend dem Emissionsszenarium IS92a. Aus diesen Szenarienläufen wurde jeweils der Zeitraum 2001-2050 verwendet.

Statistisch ausgewertet wurden die Trends der Zeitreihen der Gitterpunkte im Untersuchungsgebiet. Verwendet wurden zur Bewertung der Trends ein Regressionsmodell (Kleinstquadratschätzung) einschließlich des t-Tests sowie der nicht-parametrische Mann-Kendall-Test (Kendall, 1970; Mann, 1945; Österle, Glauer, Denhard, 1999). Da es beim Niederschlag in den Zeitreihen Tage bzw. Monate ohne Niederschlag gibt, wird der Mann-Kendall-Test in einer modifizierten Form verwendet (Kendall, 1970):

$$QK = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} \operatorname{sgn}(y_j - y_i)}{\sqrt{[n(n-1)(2n+5) - \sum_l b_l(b_l - 1)(2b_l + 5)]/18}}$$
(1)

mit

 $b_l$  - Anzahl identischer, direkt aufeinander folgender Werte in der Zeitreihe,

*n* - Länge des Zeitintervalls,

 $y_i$ ,  $y_i$  - Werte der Zeitreihe.

Der Vorteil dieses nicht-parametrischen Tests besteht darin, dass zur Trendbestimmung kein explizit zu definierendes Regressionsmodell notwendig ist. Allerdings wird nur festgestellt, ob Trends in der Zeitreihe existieren oder nicht, eine Information über den Charakter der Trends wird aber nicht gegeben.

Weil die linearen Trends in jedem Fall einen Teil der beobachteten Klimavariablen darstellen, wird zusätzlich das Trend-Rausch-Verhältnis (T/R = Trend dividiert durch Standardabweichung) angegeben.

Bei der Analyse sollte die Frage beantwortet werden, ob es signifikante Änderungen im Niederschlagsverhalten zwischen Kontrolllauf und Szenarium A-Lauf gibt und wie groß die Differenzen an jedem Gitterpunkt in der Untersuchungsregion für jeden Monat innerhalb des Untersuchungszeitraums sind. Die Ergebnisse sind einschließlich einer Interpretation in Anlage 1 dargestellt.

#### 1.3.2 Entwicklung eines Szenarienmodells und Berechnung von Zukunftsszenarien

Um zu einer Abschätzung über die wahrscheinlichste zu erwartende Klimaentwicklung in einer Region zu kommen, werden in der Regel Szenarien aufgestellt. Szenarien reprä-

sentieren immer "wenn → dann"-Abläufe. Das heißt, dass unter vorgegebenen Bedingungen bestimmte Entwicklungen mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit zu erwarten sind. In der Klimaforschung verfolgt man solche Szenarienuntersuchungen unter Verwendung verschiedener Ansätze, wie zum Beispiel den Klimamodellansatz oder auch den Weg über statistische Zusammenhänge. Der Klimamodellansatz wird in Kapitel 1.4 auf Seite 14 näher erläutert. Zur Versorgung der am Projekt beteiligten Forschungsbereiche mit Szenarienergebnissen zur Abschätzung der zukünftigen Klimaentwicklung wurde ein Szenarienmodell auf statistischer Basis entwickelt.

Die Idee dieses Szenarienmodells besteht in der Kopplung von Informationen der großräumigen Klimaentwicklung berechnet auf der Basis von GCM-Simulationen mit langjährigen Beobachtungsdaten der Untersuchungsregion. Dazu wurde ein statistisches Modell entwickelt, das in der Lage ist, die zeitliche, räumliche und physikalische Konsistenz der eingesetzten meteorologischen Parameter zu gewährleisten (Werner, Gerstengarbe, 1997, s. Anlage 2). Das Kernstück dieses Modells bildet in Abhängigkeit von der meteorologischen Leitgröße entweder ein erweiterter Cluster-Analyse-Algorithmus (Gerstengarbe, Werner, 1997; Gerstengarbe et al., 1999, s. Anlage 3) oder ein speziell angepasstes Analogverfahren. Für das Forschungsprojekt wurde ein Zukunftsszenarium erstellt. Dazu ging man davon aus, dass sich bis 2050 der derzeit zu beobachtende CO<sub>2</sub>-Anstieg kontinuierlich fortsetzt. Auf der Grundlage der Modellsimulationen des MPI Hamburg wurde das zukünftige Niederschlagsverhalten in der Untersuchungsregion abgeschätzt. Die Vorgehensweise sowie die Ergebnisse sind in Anlage 1 dokumentiert. Der Niederschlag als Leitgröße wurde gewählt, weil er für diese Region die wesentlichste meteorologische Größe darstellt, was gleichzeitig auch für die hydrologischen Fragestellungen innerhalb des Projektes gilt. Unter Verwendung des genannten Analogverfahrens, der Ergebnisse aus Kapitel 1.3.1 auf Seite 10 sowie der aufbereiteten Daten wurde das Klimaszenarium für den Zeitraum 2001 bis 2050 berechnet und zur Weiternutzung sowohl für die 89 Bezugsstationen als auch für das 0.5° x 0.5°-Gitter bzw. die Munizipien zur Verfügung gestellt (s. a. Kapitel 1.2.2 auf Seite 4).

Zusätzlich zur Verfügung stehen für weitere Anwendungen:

- ein allgemein anwendbares Szenarienmodell (wird z. Z. in folgenden Forschungsprojekten eingesetzt:

DFG-Sonderforschungsbereich 1651 der Universität Köln, Teilprojekt C1,

Ministerium für Umwelt, Naturschutz und Raumordnung des Landes Brandenburg, PIK-Studie "Brandenburg 2050" (s. *Gerstengarbe, Werner, 1997, Anlage 4; Lasch et al., 1999, Anlage 5),* 

EU-Projekt, "Climate Change Projections for Selected Regions in Europe", EVK"-1999-00097P,

BMBF-Projekt 07 GWK 03, GLOWA-Elbe-Verbundprojekt)

- ein Clusteranalyseprogramm, das eine optimale Mustererkennung unter Angabe der statistischen Trennsicherheit ermöglicht.

#### 1.3.3 Aufstellen einer beschreibenden Klimatologie sowohl für den Ist-Zustand als auch die zukünftige Entwicklung (Szenarien)

Für das Aufstellen einer beschreibenden Klimatologie wurde ein Geographisches Informationssystem (GIS) verwendet. Damit konnten für die Basisklimatologie Karten der räumlichen Struktur der mittleren Verhältnisse für alle vorhandenen klimatologischen Größen (s. oben) erstellt werden (s. Anlage 1). In gleicher Weise verfahren wurde mit den im Zukunftsszenarium (s. Kapitel 1.3.2 auf Seite 11) erstellten klimatologischen Größen (s. Anlage 1).

Außerdem wurde zur Sichtbarmachung der Unterschiede zwischen Basis- und Zukunftsszenarium Differenzenkarten erstellt (s. Anlage 1). Zusätzlich wurde untersucht, inwieweit sich die Klimatypen (auf der Basis der Köppen'schen Klimadefinition) in der Region räumlich zwischen Basisszenarium und Zukunftsszenarium verschoben haben (s. a. *Fraedrich et al., 2001*). Dazu wurden die Monatsmittel der Lufttemperatur sowie die Monatssummen des Niederschlags eingesetzt. In Anlage 1 sind die Klimatypen des Basisszenariums, die des Zukunftsszenariums und die Änderungen dargestellt. Eine Übersicht über das gesamte Änderungsverhalten wurde tabellarisch zusammengefasst.

#### 1.3.4 Untersuchung des Verhaltens von Regen- und Trockenzeiten unter Berücksichtigung der Extreme

Neben der allgemeinen Klimatologie wurde eine Sonderuntersuchung zum zeitlichen Verhalten des Beginns, des Endes und der Dauer der Regen- bzw. Trockenzeit durchgeführt.

Der semi-aride Nordosten Brasiliens ist charakterisiert durch das quasi-periodische Auftreten von Regen- und Trockenzeiten, die in ihrer Ausprägung von Jahr zu Jahr und auch räumlich stark variieren. Eine genaue Kenntnis der zeitlichen und räumlichen Variationen von Beginn, Ende und Länge der Regen- bzw. Trockenzeit ist von großer Bedeutung für die Abschätzung der zu erwartenden Folgen von Klimaänderungen zum Beispiel in der Wasser- und Landwirtschaft. Um hier zu konkreten Aussagen zu kommen, wurde die sequentielle Version des Mann-Kendall-Tests so erweitert, dass Anfang und Ende dieser quasi-periodischen Erscheinungen statistisch gesichert berechnet werden können (*Gerstengarbe, Werner, 1999*, s. Anlage 6). Damit war es erstmals möglich, die raumzeitliche Entwicklung dieser Ereignisse darzustellen (s. Anlage 1). Außerdem wurde eine erste Analyse der Extreme vorgenommen, bei der neben den statistischen Standardgrößen auch die Größe des natürlichen Extremwertbereichs (*Gerstengarbe, Werner, 1989*) in die Auswertung einbezogen wurde. Die Ergebnisse sind in Anlage 1 zusammengestellt.

Zusätzlich zur Verfügung stehen für weitere Anwendungen:

- ein Programm zur Anwendung des erweiterten sequentiellen Mann-Kendall-Tests zur Untersuchung quasi-periodischer Ereignisse

Eine Interpretation aller Ergebnisse ist in Anlage 1 zusammengefasst.

#### 1.4 Klimamodellierung

#### 1.4.1 Einleitung

Zur Regionalisierung großskaliger Klimazustände mit dynamischen Modellen wurde im Rahmen des WAVES-Projektes die zuerst Ende der 80-er Jahre von *Dickinson et al.* (1989) und *Giorgi (1990)* eingesetzte "Nesting"-Technik verwendet. Dabei wird ein Klimamodell für ein begrenztes Gebiet, ein sogenanntes "Limited Area Model" (LAM), in ein globales Atmosphärenmodell genestet. Der Initialzustand des Regionalmodells wird dabei vollständig durch das Globalmodell beschrieben, und im Verlauf der Integration werden über eine Relaxationszone am seitlichen Rand sowie am unteren Rand die aktuellen Entwicklungen der großskaligen atmosphärischen und Bodenprozesse an das LAM weitergegeben. Da u.a. auch Analysedaten zum Antrieb des Regionalmodells eingesetzt wurden und um den numerischen Aufwand in vertretbaren Grenzen zu halten, wurde bislang von einer Rückkopplung der regionalen Prozesse auf die globale Skale abgesehen und die weit verbreitete "One way"-Nestung benutzt.

Der Einsatz eines regionalen Klimamodells in der Untersuchungsregion stellt ein sehr komplexes Thema dar, das mit den zur Verfügung stehenden Ressourcen an Personal und Rechnerkapazität nicht im vollem Umfang zu lösen war. Deshalb wurde sich darauf konzentriert, wichtige Teilaspekte zu bearbeiten und einer Lösung zuzuführen. Die Teilaspekte waren:

- Parallelisierung des zur Verfügung stehenden Modells
- Erstellung einer Bedienoberfläche für die Arbeit mit dem Klimamodell
- Anpassung des Modells an die spezifischen regionalen Bedingungen
- Aufbau eines Validierungsalgorithmus, der die Anforderungen der anderen Projektbereiche berücksichtigt (s. Kapitel 1.4.5 auf Seite 18)
- Durchführung erster Simulationsläufe für ausgewählte Situationen.

Insgesamt sind in diesem Forschungsprojekt die Grundlagen dafür geschaffen worden, die Modellentwicklung und -anwendung in anderen Projekten weiterzuführen. Um diese Grundlagen noch zu verbessern, wurde außerdem eine zweite Modellvariante in die Untersuchungen einbezogen (s. Kapitel 1.4.7 auf Seite 22). Damit stehen zwei regionale Klimamodelle zur Verfügung, die es erlauben, Zeitscheibenexperimente für ausgewählte klimatische Situationen durchzuführen.

#### 1.4.2 Parallelisierung eines regionalen Klimamodells

Das REMO (REgionales Klima-MOdell) ist ein meso-α-Gitterpunktmodell und wurde am Max-Planck-Institut für Meteorologie und dem Deutschen Klimarechenzentrum in Hamburg entwickelt und dem PIK zur Nutzung und Weiterentwicklung zur Verfügung gestellt. Es basiert auf dem "Europa"-Modell des Deutschen Wetterdienstes (DWD), das dort als ein Modell für numerische Wettervorhersage genutzt wird. Da am PIK ein Parallelrechner des Typs SP2 zur Verfügung stand, bot es sich an, das REMO zu parallelisieren. Für diese Parallelisierung waren folgende Probleme zu lösen:

- Organisation eines parallelen Eingabe/Ausgabe-Algorithmus

- Entwicklung einer effektiven parallelen Implementierung für den expliziten Eulerschen Zeitschritt, die semi-impliziten Korrekturen und für die physikalische Parametrisierung
- Vermeidung von Ungleichgewichten in der Prozessorlastverteilung (load balancing)

Zur Absicherung einer portablen, parallelen Programmversion wurden das Message Passing Interface (MPI) als Parallelisierungsplattform und FORTRAN 90 als Programmiersprache verwendet.

Der Parallelisierungsansatz basiert auf einer 2D Gebietszerlegung. Prinzipiell kann jede Subregion als Region mit eigenem Modelllauf betrachtet werden. Jeder Prozessor organisiert seine eigenen Datenstrukturen und initialisiert seine Programmstrukturen mit den für die Modellregion spezifischen Modellgrößen.

Nur die E/A-Organisation erfolgte von diesem Prinzip abweichend. Auf Grund der besonderen Datenstruktur der verwendeten Modelleingabedateien (GRIB-Code) erfolgte die Bearbeitung dieser Dateien nicht datenparallel sondern codeparallel. Dabei werden nach dem Einlesen der vollständigen Datendatei in den Hauptspeicher die einzelnen Datensegmente auf die anderen Prozessoren verteilt. Diese entschlüsseln den Code und verteilen die Daten der einzelnen Subregionen wieder an die für die spätere Berechnung zuständigen Prozessoren. Auf diese Weise wird eine gleichmäßige Lastverteilung über alle Prozessoren gewährleistet. Die E/A-Subroutinen wurden in der Programmiersprache C erstellt.

Für die Prozessorenkommunikation wurden nichtblockierende Sende- und blockierende Empfangsroutinen verwendet. Nichtblockierendes Senden bedeutet, dass die E/A-Operation nur initialisiert wird, das Ende aber nicht abgewartet zu werden braucht. Hierdurch erfolgt eine Verringerung der Wartezeiten für den einzelnen Prozessor.

Entscheidend für die Effizienz eines parallelen Programms ist die Vermeidung von Ungleichgewichten in der Prozessorenauslastung. Dieses Ziel muss erreicht werden, ohne dass es zu größeren Änderungen des Programmquellcodes kommt. Jedes Ungleichgewicht vermindert die Effizienz des Programmes. Die Ungleichgewichte summieren sich über die Zeitschritte, so dass am Ende eines jeden Zeitschritts die Notwendigkeit für eine Synchronisation aller Prozessoren besteht, z.B. um die impliziten Korrekturen auszuführen. Der langsamste Prozessor bestimmt auf diese Weise die Abarbeitungsgeschwindigkeit des Modells.

Man kann zwei generelle Ursachen von Abarbeitungsungleichgewichten unterscheiden:

- Statische Ungleichgewichte da es im Allgemeinen nicht möglich ist, absolut identische Modellregionen für die einzelnen Prozessoren zu definieren. Außerdem kann jede Subregion eine unterschiedliche Verteilung von Land- und Seepunkten mit unterschiedlichen Berechnungsalgorithmen enthalten.
- Dynamische Ungleichgewichte Diese Ungleichgewichte entstehen besonders bei der Ausführung der physikalischen Parametrisierung. Die Länge der Rechenzeit wird durch die jeweilige Wettersituation bestimmt und ist vorher nicht abschätzbar. Beispiele für derartige Modellalgorithmen sind die Berechnung der Strahlung und der Konvektion.

Für die Parallelisierung wurde eine statischer Ansatz verwendet. Das Modellgebiet wird am Anfang auf die Prozessoren aufgeteilt und danach nicht mehr verändert. Dieser Ansatz ist zwar nicht geeignet, dynamische Ungleichgewichte zu behandeln, andererseits aber kann so ein erhöhter Programmieraufwand und ein erhöhter Verwaltungsaufwand durch das Programm vermieden werden.

Als Ergebnis der parallelen Implementierung der Regionalmodells REMO zeigte sich, dass mit den hier verwendeten Methoden und Parallelisierungstechniken eine leistungsfähige Programmversion auf dem Parallelrechner IBM RS6000/SP erstellt werden konnte (*Kücken, 1996*, s. Anlage 7; *Kücken, Schättler, 1997; Kücken, Hauffe, 1997*).

#### 1.4.3 Erstellung einer Bedienoberfläche für die Arbeit mit einem Klimamodell

Für die Verwaltung eines Klimamodells und die Auswertung der erzeugten Modellergebnisse ist ein erheblicher Arbeitsumfang erforderlich. Um diese Arbeiten zu automatisieren oder wenigstens benutzerfreundlich zu gestalten, wurde eine graphische Bedienoberfläche auf der Basis des Window-Standards Motif und unter Einbeziehung des Graphiksystems XRT entwickelt.

Über die Oberfläche werden folgende Bedienversionen realisiert:

- Bildung eines lauffähigen Modells aus den Programmquelltexten
- Erstellung und Änderung von Abarbeitungsvarianten für verschiedene Regionalisierungsansätze
- Bereitstellung von Entpackungsfunktionen für gepackte GRIB-Dateien, die sowohl als Eingabe- als auch als Ausgabedateien vorliegen
- Durchführung der Datenvorbereitung für Modellläufe (pre-processing)
- Visualisierung der Modellergebnisse (post-processing)
- Durchführung statistischer Prüfungen der Modellergebnisse
- Bildung von Modellausschnitten
- Erstellung von Zeitreihen
- Erstellung von Eingabe- und Parameterdateien für weitergehende statistische Prüfungen.

Diese Funktionen unterstützen auch die Arbeit mit dem Parallelrechner sowie interaktive Formen der Programmtestung (debugging).

Der Benutzer ist somit in seiner Arbeit weitgehend unabhängig von speziellen Kenntnissen einer Programmsyntax oder der konkreten Hardware-Basis und kann sich auf die inhaltlichen Komponenten der Modellarbeit konzentrieren.

#### 1.4.4 Anpassung des Modells an die spezifischen regionalen Bedingungen

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse zusammengefasst, die bei der Bearbeitung der Aufgabenschwerpunkte

- Testung modifizierter Niederschlagsparametrisierungen
- Testung des Einflusses unterschiedlicher physikalischer Parametrisierungen

und

- Testung unterschiedlicher Randwertversorgungen für das REMO

erzielt werden konnten.

Nachdem die erforderlichen Bodenfelder zur Beschreibung der Modellregion für das regionale Klimamodell (RCM) REMO (*Majewski, 1991, Jacob et al., 1995*) bereits in der Vorprojektphase aufbereitet wurden, stand in der Hauptprojektphase die weitere Anpassung einzelner Teilmodule an die regionalen Besonderheiten der Untersuchungsregion im Vordergrund. Zur Abschätzung der einzelnen Fehlerbeiträge aller im Rahmen der "Nesting"-Technik verwendeten Modelle wurden Simulationsläufe für einen bekannten Zeitraum in folgenden Schritten generiert und gegenüber Realdaten validiert:

- Antrieb des RCM mit Analysedaten
   → Ermittlung des Fehleranteils durch das Regionalmodell selbst,
- 2. Antrieb des RCM mit Daten eines globalen Modells der atmosphärischen Zirkulation (AGCM)
  - $\rightarrow$  Ermittlung des Fehlerbeitrages der treibenden und getriebenen Komponente.

Da für den ersten Schritt bislang noch keine Software zur Aufbereitung der benötigten Rand- und Anfangswerte und darüber hinaus Analysedaten atmosphärischer Variablen nicht mit der erforderlichen Vertikalauflösung verfügbar waren, wurden zusätzlich zu den geplanten Arbeiten Programmroutinen zur Verarbeitung von Re-Analysen des ECMWF (ERA) entwickelt sowie die erforderlichen Daten gekauft, geprüft und korrigiert (z.B. negative oder unrealistische Werte der Luftfeuchte).

Im Resultat der Vorprojektphase waren insbesondere bei meteorologischen Elementen mit Bedeutung für die Niederschlagsbildung z. T. deutliche Abweichungen zwischen Modellergebnissen und beobachteten bzw. analysierten Daten nachgewiesen worden. Es wurden daher im Berichtszeitraum umfangreiche Sensitivitätsexperimente mit REMO ausgeführt, um diese Probleme besser fixieren zu können, die Ursachen hierfür einzugrenzen und Lösungsvarianten zu testen. Auf der Basis monatlicher und jährlicher Simulationen wurden folgende Experimente durchgeführt.

# REMO mit der Parametrisierung des Deutschen Wetterdienstes (DWD) für kleinskalige Prozesse und Antrieb durch die AGCM's ECHAM3/ECHAM4 für Dezember des Modell-Jahres 14 bzw. 13 (entspricht 1982):

- Verwendung der Resultate des verbesserten Globalmodells ECHAM4 zur Randwertversorgung
- Einfluss unterschiedlicher Prognose-Zeitschritte auf das Stabilitätsverhalten des Regionalmodells
- Berücksichtigung der Rückwirkung von Niederschlagswasser auf die adiabatischen Modellteile
- Verwendung der Parametrisierung physikalischer Prozesse aus ECHAM4 anstelle der DWD-Physik

- Einfluss modifizierter Bodenparameter (maximale Infiltrationsrate, maximaler vertikaler Feuchtefluss im Boden sowie der unterschiedlichen Wichtung von hydraulischer Leitfähigkeit und Diffusivität)

# REMO mit "DWD-Physik" und Antrieb durch die AGCM's ECHAM3/ECHAM4 für Dezember des Modell-Jahres 14/13 bis Dezember des Modell-Jahres 15/14 (entspricht 1982/83):

- Verwendung von ECMWF-Re-Analysen zur Initialisierung der Bodenfeuchte (Böhm et al., 1997)
- Einfluss zeitlich versetzter Startzeitpunkte
- Einfluss unterschiedlicher Randwertversorgung (ECHAM4 und ERA-Daten vs. ECHAM3) auf längeren Zeitskalen.

Damit wurde die ursprüngliche Aufgabenstellung erheblich erweitert. Durch diese Untersuchungen konnte das Verhalten des Regionalmodells bis zum Ende der Hauptprojektphase letztlich soweit verbessert werden, dass z.B. auf einer monatlichen bis saisonalen Zeitebene realistische Resultate erzielt (siehe Abbildung 2) und gemäß Abbildung 3 Teilerfolge im Langzeitverhalten verzeichnet werden konnten.

#### Zusätzlich:

Aufgrund der in Kapitel 1.4.6 auf Seite 21 erläuterten thematischen Neuausrichtung wurde auch für das in Kapitel 1.4.7 auf Seite 22 beschriebene LM die erforderliche Software für das "Preprozessing" von ERA-Daten erarbeitet.

#### 1.4.5 Validierungsalgorithmen

#### 1.4.5.1 Aufbau eines Validierungsalgorithmus zur Bewertung extremer Ereignisse

Es wurde ein 3-stufiges Verfahren entwickelt, das einen Bogen von der Bewertung eines Modells unter rein physikalischen Aspekten bis hin zur Beurteilung der Wiedergabe extremer Situationen in der interessierenden Untersuchungsregion aus der Sicht der Klimawirkungsforschung spannt:

- Validierung einzelner meteorologischer Elemente im herkömmlichen Sinn, um die generelle Einsetzbarkeit beurteilen zu können; jedoch mit objektiven statistischen Methoden, die ohne Beschränkung der Allgemeinheit einsetzbar sind und Aussagen über Verteilungsunterschiede, Korrelationen und die Signifikanz der erzielten Resultate erlauben.
- 4. Überprüfung der Sensitivität einfacher Modelle der Klimawirkungsforschung auf Kombinationen von verschiedenen Klimavariablen aus Simulationsläufen zum heutigen Klima am Beispiel des Biome-Modells nach *Prentice et al. (1992)* für potentielle natürliche Vegetationstypen.
- 5. Regionale Validierung unter dem Aspekt der Wiedergabe von extremen Ereignissen als Kombinationen mehrerer meteorologischer Elemente und deren Extreme unter landwirtschaftlichen Gesichtspunkten.

Während in der Vorprojektphase die ersten beiden Punkte im Mittelpunkt der Arbeiten standen, konzentrierten sich die Untersuchungen im Berichtszeitraum vor allem auf die regionale Validierung extremer Ereignisse. Dabei erforderte der komplexe Charakter einer solchen Situation die Nutzung einer mehrdimensionalen Technik.

Sowohl unter Nutzung bereits existierender Verfahren, als auch durch die Entwicklung neuer Methoden wurde ein Algorithmus erarbeitet, der gemäß Abbildung 4 im Kern eine multivariate Methode zur Strukturerkennung enthält. Die zur Validierung herangezogenen Referenzdaten werden dabei als unabhängige Bezugsbasis unverändert belassen und eine räumliche Mustererkennung jeweils separat für die zu vergleichenden Datensätze durchgeführt. Aus diesem Grund werden die Modellergebnisse zuvor einer bi-kubischen Spline-Interpolation auf die Orte der Referenzbeobachtungen unterzogen. Neu entwickelt wurde eine diagnostische Methodik zur Beschreibung der Ähnlichkeit zwischen Modell- und Referenzdaten, so dass eine objektive quantitative Bewertung auftretender Unterschiede unter Nutzung verteilungsfreier statistischer Testverfahren ermöglicht werden konnte (*Böhm, 1999a; Böhm, 1999b*). Mit diesem Verfahren ist es möglich, neben einer umfassenden Beurteilung von Einzelaspekten die Leistungsfähigkeit des betrachteten Modells insgesamt anhand nur weniger summarischer Qualitätskennziffern zu bewerten.

Ein erster Prototyp dieses Validierungsverfahrens wurde zuerst zur Identifizierung von durch Trockenheit gefährdeten Regionen in Nordost-Brasilien eingesetzt, um die prinzipielle Anwendbarkeit der Methodik zu demonstrieren. Anschließend wurden Kriterien fixiert, die es erlauben, die Dürre-Gefährdung der Landwirtschaft in Nordost-Brasilien unter verschiedenen Aspekten zu bewerten und hiermit eine Reihe von modellierten Datensätzen wie z.B. der REMO-Lauf (Abbildung 5) untersucht, die bewusst so gewählt waren, dass sie sich sowohl in der räumlichen Auflösung als auch in ihrem Bezug zur tatsächlich beobachteten Situation deutlich voneinander unterscheiden.

Dabei konnte gezeigt werden, dass in den meisten Fällen eine realistische Bewertung der ermittelten Differenzen möglich war und gleichzeitig eine hohe Sensitivität im Bezug auf den Einfluss einzelner Parameter vorliegt. Die eingeführten Qualitätsmaße ermöglichten die Erfassung räumlicher Strukturunterschiede unter verschiedenen Gesichtspunkten und ließen gut interpretierbare Relativ-Vergleiche zwischen den überprüften Modellergebnissen zu. Das in die Methodik integrierte Minimaldistanzverfahren der Clusteranalyse reagierte sehr stabil auch bei einer veränderten Anzahl von Datenpunkten und bei subjektiver Vorgabe der Clusteranzahl. Andererseits war eine hohe Sensitivität im Bezug auf die konkrete Fragestellung bei der Bewertung einer speziellen Situation erkennbar. Die erzielten Resultate lassen den Schluss zu, dass bereits die vorliegende Version gut zur Untersuchung auch relativ geringer Unterschiede in den zu vergleichenden Datenkollektiven geeignet ist und insbesondere in solchen Fällen eine ausreichend hohe Qualität der Bewertung bescheinigt werden kann.

Perspektivisch werden hauptsächlich folgende Ansatzpunkte für Weiterentwicklungen gesehen: Zum einen sollte untersucht werden, ob etwaige Korrelationen zwischen den betrachteten Parametern vorab durch eine modifizierte Version der Datentransformation auf gleiches Skalenniveau eliminiert werden können. Zum anderen erscheint es für eine

verbesserte Zuordnung vergleichbarer Strukturen erforderlich, die Charakteristika der Beobachtungen auch für die Bewertung der Modellresultate zugrunde zu legen.

Um künftig auch die interne Struktur und Stabilität extremer Ereignisse erfassen zu können, erscheint darüber hinaus ein Übergang zu kürzeren Zeitintervallen bei gleichzeitiger Orientierung an der Sensitivität der Modelle zur Simulation der jeweils betrachteten Zielgrößen aus dem Bereich der Klimawirkungsforschung unverzichtbar.

#### 1.4.5.2 Aufbau eines Validierungsalgorithmus zur Bewertung von Strukturen

Die Modellvalidierung stellt einen wichtigen Zweig innerhalb der Klimamodellentwicklung dar. Zum einen ermöglicht die Validierung eine Aussage zur Qualität eines Modellergebnisses zu treffen, zum anderen kann man daraus wiederum ableiten, wo eventuelle Fehlerursachen im Modell zu suchen sind. Die Validierung reicht vom einfachen optischen Vergleich über den Einsatz generalisierender Maßzahlen (z.B. mittlerer quadratischer Fehler - RMSE) bis hin zur Anwendung anspruchsvoller statistischer Verfahren. Da die Anwendung der statistischen Verfahren häufig mit einem relativ hohen Aufwand verbunden ist, sind den Modellentwicklern in der Auswertung oft Grenzen gesetzt. Um hier einen Schritt weiterzukommen, wird im folgenden ein Verfahren vorgestellt, das auf der Basis multivariater Mustererkennung beruht, einfach zu interpretierende Maßzahlen zu Qualitätsbewertung liefert sowie durch deren räumliche Verteilung Hinweise auf mögliche Fehlerquellen liefert.

Der Grundgedanke der Methode besteht darin, verschiedene frei wählbare Parameter mit Hilfe eines Cluster-Analyse-Algorithmus zu Mustern zusammenzufassen und über ein Distanzmaß zu bestimmen, inwieweit die gleichen Parameterkombinationen des zu validierenden Feldes diese Muster widerspiegeln.

Zur Umsetzung des Grundgedankens wurde die nicht-hierarchische Cluster-Analyse *(Forgy, 1965)* in einer erweiterten Form *(Gerstengarbe et al., 1999)* verwendet.

Für die Bewertung von Modellergebnissen stellen sich drei Grundsatzfragen:

- Über welchen Zeitraum ist ein Modell mit den verschiedenen Gitterauflösungen in der Lage zu den Analysen und untereinander konsistente Klimaaussagen zu machen?
- Ist mit zunehmender Gitterverfeinerung tatsächlich eine bessere regionale Klimaaussage möglich?
- Wie werden Wetterentwicklungen mit starkem räumlichen und zeitlichen Gradienten (z.B. markante Niederschlagsereignisse) vom Modell berücksichtigt?

Die ersten beiden Fragen werden durch multivariate, statistische Methoden beantwortet. Dazu wird eine Clusteranalyse für einen "per definitionem" als Vergleichsmaßstab festgelegten Datensatz durchgeführt. Zum Vergleich mit anderen zur Verfügung stehenden Datensätzen (Modellresultate) werden dann in einem weiteren Schritt die Abstände zwischen diesen Datensätzen quantitativ bewertet. Dazu werden an jedem Gitterpunkt des Modells für die einzelnen Validierungsdatensätze die Fehler in der Clusterzuordnung zum Vergleichsdatensatz ermittelt und in einen Bereich zwischen 0 und 1 normiert. Dieser Clusterabstand kann nun sowohl für jeden Gitterpunkt als auch als Gebietsmittel für das gesamte Modellgebiet als Maß für die Modellgüte bezüglich eines Vergleichsszenariums verwendet werden.

Anhand der räumlichen Verteilung der Clusterdifferenzen ist nun eine Zuordnung zu unterschiedlichen Validierungskriterien, z.B. der Orographie, den vorhandenen Wetterlagen, der Land/See-Verteilung der Validierungspunkte u.s.w. möglich.

Durch die mittlere Abstandsdifferenz kann man ein Vergleichskriterium zu anderen Modellläufen für das gesamte Gebiet oder für Ausschnitte definieren. Gewöhnlich verwendet man einen solchen Ansatz als ersten Schritt einer Modellvalidierung, da in vereinfachter Sicht die Modellgüte mit einer möglichst guten Annäherung an das Verhalten der Antriebsdaten steigt, im Idealfall sollte aus dieser Sicht kein Unterschied in der räumlichen Struktur zwischen Modellergebnissen und Antriebsdaten bestehen. Im Gegensatz dazu kann bei diesem Ansatz anhand von Entkopplungsvorgängen im Modellinneren generell oder im Zusammenhang mit anderen Modellparametern auf Schwächen des Modellierungsansatzes geschlossen werden. Eine Variation von Modellparametern ist jetzt in seiner Wirksamkeit auf das Modellverhalten qualitativ und quantitativ bewertbar.

Eine weitere wichtige Eigenschaft der Modelle ist ihr Zeitverhalten. Die Frage ob und über welchen Zeitraum hinweg ein Modell in der Lage ist bestimmte Klimaaussagen realitätsnah zu simulieren ist genau so wichtig, wie die Frage, ob das Modell auf den verschiedenen Gitterverfeinerungsstufen gleiche Erhaltungseigenschaften für das Modellierungsgebiet zeigt. Aus diesem Grund muss man den zeitlichen Ablauf der Entwicklung der Clusterabstände für die einzelnen Modellläufe über den Simulationszeitraum erstellen. Anhand dieser Zeitreihe ist die zeitliche Dynamik der einzelnen Modellvarianten erkennbar.

Eine ausführliche Beschreibung der Grundlagen dieser neuen Validierungsmethode sowie erste Anwendungsbeispiele finden sich in Anlage 9 (*Gerstengarbe et al., 2001*).

#### 1.4.6 Durchführung erster Simulationsläufe für ausgewählte Situationen

Wie bereits in der Einleitung zum Themenkreis Klimamodellierung erwähnt, stellt die Modellierung regionalklimatischer Zustände mit dynamischen Modellen eine sehr komplexe Aufgabe dar, die bislang auch im internationalen Maßstab noch nicht mit der zur Beschreibung des aktuellen Klimawandels erforderlichen Genauigkeit gelöst werden konnte (*IPCC, 1996; Christensen et al., 1997; Machenhauer et al., 1998*). Speziell für die tropischen Bereiche Südamerikas existieren erst seit kurzem Ansätze zur Modellierung auf klimarelevanten Zeitskalen von mehreren Monaten bis Jahren (*Tanajura, 1996; Salio et al., 1999; Menendez, 1999*), so dass WAVES hier eine Vorreiterrolle zukam.

Darin ist auch einer der Hauptgründe dafür zu sehen, dass im Verlauf der Untersuchungen eine Neuausrichtung der thematischen Schwerpunkte erforderlich wurde. So stellte sich heraus, dass die Ausführung von Sensitivitätsexperimenten mit anschließender umfangreicher Validierung der erzielten Resultate gegenüber der ursprünglichen Planung erheblich ausgeweitet werden musste, bevor den Projektpartnern eine zuverlässige Modellversion zur Generierung regionaler Klimaszenarien zur Verfügung gestellt werden konnte. Für die ersten Modellsimulationen wurde letztlich das Jahr 1983 ausgewählt, welches durch das Auftreten extremer Trockenheit in Nordost-Brasilien in Verbindung mit einem ausgeprägten El-Niño-Ereignis charakterisiert war. Obwohl ähnliche Situationen auch in jüngeren Jahren (1991/92, 1997/98) zu verzeichnen waren, wurde die erstgenannte Periode bevorzugt, da für diesen Zeitraum verhältnismäßig umfangreiches Datenmaterial zur Validierung vorliegt (siehe Kapitel 1.2.2 auf Seite 4).

Es wurden 2 Produktionsläufe mit REMO 1.0 und "DWD-Physik" für die 13 Monate Dezember 1982 bis Dezember 1983 mit einer Rand- und Anfangswertversorgung durch ECMWF-Re-Analysen sowie Daten des Globalmodells ECHAM4 durchgeführt. Den Projektpartnern steht somit ein flächendeckendes Archiv meteorologischer Elemente für diese Periode mit einer räumlichen Auflösung von 0.5° im geographischen System (ca. 50 x 50 km) in 6-stündigen Intervallen für ganz Nordost-Brasilien zur Verfügung. Bei der Nutzung dieses Datenmaterials ist allerdings die bislang im Modell noch nachweisbare Tendenz zu berücksichtigen, bei Langzeitsimulationen den extremen Charakter der beobachteten Trockenheit überzubewerten.

Ein Vergleich der Resultate dieser beiden Simulationsläufe untereinander sowie mit Beobachtungen und Analysen dieses Zeitraumes erbrachte neben den bereits in Kapitel 1.4.4 auf Seite 16 genannten Verbesserungen folgende Ergebnisse:

- Der Jahresgang des Niederschlages wird durch das Modell gut wiedergegeben (siehe Abbildung 6).
- Es konnte gemäß Abbildung 7 der Nachweis erbracht werden, dass auch bei Antrieb des Regionalmodells mit einem GCM und Kopplung an einen realen Zeitraum lediglich durch beobachtete Meeresoberflächentemperaturen die Variabilität des Niederschlags realistisch wiedergegeben werden kann.
- Selbst bei einem verhältnismäßig großen Modellgebiet von ca. 9600 x 6000 km<sup>2</sup> war bedingt durch den dominanten Einfluss der großskaligen Zirkulation eine gute Kopplung zwischen treibenden und getriebenen Modell gegeben.
- Es konnten mögliche Ursachen für Austrocknungserscheinungen über Landoberflächen fixiert werden.

Auf synoptischen Zeitskalen wurde außerdem bereits das im Kapitel 1.4.7 auf Seite 22 genannte LM für erste Modellrechnungen mit unterschiedlich großen Modellgebieten über Südamerika eingesetzt. Die Validierungsresultate lassen jedoch für längere Integrationsperioden erst noch weitere Anpassungen bzw. Gebietseingrenzungen erforderlich erscheinen.

#### 1.4.7 Implementierung des regionalen Modells LM

Mit dem Modell REMO wurden Modellrechnungen für das Gebiet Nordost-Brasilien auf einem 50 km Gitter durchgeführt. REMO ist ein hydrostatisches Regionalmodell. Um zu prüfen, ob eine nicht-hydrostatische Modellvariante im Klimamode zu signifikanten Verbesserungen führt, wurde zusätzlich das Modell LM des Deutschen Wetterdienstes, das für die numerische Wettervorhersage entwickelt wurde, eingesetzt. Dieses Modell arbeitet bereits voll parallel und besitzt mit seiner Programmstruktur und der Ausführung in der Programmiersprache FORTRAN 90 eine sehr moderne, zukunftsträchtige Konzeption. Die Einführung dieses Regionalmodells hat folgende inhaltliche Schwerpunkte:

- Erweiterung des Vorhersagezeitraumes auf klimarelevante Simulationszeiten
- Beurteilung von Modellszenarien hinsichtlich ihrer Erhaltungseigenschaften bezüglich bestimmter vorgegebener Ausgangsszenarien
- Beurteilung der Regionalisierungsgüte bei immer kleiner werdenden Gitterabständen
- Ausnutzung der nicht-hydrostatischen Eigenschaften vor allem für hohe Auflösungen des Modellgebietes.

Für die Beurteilung des Modells wurde zunächst als Modellierungsgebiet der Raum Mitteleuropas (Baltex-Gebiet) über einen Zeitraum von drei Monaten festgelegt.

Gründe dafür waren:

- Die Umstellung des Modells von der Zeitskale der Wettervorhersage auf die des Klimas konnte in einem Gebiet erfolgen, für welches das Modell ursprünglich entwickelt wurde.
- Die Modellierungsdaten konnten direkt vom Deutschen Wetterdienst bereitgestellt werden, einschließlich der Programme für die Aufbereitung der Anfangs- und Randdaten.
- Das Modellierungsgebiet hat die für Validierungszwecke notwendige hohe Dichte an Wetterstationen.
- Das Modellierungsgebiet ist ebenfalls Studienobjekt für andere Regionalisierungsprojekte, (z.B. REMO) so dass ein unkomplizierter Vergleich mit anderen Modellergebnissen möglich ist.

Es wurden folgende Modellrechnungen durchgeführt:

- EM3-Gebiet mit 50 km Gitterabstand für 1 Monat
- Baltex-Gebiet mit 50 km Gitterabstand für 3 Monate
- Baltex-Gebiet mit 25 km Gitterabstand für 3 Monate
- Baltex-Gebiet mit 14 km Gitterabstand für 2 Monate
- Brasiliengebiet mit 50 km Gitterabstand für 1 Monat
- Ausschnitt aus dem Brasiliengebiet mit 50 km Gitterabstand für 1 Monat

Als Modelldaten wurden für das EM3/Baltex-Gebiet EM-Analysen des DWD verwendet, für das Brasilien-Gebiet Re-Analysen des ECMWF. Der vom Deutschen Wetterdienst bereitgestellte Programmcode wurde an den Klimamode angepasst. Zusätzlich wurden für Simulationen mit einem hohen Zeitbedarf Wiederanlaufroutinen entwickelt.

Den erreichten Entwicklungsstand kann man wie folgt zusammenfassen: Das LM für das Baltex-Gebiet liefert für die verschiedenen horizontalen Auflösungen über den gesamten Integrationszeitraum stabile Resultate. Die Differenzen bodennaher Temperatur- und Feuchteparameter zu denen der treibenden Analysen ergaben ähnliche und z.T. geringere Unterschiede im Vergleich mit den Modellläufen des REMO.

Eine Konvergenz der Unterschiede zwischen verschiedenen Modellversionen konnte nach ca. 9 Wochen Integrationszeit beobachtet werden.

Insgesamt stellen die Resultate dieser Untersuchungen einen guten Ausgangspunkt für den Übergang zu Langzeitsimulationen dar.

# 2 Vergleich des Standes der Forschung mit der ursprünglichen Planung

#### 2.1 Literaturrecherche

Geplant:

Kontinuierliche Fortführung der in der Pilotprojektphase begonnenen Literaturrecherche

Erreicht:

Es wurden regelmäßig Recherchen in den aktuellen Fachzeitschriften durchgeführt. Außerdem wurden durch die Bibliothek des Deutschen Wetterdienstes sowie des PIK themenbezogene Auftragsrecherchen durchgeführt. Wichtige Publikationen zur Projektproblematik wurden angeschafft und stehen in der Bibliothek des PIK zur Ausleihe zur Verfügung.

# 2.2 Datenaufbereitung

Geplant:

- Sammlung langjähriger Datenreihen auf Tageswertbasis
- Bereitstellung der Daten der vom PIK betriebenen Wetterstationen
- Datenbereitstellung zur Versorgung der regionalen Klimamodelle (GCM-Daten, Analysen, Orographie, Landnutzung, Wasser etc.)
- Prüfung der Daten auf Homogenität und Vollständigkeit
- Datenergänzung

# Erreicht:

- Aufstellung eines Basisdatensatzes (s. Kapitel 1.2.2 auf Seite 4)
- Die PIK-Stationsdaten wurden bearbeitet und an die anderen Fachbereiche weitergegeben.
- Für die regionalen Klimamodelle wurden ECMWF-Analysen als Anfangs- und Randwerte angekauft und bereitgestellt (s. Kapitel 1.2.2.1.1.5 auf Seite 7).
- Alle verfügbaren Daten wurden auf Homogenität und Vollständigkeit geprüft.
- Soweit notwendig, wurden Datenreihen mit Lücken mit Hilfe statistischer Verfahren ergänzt (s. Kapitel 1.2.2 auf Seite 4).

# Nicht erreicht:

- Durch die brasilianischen Partner konnten keine meteorologischen Daten für das südwestliche Piauí bereitgestellt werden.

# Zusätzlich:

- Bereitstellung des Datensatzes der University of East Anglia, Norwich

#### 2.3 Klimaanalyse und Szenarien

#### Klimaanalyse geplant:

- Statistische Beschreibung der mittleren Verhältnisse
- Ausgliederung von Gebieten mit einheitlicher Klimacharakteristik
- Statistische Beschreibung der extremen Verhältnisse
- Untersuchung zu speziellen zeitlichen und räumlichen Charakteristika ausgewählter Parameter (z.B. Anfang/Ende der Trockenzeit)
- Untersuchung der steuernden Zirkulationsmechanismen
- Statistische Analyse monatlicher Klimadaten
- Bewertung kleinregionaler Klimabedingungen

#### Erreicht:

- Erstellung von Klimakarten für einzelne Elemente
- Die durchgeführten Untersuchungen haben gezeigt, dass der Niederschlag die klimarelevante Größe darstellt. Damit kann die Karte der Niederschlagsverteilung zur räumlichen Charakterisierung des Klimas herangezogen werden.
- Die Ergebnisse zur Analyse extremer Ereignisse (bezogen auf den Niederschlag) sind in Anlage 1 zusammengefasst.
- Die Untersuchungsmethoden sind in den in den Anlagen dokumentierten Veröffentlichungen dargestellt.
- Auf der Basis von monatlichen Klimadaten wurden zeitliche Verschiebungen der Klimazonen im Nordosten Brasiliens untersucht. Die Untersuchungsmethode und die Ergebnisse sind in Anlage 1 dargestellt.
- Die Bewertung der kleinregionalen Klimabedingungen ist implizit in den Klimakarten (s. oben), die auf dem 0.5° x 0.5°-Gitter basieren, enthalten. Eine räumlich feinere Auflösung war aufgrund der vorhandenen Datenbasis (nur 89 Stationen) für den längeren Zeitraum 1921-1980 nicht möglich. Eine detailliertere Darstellung für den Niederschlag, der aber nur ein 10jähriger Zeitraum (1962-1971) zugrundeliegt, wurde bereits im Pilotprojekt erarbeitet.
- Erweiterung der klimaanalytischen Auswertungen und Untersuchungen auf den Zeitraum 1981-1998

#### Szenarien geplant:

- Konzept zur Erstellung von Klimaszenarien
- Entwicklung einer ersten anwendbaren Modellvariante und Probeläufe
- Bereitstellung der endgültigen Modellvariante
- Berechnung relevanter Klimaszenarien für die Untersuchungsregion auf der Basis der entwickelten statistischen Methodik
- Bereitstellung eines hypothetischen Szenariums zur Darstellung des Klimas im integrierten Modell

- Zusammenarbeit mit dem Fachbereich Hydrologie zur Darstellung der Klima-Hydrologie-Interaktion im integrierten Modell

#### Erreicht:

- Es wurde ein allgemeingültiges Konzept zur Erstellung von Klimaszenarien erarbeitet (s. Kapitel 1.3 auf Seite 10 und Anlage 2).
- Es wurden Modellvarianten mit der Temperatur bzw. dem Niederschlag als Leitgröße getestet. Dabei erwies sich der Niederschlag als die wesentlichste klimarelevante Größe.
- Die endgültige Modellvariante wurde auf der Basis des Niederschlags sowie des Analogverfahrens aufgestellt.
- Neben dem Basisszenarium wurde ein Zukunftsszenarium erstellt, dem die "Business as usual"-Variante der CO<sub>2</sub>-Zunahme für das globale ECHAM4-Modell zugrunde liegt.
- Das Zukunftsszenarium wurde dem Fachbereich Integrierte Modellierung entsprechend deren Anforderungen zur Verfügung gestellt.

#### Zusätzlich:

 Es wurde ein zusätzliches Zukunftszenarium berechnet, dem die Variante des Modells des Hadley-Centres für CO<sub>2</sub>-Zunahme (HADCM2) zugrundegelegt wurde. Grund dafür war, dass sich die Ergebnisse der Szenarienläufe von ECHAM4 und HADCM2 für diese Region deutlich voneinander unterscheiden.

#### Nicht weitergeführt:

- Auf die weitere Verwendung hypothetischer Szenarien (± 10 % Niederschlagsänderung) wurde nach Erstellung des realistischen Zukunftsszenariums verzichtet.

# 2.4 Modellierung

# Geplant:

- Modellvalidierung im regionalen Skalenbereich
- Testung modifizierter Niederschlagsparametrisierungen
- Testung des Einflusses unterschiedlicher physikalischer Parametrisierungsansätze auf die Modellresultate in der regionalen Skala
- Testung unterschiedlicher Randwertversorgungen für das REMO
- Durchführung verschiedener Modellläufe im Rahmen von Szenarienentwicklung und Kopplungsproblematik
- Jahressimulationen mit GCM-Antrieb zur Untersuchung der interannuellen Variabilität

# Erreicht:

- Anwendung eines mehrstufigen Verfahrens zur Validierung von Modellresultaten im regionalen Skalenbereich (siehe Kapitel 1.4.5 auf Seite 18) und diagnostische Bewertung verschiedener Simulationsexperimente

- Der Einfluss modifizierter Autokonversions- und Nukleationsraten auf die Bildung von skaligem Niederschlag konnte bereits bis zum Ende der Vorprojektphase untersucht werden und ergab nur eine geringe Sensitivität der Modellresultate auf diese Kenngrößen.
- Beim Vergleich der Parametrisierungen kleinskaliger atmosphärischer Prozesse aus ECHAM4 und dem Europa-Modell des DWD erbrachte der Wetterdienst-Ansatz die besten Resultate für die Untersuchungsregion von WAVES.
- Die Verwendung von Resultaten des neuen GCM's ECHAM4 anstatt von ECHAM3 erbrachte erhebliche Verbesserungen im dynamischen Modellverhalten.
- Die Nestung des Regionalmodells in ein GCM, das seinerseits nur über beobachtete Meeresoberflächentemperaturen an einen realen Zeitraum gekoppelt ist, lieferte ähnliche Zirkulationsmuster wie die Re-Analysen des ECMWF für die betreffende Periode und bringt eine vergleichbare Niederschlagsvariabilität in Nordost-Brasilien.
- Modellsimulationen auf längeren Zeitskalen wurden bis zu etwa einem Jahr mit den in Kapitel 1.4.6 auf Seite 21 beschriebenen Ergebnissen durchgeführt.

#### Nicht erreicht:

- Aus den in Kapitel 1.4.6 auf Seite 21 genannten Gründen wurde trotz vorhandener technischer Voraussetzungen auf die Simulation regionaler Klimaszenarien verzichtet.
- Aus den gleichen Gründen und insbesondere, da im Verlauf der Untersuchungen unterhalb einer Zeitskala von mehreren Jahren bereits Differenzen zwischen Modell und Beobachtungen bei der Beschreibung des aktuellen Klimas sichtbar wurden, erschien eine Ausweitung der Simulationsexperimente auf den Skalenbereich der interannuellen Variabilität noch nicht erfolgversprechend.

#### Zusätzlich:

- REMO-Parallelisierung
- Implementierung des nicht-hydrostatischen lokalen Modells LM des DWD
- Erstellung einer Bedienoberfläche für die Arbeit mit einem Regionalmodell
- Entwicklung eines regional orientierten Diagnoseverfahrens zur Untersuchung der Wiedergabe von Extremsituationen in den Resultaten verschiedener Klimamodelle
- Untersuchung der Sensitivität von REMO auf die Berücksichtigung der Rückwirkung von Niederschlagswasser auf die adiabatischen Modellteile
- Untersuchung des Einflusses unterschiedlicher Prognose-Zeitschritte und zeitlich versetzter Startzeitpunkte auf das Stabilitätsverhalten des Regionalmodells
- Untersuchungen zum Einfluss modifizierter Bodenparameter auf das Niederschlagsverhalten von REMO
- Entwicklung von Software für die Verwendung von ECMWF-Re-Analysen zur Randund Anfangswertversorgung von REMO und LM

# 3 Ergebnisse Dritter, die für das Vorhaben von Bedeutung sind

Für das Projekt von besonderer Bedeutung hinsichtlich der Klimamodellentwicklung waren zum einen die Entwicklungsarbeiten zum Regionalmodell REMO des Max-Planck-Instituts für Meteorologie Hamburg sowie des lokalen Modells LM des Deutschen Wetterdienstes. Außerdem sind die Ergebnisse zur Modelladaptation und Validierung, die durch Kollegen des Instituts für Physik der Universität Potsdam erarbeitet wurden, in das Projekt eingegangen.

# 4 Angaben zu Erfindungen und Schutzrechten

Erfindungen wurden nicht gemacht und Schutzrechte nicht in Anspruch genommen.
### 5 Sonstiges

### 5.1 Zusammenarbeit mit den anderen Arbeitsgruppen

### 5.1.1 Zusammenarbeit mit brasilianischen Partnern

Die Zusammenarbeit mit den brasilianischen Partnern war im Rahmen einer Kooperationsvereinbarung festgelegt. Diese Vereinbarung ist mit dem direkten Partner des PIK der FUNCEME abgeschlossen worden. Die darin geplanten Aktivitäten konnten nur zum Teil erfüllt werden.

### Erfüllt:

- Gemeinsame Erstellung zweier Forschungsanträge mit der FUNCEME als verantwortlichem Koordinator
- Gemeinsames Auftreten bei den zwei in Fortaleza durchgeführten Workshops
- Zusammenarbeit mit Dr. M. Krol als ständigem Vertreter des PIK in Fortaleza
- Bereitstellung klimatologischer Daten für den Zeitraum 1981-1998 durch die FUNCEME

### Nicht erfüllt:

- Gastaufenthalt von Herrn Jackson zur Erlangung der Promotion am PIK

### 5.1.2 Zusammenarbeit zwischen den Fachbereichen

Da es sich bei diesem Vorhaben um ein Verbundprojekt mit stark integrativem Charakter handelte, musste eine Reihe von Leistungen erbracht werden, die jeweils direkt von den anderen Partnern benötigt wurden. In diesem Zusammenhang waren folgende Aufgaben in Zusammenarbeit mit den anderen Fachbereichen zu erfüllen:

### Fachbereich Hydrologie

Geplant:

- Bereitstellung eines Wasserbilanzmodells einschließlich der lateralen Abflusskomponenten für das Untersuchungsgebiet zur Ankopplung an das regionale Klimamodell
- Detaillierung der hydrologischen Prozesse zur Testung der Leistungsfähigkeit des regionalen Klimamodells bezüglich der Wiedergabe des bodennahen Wasserkreislaufes

### Erfüllt:

- Vom Fachbereich Hydrologie wurde ein Wasserbilanzmodell zur Verfügung gestellt, das für eine spätere Ankopplung an das regionale Klimamodell vorgesehen ist. Da sich bis zum Ende der Hauptprojektphase zwei Klimamodelle in der Testung befanden und aufgrund des Gutachtervotums die Weiterentwicklung des regionalen Klimamodells nur eingeschränkt weitergeführt werden sollte, konnte nicht entschieden werden, an welches das hydrologische Modell angekoppelt werden soll.
- Die gleiche Aussage gilt für die Detaillierung der hydrologischen Prozesse.

### Fachbereich Agrarökosysteme

### Geplant:

- Angaben zu Schwellenwerten, Andauern etc. pflanzenphysiologisch relevanter klimatologischer Parameter zur Umsetzung extremwertstatistischer Analyse- und Modelluntersuchungen sowie zur Szenarienbildung
- Bereitstellung von Bodenfeuchtedaten f
  ür das REMO in Abh
  ängigkeit von den Bodentypen und der Landnutzung mit Fl
  ächenbezug (Bodentiefe bis 1 m, zeitliche Aufl
  ösung 12 h - 1 Monat, f
  ür ausgew
  ählte Punkte und Municipien und den Zeitraum einer Vegetationsperiode bzw. eines Jahres)

### Erfüllt:

- Für ausgewählte Pflanzentypen wurden physiologisch relevante Klimaparameter bereitgestellt, die im Rahmen der Klimamodellvalidierung eingesetzt werden konnten (s. Kapitel 1.4.5 auf Seite 18).

Beim derzeitigen Stand der Entwicklung des regionalen Klimamodells war die Bereitstellung von Bodenfeuchtedaten nicht notwendig.

### Fachbereich Landschaftsökologie

#### Geplant:

- Einbeziehung der meteorologischen Informationen (aus Beobachtungen, Analysen, Modellrechnungen und Szenarienbildungen) in das geographische Informationssystems (GIS) zur Darstellung dieser Informationen und zur Verschneidung dieser mit anderen Parametern
- Untersuchung des Zusammenhanges zwischen Vegetationsindex, langwelliger Ausstrahlung und Niederschlag mit dem Ziel, flächendeckende Aussagen zum Niederschlagsverhalten im Fall fehlender Beobachtungsdaten zu machen

### Erfüllt:

 Für den Fachbereich wurde eine zeitliche Typisierung des Klimageschehens durchgeführt und Daten für charakteristische Jahre dieser Typen zur Verfügung gestellt. Diese Typen finden Eingang als Datengrundlage in die Entwicklung des GIS-gestützten Modellsystems MOSDEL (s. a. Abschlussbericht Landschaftsökologie).

### Nicht erfüllt:

 Die in der Vorprojektphase begonnenen Untersuchungen zur Beschreibung des Zusammenhangs Vegetationsindex - Niederschlag in Zusammenarbeit mit der Gesellschaft für Angewandte Fernerkundung (GAF) konnten aufgrund der Mittelkürzung nicht wie geplant über einen Werkvertrag weitergeführt werden.

### Zusätzlich über Auftragsvergabe:

- Durch das meteorologische Institut der Universität Bonn wurde im Rahmen eines Werkvertrages eine Untersuchung der steuernden Zirkulationsmechanismen (Verlagerung der atlantischen Hochdruckgebiete sowie der ITCZ) durchgeführt. Ziel dieser Untersuchung war es abzuschätzen, inwieweit sich das großräumige Klimaregime über dem Untersuchungsgebiet unter sich ändernden klimatischen Randbedingungen im Zeitraum 2001 bis 2050 verhalten wird. Diese Untersuchungen wurden planmäßig abgeschlossen, so dass die Ergebnisse in die Szenarienberechnungen einbezogen werden konnten (s. Kapitel 1.3.2 auf Seite 11 und Kapitel 1.3.3 auf Seite 13).

#### 5.1.3 Relevanz für die praktische Anwendung

Die erstellten Klimaszenarien liefern die Datengrundlage zur Abschätzung zukünftiger Entwicklungen durch die beteiligten Fachgebiete. Damit ist es möglich, im Rahmen der integrierten Modellierung alle notwendigen Informationen zur Erstellung einer realistischen Planungsgrundlage bereitzustellen. Mit der Erarbeitung neuer statistischer Verfahren sowie des Einsatzes zweier regionaler Klimamodelle in den Tropen wurde zum Teil wissenschaftliches Neuland betreten. Die daraus gewonnen Erkenntnisse sind auch für andere Forschungsbereiche von Relevanz und werden bereits praktisch umgesetzt. Außerdem wurde das gesamte Forschungskonzept so umgesetzt, dass eine Nutzung der Verfahren und Modelle auch in anderen Regionen der Erde ohne umfassende Neuentwicklungen möglich ist.

#### 5.2 Übersicht über den Mitteleinsatz

Die geplanten Mittel wurden entsprechend den Vorgaben eingesetzt. Eine detaillierte Aufstellung des Mitteleinsatzes liegt in der Verwaltung des PIK zur Einsicht vor.

### 6 Die wichtigsten Ergebnisse im Überblick

Folgende wichtige Ergebnisse wurden erzielt:

- Aufbau einer klimatologischen Datenbank
- Entwicklung neuer statistischer Verfahren zur Mustererkennung und zur Beschreibung quasiperiodischer Vorgänge
- Entwicklung eines Klimaszenarienmodells auf statistischer Basis unter Einbeziehung von großräumigen Informationen zu Klimaänderungen und regionalen Beobachtungsdaten
- Bereitstellung eines Klimaszenariums 2001-2050 unter der Annahme "business as usual"
- Erstellung von Validierungsalgorithmen für dynamische regionale Klimamodelle
- Anpassung und Testung der regionalen Klimamodelle REMO und LM

## 7 Abbildungen













ECMWF-Re-Analysen im Vergleich zu den Beobachtungen





















































### 8 Literaturverzeichnis

- Böhm, U., Podzun, R., Jacob, D., 1997: Surface Water Balance Estimation for a Semi-Arid Region using a Regional Climate Model and Comparison of Water Balance Components with Global Circulation Model Output and Analysis Data.
- Böhm, U., 1999a: Eine Methode zur Validierung von Klimamodellen für die Klimawirkungsforschung hinsichtlich der Wiedergabe extremer Ereignisse. Dissertation im Fachbereich Geowissenschaften an der Freien Universität Berlin.
- Böhm, U., 1999b: A method to assess a regional climate model's performance in reproducing extreme conditions. Abstracts of the Conference on "Detection and Modeling of Regional Climate Change", 9-12 June 1999, Trieste, Italy.
- Christensen, J. H., Machenhauer, B., Jones, R. G., Schär, C., Ruti, P. M., Castro, M., Visconti, G., 1997: Validation of present-day regional climate simulations over Europe. LAM simulations with observed boundary conditions. *Climate Dynamics*, **13**, 489-506.
- Dickinson, R. E., Errico, R. M., Giorgi, F., Bates, G. T., 1989: A regional climate model for the western United States. *Clim. Change*, **15**, 383-422.
- Forgy, E. W., 1965: Cluster analysis of multivariate data: efficiency versus interpretability of classifications. *Biometrics*, **21**, 768.
- Fraedrich, K., Gerstengarbe, F.-W., Werner, P. C., 2001: Climate shifts during the last century. *Climatic Change*, **50**, 405-417.
- Gerstengarbe, F.-W., Löser, B., 1985: Untersuchungen zur Homogenität von Datenreihen. F/E-Bericht des Meteor. Dienstes der DDR.
- Gerstengarbe, F.-W., Werner, P. C., 1989: A methode for the statistical definition of extreme value regions and their application to meteorological time series. *Z. Meteorol.*, (**38**), 4.
- Gerstengarbe, F.-W., Werner, P. C., 1996: A new method for the application of progressive analysis. WAVES - Statusbericht, BMBF/PT-USF, Bonn.
- Gerstengarbe, F.-W., Werner, P. C., 1997: A Method to Estimate the Statistical Confidence of Cluster Separation. *Theor. and Appl. Climatology*, Vol. 57, No. 1-2, 103-110.
- Gerstengarbe, F.-W., Werner, P. C., Fraedrich, K., 1999: Applying non-hierarchical cluster analysis algorithms to climate classification: some problems and their solution. *Theor. and Appl. Climatology*, **64**, 2-4, 143-150.
- Gerstengarbe, F.-W., Kücken, M., Werner, P. C., 2002: A new validation scheme for the evaluation of climate model outputs. *Climate Research*, in review.
- Giorgi, F., 1990: On the simulation of regional climate using a limited area model nested in a general circulation model. *J. Clim.*, **3**, 941-963.
- IPCC, 1996: Climate Change 1995. IPCC Working Group I Summary for Policymakers. Cambridge University Press.
- Jacob, D., Claussen, M., Majewski, D., Podzun, R., Rockel, B., 1995: REMO a model for climate research and weather forecast. Research activities in Atmospheric and Oceanic Modelling, WMO/JCSU/IOC Report.

Kendall, M. G., 1970: Rank Correlation Methods. Griffin, London.

Kücken, M., Schättler, U., 1996: REMO - Implementation of a parallel Version of a regional climate model. Seventh ECMWF Workshop on the Use of Parallel Processors in Meteorology, Reading, UK. Kücken, M., Schättler, U., 1997: Implementation of a parallel version of a regional climate model. PIK Report, No. 29, Potsdam, Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung e.V.

- Kücken, M., Hauffe, D., 1997: Implementierung und Parallelisierung der vom Max-Planck-Institut Hamburg und vom Deutschen Klimarechenzentrum Hamburg entwickelten CRAY-Version des regionalen Klimamodells REMO auf dem Parallelrechnersystem IBM RS/6000 SP des Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung e.V. Arbeitsbericht, Potsdam, Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung e.V.
- Lasch, P., Lindner, M., Ebert, B., Flechsig, M., Gerstengarbe, F.-W., Suckow, F., Werner, P. C., 1999: Regional impact analysis of climate change on natural and managed forests in the Federal state of Brandenburg, Germany. *Environmental Modeling and Assessment*, **4**, 273-286.
- Machenhauer, B., Windelband, M., Botzet, M., Christensen, J.H., Déqué, M., Jones, R.G., Ruti, P.M., Visconti, G., 1998: Validation and Analysis of Regional Present-Day Climate and Climate Change Simulations over Europe. MPI-Report No. 275. Hamburg, October 1998.
- Majewski, D., 1991: The Europa-Modell of the Deutscher Wetterdienst. ECMWF Seminar on Numerical Methods in Atmospheric Models, 2, 147-191.
- Mann, H. B., 1945: Nonparametric test against trend. *Econometrica*, **13**, 245-259.
- Markham, C. G., 1974: Apparent periodicities in rainfall at Fortaleza, Ceará, Brazil. *J. Appl. Meteor.*, **13**, 179-179.
- Menendez, C. G., 1999: Simulation of South America wintertime climate with a nesting system. Abstracts of the Conference on "Detection and Modeling of Regional Climate Change", 9-12 June 1999, Trieste, Italy.
- New, M. G., Hulme, M., 1997: Development of observed monthly surface climate dataset over global land areas for 1901-1995. *Physics of Climate Conference*, Royal Meteorological Society, London, 29-30 October, 1997.
- Österle, H., Glauer, J., Denhard, M., 1999: Struktur, Aufbau und statistische Programmbibliothek der meteorologischen Datenbank am Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung. PIK Report, No. 49, 107 pp.
- Prentice, I. C., Cramer, W., Harrison, S. P., Leemanns, R., Monserud, R. A., Solomon, A.
   M., 1992: A global biome model based on plant physiology and dominance, soil properties and climate. *Journal of Biogeography*, **19**, 117-134.
- Roecker, E., et al. 1992: Simulation of the present-day climate with the ECHAM modell: Impact of model physics and resolution. Report No. 93. MPI für Meteorologie.
- Roecker, E., et al. 1996: The atomspheric general circulation model ECHAM-4: Model Description and Simulation of present-day climate. Report No. 218. MPI für Meteorologie.
- Salio, P., Nicolini, M., Saulo, C., McGregor, J. L., Katzfey, J. J., 1999: Surface Air Temperature and Precipitation Climate Simulations over South America with a Nested Regional Model. Abstracts of the Conference on "Detection and Modeling of Regional Climate Change", 9-12 June 1999, Trieste, Italy.
- Tanajura, C. A. S., 1996: Modeling and Analysis of the South American Summer Climate. PhD Thesis, Faculty of the Graduate School of The University of Maryland.
- The ECMWF Re-Analysis (ERA) Project, 1996. *METEOROLOGICAL, ECMWF Newsletter Number 73*, Autumn 1996. 7-17.

Werner, P. C., Gerstengarbe, F.-W., 1997: Proposal for the development of climate scenarios. *Climate Research*, **8**, 171-182.

### 9 Anlage 1 - 8

### Anlage 1

Ergebnisse der Klimaanalyse

### Anlage 2

Proposal for the development of climate scenarios

### Anlage 3

Applying non-hierarchical cluster analysis algorithms to climate classification: some problems and their solution

### Anlage 4

Waldbrandentwicklung im Land Brandenburg

### Anlage 5

Regional impact analysis of climate change on natural and managed forests in the Federal state of Brandenburg, Germany

### Anlage 6

Estimation of the beginning and end of recurrent events within a climate regime

### Anlage 7

Implementation of a parallel version of a regional climate model

### Anlage 8

A method for the statistical definition of extreme-value regions and their application to meteorological time series

### Anlage 9

A new validation scheme for the evaluation of climate model outputs

# Anlage 1 Ergebnisse der Klimaanalyse

In dieser Anlage werden die wichtigsten Ergebnisse zur Klimaanalyse vorgestellt.

### 1. Abschätzung der Entwicklung der großräumigen Zirkulationsmuster

Bei der Abschätzung der Entwicklung der großräumigen Zirkulationsmuster zeigt sich, dass die Ergebnisse für jeden Kalendermonat differieren. In Tabelle 1 sind die Signifikanzschwellen des Mann-Kendall-Tests für lineare Trends in den Differenzen des Szenariums A minus Kontrolllauf für jeden Monat und jeden Gitterpunkt angegeben. Dabei repräsentiert jedes Matrixelement einen einzelnen Gitterpunkt. Eine schematische Verteilung der untersuchten Gitterpunkte ist in Tabelle 2 angegeben.

(-45 <sup>°</sup> ,-2.8 <sup>°</sup> )	(-42.2 <sup>°</sup> ,-2.8 <sup>°</sup> )	(-39.4 <sup>°</sup> ,-2.8 <sup>°</sup> )	(-36.6 <sup>°</sup> ,-2.8 <sup>°</sup> )	(-33.8 <sup>°</sup> ,-2.8 <sup>°</sup> )
(-45 <sup>°</sup> ,-5.6 <sup>°</sup> )	(-42.2 <sup>°</sup> ,-5.6 <sup>°</sup> )	(-39.4 <sup>°</sup> ,-5.6 <sup>°</sup> )	(-36.6 <sup>°</sup> ,-5.6 <sup>°</sup> )	(-33.8 <sup>°</sup> ,-5.6 <sup>°</sup> )
(-45 <sup>°</sup> ,-8.4 <sup>°</sup> )	(-42.2 <sup>°</sup> ,-8.4 <sup>°</sup> )	(-39.4 <sup>°</sup> ,-8.4 <sup>°</sup> )	(-36.6 <sup>°</sup> ,-8.4 <sup>°</sup> )	(-33.8 <sup>°</sup> ,-8.4 <sup>°</sup> )
(-45 <sup>°</sup> ,-11.2 <sup>°</sup> )	(-42.2 <sup>°</sup> ,-11.2 <sup>°</sup> )	(-39.4 <sup>°</sup> ,-11.2 <sup>°</sup> )	(-36.6 <sup>°</sup> ,-11.2 <sup>°</sup> )	(-33.8 <sup>°</sup> ,-11.2 <sup>°</sup> )

	Januar Februar						Ν	/Järz	Z							
					1			•		•			•	Х	Х	Х
		Х			1		•	•		Х			•	Х	X	Х
					1	Χ	X	Х	Χ	Χ					Х	
	Χ			•					Х	Х		•				•
		A			1			N/-:			1					
		Apri					r —	iviai		r				Jun		
Х	Х	Х	Х			•	•	•		Х			•		•	
Х	х	•	Х	Х		•	•	•	-	•		Х	х	х	х	Х
Х	Х	Х	Х	Х		Х	•	•	•	•		Х	Х	Х	Х	•
Х	X	X	Х	Х		X	X	Х				Х	Х	Х		
					_	_										
		Juli				August						Sep	otem	nber		
Х		Х	Х	Х	1				-			Х	Х			
Х	Х	Х			1	Х	Х	Х	Х	Х		Χ	Х	Х	Х	Х
Х	Х	Х			1	Х	Х	Х	Х			Х	Х	Х	Х	
Х	Х	Х	•	•		Х	Х	Х	Х	Х		Х	Х	X		
					_											
	Oktober November						Dez	zem	ber							
	•	•	•	Х	]	X		•				•	X	X	X	X
		Χ	Х		]								•	Х	Х	Х
Х	Х			Х	]								Х	Х	Х	Χ

Tah	1. Schematische	Verteiluna	der untersuchten	Gitternunkte
iav.		ventenung	uer untersuchten	Gillerpunkle

mit x = 10 %,  $\times$  = 5 %, X = 1 % und  $\times$  = .1 %.

. X X

.

.

X

.

.

.

.

X .

. .

X

Tab. 2: Ergebnisse des Mann-Kendall-Tests für jeden Monat und jeden Gitterpunkt

Es gibt signifikante Unterschiede zwischen den "trockenen" Monaten (Juni bis Oktober) und den anderen Monaten. In den "feuchten" Monaten Dezember bis März gibt es nur einige wenige Gitterpunkte, die signifikante Trends größer 10% aufweisen. Die deutlichsten Änderungen im Niederschlagsverhalten treten in den Monaten Juni, Juli und August auf. Da diese Monate aber häufig keinen oder nur geringen Niederschlag aufweisen (er variiert zwischen 0 und 20 mm), sind schon kleine Änderungen mit einer hohen Signifikanz verbunden (s. Tabelle 3). Ein Beispiel (Gitterpunkt 39.4° W, 5.6° S) für die interannuellen Variationen des simulierten Niederschlags für den Zeitraum 2001-2050 ist in Abbildung 8 und Abbildung 9 dargestellt. Man erkennt sofort, dass der nach dem Mann-Kendall-Test signifikante Trend in den "trockenen" Monaten nicht wirklich existiert (s. a. Tabelle 2). Dagegen haben die "feuchten" Monate einen Trend, der aber nicht gesichert werden kann (s. a. Tabelle 1), außerdem ist das Trend-Rausch-Verhältnis niedrig. Die für diesen Gitterpunkt diskutierten statistischen Aussagen sind repräsentativ für alle anderen Gitterpunkte.

			Januar					F	ebrua	r	
Kontrolllauf	207.2	247.2	233.4	234.2	262.7		196.6	221.9	228.0	242.8	259.7
Differenz	6.1	-21.1	-18.5	-14.6	-20.4		-12.6	-18.0	-12.5	-15.3	-19.2
	221.2	251.8	239.8	222.9	271.4		188.8	216.6	206.2	173.7	195.0
	1.1	-8.9	-4.6	-8.9	-50.6		9.2	4.0	1.3	-4.8	-33.4
	237.9	220.2	195.4	192.0	208.9		202.3	177.8	145.0	132.3	137.0
	-11.6	-13.1	-15.3	-30.8	-66.0		3.0	-3.5	-10.3	-28.1	-49.8
	274.5	246.1	192.8	156.4	142.6		232.1	175.6	124.9	109.7	106.7
	-8.4	-16.6	-22.1	-30.2	-53.0		-11.1	-10.6	-16.9	-36.7	-56.9
						•					
			März						April		
Kontrolllauf	206.8	201.2	210.1	226.7	241.0		152.8	125.3	130.4	145.6	144.6
Differenz	-10.6	-36.2	-34.2	-32.2	-36.3		-51.2	-58.1	-52.7	-59.3	-57.3
	178 2	180.2	156 7	125.3	120.0		1/0 0	1/22	10/ Q	66 1	50 F

178.2	180.2	156.7	125.3	120.9
8.4	8.7	6.9	2.0	-19.3
179.9	135.1	98.3	78.5	73.1
11.4	11.5	12.4	-6.2	-20.3
194.0	134.4	96.1	70.9	53.8
-8.5	1.1	-1.8	-7.2	-14.3

		April		
152.8	125.3	130.4	145.6	144.6
-51.2	-58.1	-52.7	-59.3	-57.3
148.8	142.2	104.8	66.1	59.5
-34.1	-44.0	-38.3	-31.3	-30.8
148.7	97.7	62.0	40.1	37.3
-38.2	-29.3	-22.2	-17.3	-16.9
103.4	61.8	47.6	45.6	42.9
-25.5	-13.9	-13.2	-16.2	-21.3

			Mai		
Kontrolllauf	97.6	71.0	82.6	98.5	99.4
Differenz	-57.6	-51.0	-60.1	-70.8	-67.6
	119.2	95.8	53.7	28.9	48.6
	-53.5	-48.8	-34.6	-20.7	-35.5
	56.9	30.7	20.6	17.2	23.2
	-24.1	-15.6	-14.1	-12.9	-18.5
	20.5	8.0	8.3	20.5	29.2
	-5.3	7	-2.2	-11.1	-21.5

		Juni		
57.4	41.7	59.1	92.5	110.0
-30.8	-29.2	-47.7	-75.4	-83.7
47.0	33.5	13.0	9.1	32.6
-31.0	-22.4	-9.4	-7.5	-22.8
7.8	4.9	2.7	2.6	7.2
-6.0	-3.2	-1.5	-1.7	-5.4
1.6	.9	1.2	8.9	11.9
-1.4	7	5	-5.4	-7.9

			Juli						August		
Kontrolllauf	39.4	15.3	15.2	20.8	21.7		16.1	2.2	1.3	2.8	5.7
Differenz	-26.7	-12.3	-11.9	-12.6	-10.5		-11.6	-1.6	7	9	-2.0
	19.5	10.4	1.9	2.0	10.1		6.5	3.1	.4	.1	5.0
	-17.2	-8.8	-1.4	-1.8	-3.3		-5.5	-2.8	4	1	.9
	3.6	2.1	.9	1.7	3.1		5.8	1.8	.3	.6	1.6
	-2.9	-1.7	9	-1.6	-2.7		-4.4	-1.8	3	6	-1.5
	1.5	.7	.6	7.0	8.5		1.7	1.0	.8	4.5	5.0
	-1.2	6	6	-4.9	-6.0		1	8	4	-3.5	-3.6
		Se	eptemb	er				(	Oktobe	r	
Kontrolllauf	3.2	2.4	2.1	2.4	2.8		5.5	6.1	4.2	3.7	2.5
Differenz	-2.2	.2	.7	1.6	.6		-3.9	1.4	1.8	2.4	2.5
	18.1	8.5	1.7	.0	5.5		33.3	19.0	7.5	1.0	7.0
	-17.7	-8.4	-1.7	.0	4.9		-26.3	-15.5	-6.9	9	5.0
	47.0	19.2	9.2	2.8	1.0		127.6	59.6	23.8	5.8	.6
	-39.5	-17.6	-9.1	-2.8	8		-77.4	-35.9	-16.0	-5.3	3
	52.8	34.9	24.1	16.0	4.7		144.6	103.7	71.3	29.3	7.3
	-29.2	-21.4	-15.6	-12.8	-3.0		-25.3	-24.5	-16.8	-9.7	-4.9
						1					
		N	ovemb	er				D	ezemb	er	
Kontrolllauf	96.0	57.7	47.6	44.9	45.5		270.7	259.2	252.5	263.8	290.3
Differenz	-57.3	-36.8	-29.8	-28.0	-29.7		-50.5	-74.1	-71.7	-92.3	-113.8
	136.2	99.4	50.5	24.3	19.4		259.0	244.1	225.0	207.0	196.4
	-67.7	-59.8	-34.3	-16.6	-8.9		-24.0	-33.8	-60.7	-75.4	-92.7
	241.8	151.2	76.1	29.0	12.0		267.1	218.5	178.2	143.5	114.5
	-51.8	-48.4	-39.8	-15.9	-7.0		35.3	3.6	-35.7	-45.7	-49.2
	217.4	164.6	112.9	54.0	19.9		291.7	242.6	180.0	124.2	76.1
	-1.3	-12.5	-24.0	-23.9	-12.4		24.1	5.6	-17.0	-25.4	-18.5

Tab. 3: Mittlere Monatssumme des Niederschlags (mm) für den Zeitraum 2001 - 2050 für den Kontrolllauf und die Differenz Szenarium A - Kontrolllauf an jedem Gitterpunkt

Damit können die wichtigsten Ergebnisse wie folgt zusammengefasst werden:

- 1. Es gibt nur schwache Änderungen im Niederschlagsverhalten in den Trockenperioden.
- 2. In der Regenzeit nimmt im Gegensatz zum Kontrolllauf der Niederschlag im Szenarium A-Lauf an den meisten Gitterpunkten und in den meisten Monaten ab.

- 3. Es existieren deutliche Unterschiede zwischen Szenarium A-Lauf und Kontrolllauf hinsichtlich des Niederschlagsverhaltens.
- 4. Bezogen auf den Mann-Kendall-Test treten signifikante Trends hauptsächlich in den "trockenen" Monaten auf. Trotzdem überschreiten diese signifikanten Trends kaum einmal die interannuelle Variabilität des simulierten Niederschlags innerhalb der Untersuchungsperiode.

### 2. Szenarien

Der Nordosten Brasiliens stellt eine semi-aride Region dar, für die die wesentliche klimatologische Größe der Niederschlag ist. Das heißt, dass schon geringe Änderungen dieser Größe zu klimatischen Wirkungen führen können, die die Wasserverfügbarkeit und damit die Vegetation, die Wasser- und Landwirtschaft, die Industrie und somit die Gesellschaft als Ganzes erheblich beeinflussen.

Klimatisch läßt sich der derzeitige Zustand der Region wie folgt charakterisieren:

Das Untersuchungsgebiet ist gekennzeichnet durch ein Kernpassatwechselklima mit sommerlicher maritimer Randpassatwitterung. Wesentlichstes Charakteristikum dieses Klimas ist eine ausgedehnte niederschlagsarme Winterperiode. Die Gebirgs- und Küstenregionen weisen durch die angrenzenden Randklimate eine modifizierte Klimacharakteristik auf. Der Jahreszyklus von Regen- und Trockenzeit wird gesteuert durch die großräumige Zirkulation. In Abbildung 10 ist dieser Zyklus schematisch dargestellt. Man erkennt, dass die zwei Jahreszeiten von der Lage der Innertropischen Konvergenzzone (ITCZ) bestimmt werden, die sich wiederum nach der Lage des nordatlantischen bzw. südatlantischen Hochdruckgebietes richtet. Die Lage der Hochdruckgebiete ist von der jeweils herrschenden Meeresoberflächentemperatur (SST) abhängig. Verschiebt sich aufgrund dieser Zusammenhänge zum Beispiel die ITCZ in einem Jahr nicht weit genug nach Süden, kommt es zu einer Abschwächung der Regenzeit, die in eine Dürre münden kann. (s. z.B. *Hastenrath, 1991*)

Ein weiteres Phänomen, das die klimatischen Bedingungen in diesem Gebiet nachhaltig beeinflußt, sind die El-Nino-Ereignisse, die bisher in den meisten Fällen zu verstärkten Dürreperioden, in Einzelfällen aber auch zu einer Verstärkung der Regenzeit geführt haben (*Parry et al., 1988*).

Die räumliche Struktur der Niederschlagsverteilung ist in Abbildung 11 dargestellt und weist folgende wichtige Merkmale auf:

- Der Niederschlag nimmt von der Küste zum Landesinneren hin deutlich ab.
- Im Westen der Region werden höhere Niederschläge als im Osten beobachtet.
- In den Gebirgsregionen und insbesondere auf deren Luvseiten ist der Niederschlag in der Regel höher als in den anderen Gebieten. Die Höchstwerte liegen zwischen 1900 mm und 2000 mm (Serra da Ibiapaba).
- Ein ausgeprägtes niederschlagsarmes Gebiet (500 mm 600 mm) erstreckt sich südlich der Serra do Machado bis zum Nordwestrand der Chapada do Araripe (Fokusgebiet Tauá).
Die mittlere zeitliche Verteilung des Niederschlags für die durch eine Regen- und eine Trockenzeit gekennzeichnete Region ist in Abbildung 12 dargestellt. Die Struktur der räumlichen Verteilung des Niederschlags in den einzelnen Monaten entspricht während der Regenzeit (Dezember - Mai) der Jahresniederschlagsverteilung. In der Trockenzeit lösen sich diese Strukturen fast vollständig auf, so dass im September selbst in den Gebirgsregionen nur noch Niederschlagssummen von 10 mm - 20 mm gemessen werden. Eine weitere Besonderheit in der zeitlichen Entwicklung der Niederschlagsverteilung ist das zu beobachtende deutlich frühere Einsetzen der Niederschläge nach der Trockenzeit im mittleren und westlichen Teil von Piauí im Vergleich zu den übrigen Gebieten. Das betrifft insbesondere die Monate Oktober und November, für die in dem betreffenden Gebiet Monatssummen bis zu 80 mm bzw. 180 mm gemessen werden, im Gegensatz zum Beispiel zur Küstenregion mit Werten um 10 mm.

Am Beispiel der Temperatur soll noch kurz dargestellt werden, dass die Variationsbreite der anderen zur Verfügung stehenden meteorologischen Parameter in Raum und Zeit wesentlich geringer ausfällt als die des Niederschlags. Aus der räumlichen Verteilung der mittleren Temperaturverhältnisse (Abbildung 13) ist zu ersehen, dass innerhalb von Piauí und Ceará unter Einbeziehung der Bergregionen Schwankungsbreiten von maximal 7 K auftreten. Ähnlich verhält es sich mit dem Jahresgang der Temperatur (s. als Beispiel Abbildung 14), der eine Amplitude < 3 K im Mittel nicht überschreitet. Bemerkenswert ist noch, dass während der Regenzeit die interdiurne Veränderlichkeit erheblich größer ist als während der Trockenzeit.

Die durch die Fachbereiche zu Beginn des Projektes festgelegten Referenzgebiete liegen in einer Linie, die von Gilbués im Süden Piauís über Projeto Piloto und Picos bis nach Tauá im Südwesten von Ceará reicht. Die Jahressummen des Niederschlags nehmen entlang dieser gedachten Linie von ca. 900 mm (Gilbués) auf etwa 600 mm im Gebiet von Tauá ab (s. a. Tabelle 4). Desweiteren kann man aus der Tabelle entnehmen, dass es eine Verschiebung des Beginns/Endes von Regen- und Trockenzeit gibt. Die Regenzeit setzt in Gilbués zuerst und in Tauá zuletzt ein. In gleicher Richtung nimmt die Länge der Trockenzeit zu. Obwohl Tauá die Station mit der geringsten Jahressumme dies Niederschlags ist, weist sie die höchste Monatssumme (März) auf, das heißt, dass vom klimatologischen Standpunkt aus auf eine ungünstige hydrologische Situation zu schließen ist.

Gebiet	Monat								lahr				
Gebier	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Jam
Gilbués	150	150	120	90	10	10	0	0	10	60	160	150	910
Projeto Pil.	150	170	150	110	20	10	0	0	0	60	130	120	920
Picos	130	150	170	120	30	10	0	0	0	20	50	90	770
Tauá	50	100	200	140	60	20	10	0	0	0	10	30	620

Tab. 4: Mittlere Monatssummen des Niederschlags für die Referenzgebiete,
Bezugszeitraum 1962-1971 (aus 10 mm gerundete Werte)

Das Untersuchungsgebiet weist eine sehr hohe mittlere natürliche Variabilität des Niederschlags auf. Aus Abbildung 15 ist zu erkennen, dass das Flächenmittel des Niederschlags für die Untersuchungsregion zwischen 400 mm (1915) und 1500 mm (1985) schwankt. Diese Variabilität wird begleitet zum einen von starken Schwankungen in der Länge von Regen- und Trockenzeiten sowie tendenziellen Entwicklungen über längere Zeiträume. Abbildung 16 gibt ein charakteristisches Beispiel dafür. Deutlich erkennbar sind die großen Schwankungen in der Dauer der Trockenzeit (zwischen ca. 50 und 270 Tagen) und der Trend hin zu einem späteren Beginn und damit einer Verkürzung der Trockenzeit.

Das heißt, dass allein schon die natürliche Variabilität eine hohe Belastung für die Gesellschaft darstellt. Deshalb ist die Frage, ob und wie sich diese Variabilität in Zukunft verändert, von herausragender Bedeutung. Diese Problemstellung bildete den Ausgangspunkt zur Formulierung der für das Teilprojekt Klimaanalyse/-modellierung zu lösenden Aufgaben. Im Kern bestand die Aufgabe in der Entwicklung eines regionalen Szenarienmodells, das in der Lage ist, plausible zukünftige klimatische Entwicklungen abzuschätzen und die daraus zeitlich und räumlich ableitbaren meteorologischen Größen den anderen Teilprojekten bereitzustellen.

Da die bisher vorhandenen Methoden zur Regionalisierung (regionales Klimamodell, statistisches "Downscaling"-Modell) zur Zeit noch keine befriedigenden Ergebnisse im Hinblick auf eine Datenbereitstellung über größere Zeiträume für Fragestellungen der Klimafolgenforschung liefern können, wurde ein neuer Weg beschritten. Entwickelt wurde auf statistischer Basis ein Modell, dass großskalige Aussagen aus globalen Klimamodellen mit regionalen Beobachtungsdaten verknüpft. Eine genaue Beschreibung des Modellalgorithmus sowie Testbeispiele sind Anlage 2 zu entnehmen.

Für die im Projekt durchgeführten Modellrechnungen wurde der Niederschlag als Leitgröße festgelegt. Damit war es notwendig, aus einem globalen Klimamodelllauf die zukünftige Niederschlagsentwicklung für den Nordosten Brasiliens abzuschätzen. Vorgehen und Ergebnisse dieser Abschätzung sind in Kapitel 1.3.1 auf Seite 10 des Abschlußberichtes nachzulesen.

Damit konnte ein Klimaszenarium für den Zeitraum 2001-2050 berechnet werden. Die Ergebnisse lassen sich wie folgt interpretieren:

### 1. Niederschlag

In Abbildung 17 sind die mittleren Niederschlagsverhältnisse für den Zeitraum 2041-2050 dargestellt. Die letzten 10 Jahre des transienten Szenarienlaufs wurden gewählt, um die mittleren Verhältnisse am Ende des Berechnungszeitraumes bewerten zu können. Man erkennt, dass sich über die 50 Jahre die räumliche Struktur nur unwesentlich geändert hat (vgl. Abbildung 11). Anders sieht es aus, wenn man die Differenzenkarte 2041/50-1921/80 betrachtet (Abbildung 18). Wie schon aus den Ergebnissen zur Entwicklung der großräumigen Zirkulation zu erkennen war, ist für fast das gesamte Untersuchungsgebiet ein starker Rückgang der Jahressummen des Niederschlags zu beobachten. Die Spanne reicht dabei von 0 bis 400 mm. Die wenigen kleinen Gebiete mit einer schwachen Zunahme fallen dagegen kaum ins Gewicht. Das heißt, dass das gesamte Untersuchungsgebiet bei einem weiteren Anstieg der Treibhausgaskonzentration durch längere, intensivere Trockenzeiten negativ beeinflußt wird.

### 2. Temperatur, relative Luftfeuchte, Strahlung

In der Abbildung 19, Abbildung 20 und Abbildung 21 sind die mittleren Jahreswerte für die Lufttemperatur, relative Feuchte und die Globalstrahlung in ihrer räumlichen Verteilung für den Zeitraum 2041-2050 dargestellt. Für alle drei Größen gilt, dass die Differenzen zum Ist-Klima vernachlässigbar gering sind. (Als Beispiel vergleiche Abbildung 13 und Abbildung 19). Da damit nachgewiesen ist, dass diese Elemente keine relevanten das Klima beeinflussenden Änderungen haben, wird auf eine weitere Untersuchung und Interpretation dieser Ergebnisse verzichtet.

### 3. Länge der Trockenzeit

Die räumliche Verteilung der Länge der Trockenzeit für den Analysezeitraum ist in Abbildung 22 dargestellt. Man erkennt eine deutliche räumliche Strukturierung, die zwischen 165 und 225 Tagen schwankt. Die folgende Abbildung 23 zeigt den mittleren Zustand für die letzten 10 Jahre des Szenarienzeitraumes. Unter Beibehaltung der räumlichen Strukturen verlängert sich in den meisten Gebieten der Staaten Piauí und Ceará die Trockenzeit (Abbildung 24). Die Größe dieser Änderungen schwankt zwischen 0 und 20 Tagen. Eine deutliche Verringerung der Trockenzeitperiode ist südlich von Ceará zu beobachten, einer Region, die nicht mehr in das Untersuchungsgebiet einbezogen ist. Es ist noch zu erwähnen, dass die Zunahme der Länge der Trockenzeit korrespondiert mit der gleichzeitigen Abnahme des Niederschlags in dieser Region.

### 4. Verlagerung der Klimagebiete

Entsprechend der Klimaklassifikation nach Köppen wurden mit einer modifizierten Variante von Kutzbach (bessere Einbeziehung der Vegetation) die Klimatypen des Untersuchungsgebietes sowohl für den Analyse- als auch Szenarienzeitraum berechnet und daraus die jeweiligen Verlagerungen bestimmt. Abbildung 25 zeigt, dass es fünf Klimatypen in der Gesamtregion gibt: Af - tropisch, immerfeucht; Aw - tropisch, wechselfeucht, trockene Winter; As - tropisch, wechselfeucht, trockene Sommer; BS -Steppenklima; BW - Wüstenklima; Cs - subtropisch, sommertrocken, die sich zum Zeitraum 2041-2050 entsprechend Abbildung 26 verlagern. Zwei wesentliche Klimaverschiebungen sind zu beobachten: Zum einen die Verschiebung von Aw nach BS (für das Gesamtgebiet 12.4% = 95347 km<sup>2</sup>), zum anderen eine Verschiebung von BS nach BW (für das Gesamtgebiet 19.8% = 152533 km<sup>2</sup>). Die erste Verschiebung ist für das Gebiet von Piauí und Ceará von Bedeutung, die zweite für die südliche Region. Betroffen ist auch das Referenzgebiet um Tauá (Ceará), in dem sich das Steppenklima zum Wüstenklima wandelt.

### 5. Extremwertverhalten

Zur Bewertung der Extreme wurde der natürliche Extremwertbereich NE (*Gerstengarbe, Werner, 1989*, Anlage 8) herangezogen, der ein Maß für die nicht zur Grundgesamtheit einer Stichprobe gehörenden Werte darstellt. Die Abbildung 27 und Abbildung 28 zeigen die Werte des NE für die Tagessummen des Niederschlags für die Zeiträume 1921/80 und 2001/50. Man erkennt, dass sich für den Zeitraum 2001/50 der natürlichen Extremwertbereich in den meisten Regionen zu deutlich kleineren Werten hin verschiebt. Dies

korrespondiert mit der bereits in den Szenarienrechnungen nachgewiesenen Niederschlagsabnahme für diese Regionen. Das heißt, dass neben der Abnahme der Menge des Niederschlags auch ein Rückgang der Intensität zu erwarten ist.

Bemerkenswert ist, dass bei der Untersuchung des NE für die Längen der Trockenzeiten der beiden Zeiträume keine großen Veränderungen zu beobachten sind (Abbildung 29 und Abbildung 30).

Als zusätzliches Beispiel für den Rückgang der Intensität sind in der Abbildung 31 und Abbildung 32 die jeweils 100 größten Tagessummen des Niederschlags für die Station Cedro dargestellt. Auch hier erkennt man, dass sowohl die Summen der Absolutwerte im Jahr für den zweiten Zeitraum geringer sind als bisher beobachtet und gleichzeitig in diesem Zeitraum die Häufigkeit der Extreme zum Ende hin abnimmt.

Damit ist nachgewiesen, dass die zu erwartenden Klimaänderungen einen Einfluß auf das Extremwertverhalten haben und aufgrund ihrer Bedeutung einer genaueren Untersuchung unterzogen werden müssen.

## Anlage 2

## Proposal for the development of climate scenarios

P. C. Werner, F.-W. Gerstengarbe Climate Research, Vol. 8, 171-182 (1997)

### **Proposal for the development of climate scenarios**

P. C. Werner\*, F.-W. Gerstengarbe

Potsdam Institute for Climate Impact Research, Telegrafenberg, PO Box 601203, D-14412 Potsdam, Germany

ABSTRACT: Climate scenarios are important tools for the description of climate developments. A proposal for the construction of climate scenarios is presented in this paper. The idea consists of the calculation of possible climate developments on the basis of coupling the safest hypothesis on the development of the future climate (for instance from climate model results) for a selected region with observed data from this region. Therefore, a statistical algorithm was developed by maintaining the stability of the main statistical characteristics (variability, kind of frequency distribution, annual cycle, persistence). Using a special cluster analysis algorithm, complex scenarios could be calculated which guarantee temporal, spatial and physical consistency of the considered meteorological parameters. The quality of the method was demonstrated by calculation over an example data series. In addition, the practicability of the algorithm was demonstrated for a selected region of Germany by using different scenario examples.

KEY WORDS: Climate change · Climate scenarios · Cluster analysis

#### **1. INTRODUCTION**

The climate system of the earth is strongly nonlinear. This means that its development can be forecast only to a very limited degree (Lorenz 1963). Nevertheless, a possible means of obtaining predictions about possible climate developments and the impacts they are likely to have is the construction of scenarios. In this sense, a scenario describes an adjusted climate situation in which defined changes are made to selected driving forces over a limited time period. (A wellknown example is increasing the concentration of greenhouse gases in the atmosphere.) The kind of each scenario depends on the alteration of the parameters which are investigated, the selected scale, and the question to be answered. Tools for the construction of scenarios are climate models [energy balance models, general circulation models] and statistical models. These 2 types of models can also be coupled. In the following, a statistical model for the development of climate scenarios is presented.

#### 2. PROBLEM DEFINITION

If climate changes are to be expected, then it is of particular interest to know what the regional impact of these changes will be. Current global climate models (GCMs) are still unable to deliver applicable results to describe the climate within a selected region (IPCC 1995). Therefore different ways of creating meteorological data must be used to describe climate developments in such a region. It is also important that consistency in space and time and also among the various meteorological parameters not be violated.

A number of different types of climate scenarios are currently being discussed within the scientific community. Three important types can be described as follows:

In the first method a regional climate model is embedded in a global model. In this case the global model supplies all large-scale information to the regional model (Machenhauer et al. 1996). The advantage of this procedure is the physical coupling of largeand small-scale processes. The disadvantage is that up to now the coupling and the processes have been reproduced inexactly. This leads to defects in the

<sup>\*</sup>E-mail: werner@pik-potsdam.de

<sup>©</sup> Inter-Research 1997

results which do not allow them to be used further in small-scale impact studies.

The second method is based on climate model results which are transformed into smaller scales using statistical methods (Zorita et al. 1993). With this method one can directly use the results of the GCM so that the physical propagation of defects into a regional model is avoided. One important disadvantage is that the defects of the climate model are transmitted directly into the scenario.

The third method is based on the assumption that GCM results reflect mean large-scale climate changes more exactly for a defined region than for a number of grid points. Based on this assumption, long-term observed time series are prepared using statistical methods in such a way that they reflect the changes calculated by the GCM in a given scenario. The advantage of this method is that the defects of the GCM are reduced to a minimum. At the same time the consistency between the meteorological parameters can be ensured. A disadvantage is the lack of a physical connection between the GCM results and the given scenario.

In the following, an attempt is made to develop a scenario model on the basis of the third method to achieve improved results.

### 3. SCENARIO CONSTRUCTION: BASIC IDEA

The basis for the construction of a scenario is formed. on the one hand, by observed time series of meteorological parameters and, on the other hand, by information about the future development of climate (expressed by a selected climate parameter) calculated by the GCM. (For instance, the expected trend of an increase in temperature can be defined as such a parameter.) According to these conditions the expected changes (in general, a trend) are imposed on the observed values of the climate parameter (henceforth called the reference quantity). Using a special algorithm, the other observed meteorological parameters are adapted consistently to these changes. It is important to remember that the statistical characteristics have to be kept intact. Fig. 1 shows the complete scheme of the scenario calculation. It can be outlined as follows:

- Step 1– Selection of information about a meteorological parameter from GCM results (for instance, trend of temperature over *n* years within a defined region).
- Step 2– Making observed data available (for instance, a long time series of all available meteorological daily data for a number of stations in the investigation region).



Fig. 1. Scheme of scenario calculation

- Step 3- Simulation of the series of the reference quantity using the information from Step 1, maintaining the statistical characteristics of the observed data, i.e. interannual variability, annual course and persistence.
- Step 4– Cluster analysis based on those parameters which describe the reference quantity as exactly as possible. In general, these are the parameters with the highest degree of information (for instance, mean temperature can be described optimally using 3 parameters: maximum, minimum and daily range; Gerstengarbe & Werner 1992).
- Step 5– Calculation of the same parameter combination as in Step 4 for each time step (day) of the simulated series and assignment to the most similar cluster using the Mahalanobis distance.
- Step 6– Each parameter combination of the simulated series calculated in Step 5 can be completed with the observed data set which best corresponds to it.

In the following sections the basic idea will be described in greater detail.

### 4. DESCRIPTION OF THE OBSERVED CLIMATE

### 4.1. Statistical characteristics

The main condition of the method is that the statistical characteristics of the simulated climate not be different from those of the present climate. The first step is therefore to determine the statistical characteristics of the observed climate. These are the mean value of the reference quantity, the standard deviation, the persistence, the annual course and the interannual variability. These are well-known statistical characteristics, so a detailed description of them is not necessary. But it must be pointed out that the quality of the estimation of the characteristics depends strongly on the length of the observed time series (sample size). Also of importance is the dependence of the problem on resolution in space and time.

#### 4.2. Inclusion of complex relations

In each time series of the reference quantity, a number of equal values normally exist. In addition, the causes which produce these values can be quite different. (For instance, equal daily mean temperatures can have different daily ranges because of different daily maximum and minimum temperatures, while the same daily ranges can be produced by different maxima and minima.) This has influences on the values of the other meteorological parameters which occur at the same time. Therefore the reference quantity must be characterised by 2 or more descriptive parameters in order to obtain a realistic consideration of the complex relations that exist. In the case of temperature these are, for instance, the daily minimum, the daily maximum and the daily range. If seasonal variations are considered, an additional parameter is necessary to describe these (this could be, among other things, the astronomically possible duration of sunshine).

After defining these parameters they can be exactly classified with the help of multivariate statistical procedures. For the present model an extended nonhierachical cluster analysis procedure is used.

Cluster analysis procedures enable several coherent parameters to be evaluated on a distribution-free basis and patterns to be identified. This is due to the transparency of these procedures and the multifarious ways in which they can be applied. The following investigations are carried out using non-hierarchical cluster procedures (Steinhausen & Langer 1977). The principle of this analysis can be described as follows:

- -Definition of each element  $e_i$  by a number n of parameters p.
- -Determination of an initial partition by sorting the elements on the basis of the parameters into a defined number k of clusters.
- -Calculation of the group centroid  $\overline{e}_m$ .
- -Euclidian distance calculation of the target function z(g) for each grouping step g:

$$z(g) = \sum_{m=1}^{k} \sum_{i \in m} |e_i - \overline{e}_m|^2$$

- -Realisation of grouping; a grouping step can be understood as the shifting of the elements  $e_i$  into the cluster with the nearest centroid  $\overline{e}_{k_i}$  with respect to the Euclidian distance.
- -Minimisation of the target function  $z(g) \forall g \Rightarrow min$ .

The target function reaches a local minimum if 2 successive grouping steps are equal. In this case, the iteration procedure is stopped, as the optimum classification to the given number of clusters has been obtained. Now, each cluster contains a number L of elements which, in general, differs from cluster to cluster. Although the cluster analysis has been completed, the number of clusters is not yet necessarily optimal. This requires an extension to the cluster analysis (Gerstengarbe & Werner 1997). Normally an absolute separation of the clusters is not possible under the condition of a well-defined number of clusters. In this case so-called 'overlaps' between the parameters of the clusters in the *n*-dimensional space exist. These 'overlaps' can serve as a starting point to answer questions as to

the quality of the cluster separation and, in connection with this, as to the optimum number of clusters. The basic idea is as follows:

First, the number of 'overlaps'  $U_{a,b}$  between 2 clusters a and b can be calculated as

$$U_{a,b} = \sum_{ia=1}^{L_a} \sum_{ib=1}^{L_b} \sum_{j=1}^n u_{ia,ib,j}$$

where a = 1, ..., k-1; b = 2, ..., k; the condition  $\overline{e}_1 > \overline{e}_2 > ... \overline{e}_k$  applies;  $u_{ia,ib,j} = 1$  for  $p_{ib,j} \ge p_{ia,j}$ ;  $u_{ia,ib,j} = 0$  for  $p_{ib,j} < p_{ia,j}$ ; and an absolute separation exists for U = 0. Second, the maximum possible number of 'overlaps' is estimated by  $U_{\text{max}} = n(L_a L_b - 1)$ . Finally, using this previous knowledge, the quality of cluster separation and the optimal number of clusters can be statistically determined in the following steps:

- Step 1– Calculation of the mean number of maximum possible or actually existing 'overlaps' for all cluster combinations.
- Step 2– Testing whether the calculated mean values have the same basis (Student's t-test). If the zero hypothesis, which states that the mean values have the same basic sample, is not rejected, a statistically based separation of the clusters from each other will not be possible. Otherwise, it is possible to proceed as follows:
- Step 3– A corresponding ratio number related to the maximum possible number of 'overlaps' is determined by  $v_{a,b} = U_{a,b}/U_{a,b\max}$  for each actual number of 'overlaps' among the clusters.
- Step 4– Calculation of the mean value  $\overline{\nu}$  over all  $\nu_{a,b.}$
- Step 5– For the reasons given in Step 2, it must be true for any  $v_{a,b} < \overline{v}$  that the cluster separation be statistically significant. This is not valid for any  $v_{a,b} > \overline{v}$ .
- Step 6– Testing of the frequency of occurrence  $U_{a,b}$ against the mean frequency of occurrence  $U_m$ of 'overlaps' by means of an adjusted  $\chi^2$ -test with the degree of freedom df = 1:

$$\begin{split} \chi^2 &= \left[ (U_{a,b} - U_m)^2 \cdot (2U_{a,b\max} - 1) \right] / \\ & \left[ (U_{a,b} + U_{a,b\max}) \cdot (2U_{a,b\max} - U_{a,b} - U_m) \right] \\ \text{If the calculated } \chi^2 \text{-value is above a given significance value, the frequency of 'overlaps' above the mean value significantly deviates from it. That means that the separation between the clusters is not statistically valid. Otherwise, the separation is statistically valid. \end{split}$$

Step 7- Now, the initial number of clusters must be varied until at least a single statistically reliable separation between one cluster and the rest exists. If this is fulfilled, the elements of the separated cluster are noted as being a partial final result, and the initial series can be reduced by the separated cluster elements. This algorithm must be repeated until all clusters are separated. The optimal number of clusters is a result of the amount of clusters separated per algorithm step.

With this extended cluster analysis algorithm it is possible to calculate cluster patterns which are separated in a statistically valid manner. Similarly, one can estimate the optimum number of clusters. Clustering is carried out using a given number of elements to obtain the optimal number of clusters containing different quantities of elements (for instance days of a time series). It is then possible to relate the values of the other meteorological parameters to the elements within the clusters. This step is described in Section 6.

### 5. CONSTRUCTION OF THE SIMULATED CLIMATE: HANDLING THE REFERENCE QUANTITY

The simulated series of the reference quantity (temperature) is constructed in several steps. Once the daily mean values of a long-term observed time series are obtained, it is then possible to impose the given change (trend) onto the observed time series and to create the simulated series [although preliminary investigations showed that doing this in the reverse order (see Steps 1 and 2) led to better results]:

- Step 1– Calculation of annual means from the observed data series;
  - estimation of interannual variability;
  - classification of the annual means into 3 groups: below, within and above the standard deviation (we found that this categorisation could better capture the climate characteristics of each year).
- Step 2– Generation of a randomly distributed series of simulated annual temperature means using the statistical characteristics of the observed time series;
  - classification of the annual means into 3 groups based on standard deviation as described above.
- Step 3– Imposition of the given change (trend) onto the simulated series.
- Step 4– Calculation of the time series of anomalies between daily and annual values for each year of observed data.
- Step 5– Random fitting of the anomalies to a simulated year based on the standard deviation classification (see Step 1);
  - calculation of daily values by summing the annual mean, the given change and the anomaly.

- Step 6– Control and correction (if necessary) of the imulated time series (to assure that the statistical characteristics of the observed time series are preserved).
- Step 7– Calculation of the parameters defined for cluster analysis based on the simulated values (in order to fall back on the observed data).

Remark: when applying this algorithm, physical laws must be considered as well as the statistical characteristics. This means, for instance, that the simulated time series should contain no abrupt breaks.

### 6. LINKING THE OBSERVED AND SIMULATED CLIMATES

The simulation of the reference quantity is finished once Step 6 in Section 5 is completed. Next, the other meteorological parameters are related to the reference quantity using the parameter combinations calculated in Step 7 (see Section 5). Each of these parameter combinations can be assigned to exactly 1 cluster of the observed time series (see Section 4.2) if one uses the Mahalanobis distance as a criterion (Weber 1980). Then an element (day) is selected from the cluster. The other meteorological parameters can thus be related to a specific day of the simulated series while preserving their physical consistency.

It is also possible that values of the simulated series of the reference quantity occur outside the range of observed data. In this case it is assumed that the values of the meteorological parameters have nearly the same range as observed values in extreme clusters. Earlier investigations have shown that the error is much smaller using this assumption than when using a very conditioned extrapolation (Gerstengarbe & Werner 1987). It is thus possible to separate the elements which must be related to the reference quantity from those clusters that describe extreme regions.

A completely simulated climate scenario characterised by all given meteorological parameters is thus obtained for 1 station. However, more than 1 station is necessary to describe the spatial structure of the climate. If more stations exist, the observed spatial structure must be preserved for the climate simulation. To guarantee this one can proceed as follows:

For the description of regional climate changes it is permissible to assume that the investigation area can be regarded as a uniform climate region within a larger scale. A reference station is thus selected which represents the mean climate conditions of this region. Generally, the criteria are the mean, the standard deviation, the frequency distribution and the annual cycle of the reference quantity. If necessary, additional conditions can be defined. For this station the simulated climate is created as described above. Using this method each element (day) of the observed series which was introduced into the simulated series is known. It is therefore possible to define appropriate simulated series for each of the other stations simply by classifying the given observed data on the basis of each element (day). Thus the spatial consistency of the large-scale climate conditions is preserved.

### 7. EVIDENCE OF THE EFFICIENCY OF THE MODEL

### 7.1. Procedure

To test the efficiency of the model, 2 samples were selected from the complete (i.e. 1893–1994) observed data series from the Potsdam station: a so-called training sample (1893–1922) and a test sample (1965–1994). The temperature trend of the test sample was calculated (0.8 K) and used to develop a scenario for the time period 1965–1994 based on the training sample. Then the calculated values of the scenario were compared with those of the observed data from the test sample. The most important results are discussed here.

### 7.2. Results

The results of a simulation can be considered to be good if the mean and the standard deviation of the single parameters of the test sample and the scenario correspond well and if the structure of the frequency distributions and the persistence are preserved. This does not mean that the simulated and observed parameters must be from the same basic sample. Table 1 shows the means and standard deviations of the parameters used (observation and scenario). One can see that in each case the differences are very small and have no statistical significance (except the standard deviation of precipitation).

The magnitude of the calculated trend of the test sample is 0.8 K. This value was used to calculate the scenario. As an example, the annual mean of the daily maximum air temperature is presented in Fig. 2. One can notice that the 2 trends (observation 0.80 K and scenario 0.75 K) are statistically in agreement. The interannual variability of the scenario is slightly lower than the observed variability (minimum value: observed -1.4 K, scenario -2.3 K; maximum value: observed 1.9 K, scenario 2.0 K; standard deviation: observed 0.79, scenario 1.0). The non-synchronous course (resulting from the random selection of the

Table 1. Statistical characteristics for the comparison between observations (O) and simulations (S) for the period 1965–1994 for the Potsdam station (annual mean values). TMAX = maximum air temperature, TMEAN = mean air temperature, TMIN = minimum air temperature, PREC = precipitation sum, RELH = relative humidity, PREA = air pressure, PREV = vapour pressure, CLOU = cloudiness, SUND = sunshine duration

Parameter	Mea	n value	Standard	Standard deviation		
	Ο	S	О	S		
TMAX (°C)	13.3	13.3	0.88	0.81		
TMEAN (°C)	8.9	9.0	0.74	0.71		
TMIN (°C)	5.0	5.1	0.70	0.68		
PREC (mm)	594.6	592.7	102.68	80.20		
RELH (%)	78.4	77.7	1.79	1.90		
PREA (hPa)	1004.7	1004.8	1.17	1.18		
PREV (hPa)	9.5	9.6	0.30	0.38		
CLOU (1/10)	6.8	6.4	0.38	0.31		
SUND (h)	1699.6	1715.9	139.36	150.55		

years) is desirable and is unimportant for the description of the mean climatological conditions.

Fig. 3 shows the 2 frequency distributions (observation and scenario) of maximum air temperature. The 2 peaks in the observed distribution are among the most important characteristics, and the simulated distribution reflects these peaks very well. The deviations of the relative frequencies within some classes occur because the 2 time series are not from the same basic sample. Therefore, the null hypothesis that 'the 2 distributions are from the same basic sample' cannot be confirmed statistically.

A further statistical property is persistence, which can be shown by the frequency distribution of the duration of time during which various thresholds are exceeded and by the autocorrelation function. For both



Fig. 2. Annual mean of daily maximum air temperature for Potsdam, 1965–1994. Solid line: observed; dashed line: simulated; straight lines: trends calculated by least-squares fit



Fig. 3. Relative frequency of daily maximum air temperature for Potsdam, 1965–1994. Black: observed; grey: simulated



Fig. 4. Frequency distribution of the duration of days per annum with  $TMAX \ge 25^{\circ}C$ , for Potsdam, 1965–1994. Black: observed; grey: simulated

of these, results relating to daily maximum air temperature are presented in Figs. 4 & 5. In each case, observation and simulation are statistically in agreement. The results for other parameters of temperature are of similar quality (not presented here).

Because temperature was selected as the reference quantity, the scenario development for the remaining meteorological parameters is carried out by cluster analysis and cluster relation as described above. Methodologically this is not an identical procedure as that used to simulate temperature, so the results must be examined separately. The results of the precipitation simulation are presented as an example. Precipitation was chosen because it has only a slightly conservative nature (i.e. in a meteorological sense, relating to temporal and spatial occurrence).



Fig. 5. Autocorrelation function of daily maximum air temperature for Potsdam, 1965–1994. Solid line: observed; dashed line: simulated



Fig. 6. Annual sum of precipitation for Potsdam, 1965–1994. Solid line: observed; dashed line: simulated; straight lines: trends calculated by least-squares fit

Fig. 6 shows the time course of the annual precipitation. Simulated and observed values are in good agreement. This is shown by the means in Table 1. The standard deviation (see Table 1) and the interannual variability of the scenario are less than those for the observed data. A comparison of the relative frequency distributions (Fig. 7) shows that there is more than a 95% probability that they are from the same basic sample. Precipitation normally has only a very small persistence, so that an analysis of the autocorrelation function makes no sense. Only the results of the frequency distribution of the duration of days without precipitation can be analysed (Fig. 8). One can see that for durations up to 3 d the simulated values are clearly greater than the observed values and that very long durations are underestimated. The main cause is the



Fig. 7. Relative frequency of the daily sum of precipitation for Potsdam, 1965–1994. Black: observed; grey: simulated



Fig. 8. Frequency distribution of the duration of days per annum without precipitation for Potsdam, 1965–1994. Black: observed; grey: simulated

loss of information during the classification algorithm, and an improvement of this is in principle impossible.

For all other investigated meteorological parameters (not presented here) the simulation values are of similar accuracy as those for precipitation. This test simulation therefore shows that the model is an acceptable tool for performing scenario-related tasks.

### 8. REALISATION OF DIFFERENT SCENARIOS

#### 8.1. Basic conditions

The task considered here is the development of different climate scenarios for the state of Brandenburg up to the year 2050. The following starting conditions are assumed:

Most investigations for the description of the future climate are carried out using GCMs. In the case of a further unlimited increase of the concentration of carbon dioxide in the atmosphere, these models calculate a global warming of between 1.5 and 4.5 K by the year 2100 (IPCC 1995). This warming is stronger over the continents and the regions near the poles than over the oceans and the equatorial zones. This means that an increase of temperature of about 2 to 4 K can be assumed for the Central European region within the next 100 yr. For the calculations this trend is defined as linear.

The discussed statements about future climate development can be treated as relatively safe in contrast to other meteorological parameters (Enquete-Kommission 1991). Therefore it makes sense to define the air temperature as the reference quantity. In this case daily values are necessary because this time scale is typical for many models used in climate impact research. The given trend is used for all parameters of temperature (daily mean, maximum and minimum) because they correlate closely with each other. In addition, there are no indications that the assumed trend is different for these 3 parameters within the Brandenburg region.

### 8.2. Scenarios

As mentioned in Section 8.1, the calculated expected warming varies over a relatively wide range. It therefore makes sense to calculate several scenarios in order to get a broad overview of possible developments. The following scenarios were calculated:

Basic scenario—BASC. This reflects the present climate over the period 1951–1990. It serves as the reference point for the evaluation of the changes within the simulations and is also used to calibrate the climate impact models.

Transient scenarios—ST04, ST15, ST30. For these, different linear trends were assumed for the time period 1996–2050 (0.4 K in ST04, 1.5 K in ST15, 3.0 K in ST30). The data for the first 2 trends are derived from the scenario runs of the GCM ECHAM-T21 of the Max Planck Institute for Meteorology, Hamburg, Germany (Cubasch et al. 1992). ST04 represents a scenario with a strong reduction of  $CO_2$  emissions. With ST15 the 'business as usual' case is simulated. ST30 was additionally considered to investigate possible extreme impacts, and it should be noted that 3.0 K is within the range of the results of different climate models.

Equilibrium scenarios—SE04, SE15, SE30. Some of the impact models require an equilibrium climate state

for their own calculations. Therefore, climate scenarios were calculated over a time period of 55 yr with an increased temperature of 0.4, 1.5 and 3.0 K.

### 8.3. Data

Data from 9 meteorological stations in Brandenburg, Germany, were used to describe the mean climate in this region (Table 2). The observation period covered 40 yr (1951–1990). In an earlier investigation (Lehmann & Gerstengarbe 1980), it was shown that the number of stations, the selected stations themselves and the time period comprise a complete characterisation of the Brandenburg climate. The Potsdam station was defined as the reference station because of the high quality of its data. For each station the 10 most important meteorological parameters were used (Table 3).

In addition, the astronomically possible sunshine duration was used to guarantee that equal data from different seasons were differentiated.

#### 8.4. Realisation

With reference to the scheme for the scenario calculation (see Fig. 1) it is clear that all information is available with respect to the climate model, the reference quantity and the observed data. Subsequent to this cluster analysis is carried out. Four parameters were defined: daily maximum, minimum and range of air temperature, and the astronomically possible sunshine duration. The reference quantity was then simulated, and derived parameters from the simulated series were assigned to clusters. In this last step the complete scenario was created based on the observed data, and all stations were coupled.

Table 2. Meteorological stations used to describe the climate in Brandenburg. MSL: mean sea level

Station	Latitude	Longitude	Height above MSL
Potsdam	52° 23′ N	13° 04' E	81 m
Marnitz	53° 19' N	11° 56' E	81 m
Angermünde	53° 02' N	14° 00' E	56 m
Zehdenick	52° 59' N	13° 21' E	46 m
Müncheberg	52° 31′ N	14° 07' E	62 m
Lindenberg	52° 13′ N	14° 07' E	98 m
Wittenberg	51° 53' N	12° 39' E	105 m
Cottbus	51° 47′ N	14° 19' E	69 m
Doberlug-	51° 39' N	13° 35' E	97 m
Kirchhain			

Table 3. Meteorological parameters used in the calculation of climate scenarios for Brandenburg

Parameter	Unit	Acronym
Temperature (maximum,		
mean, minimum)	°C	TMAX, TMEAN, TMIN
Precipitation	mm	PREC
Relative air humidity	%	RELH
Air pressure	hPa	PREA
Vapour pressure	hPa	PREV
Sunshine duration	h	SUND
Cloudiness	1/10	CLOU
Saturation deficit	hPa	SATD

#### 8.5. Results

#### 8.5.1. Introductory remarks

In Section 7 it was shown that the proposed model fulfils the given requirements. Therefore, the results of only 2 scenarios (ST15, SE15) are discussed here. The evaluation focuses on the interpretation of temporal and spatial changes of the means, the durations, the frequency distributions and the extreme values.

#### 8.5.2. ST15 scenario

The results of the ST15 scenario are illustrated by 2 examples. Fig. 9 shows the annual means of the daily maximum air temperature for 3 stations. One can see at once that the given trend (1.5 K) is exactly reproduced. The same can be said for all other parameters of the temperature and for all stations. Furthermore, one



Fig. 9. Annual mean of daily maximum air temperature for scenario ST15, 1996–2050. Solid line: Potsdam; dashed line: Marnitz; dotted line: Cottbus; straight lines: trends calculated by least-squares fit

can see that the spatial structure (with Marnitz = coldest and Cottbus = warmest station in the region) is preserved. The nearly parallel course of the temperature curves indicates that the spatial characteristic of temperature in the region is also stable if climate changes of this magnitude occur. Also, the magnitude of interannual variability can be considered as stable.

The behaviour of the spatial consistency of precipitation is completely different to that of temperature (Fig. 10). On the one hand, the increase of precipitation is clearly different from station to station (an attribute confirmed by investigations carried out by Schönwiese et al. 1993). On the other hand, there are examples in which anomalies in the annual sum of precipitation are different from station to station. This can also be observed in the basic scenario.

#### 8.5.3. SE15 scenario

The most important results of the comparison between BASC and SE15 are shown in Table 4 for all stations used. The table shows that for the parameters of temperature, the given change of 1.5 K is well reproduced, with deviations of maximally +0.3 and -0.2 K. In addition to the consistent spatial structure of the temperature distribution, the structure of the statistical parameters is also preserved. As an example of this, the 2-peak frequency distributions of the daily maximum air temperature for the scenarios BASC and SE15 are given in Fig. 11. The assumed increase of temperature of 1.5 K is reflected by the shifting of the SE15 frequency distribution to higher temperatures.

The character of the precipitation distribution can also be accepted as stable (Fig. 12). The figure shows



Fig. 10. Annual sum of precipitation for scenario ST15, 1996–2050. Solid line: Potsdam; dashed line: Marnitz; dotted line: Cottbus; straight lines: trends calculated by leastsquares fit

Parameter	Pdm	Mar	Ang	Zeh	Mün	Lin	Wit	Cot	Dob
TMAX	13.4	12.3	12.9	12.7	12.9	13.1	13.5	13.9	13.4
Delta	1.6	1.8	1.6	1.8	1.6	1.6	1.5	1.5	1.6
TMEAN	9.0	8.5	8.6	8.6	8.7	8.8	9.0	9.2	8.9
Delta	1.6	1.6	1.6	1.7	1.6	1.7	1.7	1.7	1.5
TMIN	5.1	5.1	4.7	4.8	4.9	5.2	5.3	5.1	4.8
Delta	1.6	1.4	1.5	1.3	1.3	1.6	1.5	1.6	1.4
PREC	598.3	628.4	495.9	569.4	547.9	592.3	566.3	545.5	553.2
Delta	-4.8	30.0	32.3	-25.6	-16.2	-38.8	6.1	24.9	7.1
RELH	78.4	78.4	78,9	77.2	79.1	77.1	75.6	75.7	76.8
Delta	-0.3	1.7	0.4	1.1	-0.1	0.4	1.5	1.0	1.6
PREA	1004.9	1004.6	1008.1	1009.2	1008.5	1002.7	1003.0	1007.3	1003.5
Delta	0.0	-0.1	0.0	-0.3	0.1	0.0	0.1	0.1	0.1
PREV	9.4	9.3	9.3	9.2	9.3	9.2	9.3	9.4	9.4
Delta	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
CLOU	6.9	6.9	6.8	6.3	6.8	6.6	6.7	6.6	6.6
Delta	-0.1	-0.1	0.0	-0.1	0.0	-0.1	0.0	-0.1	-0.1

Table 4. Annual values of selected meteorological parameters and stations for BASC during 1951–1990 and the deviations (Delta) of SE15 during 1996–2050 from them. Pdm: Potsdam; Mar: Marnitz; Ang: Angermünde; Zeh: Zehdenick; Mün: Müncheberg; Lin: Lindenberg; Wit: Wittenberg; Cot: Cottbus; Dob: Doberlug-Kirchhain

that the precipitation-free days increase within the scenario SE15. However, the number of days with a precipitation of up to 3 mm decreases while the frequencies in the classes >3 mm precipitation are unchanged. For annual precipitation, scenario SE15 notes clear changes at a couple of stations (Fig. 13). These changes are quite different from station to station. The strongest increase is seen in northeast Brandenburg, sometimes higher than 30 mm yr<sup>-1</sup>. The changes are similar in the northwest. In contrast, a decrease in annual precipitation of the same magnitude (more than 20 mm yr<sup>-1</sup>) can be found in north and east Brandenburg. In all other areas changes are negligible (except in the extreme southeast where there is a small



Fig. 11. Relative frequency of daily maximum air temperature for Potsdam. Black: BASC, 1951–1990; grey: SE15, 1996–2050

increase). In spite of all the changes, the large-scale structure of precipitation is essentially preserved.

An increase in relative humidity for almost the complete region can be observed. At the same time there is an inverse trend in the development of precipitation (Table 4). That indicates a shift in the seasonal precipitation distribution.

The changes in air pressure, vapour pressure and cloudiness are unimportant. In addition to the discussed mean conditions, the extremes are of special importance. Some characteristic data are given in Table 5.

The given temperature trend is reflected most clearly for the daily minimum of air temperature (from



Fig. 12. Relative frequency of the daily sum of precipitation for Potsdam. Black: BASC, 1951–1990; grey: SE15, 1996–2050





Fig. 13. Mean annual sums of precipitation for (a) Brandenburg during 1951–1990 (BASC) and (b) Brandenburg during 1996–2050 (SE15), and (c) differences of mean annual sums of precipitation for Brandenburg (SE15 – BASC)

-24.5 to -22.8°C). Strong changes were observed for the threshold of the natural extreme value region, especially for the parameters temperature and precipitation (for instance TMAX from 34.8 to 37.1°C). The most obvious changes in the behaviour of the extreme values is seen for different durations. The duration of 'hot days' (TMAX  $\geq$  30°C) increases by about 55% while that of 'cold days' (TMIN < -10°C) decreases by about 19%. The changes in precipitation and relative humidity are similar. The duration of days without precipitation is reduced by 13%, the duration of days with a relative humidity <60% by 25%.

Therefore, the hypothesis can be confirmed that climatic changes first become noticeable through strong changes of the extremes.

8.5.4. Climatological assessment of the results

The presented results are based on the most probable climate development up to the year 2050 (on the basis of existing knowledge). It means that for the most probable scenario (1.5 K) the expected climate development can be described as follows:

All parameters of temperature similarly reflect the given warming, while changes in precipitation are clearly different regionally. Together with this, the saturation deficit increases slightly, vapour pressure is nearly constant and relative humidity mostly increases. This means that, in general, humidity conditions are influenced by different local tendencies within the atmosphere. Strong changes can be observed in the Table 5. Comparison of the extreme value behaviour of BASC and SE15 for the Potsdam station. Extreme value: the absolute largest or smallest observed extreme values; Extreme value region: the threshold of a natural extreme value region (which includes all values above or below a threshold which separates them in a statistically significant way from the basic sample; Gerstengarbe & Werner 1988); Duration: the sum of the 10 greatest durations for a defined threshold

Parameter		Extrem	e value	Extreme va	lue region	Duration (d)	
		BASC	SE15	BASC	SE15	BASC	SE15
TMAX	(≥ 30°C)	38.4	38.7	34.8	37.1	71	110
TMIN	(< -10°C)	-24.5	-22.8	-20.8	-18.5	109	88
PREC	$(\geq 0.1 \text{ mm})$	104.8	104.9	41.7	36.3	208	181
RELH	(< 60%)	25.0	25.7	35.0	36.7	122	92
CLOU	(< 2/10)	_	-	-	-	66	56
	$(\geq 9/10)$	_	-	-	-	120	116
SATD	(≥ 20 hPa)	55.6	55.9	39.7	41.6	96	104

occurrence of extreme events, which tend to be more moderate than those observed up to now, except for the number of 'hot days'. Summarising, one can say that the simulated climate changes for the calculated scenarios are of the same magnitude as the observed climate variations within the last 40 yr for Central and Western Europe.

### 9. CONCLUSIONS

In the investigations presented here it was shown that the proposed model can be used very effectively to develop climate scenarios. This method produces climate scenarios under a wide range of assumptions about probable climate changes, which can be used as input for the calculations. This method allows one to return to the provided reference quantity with the safest information on its most probable future development. The condition that both the observed relationships between the different meteorological parameters and their statistical characteristics must be preserved in the case of a climate change is a certain restriction; however, in practice this restriction is unimportant because quantitative statements about possible changes in interannual variability, variations in the annual cycle, the frequency of extreme events and further characteristics are not available. This discussed method presents a practical technique for the creation of climate scenarios. This technique also makes it possible to calculate changes in the statistical characteristics of parameters under which climate change can be obtained, for instance, from GCM runs.

Editorial responsibility: Hans von Storch, Geesthacht, Germany

#### LITERATURE CITED

- Cubasch U, Hasselmann K, Hoeck H, Reimer EM, Mikolajewicz U, Santer BD, Sausen R (1992) Time-dependent greenhouse warming computation with a coupled ocean-atmosphere-model. Clim Dyn 8:55–69
- Enquete-Kommission (1991) Schutz der Erde, Bd I. Economica Verlag, Bonn
- Gerstengarbe FW, Werner PC (1987) Einige Anmerkungen zur Extremwertproblematik. Z Meteorol 36(4):299–300
- Gerstengarbe FW, Werner PC (1988) A method for the statistical definition of extreme value regions and their application to meteorological time series. Z Meteorol 38(4):224–226
- Gerstengarbe FW, Werner PC (1992) The time structure of extreme summers in Central Europe between 1901 and 1980. Meteorol Z 1:285-289
- Gerstengarbe FW, Werner PC (1997) A method to estimate the statistical confidence of cluster separation. Theor Appl Climatol 57(1-2):103-110
- IPCC (1995) Climate change 1995. Summary for policymakers. Cambridge University Press, Cambridge
- Lehmann A, Gerstengarbe FW (1980) Zur regionalen Gültigkeit von statistischen Angaben zur Lufttemperatur und zur Luftfeuchte im Gebiet der DDR, Heft 12. AID Schriftenreihe der Sektion Architektur, Technische Universität, Dresden
- Lorenz EN (1963) Deterministic nonperiodic flow. J Atm Sci 20(130):448
- Machenhauer B, Windelband M, Potzet M, Jones RG, Déqué M (1996) Validation of present-day regional climate simulations over Europe: nested LAM and variable resolution global model simulations with observed or mixed layer ocean boundary conditions. Report No. 191, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg
- Schönwiese CD, Rapp J, Fuchs T, Denhard M (1993) Klimatrend-Atlas 1891–1990. J. W. Goethe-Universität, Berichte des Zentrums für Umweltforschung, No. 20, ZUF-Verlag, Frankfurt
- Steinhausen D, Langer K (1977) Clusteranalyse—Einführung in Methoden und Verfahren der automatischen Klassifikation. Walter de Gruyter, Berlin
- Weber E (1980) Grundriß der biologischen Statistik, 8. Aufl. VEB Gustav Fischer Verlag, Jena
- Zorita E, Hughes JP, Lettenmaier DP, von Storch H (1993) Stochastic characterisation of regional circulation patterns for climate model diagnosis and estimation of local precipitation. Report No. 109, Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg

Manuscript received: December 15, 1996 Revised version accepted: July 17, 1997

Acknowledgements. We are indebted to the Meteorological Service of the Federal Republic of Germany for providing the data series used in this investigation.

### Anlage 3

# Applying non-hierarchical cluster analysis algorithms to climate classification: some problems and their solution

F.-W. Gerstengarbe, P. C. Werner, K. Fraedrich Theor. Appl. Climatol. 64, 143-150 (1999)



<sup>1</sup>Potsdam Institute for Climate Impact Research (PIK), Potsdam, Germany <sup>2</sup>Meteorological Institute, University of Hamburg, Germany

### **Applying Non-Hierarchical Cluster Analysis Algorithms** to Climate Classification: Some Problems and their Solution

F.-W. Gerstengarbe<sup>1</sup>, P. C.Werner<sup>1</sup>, and K. Fraedrich<sup>2</sup>

With 4 Figures

Received September 3, 1998 Revised July 5, 1999

#### Summary

Extended non-hierarchical cluster analysis is improved by deriving the initial cluster number and estimating the outliers in the final cluster set. These improvements are tested and compared with an established cluster algorithm using a toy example. Applying the improved cluster analysis to a classification of the European climates shows that the proposed techniques can be of great practical relevance.

### 1. Introduction

The aim of the cluster analysis is the separation of several elements into homogeneous groups. Two main techniques are possible: Using hierarchical methods (see, for example, Bacher, 1996), different sequences of groups on different levels may be constructed. The result is a hierarchy of clusters in a "tree structure". This method is commonly used in most of the existing statistical software tools (i.e., SAS, 1990; StatSoft, 1994; SPSS, 1999). The disadvantage of this technique lies in the fact that an exchange of elements between the groups is impossible when the "tree structure" is building up. With non-hierarchical methods, this disadvantage vanishes because the elements are simultaneously partitioned into a given number of clusters (see, for example, Steinhausen and

Langer, 1977; StatSoft, 1994). Jahnke (1988) showed for independent samples that the minimum-distance methods fulfill the consistence criterion of statistical estimation procedures which, therefore, appear to be an ideal tool for climate analysis to objectively classify regions of similar climate.

In the following analysis we apply the minimum-distance method (Forgy, 1965) of the non-hierarchical cluster analysis. The starting condition is to attribute an equal number *L* of elements  $e_i$  from a total of *M* to the initial number of  $K_0$  clusters (initial partition) so that each cluster receives  $L = M/K_0$  elements as follows:

$$e_1, \dots, \qquad e_L \in c_1$$

$$e_{L+1}, \dots, \qquad e_{2L} \in c_2$$

$$\vdots \qquad \qquad \vdots$$

$$e_{(k-1)L+1}, \dots, \qquad e_{kL} \in c_k$$

$$(1)$$

where  $c_i$ , i = 1, ..., k represents the cluster.

A so-called group centroid  $\bar{e}_k$  is then calculated for each k of the  $K_0$  clusters:

$$\bar{e}_k = \frac{1}{L} \sum_{i=(k-1)L+1}^{kL} e_i$$
(2)

The Euclidean distance between the elements and the group centroid  $\bar{e}_k$  defines the following target function a(g) at each grouping step g:

$$a(g) = \sum_{k=1}^{K} \sum_{i \in k} \left| e_i - \bar{e}_k \right|^2 \tag{3}$$

In this sense each grouping step can be seen as displacement of the element  $e_i$  into that cluster of the nearest centroid. Thus the target function can be minimized:

$$a(g) \forall g \to \min$$
 (4)

This procedure is repeated until a local minimum of the target function is reached. Note that in the remainder of this paper the procedure described above is referred to as "standard method". The initial and final number of clusters are the same and subjectively defined when applying the "standard" non-hierarchical cluster analysis algorithm. If, for example, the initial number of clusters is too small, the number of elements within a single cluster is relatively large. Consequently, possible internal structures of an initially identified cluster cannot be considered any further. Problems associated with this procedure are the subjectively defined number of clusters and the unknown statistical significance of the cluster separation. Solutions of the problems have been suggested by Gerstengarbe and Werner (1997), but two additional difficulties arise which require attention; that is (a) the choice of an optimal initial number of clusters from which the iteration commences, and (b) the appropriate cluster separation.

Section 2 presents the theoretical basis for improving on these two points. Section 3 shows a climate classification for Europe utilising the improved cluster analysis.

### 2. Theoretical Basis

Gerstengarbe and Werner (1997) have developed a procedure to test the quality of cluster separation as follows: After having reached the local minimum each cluster is equipped with a varying number of elements. Each element is defined by n parameters, that is, it is located in an n-dimensional parameter space. Each cluster consists of a certain number of elements representing a scatter plot of elements in the

parameter space. If the clustering leads to a minimum of the target function (Eq. 4), overlaps may occur between the scatter plots of individual clusters. This means that the parameter space of a cluster a passes into that of cluster b and vice versa and the number of parameters in the common space of the two clusters can be defined as overlaps of cluster *a* with respect to cluster *b*. The maximum possible number of overlaps between two clusters a and b is  $O = NL_aL_b$  (Nnumber of parameters,  $L_a$ -number of elements in cluster a,  $L_b$ -number of elements in cluster b). This number is reached if both clusters cover the same region within the *n*-dimensional parameter space. The following  $\chi^2$ -test can be derived introducing the maximum possible number of overlaps  $O_{a,b}^{\text{max}}$ , the actual number of overlaps  $O_{a,b}$ , and the mean over all actual numbers of overlaps O or all combinations of cluster pairs:

$$\chi^{2} = \frac{(O_{a,b} - \bar{O})^{2} \cdot (2O_{a,b}^{\max} - 1)}{(O_{a,b} + \bar{O}) \cdot (2O_{a,b}^{\max} - O_{a,b} - \bar{O})}$$
(5)

with one degree of freedom. Using this method the statistical confidence of separation can be determined and the optimum number of clusters which gives the best separation between all clusters. This number is, in general, not identical with the given initial number of clusters. The following steps need to be performed to achieve the optimum separation:

- Apply the cluster algorithm up to the point that one cluster is fully separated from all others.
- Reduce the initial data set by the separated cluster elements.
- Repeat the algorithm until all clusters are seperated in a statistically reliable sense.

Practical applications require further improvements for (a) the choice of an optimal initial number of clusters starting the iteration and (b) the cluster separation.

### 2.1 Optimal Initial Number of Clusters

The initial number of clusters can influence the cluster result. Therefore, it is necessary to estimate an optimum initial number of clusters. The following procedure is suggested.

The starting point for the calculation of the initial cluster number is the target function a(g)

defined for the "standard method". We know that the target function is constructed in such a way that the partition for which the function reaches a minimum defines the most favourable grouping of the clusters. Now we calculate this target function for an increasing number of initial clusters (for  $p = 2, 3, 4, ..., K_0$ ) so that we get a sequence of  $K_0$  target function values. This sequence can be incorporated in the following estimation of an optimum initial number of clusters. Realising that each value of the target function is equivalent to a specific initial number of clusters, we define the optimal initial number as the inflection point within the sequence of target function values where the trend of the target function values disappears and no further significant changes occur. This idea can be solved practically by:

- calculation of the differences between consecutive values of the target function sequence and creation of a difference series  $d_i$  (i = 1, ..., m)with  $m = K_0 - 1$  values and
- applying the Pettitt-test (Pettitt, 1979) to estimate the beginning of a trend (or inflection point) within the difference series.



Fig. 1. Cluster analysis applied to a one parameter oscillation: (a) an optimal initial number of clusters,  $k_0 = 5$ , and (b) a defined initial number of clusters,  $k_0 = 5$ 

The Pettitt-test can be derived from the U-test (Mann-Whitney, 1947), which is based on the rank values of the sequence. The inflection point is defined as that point for which the absolute value of the sequence of differences,  $d_i$ , has reached a maximum with

$$X_p = 2 \cdot R_p - p \cdot (m+1) \tag{6}$$

where p is the position within the difference series  $d_i$ , m is the number of values of the difference series, and  $R_p$  is the sum of the ranks of the difference series  $d_i$  of the target function values. Continuously increasing the initial number of clusters, the Pettitt-test finally defines that position within the difference series  $d_i$  (of the target function values) which divides this series into one part with significant changes values and the other one without changes.

### 2.2 Cluster Separation

The proposed cluster separation algorithm leads to a number K of separated clusters, the significance test of which is connected with a defined error probability (level of significance  $\alpha = 0.01$  or 0.05). Note that a statistically significant separation of two clusters allows a small number of overlaps. Thus, some clusters may contain "strange" elements are identified as outliers. In the statistical sense of significance, this case is without any consequence. But in some cases, such outliers can have a negative influence on the clustering (which will be shown in some detail in Section 3), and if such outliers



Fig. 2. Result of the Pettitt-test for the estimation of the initial number of clusters (climate classification)

exist, they may be better assigned to another cluster.

An outlier test provides the solution for this problem because it identifies a value deviating significantly from the basic sample (Ferguson, 1961). For each element of a cluster, we calculate its Euclidean distance to the group centroid which, for each cluster, leads to a sample of Euclidean distances  $x_i$  (i = 1, ..., k; *k*-number of elements within the investigated cluster). Using the Thompson-rule (Müller et al., 1973) we can identify the outliers of the sample with the following test value:

$$t_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s^*} \tag{7}$$

where  $\bar{x}$  and  $s^*$  are the arithmetic sample mean and the standard deviation. Outliers are all values  $x_i(i = 1, ..., k)$  for which  $|t_i| > z_{f;\alpha}$  is valid, with f=k-2 (f= degree of freedom;  $z_{f;\alpha} =$  critical value; s. statistical table). In this sense the Thompson rule is a two-sided test to examine the hypothesis  $H_0$ :"The sample has no outliers for a chosen level of significance  $\alpha$ ". If outliers exist a better assignment can be reached by arranging the outliers into other clusters with smaller Euclidean distances between the outlier elements and the group centroids. This procedure can be continued until no outliers exist.

# 2.3 A First Example: A One-Parameter Oscillation

The solutions suggested in sections 2.1 and 2.2 are demonstrated by a first example. A one parameter sine-oscillation is selected described by 200 values between  $0^{\circ}$ -360°. Its regular course is replaced by 10-value steps. Correct clustering of the oscillation is achieved if (i) the boundaries between the clusters are identical with those between the steps of the oscillation and (ii) the partition of the clusters is symmetric in the following two aspects: First, the positive (and the negative) parts of the oscillation from  $0^{\circ}-180^{\circ}$  (and  $180^{\circ}-360^{\circ}$ ) must be symmetric about 90° (and 270°). Second, the positive region  $0^{\circ}$ -180° must mirror the negative region 180°-360° symmetrically. Two variants of clustering procedures are applied:

a) The statistically significant cluster separation (section 2.1) and the calculation of the

optimal initial number of clusters (section 2.2) and

b) the "standard method", the defined number of clusters is set to K=5. Five clusters are chosen because of the same calculated optimal number in variant (a).

For variant a) we start with the initial number of clusters  $K_0 = 5$  computed as described in section 2.1. The number of separated clusters in this case is also K = 5. All conditions of a correct clustering discussed above are fulfilled (Fig. 1a). This example shows that a correct solution is achieved by the clustering, if the proposed improvements are incorporated. The boundaries of the clusters coincide with the steps of the oscillation and the symmetry is fulfilled both within the positive and negative part. Figure 1b shows the result of variant b). Note that the positive and negative parts are asymmetric with



Fig. 3. Climate classification with a) the optimal initial number of clusters and statistically separated clusters (x–climate type 4; dots–positions of the stations), and b) the defined number of clusters k = 11 calculated by the "standard" non-hierarchical cluster analysis algorithm

respect to each other. That is, the positive part of the oscillation includes three clusters (1–3), whereas the negative one contains two clusters (4–5). Additionally, cluster 4 contains the zerolevel. That is, the "standard method" leads to a significant error in the clustering procedure. For comparison, a standard hierarchical procedure (WARD, Steinhauser and Langer, 1977) is tested. It shows that the algorithm used identifies 161 secondary minima during the whole iteration process which leads to an incomplete distribution of the sample values into the calculated clusters because ambiguous minima occur. Therefore, this hierarchical procedure will not be used for further investigations.

### 3. The Climate of Europe

The aim of this section is to classify European climate (between  $45^{\circ}$  and  $70^{\circ}$  N,  $12^{\circ}$  W and  $45^{\circ}$  E) by regional climate types using monthly and annual means of precipitation, surface air temperature, and the monthly means of the daily temperature range for the time period 1979–1992 at 228 meteorological stations (locations see Fig. 3a). The stations are part of the PIK climatological data bank system (Potsdam Institute for

Climate Impact Research). Again, the improved clustering variant a) is compared with variant b) applying the "standard method" prescribing K=11 clusters (derived in variant a)). The following results are summarised:

For variant a) the calculated optimal initial number of clusters is  $K_0 = 7$ . Figure 2 shows two parts in the course of the target function with growing cluster number. In the first part, the values decrease continuously with an increasing number of clusters; in the second, one observes only random oscillations of the target function values. The clustering with statistically significant cluster separation (see Section 2) yields 11 climate types (clusters) shown in Fig. 3a; eight of the 228 stations are marked as outliers seven of which can be attributed to other climate types (see Section 2.2):

- Eleven climate types classify the whole region of Europe neither too subtly nor too coarsely.
- All climate types (clusters) are represented by a sufficient number of stations (between 8 and 60, except for the Alps).
- The three mountain stations (Saentis, Sonnblick, Zugspitze) of the Alps fall into one cluster (cluster 2).

Table 1. Selected Clusters of Variant (b)-Cluster 3 and of Variant (a)-Cluster 9 and 10 (D–Germany; F–France; GB–Great Britain; I–Italy; IR–Ireland; CR–Croatia)

Variant $(b) = $	'standard method"	Variant (a) = improved method		
Cluster 3		Cluster 9	Cluster 10	
Dublin	IR	Dublin		
Sheffield	GB	Sheffield		
Bradford	GB	Bradford		
Cherbourg	F	Cherbourg		
Long Asthon	GB	Long Asthon		
Plymouth	GB	Plymouth		
Shannon	IR	Shannon		
Portoroz	CR	Portoroz		
Limoges	F	Limoges		
Durham	GB		Durham	
Oxford	GB		Oxford	
Edinburgh	GB		Edinburgh	
Beauvais	F		Beauvais	
Angers	F		Angers	
Renns	F		Renns	
Uccle	В		Uccle	
Münster	D		Münster	
Armagh	GB		Armagh	
Hamburg	D		-	
Trieste	Ι			



Fig. 4a. Monthly mean air temperatures-variant a): climate type 9 (full) and climate type 10 (dashed)



Fig. 4b. Monthly mean daily ranges of air temperaturevariant a): climate type 9 (full) and climate type 10 (dashed)



Fig. 4c. Monthly sum of precipitation-variant a): climate type 9 (black) and climate type 10 (grey)

 The stations of each cluster represent connected areas.

In variant b) the "standard method" is applied with the subjective initial number K = 11 clusters as determined by variant a). Without the use of the statistical cluster separation technique (section 2) the K = 11 clusters obtained are not significantly separated. This leads to the differences with variant a) when comparing Fig. 3a and 3b. An example (see Table 1) shows that these differences are not negligible. Table 1 contains the stations attached to cluster 3 of variant b) and those of clusters 9 and 10 of variant a). We can see that the stations in cluster 3 are the same as those in clusters 9 and 10. except for two stations: Hamburg moves to cluster 5, Trieste to cluster 11. It is obvious that the new classification of Hamburg and Trieste is climatologically more plausible. Furthermore, the question arises whether the differences between clusters 9 and 10 are climatologically significant. If there are differences, cluster 3 of variant b) does not represent an optimal classification. To answer this question, the annual cycles of the parameters of the two clusters are compared (Fig. 4a to c). Large differences are evident for the daily temperature range and the monthly sums of precipitation but for air temperature exist only during winter months. That is, the "standard" cluster algorithm does not lead to an optimal climate classification, despite the use of the optimal number of clusters.

### 4. Conclusions

The following improvements are suggested when applying non-hierarchical cluster analysis methods. Implementation of these improvements leads to a cluster analysis with an optimum multivariate classification:

- (1) As the "standard method" without statistical significant cluster separation can produce grouping errors it is desirable to apply a statistical test for cluster separation quality.
- (2) The choice of the initial number of clusters is of great importance for the optimum cluster separation. This number is calculated by estimating a trend-change within the sequence of target function values.

(3) The separation quality can be improved by identifying outlier elements within each separated cluster. These outliers are then sorted into that cluster which reveals the smallest distance between the outliers' parameters and the respective cluster centroid.

#### References

- Bacher, J., 1996: *Clusteranalyse*. München: Oldenbourg, 424 pp.
- Ferguson, Th. S., 1961: Rules for rejection of outliers. *Ref. Inst. Internat. Statist.*, 29, 29–43.
- Forgy, E. W., 1965: Cluster analysis of multivariate data: efficiency versus interpretability of classifications. *Biometrics*, 21, 768.
- Gerstengarbe, F.-W., Werner, P. C., 1997: A method to estimate the statistical confidence of cluster separation. *Theor. Appl. Climatol.*, **57**, 103–110.
- Jahnke, H., 1988: Cluster Analysis as a Procedure in Inferential Statistics. On a Graphic Consistency Conception for Cluster Analysis Procedures. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht, 168 pp.

- Mann, H. B., Whitney, D. R., 1947: On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than other. *Ann. Math. Statist.*, **18**, 52–54.
- Müller, P. H., Neumann, P., Storm, R., 1973: *Tafeln der mathematischen Statistik*. Leipzig: VEB Fachbuchverlag.
- Pettitt, A. N., 1979: A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, **28**, 126–135.
- SAS, 1990: SAS/STAT User's Guide. Version 6. Fourth Edition, Vol. 1, Cary: SAS Institute Inc., NC, 890 pp.
- SPSS, 1999: SPSS for Windows Manual. Chicago: SPSS Inc.
- StatSoft, 1994: *Statistica*. Vol. III, Statistics II. Tulsa: Stat-Soft Technical Support.
- Steinhausen, D., Langer, K., 1977: *Clusteranalyse–Einführung in Methoden und Verfahrender automatischen Klassifikation*. Berlin: Walter de Gruyter, 411 pp.

Authors' addresses: Dr. habil. F.-W. Gerstengarbe, Dr. habil. P. C. Werner, Potsdam Institute for Climate Impact Research, P. O. Box 601203, D-14412 Potsdam, Federal Republic of Germany. Prof. K. Fraedrich, Meteorological Institute, University of Hamburg, Bundesstrasse 55, D-20146 Hamburg, Federal Republic of Germany.

### Anlage 4

Waldbrandentwicklung im Land Brandenburg F.-W. Gerstengarbe, P. C. Werner Der Wald, 7, 392-394 (1997)

### Szenarien zur Abschätzung bis zum Jahr 2050

# Waldbrandentwicklung im Land Brandenburg

Von Friedrich-Wilhelm Gerstengarbe und Peter C. Werner, Potsdam

Im folgenden wird unter Anwendung einer Szenarienbildung abgeschätzt, welche Waldbrandentwicklung im Land Brandenburg bis zum Jahr 2050 unter bestimmten Ausgangsbedingungen (z.B. Änderung des Temperatur- und Niederschlagsregimes bei Beibehaltung der derzeitigen Waldstruktur) zu erwarten ist. Brandenburg wurde ausgewählt, weil diese Region zu den in dieser Hinsicht extrem stark gefährdeten Gebieten Deutschlands gehört [6]. Da es einen engen Zusammenhang zwischen dem Witterungsgeschehen und der Waldbrandgefährdung gibt [4], ist zu erwarten, daß sich das Waldbrandrisiko im Fall einer Klimaänderung ebenfalls verändern wird.

### Klimaprognosen

Eine der zur Zeit intensiv diskutierten Fragen ist die nach der zukünftigen Klimaentwicklung. Dabei wird eine eindeutige Antwort jetzt und in naher Zukunft nicht möglich sein, da das Klimasystem der Erde ein hochgradig nichtlineares System ist, dessen Entwicklung nicht oder nur in sehr beschränktem Maß vorhersagbar ist [5]. Um trotzdem zu Aussagen über mögliche Klimaentwicklungen bzw. deren Auswirkungen zu kommen, geht man den Weg über die Szenarienentwicklung. Unter einem Szenarium versteht man dabei die Beschreibung eines zukünftigen Klimas, wenn bestimmte Annahmen zur Änderung von Einflußgrößen auf das Klima gemacht werden. Werkzeuge zur Szenarienerstellung sind sowohl Klimamodelle als auch statistische Methoden, die auch gekoppelt angewendet werden können.

Werden globale Klimaänderungen erwartet, sind in erster Linie deren regionale Ausprägungen und die damit verbundenen Auswirkungen von besonderem Interesse. So sind z.B. für das Land Brandenburg die Änderungen von Temperatur und Niederschlag im Zusammenhang mit der Waldbrandgefährdung von Bedeutung. Da globale Klimamodelle zur Zeit und in absehbarer Zukunft nicht in der Lage sind, für eine Region verwendbare Modellergebnisse meteorologischer Parameter zu liefern [3], muß zur Abschätzung von Klimaentwicklungen in solchen Gebieten auf andere Möglichkeiten der Datenbereitstellung zurückgegriffen werden. Dabei darf die Konsistenz sowohl räumlich, zeitlich als auch zwischen den meteorologischen Größen nicht verletzt werden.

Aus diesem Grund wurde eine Methode zur Erstellung von Szenarien entwickelt, bei der die genannten Bedingungen erfüllt werden. Die Methode geht davon aus, daß die von einem Klimamodell angegebenen Änderungen für bestimmte meteorologische Größen (z.B. Temperatur) in einer Region im Mittel als richtig anzusehen sind. Auf der Basis einer solchen Annahme werden langjährige Beobachtungsreihen mit statistischen Methoden so aufbereitet, daß sie diese Änderungen in Form eines Szenariums wiedergeben. Konkret heißt dies, daß mit langjährigen Beobachtungsdaten neue meteorologische Reihen erstellt werden, die den vorgegebenen Trend widerspiegeln, wobei die bisher beobachteten statistischen Eigenschaften erhalten bleiben. Dies läßt sich nur mit Hilfe multivariater statistischer Verfahren (z.B. Cluster-Analyse) durchführen. Ein weiterer Vorteil der Methode besteht darin, daß die vorhandenen Klimamodellfehler bei der Szenarienbildung auf ein Minimum reduziert werden [2].

### Datengrundlage und Szenarientypen

Zur Berechnung der Szenarien standen die Daten von neun meteorologischen Stationen für die Untersuchungsregion zur Verfügung (Angermünde, Cottbus, Doberlug-Kirchhain, Lindenberg, Marnitz, Müncheberg, Potsdam, Wittenberg, Zehdenick). Dabei handelte es sich um Tageswerte aller wichtigen meteorologischen Größen für den Zeitraum 1951 bis 1990 (Potsdam bis 1995), im folgenden als Basisszenarium (BASZ) bezeichnet.

Auf dieser Basis wurden drei Szenarientypen unter folgenden Annahmen aufgestellt:

- Szenarium 1: Klimatische Ausgangssituation 1975 bis 1990 (BASZ); dient der Überprüfung der Genauigkeit der Methode,
- Szenarium 2: linearer Temperaturanstieg um 1,5 K zwischen 1996 und 2050 (ST15); Szenarium mit dem nach Modellrechnungen als am wahrscheinlichsten anzusehenden Temperaturanstieg für Mitteleuropa,
- Szenarium 3: linearer Temperaturanstieg um 3,0 K zwischen 1996 und 2050 (ST30); Szenarium mit dem nach Modellrechnungen maximal zu erwartenden Temperaturanstieg für Mitteleuropa.

Bei den Temperaturangaben wurde vom IPCC-Bericht [3] ausgegangen. Dabei repräsentieren die Trends ein Fortschreiben ("business as usual") der derzeitigen Treibhausgasemissionen. Außerdem wurden zusätzlich für die Szenarien 2 und 3 jeweils ein Gleichgewichtsszenarium (SG15, SG30), das den Endzustand im Jahre 2050 darstellt, berechnet.

Zur Charakterisierung des Waldbrandgeschehens standen zum einen die Anzahl der Waldbrände und die geschädigten Flächen pro Jahr für den Zeitraum 1975 bis 1995 für das Land Brandenburg als Ganzes zur Verfügung, zum anderen aufgeschlüsselt auf die Oberförstereien.<sup>1)</sup>

### Vorgehensweise

In einem ersten Schritt wurde untersucht, ob und in welchem Zusammenhang die Anzahl der Waldbrände bzw. die geschädigten Flächen mit der klimatologischen Entwicklung stehen. Dazu wurde der Waldbrandindex WBI [1], der definiert ist als der Koeffizient aus der Anzahl der Sommertage (Tagesmaximum der Lufttemperatur > 25°C), dividiert durch die Niederschlagssumme bezogen auf die Vegetationsperiode (April bis September). verglichen mit der Anzahl der Waldbrände bzw. der geschädigten Flächen. Der WBI wurde in diesem Fall berechnet aus den Daten der Station Potsdam (1975 bis 1995) und verglichen mit dem Brandgeschehen in ganz Brandenburg. Abb. 1 zeigt einen sehr engen Zusammenhang

Dr. F.-W. Gerstengarbe ist stellv. Leiter, Dr. P.C. Werner Mitarbeiter in der Abteilung Klimaforschung des Potsdam-Instituts für Klimafolgenforschung

<sup>1)</sup> Die Daten wurden von Prof. Dr. C. Majunke von der Abteilung Waldschutz der Forstlichen Forschungsanstalt Eberswalde zur Verfügung gestellt. Die forstwirtschaftliche Beratung erfolgte durch Dipl.-Forstw. M. Lindner.

### Waldbrand



Abb. 1: Vergleich des Waldbrandindexes an der Station Potsdam im Land Brandenburg, 1975 bis 1995; a) mit der Anzahl der Waldbrände, b) mit der von Waldbränden geschädigten Fläche

zwischen dem WBI und der Anzahl der Waldbrände (Korrelationskoeffizienten r =0.89). Dagegen ist der Zusammenhang mit der geschädigten Fläche schwächer ausgeprägt (r = 0.68). Aus diesem Grund wird sich in den weiteren Untersuchungen nur noch auf den erstgenannten Zusammenhang bezogen.

Im zweiten Schritt wurde für die Station Potsdam der WBI für die Szenarien 2 und 3 und den Zeitraum 1996 bis 2050 berechnet. Mit Hilfe des WBI's und den linearen Regressionskoeffizienten läßt sich dann die Anzahl der Waldbrände für jedes Abb. 2: Waldbrandindex an der Station Potsdam (schwarz) und Anzahl der Waldbrände im Land Brandenburg (rot), 1975 bis 2050 (1975 bis 1995 beobachtet, 1996 bis 2050 simuliert mit Szenarium ST15)



Jahr zwischen 1996 und 2050 bestimmen. (Dazu wurden die linearen Regressionskoeffizienten aus den Daten des Beobachtungszeitraumes bestimmt.) Die Ergebnisse für das Szenarium 2 (Abb. 2) verdeutlichen die gute Übereinstimmung zwischen WBI und Anzahl der Brände (was zu erwarten war) sowie einen positiven Trend der Anzahl der Waldbrände im Szenarienzeitraum.

Damit ist es aufgrund des hier nachgewiesenen Zusammenhanges möglich, auf der Basis von Szenarien eine Abschätzung der Waldbrandentwicklung für das Land Brandenburg durchzuführen. Da sowohl die Klimaszenarien als auch das Waldbrandgeschehen in der Untersuchungsregion räumlich deutlich strukturiert sind, muß dies für die weiteren Berechnungen berücksichtigt werden. Dies geschieht, indem im folgenden die Region durch die oben angeführten Stationen in Gebiete einheitlicher Klimacharakteristik eingeteilt werden und diesen wiederum die entsprechenden Waldbrandanzahlen (auf der Basis der zugehörigen Oberförstereien) zugeordnet werden. Dabei werden ähnlich gute Korrelationen, wie sie in Abbildung la dargestellt sind, erreicht (r = 0.74 bis 0.91).

Die Qualität des Verfahrens läßt sich für ganz Brandenburg überprüfen, indem man mit den Klimadaten des Zeitraums 1975 bis 1990 (BASZ) die Anzahl der Waldbrände simuliert und das Ergebnis mit den tatsächlich eingetretenen Waldbränden vergleicht. Da im Ergebnis Simulation und Basisszenarium sehr gut übereinstimmen, das heißt, die Abweichungen innerhalb der geforderten Genauigkeit liegen, sind in Abb. 3 nur die beobachteten Waldbrände in ihrer mittleren Verteilung für das Land Brandenburg dargestellt.

Unter Zuhilfenahme der Gleichgewichtsszenarien für das Jahr 2050 konnten nun die Änderungen zwischen dem Ausgangszeitraum (1975 bis 1990) und dem Endzeitraum bestimmt werden.

### Ergebnisse

Für alle Ergebnisse der zwei vorgegebenen Szenarien (SG15, SG30; Abb. 4 und 5) gilt, daß sie nur die mittleren großräumigen Verhältnisse widerspiegeln und lo-



Abb. 3: Mittlere jährliche Anzahl der Waldbrände, Brandenburg, 1975 bis 1990 (bzw. BASZ)



Abb. 4: Mittlere jährliche Zunahme der Waldbrände, Brandenburg, (SG15 - BASZ)



Abb. 5: Mittlere jährliche Zunahme der Waldbrände, Brandenburg, (SG30 - BASZ)

kal begrenzte Besonderheiten (wie z.B. der Spreewald) nicht erfaßt wurden.

Man erkennt, daß die Ausgangszahl der Waldbrände (Abb. 3) nur eine untergeordnete Rolle bezüglich der Entwicklung in den Szenarien spielt. Daraus läßt sich schließen, daß im wesentlichen die räumlich differenzierte Entwicklung der meteorologischen Größen Temperatur und Niederschlag die entscheidende Rolle spielen. Die Änderungen in den beiden Szenarien sind deutlich ausgeprägt. Nimmt man zum Beispiel das für die zukünftige Klimaentwicklung zur Zeit am wahrscheinlichsten anzusehende Szenarium SG15 als Grundlage, muß auf dieser Basis mit einer Zunahme der Waldbrände von bis zu 25 pro Jahr für den Südosten Brandenburgs gerechnet werden. Dagegen ist die relativ geringe Zunahme an Waldbränden im Nordosten auf einen relativ hohen Anstieg der Niederschlagssumme (im Mittel von 480 bis 500 mm auf 510 bis 540 mm) zurückzuführen.

Das Szenarium SG30 zeigt im wesentlichen die gleichen räumlichen Tendenzen wie bereits diskutiert, bei einem gleichzeitig noch höheren Anstieg der Anzahl der Waldbrände.

### Folgerungen

Mit dem vorgestellten Verfahren konnte gezeigt werden, daß bei den angenommenen Temperaturerhöhungen und Niederschlagsänderungen im Land Brandenburg bis zum Jahr 2050 mit einer zum Teil markanten Zunahme der Waldbrände zu rechnen ist. Dabei fällt der Anstieg der Brände räumlich deutlich differenziert aus. Die Aussagen beruhen aber auf einer Konstanz der Waldstruktur (und einiger anderer Parameter wie z.B. Bodenart und -struktur) bis 2050. Da unterschiedliche Waldlandschaften unterschiedlich stark brandgefährdet sind (Gefahrenklassen nach [7]), könnte mit einem "Umbau" der Wälder der Waldbrandtendenz entgegengesteuert werden. Da bei vielen der bisher üblichen Untersuchungen zur Wechselwirkung Klima - Wald der Faktor Waldbrand nicht berücksichtigt wird, bietet das vorgeschlagene Vorgehen eine Möglichkeit, diesen in zukünftige Überlegungen mit einzubeziehen.

#### Literaturhinweise:

 BRUSCHEK, G. J. (1994): "Waldbrandgebiete und Waldbrandgeschehen in Brandenburg im Trockensommer 1992", in: Extremer Nordsommer 1992, PiK Reports, No. 2, Vol. 1, Potsdam. [2] GERSTENGARBE, F.-W.: WERNER, P.C. (1996): "The development of climate scenarios", PIK-Report No. 26, Potsdam. [3] IPCC (1995): "Climate change 1995", Summary for policy makers, Cambridge University Press, Cambridge UK.
 [4] Käse, H. (1969): "Ein Vorschlag für eine Methode zur Bestimmung und Vorhersage der Waldbrandgefährdung mit Hilfe komplexer Kennziffern", Abh. Meteorol. Dienst d. DDR, 94 (Band XII), Akademie-Verlag, Berlin. [5] LORENZ, E.N. (1963): "Deterministic Nonperiodic Flow", J. Atm. Sciences, 20.
 [6] MISSBACH, K. (1961): "Die Waldbrandgefährdung der Staatlichen Forstwirtschaftsbetriebe der DDR", Forst und Jagd. I(5). [7] WECK, J. (1950): "Waldbrand, seine Vorbeugung und Bekämpfung", W. Kohlhammer Verlag, Stuttgart u. Koln.

### Anlage 5

### Regional impact analysis of climate change on natural and managed forests in the Federal state of Brandenburg, Germany

P. Lasch, M. Lindner, B. Ebert, M. Flechsig, F.-W. Gerstengarbe, F. Suckow, P. C. Werner

Environmental Modeling and Assessment, 4, 273-286 (1999)
## Regional impact analysis of climate change on natural and managed forests in the Federal State of Brandenburg, Germany

P. Lasch, M. Lindner, B. Ebert, M. Flechsig, F.-W. Gerstengarbe, F. Suckow and P.C. Werner

Potsdam Institute for Climate Impact Research, P.O. Box 601203, D-14412 Potsdam, Germany E-mail: lasch@pik-potsdam.de

A methodology for regional application of forest simulation models has been developed as part of an assessment of possible climate change impacts in the Federal state of Brandenburg (Germany). Here we report on the application of a forest gap model to analyse the impacts of climate change on species composition and productivity of natural and managed forests in Brandenburg using a statistical method for the development of climate scenarios. The forest model was linked to a GIS that includes soil and groundwater table maps, as well as gridded climate data with a resolution of  $10 \times 10$  km and simulated a steady-state species composition which was classified into forest types based on the biomass distribution between species. Different climate scenarios were used to assess the sensitivity of species composition to climate change. The simulated forest distribution patterns for current climate were compared with a map of Potential Natural Vegetation (PNV) of Brandenburg.

In order to analyse the possible consequences of climate change on forest management, we used forest inventory data to initialize the model with representative forest stands. Simulation experiments with two different management strategies indicated how forest management could respond to the projected impacts of climate change. The combination of regional analysis of natural forest dynamics under climate change with simulation experiments for managed forests outlines possible trends for the forest resources. The implications of the results are discussed, emphasizing the regional differences in environmental risks and the adaptation potentials of forestry in Brandenburg.

Keywords: regional impact analysis, succession model, FORSKA, climate change scenarios, regionalization, forest management

#### 1. Introduction

Investigations of possible impacts of climate change on forests are often focused on model application on different sites or along climatic gradients [4,19,30,36]. Applications of forest models, especially the so-called gap models, on regional scales are very rare (cf. [17]). But analyses of climate change impacts on forests on regional or landscape scale are required to increase knowledge about future growth trends and the species distribution at this scale, because forestry needs regional sensitivity and risk analysis for resource planning and the development and evaluation of management objectives.

The study of impacts of climate change on a regional scale requires climate scenarios at the same scale. However, current scenarios from General Circulation Models (GCM) still lack an appropriate spatial resolution for regional impact analysis. Therefore, most previous model applications used very simple assumptions on climate change [2,18,25]. During the past years, different methods for climate regionalization have been developed in order to project GCM results on the site or regional scale [5,14,41]. Here we apply an extended version of the method of Werner and Gerstengarbe [41], which is able to project regionally differentiated scenarios of climate change.

This study is part of ongoing investigations on impact assessments of climatic change on natural and anthropogenic systems in the Federal state of Brandenburg, Germany [37]. The main aim of the study was the comparison of the impacts of different climate scenarios on unmanaged and managed forests in Brandenburg. In a previous study [29], first results of a regional application of forest gap models were presented. Two succession models, FORSKA [35] and ForClim [3], were run under scenarios of current climate and climate change. For this purpose, a GIS-based method of regional model application was developed. The results of the study by Lindner et al. [29] contributed to enhancing the understanding of possible consequences of climatic change on forests under "natural", i.e., undisturbed conditions. However, most of the forests in Brandenburg are managed and the current forest composition is dominated by Scots pine, which over the last 200 years has been introduced to many sites outside its natural range.

While climate impact analyses with a focus on the PNV are useful to describe the potential changes in the environmental conditions of forest growth, they are only of limited practical value for planning and decision making in the forestry sector. In this study we therefore extend the analysis to investigate the impacts of climate change scenarios for a number of representative managed forest stands in the study region.

#### 2. Methods

# 2.1. Forest simulation models FORSKA-G and FORSKA-M

In this study, two modified versions of FORSKA [35] were used. FORSKA simulates forest growth on small for-

est patches ("gap model") and was used successfully to simulate forest dynamics in Scandinavia, and it was also adapted to sites in northeast Germany [25]. In a first regional case study [29], this adapted version, FORSKA-G, was applied to investigate impacts of climatic change on forests in the Federal state of Brandenburg. The environmental factors considered in FORSKA-G are radiation. temperature, water availability, and nitrogen availability. The influence of groundwater could not be simulated, and therefore FORSKA-G was not able to reproduce a realistic species composition on sites with the water table close to the surface. Since about 20% of Brandenburg's area are lowlands dominated at least occasionally by groundwater influence, the depth of the water table is an important site characteristic in the state. In order to improve model performance on sites with groundwater influence, a simple response function GWTOL was defined and implemented similar to the formulation in the model JABOWA II [1]:

$$GWTOL(i) = \begin{cases} 1, & DWT > 2 \text{ m}, \\ \max\left[1 - \left(\frac{FDWT(WTOL(i))}{DWT}\right)^2, 0\right], & (1) \\ DWT \leqslant 2 \text{ m}, \end{cases}$$

where i is species number, DWT depth of groundwater table, WTOL(i) tolerance class of species i, FDWT table function for the minimum value of tolerable depth per tolerance class:

WTOL	0	1	2	3	4	5
FDWT (m)	0	0.1	0.3	0.5	0.7	1

The 17 species are assigned to tolerance classes from 0 (intolerant) to 5 (very tolerant) (see table 1). The function GWTOL modifies the establishment and growth of trees. At sites with a depth of the water table less than 2 m the drought stress response function in the model was deactivated. As a consequence of equation (1), species which are sensitive to water saturation are excluded from sites with the water table close to the surface. In addition to soil fertility and physical soil parameters, the water table is now a further site-specific input to the model FORSKA-G. Results from model simulations with an assumed depth of the water table at 0.5 and 1 m, respectively, conformed to the expected species composition under such site conditions (floodplain forests, mixed elm/ash forests [23]).

In order to improve the description of the soil water budget, the original soil water model of FORSKA and FORSKA-G (a one-layer bucket model) was replaced by a multi-layer percolation model [22,32]. The model requires only a few well-known soil physical parameters which are available for large-scale applications. It calculates the water content in different soil layers. Each layer is described by thickness, field capacity, wilting point and a texturedependent percolation factor [12,13,20]. Percolation occurs only if the actual water content of the considered layer is greater than field capacity. Water uptake by the trees and soil evaporation are balanced in each layer and are limited by the potential evapotranspiration and the water available above the plant wilting point. To calculate the infiltrated water into the first soil layer, interception corresponding to the leaf area index and interception evaporation are considered. Furthermore, precipitation is stored as snow at temperatures below 0 °C, and the snow pool is emptied slowly and infiltrated into the soil at temperatures above 0 °C [39]. The new soil water model of FORSKA-G is based on a daily time step, but it also calculates an annual drought stress index using the daily AET as the sum of water uptake and soil evaporation.

FORSKA-G works with long-term monthly means of temperature and sunshine duration and long-term monthly sums of precipitation as climatological driving forces. Because the soil model requires daily resolved data of temperature and precipitation, these data are derived in the model by using simple interpolation and distribution methods [35].

The second variant of FORSKA used in this study, FORSKA-M, was adapted from FORSKA-G (with the original soil water model) for the simulation of managed forests in Central Europe. FORSKA-M includes a modified height growth function which was developed by Lindner et al. [31]. The original height growth function in FORSKA uses a Mitscherlich curve with a static relationship between height and diameter [27],

$$H = 1.3 + (H_{\text{max}} - 1.3) (1 - \exp[-sD/(H_{\text{max}} - 1.3)]), \quad (2)$$

where *H* is the tree height,  $H_{\text{max}}$  is the maximum height of the species, *D* is the diameter at 1.3 m height and *s* is the initial increase of height vs. diameter at D = 0.

Most gap models use similar static relationships between height and diameter and, therefore, these models cannot reproduce growth responses to changes in stand density, which occur, for example, after thinnings. Lindner et al. [31] incorporated the effects of competition into the parameter s in equation (2) and defined a stand densitydependent function

$$s = s_{\min} + e_1 \left(\frac{1}{I_c} - 1\right) \tag{3}$$

using the relative radiation intensity  $I_c$  (radiation intensity in the centre of the tree crown divided by intensity at the top of the stand) as a measure of competition pressure.  $s_{min}$  is the minimum value of s under low competition pressure and  $e_1$  is a parameter. This simple but still mechanistically founded function is based on the logic that  $I_c$  tends to be smaller in denser stands, and it reflects also the relative size of the tree, because small trees receive less light than tall ones. Thus the parameter s is increasing with the competition pressure experienced by the individual tree, and trees which are in danger of being overtopped by dominant trees will reduce their diameter growth and favour height growth [21,34].

Species	$s_{\min}{}^a$	$e_1{}^a$	$a_{ m eff}{}^{ m a}$	WTOL <sup>b</sup>
Acer platanoides	0.5	1.0	2.0	3
Acer pseudoplatanus	0.5	1.0	2.0	4
Alnus glutinosa	0.5	1.5	1.0	0
Betula pendula	0.5	1.5	1.0	1
Carpinus betulus	0.4	0.3	2.5	3
Castanea sativa	0.5	1.0	2.0	5
Fagus sylvatica	0.4	0.3	2.5	5
Fraxinus excelsior	0.5	1.0	2.0	2
Picea abies	0.4	0.3	3.0	2
Pinus sylvestris	0.5	1.5	1.0	1
Populus tremula	0.5	1.5	1.0	3
Quercus petrea	0.5	1.0	2.0	4
Quercus pubescens	0.5	1.0	2.0	4
Quercus robur	0.5	1.0	2.0	3
Tilia cordata	0.4	0.3	2.5	3
Ulmus glabra	0.4	0.3	2.5	2

 Table 1

 Parameter values of the modified growth functions in FORSKA-G and FORSKA-M.

<sup>a</sup> Used in FORSKA-M;  $e_1$ ,  $a_{\text{eff}}$  are parameters,  $s_{\min}$  minimum value of function s (see equation (3) in section 2.1)

<sup>b</sup> Water saturation tolerance class parameter in FORSKA-G.

The modified height growth function significantly improved simulated stand structures with FORSKA-M [31]. However, distinct differences in the size distribution of individual trees remained in comparison to long-term plot data. Therefore another modification was introduced into FORSKA-M to increase the growth efficiency of suppressed and intermediate trees. Net primary production P as the balance of assimilation A and respiration R is modified by an efficiency factor eff:

$$P = \text{eff} \cdot A - R,\tag{4}$$

where

$$\text{eff} = 1 + a_{\text{eff}} \left( 1 - \frac{H}{H_{\text{top}}} \right), \tag{5}$$

with  $H_{\text{top}}$  the maximum tree height of the stand, and  $a_{\text{eff}}$  a parameter. Table 1 gives the parameter values for the modified functions in FORSKA-M. It should be noted that A is very small for trees with  $H \ll H_{\text{top}}$  and thus absolute changes of P are not very large even with  $a_{\text{eff}} = 3$ .

A variety of forest management activities can be simulated with FORSKA-M using three modes of regeneration (unrestricted seed availability, natural regeneration of species with mature trees, planting of selected species), different harvesting techniques (clear cut, shelterwood harvesting, and selective harvesting), and a Weibull distributionbased stochastic thinning routine [9,40]:

$$x = b_{\text{TH}} \sqrt[c_{\text{TH}}]{-\ln(1-u)} + a,$$
 (6)

where x is the diameter of a thinned tree, a is the minimum diameter of the stand,  $b_{\text{TH}}$  and  $c_{\text{TH}}$  are parameters of the Weibull distribution of all thinned trees, and u is a random number between 0 and 1. A complete description of the management module is given in [28].

#### 2.2. Climate scenarios

Different types of regional climate scenario models are used at present in the scientific community. The most important types can be described as follows.

Within the framework of the first method one tries to embed a regional climate model into a global model. In this case, the regional model gets all large-scale information from the global one. The advantage is the physical coupling of large- and small-scale processes. The disadvantage is the fact that the coupling and the processes are reproduced inexactly. This leads to defects in the results which reduce the use within small-scale impact studies.

The second method is based on climate model results which are transformed into smaller scales by using statistical methods. With this method one can directly apply climate model result, but inaccuracies of the climate model are immediately transmitted into the scenario.

The method developed for the further investigations is based on the assumption that GCM results reflect mean large-scale climate changes more exactly for a defined region than for a number of grid points. Based on this assumption, long-term observed time series are prepared by statistical methods in such a way that they reflect the GCMcalculated changes by a scenario. The advantage of this method lies in the reduction of the defects of the GCM to a minimum. Simultaneously, the consistency between the meteorological parameters can be ensured. A disadvantage is the missing physical connection between the GCM results and the given scenario.

According to these conditions, the expected changes (in general, a trend) are imposed on the observed values of the climate parameter (henceforth called the reference quantity). Using a special algorithm, the other observed meteorological parameters are consistently adapted to these



#### scheme of scenario calculation

Figure 1. Scheme of scenario calculation.

changes. Figure 1 shows the complete scheme of the scenario calculation [41]. It can be outlined as follows.

Step 1: Derivation of climate change information on a meteorological parameter (reference quantity) from GCM results. Step 2: Provision of an observed daily meteorological data set (i.e., temperature, precipitation, humidity, etc.). Step 3: Simulation of the time series of the reference quantity (temperature) using the information from step 1 (i.e., trend), maintaining the statistical characteristics of the observed data, i.e., interannual variability, annual course and persistence. Step 4: Non-hierarchical cluster analysis based on those parameters which describe the reference parameter of the observed time series as precisely as possible (for instance, temperature can be optimally described using maximum, minimum and daily range [11]). Step 5: Calculation of the same parameter combination as in step 4 for each time step (day) of the simulated series, in relation to the most similar cluster using the Mahalanobis distance and assignment to a selected day within this cluster. Step 6: Completion of the parameter combination of the simulated series calculated in step 5 with the observed data set (all meteorological parameters except the reference quantity) of the selected day (step 5).

In case of a further unlimited increase of the concentration of carbon dioxide in the atmosphere, the current GCMs calculate a global warming of between 1.5 and 4.5 K up to the year 2100 [16]. This warming is stronger over the continents and the regions near the poles than over the oceans and the equatorial zones. This means that an increase of temperature of about 2–4 K can be assumed for

the Central European region within the next 100 years. For the calculations, this trend was defined as linear. Air temperature was used as the reference quantity. The given trend was used for all parameters of temperature (daily mean, maximum, and minimum) because they correlate closely with each other. In addition, there are no indications that the assumed trend is different for these three parameters within the Brandenburg region.

Three climate scenarios were provided for this study. The basic scenario BASC represents climate over the period 1951–1990. It serves as the reference scenario for the simulations. To reflect the uncertainties in current GCMs, two climate change scenarios, SE15 and SE30, were calculated. The forest models applied in this study require long-term means of an equilibrium climate state. Therefore, climate scenarios were calculated over a time period of 55 years after an increased temperature of 1.5 (this value is derived from the scenario runs of the GCM ECHAMT21 of the Max Planck Institute for Meteorology [6]) and 3.0 K as an extreme scenario.

The scenario calculation followed the scheme in figure 1. Four parameters were defined: daily maximum, minimum, and range of air temperature, and the astronomically possible sunshine duration. The complete scenario was created based on the observed data from 40 meteorological stations (see table 2 and figure 2(a)).

As characterization of climatic extremes is under the scenarios of climate change, the following indicators were calculated:

• the absolute largest or smallest observed extreme values;

Meteorological elements used.								
Element	Measure	Acronym						
Temperature (maximum, mean,								
minimum)	°C	TMAX, TMEAN, TMIN						
Precipitation	mm	PREC						
Relative air humidity	%	RELH						
Air pressure	hPa	PREA						
Vapour pressure	hPa	PREV						
Sunshine duration	h	SUND						
Cloudiness	1/10	CLOU						
Saturation deficit	hPa	SATD						

Table 2



Figure 2. (a) Geographical position of the 40 meteorological stations in and around Brandenburg. (b) Schematic representation of the quadrant interpolation: value in the centre is determined by  $\sum (v_i/d_i) / \sum d_i$ .

- the boundaries of so-called "natural extreme value regions" (which statistically separate the extreme values of a parameter distribution [10]);
- the sum of the 10 longest durations for defined thresholds, i.e., "cold days" (TMIN < −10 °C) and "hot days" (TMAX > 30 °C).

# 2.3. Regional application of forest models and climate scenarios in Brandenburg

#### 2.3.1. Study area

The Federal state of Brandenburg is situated in the northeast of Germany, covering an area of approximately  $30,000 \text{ km}^2$ . At present, forests cover 37% of Brandenburg, i.e., about 1.1 Mio ha. The state lies in the transition zone from maritime to subcontinental climate, and associated to this is the natural distribution limit of beech (*Fagus sylvatica L.*). The present species composition is strongly dominated by Scots pine (*Pinus sylvestris L.*), whereas under natural conditions broad-leaved species (e.g., *Fagus sylvatica, Quercus spp., Tilia cordata Mill.*) would prevail.

# 2.3.2. Regional GIS-based input data for simulation experiments: Soil and groundwater maps

FORSKA requires soil and groundwater information as site data. For the regional model application soil data were derived from a digital soil map with a resolution of 1:1,000,000 (Federal Institute for Geosciences and Natural Resources, Hannover, 1995). The map differentiates 18 major soil types within Brandenburg. For each soil type, typical soil profiles were provided, including information about soil texture, horizon thickness, field capacity, wilting point, as well as nutrient and humus content of different layers. The model parameter percolation factor was derived from texture. Data on nitrogen availability were taken from literature [23]. Furthermore, data of water table depth were derived from a digital map of groundwater depth (WASY GmbH, 1993) and ordered into 5 classes.

In the simulations under scenarios of climate change it was assumed that soil conditions and depth of water table would not change relative to current climate. Site conditions for the representative managed forests were estimated according to site descriptors (soil texture, soil fertility, and water availability) in the forest inventory data. The dominant site conditions were determined for each selected forest type (see below) and for these the equivalent soil type was selected from the soil map.

#### 2.3.3. Regionalization of climate data – the BMI method

The climate time series of all meteorological stations and scenarios were aggregated to long-term monthly means or sums of temperature (°C), precipitation (mm) and sunshine duration (%). The BMI method (Brandenburg Meteorological Interface) was applied to produce a  $10 \times 10$  km grid using a quadrant approach [24]. At the centre of

Species	Karstädt (%)	Eberswalde (%)	Königs Wusterhausen (%)
Pinus sylvestris	77.5	56.9	83.0
Fagus sylvatica	1.3	10.9	0.8
Quercus spp.	5.5	8.8	4.5
Other deciduous species with low lifespan	8.3	8.9	8.4
Other deciduous species with long lifespan	0.8	3.4	2.1
Other coniferous species	6.6	11.1	1.2

 Table 3

 Species composition in three forestry districts of Brandenburg.

-			
Tal	hl	e	4

opana representation of servere comonitations in anee represent		Spatial re	epresentation	of	selected	forest-site	combinations	in	three	forestry	distric	ts.
---	--	------------	---------------	----	----------	-------------	--------------	----	-------	----------	---------	-----

Forest type	Share of the site	Estimated so	il characteristics
	class in total area of the species (%)	Bucket size (mm)	Available N $(kg ha^{-1} a^{-1})$
Karstädt			
Pine forest	40	93	25
Beech forest	13	176	45
Eberswalde			
Pine forest	35	113	35
Oak-(Hornbeam-Lime) forest	17.8	165	75
Königs Wusterhausen			
Pine forest	42.8	93	25

each polygon, the nearest station per quadrant was selected from the 40 stations under consideration for inverse distance-weighted averaging. A schematic representation of the quadrant interpolation is given in figure 2(b). Normally, this pure geometric interpolation schema is only feasible within the convex hull of all stations.

# 2.3.4. Simulation of potential natural vegetation with FORSKA-G

The simulated potential natural vegetation (PNV) in the state of Brandenburg was compared with a map of PNV [23]. This map is based on vegetation and site analysis, and it describes the type of natural forest that would grow without human management considering the present site conditions [38].

The Geographical Information System ARC/INFO produced 2756 polygons for the whole region of Brandenburg using the soil and water table map, and the gridded climate data. These polygons were classified into 1911 types of different site conditions. The model simulated 600 years starting from bare patches without trees. A steady-state species composition was calculated as aggregated value of the simulation runs by averaging the model output of the years 400–600 on 50 patches. The species composition was classified by the dominant species with respect to standing biomass into 15 forest types similar to those of the German Forest Inventory. The simulation tool SPRINT-S [7] was used to execute the model runs with FORSKA-G and to supply data sets for visualisation in ARC/INFO. FORSKA-G was applied with the current climate scenario BASC and the two equilibrium climate change scenarios SE15 and SE30. It was not possible to use transient climate change scenarios because FORSKA-G (as well FORSKA-M) only operate with long-term monthly means of climate data.

#### 2.3.5. Simulation of managed forests with FORSKA-M

Aggregated forest inventory data describing forest species composition, age class distribution, and site characteristics of the forests in the 18 forest districts of Brandenburg were used to select representative forest types for the impact analysis in managed forests. Three districts in the vicinity of the meteorological stations Marnitz in the northwest (Karstädt), Angermünde in the northeast (Eberswalde), and Lindenberg in the east of Brandenburg (Königs Wusterhausen), respectively, were chosen to represent both the climatic and site-related variability of environmental conditions within the state. For each district, two forest types were selected: one pine forest as the dominant forest type (table 3) and the other corresponding to the major natural forest type of the district. Table 4 gives an overview of the forest types and their regional importance in the current forest composition. In the case of Königs Wusterhausen, only one forest type (pine forest) is shown in table 4, because the inventory data were classified according to the dominant species in the forest stands. Therefore, it was not possible to calculate the spatial representation of mixed pine-oak forest, which is the major natural forest type of the district.

FORSKA-M was applied to the six representative forest sites with two management scenarios:

- (1) traditional forest management, favouring economically important species which at present prevail in the stand;
- (2) adaptive forest management, favouring the climatically best adapted species. As an indicator of climatic adaptation, the drought stress tolerance of the species is used with two tolerance thresholds to identify species with high and low drought risk under the prevailing climate at a site [28].

For each forest type and management scenario, simulations were run starting with stands aged 25, 60, and 100 years, because the response of forest stands to a changing climate may differ between age classes. To initialize the simulation runs, yield table values were used to calculate individual tree dimensions by means of missing-datageneration [28]. The model simulated 110 years. In the case of climate change scenario runs, the climate driving forces were composed of the long-term monthly means and sums of the climate values of the scenario BASC and the climate scenarios SE15 and SE30. From 1990 until 2050 the climate variables are interpolated linearly between BASC and SE15 or SE30 and from the year 2050 onwards the variables of the climate change scenario were used. The results of the simulation runs with different initial ages were averaged, representing an aggregated description of the forest resources in the selected forest districts.

#### 3. Results

#### 3.1. Characteristics of the selected climate scenarios

Here only the results of scenario SE15 are discussed. For nine selected stations (see table 5), additional information is given. The climatological evaluation focused on the interpretation of temporal and spatial changes of the means, the durations, the frequency distributions and the extreme values.

The most important results of the comparison between BASC and SE15 are shown in table 6. The temperature increase of 1.5 K was well reproduced by the parameters of temperature with deviations of maximally +0.3

Tabl	e 5	
Meteorological	stations	used.

Station	Latitude	Longitude	Elevation over NN (m)
Potsdam	52°23′N	13°04′E	81
Marnitz	53°19′N	11°56′E	81
Angermünde	53°02′N	14°00'E	56
Zehdenick	52°59′N	13°21′E	46
Müncheberg	52°31′N	14°07′E	62
Lindenberg	52°13′N	14°07′E	98
Wittenberg	51°53′N	12°39′E	105
Cottbus	51°47′N	14°19′E	69

and -0.2 K. In addition to the consistent spatial structure of the temperature distribution, the structure of the statistical parameters was also preserved. As an example of this, the two-peak frequency distributions of the daily maximum air temperature for the scenarios BASC and SE15 are given in figure 3. The assumed increase of temperature of 1.5 K was reflected by the shifting of the SE15 frequency distribution to higher temperatures.

The character of the precipitation distribution was relatively stable (figure 4). The figure shows that the calculated decrease of precipitation within the scenario SE15 can be attributed to a decrease of the frequencies of the mean precipitation classes. For annual precipitation, the scenario SE15 noted clear changes at a couple of stations (figure 5(a)–(c)). These changes were quite different from station to station. The strongest decrease was seen in southwest Brandenburg, sometimes between 120 and 140 mm/a. The changes were smallest in middle and east Brandenburg (-40 up to -60 mm). In all other areas, changes were between these extremes. In spite of all the changes, the large-scale structure of precipitation was essentially preserved but on a lower level.

A decrease in relative humidity for almost the complete region could be observed. At the same time, there was a parallel trend in the development of precipitation (see table 6). The changes in air pressure, vapour pressure and wind were negligible.

In addition to the mean conditions, the extremes are of special importance (table 7). The given temperature trend was reflected most clearly for the daily maximum and minimum of air temperature (from 38.4/-24.5 °C to 40.2/-22.7 °C). Strong changes were observed for the boundary of the natural extreme value region, especially for the parameters temperature and precipitation (for instance, TMAX from 34.8 °C to 36.5 °C). The most outstanding changes in the behaviour of the extreme values were represented by different durations. The duration of hot days increased by about 35%, while that of cold days decreased by about 27%. The changes in precipitation and relative humidity were strongly smaller. The duration of days without precipitation was reduced by 9%, the duration of days with a relative humidity <60% by 16%. The changes of duration for the cloudiness and sunshine duration were negligible. These results are in line with the hypothesis that climatic changes are associated with strong changes of the extremes [8].

#### 3.2. Regional impacts in natural forests

Maps of the simulated forest types are given in figure 6 in comparison with the map of potential natural vegetation. Under current climate, according to the map of PNV, beech forests would prevail in the north of Brandenburg as well as in few scattered sub-regions in the east and southwest of the state. Pine forests would occur only on the sites poorest in nutrients. The rest of the area would be covered by mixed forests dominated mainly by oak. While

Table 6	
Annual values of selected meteorological parameters and stations for BASC during 1951-1990 and the deviations (Delta) of SE15 during 1996-20	050
from them	

itoin dielli.										
Parameter	Pdm.	Mar.	Ang.	Zeh.	Mün.	Lin.	Wit.	Cot.	Dob.	
TMAX	13.4	12.3	12.9	12.7	12.9	13.1	13.5	13.9	13.4	
Delta	1.5	1.8	1.6	1.8	1.5	1.6	1.5	1.4	1.5	
TMEAN	9.0	8.5	8.6	8.6	8.7	8.8	9.0	9.2	8.9	
Delta	1.5	1.5	1.6	1.6	1.5	1.6	1.6	1.6	1.5	
TMIN	5.1	5.1	4.7	4.8	4.9	5.2	5.3	5.1	4.8	
Delta	1.5	1.3	1.5	1.3	1.3	1.6	1.5	1.6	1.4	
PREC	595.3	660.8	534.6	551.8	532.2	561.0	573.1	566.1	559.2	
Delta	-46.5	-117.8	-57.5	-32.8	-42.7	-67.6	-50.3	-89.6	-85.7	
RELH	78.4	80.5	79.5	78.6	79.3	77.8	77.5	77.1	78.6	
Delta	-1.5	-3.6	-1.6	-2.9	-1.5	-2.2	-3.8	-3.1	-3.8	
PREA*	4.9	5.2	8.0	9.3	6.1	2.7	3.0	7.2	3.8	
Delta	-0.7	0.6	0.4	0.3	-1.2	-0.7	0.1	0.5	0.4	
PREV	9.4	9.3	9.4	9.2	9.3	9.2	9.3	9.4	9.4	
Delta	0.6	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3	0.2	0.2	0.2	
SUND*	710.7	556.9	716.4	833.4	685.3	777.7	721.0	672.0	723.7	
Delta	195.0	285.7	156.1	53.0	278.3	179.3	227.6	136.7	208.2	
CLOU	6.9	6.9	6.8	6.5	6.7	6.6	6.7	6.6	6.6	
Delta	-0.6	-0.5	-0.6	-0.1	-0.8	-0.7	-0.8	-0.9	-0.7	
GRAD	991.7	940.6	988.4	15.4*	978.4	4.9*	993.5	989.5	989.3	
Delta	52.6	94.7	56.2	34.4	89.6	75.5	92.6	93.0	84.0	
WIND	4.9	2.6	3.0	2.5	1.9	2.8	2.5	2.2	2.8	
Delta	-0.1	0.1	0.0	-0.2	-0.2	-0.5	-0.2	0.1	0.1	

Pdm: Potsdam; Mar: Marnitz; Ang: Angermünde; Zeh: Zehdenick; Mün: Müncheberg; Lin: Lindenberg; Wit: Wittenberg; Cot: Cottbus; Dob: Doberlug-Kirchhain. \*+1000.



Figure 3. Relative frequency of daily maximum air temperature, Potsdam (black - BASC, 1951-1990; grey - SE15, 1996-2050).



Figure 4. Relative frequency of the daily sum of precipitation, Potsdam (black - BASC, 1951-1990; grey - SE15, 1996-2050).

Companiso	comparison of the externe value beneficial of Dribe and office for the Folsdam station.									
Parameter	Extreme value		Extreme v	alue region	Durati	on n				
	BASC	SE15	BASC	SE15	BASC	SE15				
TMAX (≥ 30 °C)	38.4	40.2	34.8	36.5	71	96				
TMIN ( $< -10$ °C)	-24.5	-22.7	-20.8	-18.3	109	80				
PREC (= $0.0 \text{ mm}$ )	104.8	104.0	41.7	38.7	208	190				
RELH (< 60%)	25.0	22.3	35.0	33.3	122	103				
SUND ( $\geq 12$ h)	_	_	_	-	83	86				
CLOU (< 2/10)	_	_	-	_	66	68				
CLOU (≥9/10)	-	-	-	-	120	114				

 Table 7

 Comparison of the extreme value behaviour of BASC and SE15 for the Potsdam station.

Extreme value: the absolute largest or smallest observed extreme values; Extreme value region: the threshold of a natural extreme value region (which includes all values above or below a threshold which separates them in a statistically significant way from the basic sample; [10]); Duration: the sum of the 10 greatest durations for a defined threshold.

FORSKA-G was able to reproduce differences in site quality, the extent of pure beech forests appeared to be overestimated, possibly because the model underestimated the drought stress of beech in subcontinental climate [26].

With increasing temperature, the abundance of beech significantly decreased for both climate scenarios. Most forests were composed of drought tolerant species such as pine, oak, and lime. The impact of the two climate scenarios on the simulated species composition differed only in a few polygons.

#### 3.3. Impacts in managed forests

Figure 7 presents aggregated results of simulations with FORSKA-M with different management strategies and cli-

mate scenarios in the three forest districts near Marnitz, Angermünde, and Lindenberg.

#### 3.3.1. Base scenario

Under current climate, the pure pine stands (forest types 1, 3, 5) developed to mixed pine–broadleaf stands. This was true not only for the adaptive management scenario, in which broad-leaved species were especially favoured, but also under the traditional forest management scenario, where only a low immigration rate of naturally occurring tree species was allowed. After stand regeneration formerly pure pine stands showed a steadily increasing share of deciduous, because these species were more competitive than pine. Since in the simulation experiment



Figure 5. (a) Mean annual sums of precipitation, Brandenburg, 1951–1990 (BASC). (b) Mean annual sums of precipitation, Brandenburg, 1996–2050 (SE15). (c) Differences of mean annual sums of precipitation, SE15 – BASC.

all three investigated age classes reached harvest age, the average share of pine decreased to 58.7–66.5% under the traditional management scenario, and to 3.1–11.2% under the adaptive management scenario. The simulated shift in species composition is less drastic for the forest types 2, 4, and 6. Only at the site Angermünde, FORSKA-M

was simulating an invasion of beech on the site, probably because the drought stress of beech was underestimated [26].

Most forest types showed a decrease in average biomass over the simulation period that partly could be explained by the fact that the average age of the stands was somewhat



Figure 6. Map of the potential natural vegetation of Brandenburg (upper) and forest composition simulated by FORSKA-G in Brandenburg under climate scenario BASC (current climate) and two climate scenarios SE15 and SE30.



Figure 7. Managed forests in three forestry districts of Brandenburg with different management strategies and climate scenarios: traditional forest management (Conserv. Managem.) and adaptive forest management (Adaptive Managem.); current climate (BASC) and two different climate change scenarios (SE15 and SE30). Forest types (types 1–6) initialized with forest inventory data in the year 1990. Types 1, 3, and 5 are Scots pine stands, types 2, 4, and 6 correspond to the potential natural vegetation of the district. The simulation results represent average biomasses of the years 2081–2100 from three age classes (initial stand age 25, 60 and 100 years) with 50 replications each.

smaller in the year 2100 (forest types 1, 3, and 5: 52 instead of 62 years).

#### 3.3.2. Climate change scenarios

The projected climate warming led to a significant decline in forest productivity, especially under the traditional forest management scenario. There was relatively little impact on simulated species composition, except for the site Angermünde, where beech did not grow anymore under the simulated climate change. At most sites, simulated growth reductions were considerably stronger under the scenario SE30 than under SE15, again this effect was more pronounced in the simulation experiment with traditional forest management.

#### 3.3.3. Forest management scenarios

Forest management strategies had a strong influence on simulated forest development of all investigated forest types, except for the beech forest at Marnitz. While the effect in terms of simulated species composition was most obvious for the base scenario, there was a greater impact on simulated forest productivity under the two scenarios of climate change: the adaptive forest management considerably mitigated the decrease in forest productivity under the scenarios SE15 and SE30. Whereas under traditional forest management there was almost a linear decrease in average biomass from BASC over SE15 to SE30, under the adaptive forest management there was no (Marnitz) or only little change in average biomass from BASC to SE15, and further increases in temperature under scenario SE30 had hardly any effect on forest production.

#### 4. Discussion

# 4.1. Sensitivity of natural forests in Brandenburg to climate change

At present, the forests of Brandenburg are dominated by managed Scots pine stands and natural forests are of

little relevance. However, there are at least two motivations to analyse the sensitivity of natural forests to climate change. First, modern forest management is increasingly recognizing the importance of a good understanding of natural forest dynamics, because management strategies are more effective if they integrate ecological knowledge. Second, forestry is currently aiming at increasing the share of mixed and deciduous forests in the state, in order to increase the productivity and biological diversity of forests and to reduce the risk of forest fires and insect infestations. Disturbances of this kind are mainly occurring in pure stands of pine in Brandenburg. Moreover, with an increasing importance of tourism and a high percentage of national parks and other protected landscapes in the state, forest reserves and amenity values of managed forests receive more attention than in the past.

Previous investigations have already pointed out that unmanaged forests in the area appear to be quite sensitive to climate change [25,29]. This study corroborated especially the high sensitivity of beech to a warmer and drier climate. Since the preliminary regional application of gap models by Lindner et al. [29], the methodology of the regional impact assessment has been considerably improved. The application of the simulation model on polygon elements increased the number of simulation runs but also the resolution of information about the simulated forest types. Furthermore, model extensions and new regional climate data sets have resulted in a higher correlation of simulated species composition under current climate with the map of PNV.

There was no perfect correspondence between simulated species composition and the PNV map. Some differences stemmed from the forest classifications that did not match each other in the model and the map of PNV. For example, there were two separate classes of rich and poor beech forests (which also included mixed beech–oak forests) in the PNV. Additionally, the forest classification of PNV was mainly based on floristic maps, it did not consider information on species abundances (e.g., pine–oak forests could be dominated by oak).

This study applied a new methodology to estimate regional climate and climate change scenarios. A realistic regional climate interpolation turned out to be very important for the ecological impact assessments in Brandenburg, because only small differences in annual precipitation led to fairly large shifts in the simulated distribution of beech, which has its natural range limit within the state. Similar effects are likely to occur at climatically determined ecotones and distribution limits of tree species and have also been discussed by other authors [15,33,36]. However, Bugmann [3] and Lasch and Lindner [25] have pointed out that due to threshold effects, the formulation of drought stress responses in some gap models may be unrealistically sensitive to small variations in water availability. Therefore the strong sensitivity of beech to the precise amount of precipitation may also be attributed to some extent to the formulation of drought stress effects in FORSKA.

The simulation of species composition under both climate change scenarios emphasized this sensitivity. The complete disappearance of beech in Brandenburg was due to the strong decrease of precipitation in both climate change scenarios. The similarity of simulated species composition in both cases could be explained by comparable drought stress in both scenarios, because in scenario SE30 the stronger increase of temperature was coupled with an increase of precipitation in comparison with SE15.

#### 4.2. Sensitivity of managed forests

Forest management needs to respond to climatic change, because projected shifts in the natural species composition (as indicated by the simulated PNV) will restrict the choice of suitable species that can be cultivated at a specific location in the future. Furthermore, the productivity of existing and future forest stands will also be influenced by changes in climate. While most species in the investigated forest stands tolerate the projected scenarios of climate change, there are clear responses in terms of simulated biomass production. The comparison of alternative management scenarios indicates that an adaptive management can compensate to some extent for the reduced productivity of drought sensitive species. However, even the stress tolerant pine responds to the scenario SE30 with reduced biomass production. Nevertheless, forest management retains a considerable choice of management options under both investigated scenarios of climate change. Depending on local preferences for timber assortments and non-wood forest values, different management strategies are feasible.

#### 4.3. Regional impact assessment

The application of regional differentiated climate scenarios improves the potentials of regional impact analyses in comparison with previous impact studies and allows regional oriented statements about impacts. For instance, regional differences in precipitation decrease in the climate change scenarios could result in regional specific changes of PNV. However, in the presented investigation this effect was overlaid by the disappearance of beech, which lost competitiveness even with a small decrease in precipitation.

The simulation results in this study suggest that the assessment of impacts of the projected climate change scenarios may be quite different depending on whether the long-term shifts in potential natural species composition or the short to medium-term (110 years) impacts in managed forests are analysed. While simulated long-term impacts of climate change on the potential natural forest composition showed drastic changes in species composition in Brandenburg under both scenarios of climate change, the analysis of impacts in managed forests indicated that the impacts until the year 2100 were less severe. Furthermore, forest management had a strong influence on forest development and an adaptive management strategy was able to reduce the negative impacts of climate change on forest production. Some differences between impacts in natural and managed forests can be attributed to the time scale of the investigations. It can be assumed that the response phase of forests to climate change is longer than the investigated 110 years until the year 2100. It is recommended to prolong the simulation time in the case of management simulations.

Both types of impact analysis are valuable for forest planning and practical forestry. While PNV projections indicate how tree species respond to the changes in environmental conditions, by means of the management scenarios it is possible to analyse how management strategies can be modified in order to improve the adaptation of the forests to the changing climate. Furthermore, the simulation of adaptive forest management strategies may also outline the limits of mitigation and adaptation strategies in forest management under climate change.

#### References

- D. Botkin, Forest Dynamics: An Ecological Model (Oxford University Press, Oxford, 1993).
- [2] D.B. Botkin and R.A. Nisbet, Climatic Change 20 (1992) 87-111.
- [3] H. Bugmann, On the ecology of mountainous forests in a changing climate: A simulation study, Ph.D. thesis, ETH Zürich (1994).
- [4] H.K.M. Bugmann, Ecology 77 (1996) 2055-2074.
- [5] G. Bürger, Climate Research 8 (1997) 183-194.
- [6] U. Cubasch, K. Hasselmann, H. Höck, E. Maier-Reimer, U. Mikolajewicz, B.D. Santer and R. Sausen, Climate Dynamics 8 (1992) 55–69.
- [7] M. Flechsig, SPRINT-S: A parallelization tool for experiments with simulation models, PIK Report 47, Potsdam Institute for Climate Impact Research, Potsdam (1998).
- [8] H. Flohn, Das Problem der Klimaänderung in Vergangenheit und Zukunft, Erträge der Forschung, Vol. 220 (1985).
- [9] D. Gerold, Modellierung des Wachstums von Waldbeständen auf der Basis der Durchmesserstruktur, Diss. B, Technische Universität Dresden (1990).
- [10] F.-W. Gerstengarbe and P.C. Werner, Z. Meteorol. 39 (1989) 224– 226.
- [11] F.-W. Gerstengarbe and P.C. Werner, Meteorol. Zeitschrift N.F. 1 (1992) 285–289.
- [12] G. Glugla, Albrecht-Thaer-Archiv 13 (1969) 371-376.
- [13] R. Grote and F. Suckow, Forest Ecology and Management 112 (1998) 101–119.
- [14] D. Gyalistras, H. Von Storch, A. Fischlin and M. Beniston, Climate Research 4 (1994) 167–189.
- [15] A.J. Hansen, P.G. Risser and F. di Castri, in: Landscape Boundaries, eds. A.J. Hansen and F. di Castri (Springer, New York, 1992) p. 423.
- [16] IPCC, Climate Change 1995. Summary for Policymakers (Cambridge University Press, Cambridge, 1995).

- [17] R.E. Keane, P. Morgan and S.W. Running, FIRE-BGC A mechanistic ecological process model for simulating fire succession on coniferous forest landscapes of the northern Rocky Mountains, Research Paper, INT-RP-484, United States Department of Agriculture, Forest Service, Intermountain Research Station, Ogden, UT (1996).
- [18] F. Kienast, Landscape Ecology 5 (1991) 225-238.
- [19] F. Kienast and N. Kuhn, Vegetation 79 (1989) 7-20.
- [20] R. Koitzsch, Z. Meteorol. 27 (1977) 302–306.
- [21] H. Kramer, Waldwachstumslehre (Paul Parey, Hamburg, 1988).
- [22] N. Kräuchi, Modelling forest succession as influenced by a changing environment, Ph.D. thesis No. 10479, Swiss Federal Institute of Technology, Zürich (1994).
- [23] H.-D. Krausch, Potentielle natürliche Vegetation. Ökologische Ressourcenplanung Berlin und Umland – Planungsgrundlagen, UBA Texte, FB 90051 (Umweltbundesamt, Berlin, 1993).
- [24] W. Lahmer, D.I. Müller-Wohlfeil, B. Pfützner and A. Becker, GISbased hydrological modelling with the integrated modelling system ARC/EGMO, in: *Int. Conf. on Regionalization in Hydrology*, 10–14 March 1997, Braunschweig, Germany (1997) (accepted for IAHS publication).
- [25] P. Lasch and M. Lindner, Journal of Biogeography 22 (1995) 485– 492.
- [26] P. Lasch, F. Suckow, G. Bürger and M. Lindner, in: Past, Present and Future Climate Variability and Extremes: The Impacts on Forests, eds. M. Beniston and J. Innes (Springer, Heidelberg, 1998) p. 273.
- [27] R. Leemans and I.C. Prentice, FORSKA, A General Forest Succession Model (Department of Plant Ecology, Uppsala University, 1989).
- [28] M. Lindner, Developing adaptive forest management strategies to cope with climatic change, Tree Physiology (in press).
- [29] M. Lindner, H. Bugmann, P. Lasch, M. Flechsig and W. Cramer, Agriculture and Forest Meteorology 84 (1997) 123–135.
- [30] M. Lindner, P. Lasch and W. Cramer, Climatic Change 34 (1996) 191–199.
- [31] M. Lindner, R. Sievanen and H. Pretzsch, Forest Ecology and Management 95 (1997) 183–195.
- [32] P. Martin, Australian Journal of Botany 40 (1992) 717-735.
- [33] R.P. Neilson, Ecological Applications 3 (1993) 385-395.
- [34] C.D. Oliver and B.C. Larson, *Forest Stand Dynamics* (McGraw-Hill, New York, 1990).
- [35] I.C. Prentice, M.T. Sykes and W. Cramer, Ecological Modelling 65 (1993) 51–70.
- [36] A.M. Solomon, Oecologia 68 (1986) 567-579.
- [37] M. Stock and F. Toth, eds., *Mögliche Auswirkungen von Klimaänderungen auf das Land Brandenburg* (Potsdam Institute for Climate Impact Research, Potsdam, 1996).
- [38] R. Tüxen, Angewandte Pflanzensoziologie 13 (1956) 5-42.
- [39] K. Weise and U. Wendling, Archiv f
  ür Acker- und Pflanzenbau und Bodenkunde 18 (1974) 145–154.
- [40] G. Wenk and D. Gerold, in: Conference on Effects of Environmental Factors on Tree and Stand Growth (Berggießhübel/Dresden, IUFRO S4.0, 1996).
- [41] P.C. Werner and F.-W. Gerstengarbe, Climate Research 8 (1997) 171–182.

286

## Anlage 6

Estimation of the beginning and end of recurrent events within a climate regime

F.-W. Gerstengarbe, P. C. Werner Climate Research, Vol. 11, 97-107 (1999)

# Estimation of the beginning and end of recurrent events within a climate regime

Friedrich-Wilhelm Gerstengarbe\*, Peter C. Werner

Potsdam Institute for Climate Impact Research, Telegrafenberg, PO Box 60 12 03, D-14412 Potsdam, Germany

ABSTRACT: Exact knowledge of the temporal and spatial variations of the beginning, end and length of a quasi-periodic event can be of importance for estimating climate changes. An extended sequential version of the Mann-Kendall test is presented which makes it possible to describe such events in a statistically significant way and to represent these events in their temporal sequence. The usefulness of this procedure is demonstrated using 2 examples: rainy and dry periods in Northeast Brazil and the annual cycle of relative humidity in Central Europe.

KEY WORDS: Quasi-periodic events  $\cdot$  Extended sequential version of the Mann-Kendall test  $\cdot$  Rainy and dry periods  $\cdot$  Semi-arid regions  $\cdot$  Annual cycle of relative humidity

#### 1. BASIC IDEA

The investigation of time series is of particular importance for both meteorology and climatology. For example, in studying trends, variations, etc., the occurrence of recurrent events is often the subject of investigation. In such studies, it is of interest to determine as accurately as possible the beginnings, ends and variations of such events. These results can be used for the detection of climate changes and as basic information for the climate impact research. Examples of this are the beginning and end of rainy or dry periods in the tropics (Rao & Hada 1990), of monsoons (Wagner & Ruprecht 1975), or simply of the seasons in the Central European region.

For strongly periodic events, this problem can be solved using spectral analysis or well-known filter techniques. However, these methods are not applicable if the processes to be investigated are quasi-periodic, i.e. those which consist of a number of periodically recurrent events that vary in length of period (Olberg & Rakoczi 1984). In this case it is also impossible to objectively estimate the beginnings or ends of such events since there is a fuzzy transition from one event to the other. Thus, another method has to be found.

If we examine only 1 of these events, the describing parameter (e.g. daily sum of precipitation) can be characterized by a smoothed curve, and this curve can be interpreted as an oscillation with a length of 1 period (e.g. year). If we follow the curve from the bottom to the top of the oscillation, a point must be reached where the beginning of a trend can be established. Defining this point as the beginning/end of the event it is then possible to estimate this point in a statistically clear way. One well-known application often used in solving such problems is the estimation of the beginning of a trend using the sequential version of the Mann-Kendall test (Snevers 1975). The beginning of a trend is defined here as the (statistically sound) transition to an increase or decrease in the course of the event. To describe the temporal development of such beginnings of trends within a time series, the sequential version of the Mann-Kendall test has to be applied separately for each event. This procedure is not only ineffective, but it has a further disadvantage as illustrated in Fig. 1, which shows on the basis of decadal sums of precipitation the rainy and dry periods of the meteorological station Tamboril (4° 50' S, 40° 20' W; NE Brazil) from 1921 to 1930. The beginning of the dry period for each year was calculated on the basis of daily values using the sequential version of the Mann-Kendall test, and these dates are also shown in Fig. 1. One can see that the beginning varies from 11 May to 31 August within this

<sup>\*</sup>E-mail: gerstengarbe@pik-potsdam.de

short period of 10 yr, i.e. that this is a quasi-periodic and not a periodic process. Due to this fact, it is necessary to define the length and the position of each investigation period individually in order to solve the sequential version of the Mann-Kendall test. Each variation in the length or position of the investigation period leads to a variation in the result of the sequential version of the Mann-Kendall test. So this partially subjective method of solving the problem reduces the quality of the expected solution. Therefore, an attempt is made to replace the single sequential version of this test. The basic idea of this test can be described as follows:

- Determination of a common starting point from which to apply the sequential version of the Mann-Kendall test to all recurrent events within a time series;
- (2) Carrying out the test with changing interval lengths for the calculation of the beginning and end of the event;
- (3) Selection of the best statistical estimation of the point where the trend which defines the beginning or end of the event starts;
- (4) Re-run of the procedure by shifting the sequential version of the Mann- Kendall test to the next recurrent event;

(5) Continuation of the Steps (2) to (4) up to the end of the time series.

The complete algorithm is explained using an example in Section 3.

#### 2. MATHEMATICAL-STATISTICAL BASIS

#### 2.1. Sequential version of the Mann-Kendall test

The Mann-Kendall test is parameter-free and comes under the class of rank tests. By this test it is possible to estimate trends within time series. Although the sequential version of the Mann-Kendall test is frequently used, a short overview is given here in order to make the shifted sequential version easier to understand.

The sequential version of the Mann-Kendall test (Sneyers 1975, Taubenheim 1989) is used to test an assumption about the beginning of the development of a trend within a sample  $(x_1, ..., x_m)$  of the random variable X, based on the rank series R of the progressive and retrograde rows of this sample. The assumption (null hypothesis) is formulated as follows: the sample under investigation shows no beginning of a develop-



Fig. 1. Precipitation amounts for meteorological station Tamboril (NE Brazil), 1921–1930. (---) Smoothed rainy and dry periods. Dates (dd.mm): beginning of the dry period for each year (for explanation see text)

ing trend. In order to prove or to disprove the assumption, we use the following procedure:

(1) Definition of test statistic. As shown in the Mann-Kendall test (Mann 1945), the test statistic variable is calculated as

$$a = \sum_{i=2}^{m} R_i \tag{1}$$

where  $R_i$  is, for each element  $x_i$ , the number of precedent elements  $x_j$  (i > j) that are smaller than  $x_i$   $(x_i > x_j)$ , with i = 2, ..., m (size of sample) and j = 1, ..., i - 1.

In contrast to the Mann-Kendall test, which calculates this test statistic variable only once for the whole sample, the sample is separated into m - 1 subseries in the sequential version of the Mann-Kendall test (thus, the first subseries is composed of the sample values  $x_1$ ,  $x_2$ , the second of the values  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ , etc.), and the test statistic variable  $a_k$  is determined for each of these subseries, k. Thus, m - 1 test statistic variables are given as:

$$a_k = \sum_{i=1}^{k} R_i \tag{2}$$

where  $R_i$  is, for each element  $x_i$  of the subseries k, the number of elements  $x_j$  (i > j) such that  $x_i > x_{j_i}$  with i = 2, ..., k and j = 1, ..., i - 1.

(2) Calculation of the reduced variables. The introduction of reduced variables is necessary to use the Gaussian statistic in a simple way. For each of the m - 1test statistic variables of the rank series, a reduced variable  $u(a_k)$  may be calculated using the following equation:

$$u(a_k) = \frac{a_k - Ea_k}{\sqrt{\sigma_{a_k}^2}}$$
(3)

where  $Ea_k$  is the expected value of the respective subseries with

$$Ea_{k} = \frac{l_{k}(l_{k}-1)}{4}$$
 (4)

and  $\sigma_{a_k}^2$  is the respective variance given by

$$\sigma_{a_k}^2 = \frac{l_k(l_k - 1)(2l_k - 5)}{72}$$
(5)

For  $l_k \rightarrow \infty$  ( $l_k$  = length of the subseries k) the  $a_k$  are approximately of Gaussian type with  $u(a_k)$  as its test statistic.

(3) Determination of the beginning of a development of a trend. If the test statistic variables for all subseries are calculated according to Eq. (3), one obtains m - 1reduced variables for the so-called progressive rows,  $u_p$ . The corresponding rank series for the so-called retrograde rows,  $u_r$ , are similarly obtained for the resorted sample ( $x_m, ..., x_1$ ). The intersection point of the progressive and retrograde rows of the reduced variables gives the point in time of the beginning of a developing trend within the time series.

Thus, the intersection point  $s(t_i)$  at time  $t_i$  of progressive and retrograde series can be calculated

$$s(t_i) = t_i \text{ if } u_p(t_{i-1}) > u_r(t_{i-1}); \ u_p(t_i) \le u_r(t_i)$$
 (6)

or 
$$u_p(t_{i-1}) < u_r(t_{i-1}); \quad u_p(t_i) \ge u_r(t_i)$$
 (7)

= 0 otherwise

The null hypothesis (the sample is not affected by a trend) must be rejected if at least 1 of the reduced variables is greater than a chosen level of significance of the Gaussian distribution.

#### 3. SHIFTED SEQUENTIAL VERSION OF THE MANN-KENDALL TEST

#### 3.1. Basic principle

To describe the temporal sequence of beginnings and ends of recurrent events, the sequential version of the Mann-Kendall test should to be applied as often as necessary within the time series. This can be done by shifting the sequential version of the Mann-Kendall test from event to event over the whole time series. For this purpose, the length and the position of the investigation interval have to be defined. This must be done as objectively as possible. (One way to solve this problem is shown in Section 3.2). The beginning and end of each shifting interval have to be selected such that they are situated in an area between 2 recurrent events that shows no trend. The length of the shifting interval is calculated as the mean length of all recurrent events.

#### 3.2. Procedure

This new technique is further described using the sequence of dry and wet periods in semi-arid regions as an example. This was selected because the wet and dry periods are clearly separated from each other. The following question is to be answered: Is there a temporal variation in the beginning and end of the dry period for the region of the meteorological station Tamboril? The investigation carried out on the basis of daily sums of precipitation for the period 1921–1980.

Steps of the procedure:

(1) For each recurrent process, the number, *n*, of periods (events) within a selected time interval and the mean length, *l*, of the interval have to be selected based on the data.

With a time series of daily values for 60 yr with annually recurring events, n would be 60 and l would be 365 in the present case.

(2) The mean point of onset at the minimum or maximum of a recurrent phenomenon within the interval I is determined. For all i values within the interval (i = 1, ..., 365), the mean value is formed over the n periods (i.e. displacement steps). To avoid the inclusion of secondary minima and maxima in the calculation, the mean values are smoothed (for example, by means of a triangular filter adjusted to the length of the window). Subsequently, the minimum and/or maximum of the smoothed curve are used to calculate the mean point of onset.

Since the beginning and the end of the dry period are to be determined, the mean point of onset at the precipitation minimum is to be found. Therefore, it is necessary to calculate the 60 yr mean of the daily sums of precipitation.

After averaging (using a triangular filter with a length of 20% of the displacement interval), one finds the minimum on the 247th day, as can be seen in Fig. 2. This figure also shows that smoothing was necessary in order to avoid a selection of secondary minimum values, as for example between the 211th and 214th day.

(3) The sequential version of the Mann-Kendall test is applied with a 2-directional displacement step, to determine both the beginning and the end of each quasi-periodic event. For the first shifting of the sequential version of the Mann-Kendall test, the interval  $I_{\rm b}$  (b: beginning) runs from 1 to  $i_{\rm mi}$  ( $i_{\rm mi}$ : day of minimum value), for the second, the interval  $l_{\rm e}$  (e: end) runs from  $i_{mi}$  to l (see Fig. 3). In general, these intervals have to be successively extended. This is necessary in order to record the most statistically sound variant of a development of a trend, due to the fact that existing natural variations within the observed data could mean that secondary trends are caught. That is why the sequential version of the Mann-Kendall test has to be calculated for each event several times. For the beginning of an event, one can, for example, extend the interval by a maximum of  $l_{be} = l_e/2 = (l - i_{mi})/2$  (except for the first recurrent event of the time series). For the end, one can extend the interval to the *n*th displacement step by a maximum of  $l_{ee} = l_b/2 = i_{mi}/2$  (except for the last event of the time series) (e: expanded). The direction of extension, however, depends on whether the beginning and/or the end of a development of a trend is based on a minimum or a maximum. Using even longer intervals involves the risk that the development of trends which do not belong to the investigated displacement step will be recorded.

The sequential version of the Mann-Kendall test to determine the beginning of the dry period was calculated in the first step for the interval from the 1st to the 247th day. The interval was successively extended in 10 d steps.

Because  $l_{be} = (l - i_{mi})/2 = (365 - 247)/2 = 59$ , there are 6 extension steps  $n_{be}$ . This means that the sequential version of the Mann-Kendall test is further calculated for the intervals –9th to +247th, –19th to +247th, …, –59th to +247th day. The –9th day is equivalent to the 357th day of the previous year.

The sequential version of the Mann-Kendall test to determine the end of the dry period was calculated in the same way. The interval was also successively extended in 10 d steps. Because  $l_{ee} = i_{mi}/2 = 247/2 = 123.5$ , there are 12 extension steps  $n_{ee}$ . This means that the sequential version of the Mann-Kendall test is calculated for the interval 247th to 365th day as well as for the 247th to 375th day, etc. The 375th day is equivalent to the 10th day of the following year.

(4) The sequential version of the Mann-Kendall test produces an intersection point between the progressive and retrograde series for each interval which represents the beginning and/or the end of the investigated event. This is done for both Mann-Kendall tests (beginning and end of the event) and for each shift j (with  $j = 1, ..., n_{be} + 1$ , or  $n_{ee} + 1$  respectively). Assuming a minimum, Condition (6) is used to determine the beginning of a recurrent phenomenon; assuming a maximum, Condition (6) is used to determine the end of a recurrent phenomenon. Condition (7) is analogous (assuming a minimum or maximum, it is used to determine the end or beginning, respectively, of a recurrent phenomenon).

In the present example, the calculation leads to the result that, for the beginning of the dry period, there are 7 possible intersection points (6 extension steps + starting step) and, for the end of the dry period, there are 13 steps (12 extension steps + starting step).

(5) The test values are determined by the maximum value of the reduced variables  $u_p$  and  $u_r$  (according to Eq. 3) in the sequential version of the Mann-Kendall test performed for each extension step. Then the greatest calculated test value is selected. The intersection point of this extension step marks the most probable beginning of a development of a trend (beginning and/or end of a recurrent phenomenon).

For the recurrent event during 1923-1924 (3rd displacement step within the time series), the values for the mean point of the end of the dry period were calculated and are shown in Table 1.

As can be seen in Table 1, with the fourth investigation interval (Days 247 to 395) the level of significance steps over the 99% confidence interval of 2.326 of the Gaussian distribution. That means that a significant trend starts on the intersection point Day 386.



Fig. 2. Means of daily sum of precipitation at Tamboril over the 60 yr interval 1921–1980. Smoothed curve and minimum value obtained after averaging are also shown



Fig. 3. Principle of definition of investigation intervals.  $i_{mi}$ : day of minimum value; l: mean length of interval;  $l_b$ : 1 to  $i_{mi}$ ;  $l_e$ :  $i_{mi}$  to  $l_i$ ;  $l_{be}$ : maximum extension at beginning of event;  $l_{ee}$ : maximum extension at end of event (for explanation see text)

Table 1. Results of the determination of the mean point of the end of the dry period for Tamboril in 1923-1924

No.	Investigation interval (days)	Intersection point (day)	Test value
1	247-365	_	_
2	247-375	-	_
3	247-385	379	1.02
4	247-395	386	2.71
5	247 - 405	386	4.04
6	247-415	386	4.96
7	247 - 425	379	4.80
8	247-435	382	5.33
9	247-445	382	5.77
10	247 - 455	382	6.16
11	247-465	381	6.26
12	247-475	382	6.77
13	247-485	384	7.20

The same result can be seen for the investigation intervals with the numbers 5 to 13. The highest test value (7.20) was obtained for the investigation interval Days 247 to 485. In this interval, the intersection point is at Day 384, which is the 19th day of the following year (coincidentally, the intersection point is here in accordance with the last possible investigation interval). The good quality of the sequential version of the Mann-Kendall test is also shown by the fact that there are only small changes between investigation intervals. In Fig. 4, the results for the above example are presented and compared with the actual course of precipitation. One can see that the intersection points for the beginning and the end of the dry period correspond well with the actual distribution of precipitation. Similar results are obtained for all recurrent events within the time series.

(6) If one carries out this procedure for the *n* displacement steps of the time series, the calculated results describe the temporal behaviour of the beginning and the end of recurrent phenomena as well as the statistical soundness of the results for each displacement step.

The entire procedure described so far is calculated for the n = 60 present displacement steps. One obtains the results presented in Fig. 5, which shows the beginning and the end of the dry period from 1921 to 1980. A comprehensible result is obtained if the beginnings and ends of the dry period are distinctly separated from each other, which is the case in Fig. 5.

From these results further information can be obtained, for example:

- -lengths of recurrent phenomena (time between beginning and end)
- -mean beginning, mean end and mean length
- -range of variation of the before-mentioned values
- -temporal trends or fluctuations of beginning, end, and length

By means of the presented results, the climatology given in Table 2 can be obtained for precipitation in the Tamboril region.



Fig. 4. Beginning and end of the dry period at Tamboril in 1923-1924. The points of intersection of the sequential version of the Mann-Kendall test shows the beginning (156th day) and the end (384th day). Columns represent daily sums of precipitation



Fig. 5. Beginning (dotted), end (dashed) and duration (solid) of the dry period at Tamboril, 1921-1980

Table 2. Climatology of the dry period at Tamboril, 1921–1980

	Minimum	Maximum	Mean	Standard deviation (d)
Beginning	27 Apr	31 Aug	16 Jun	29.0
End	01 Nov	20 Mar	26 Jan	25.1
Length (d)	131	308	225	36.6

The linear trend indicated in Fig. 5 shows that the beginning of the dry period in 1980 starts 25 d later than in 1921. For the end of the dry period, a similar but weaker trend can be obtained (only 11 d difference between 1921 and 1980); therefore, the length of the dry period is necessarily decreasing. The climatological conclusion from this is that the duration of the dry period has shortened by about 2 wk in the course of the 60 yr between 1921 and 1980.

#### 4. AN INVESTIGATION OF RELATIVE HUMIDITY

#### 4.1. Problem definition

As described above the method can be used for the characterization of the temporal behaviour of recurrent events. Often these events are not clearly divided into separate periods, as discussed in Section 3.2. The behaviour of the relative humidity in Central

Europe is characterized by only a weakly structured annual course (as an example see Fig. 6, which shows the course for the Potsdam station). Two questions arise:

- Can the proposed method be used on weakly structured samples?
- Are there temporal developments within the annual cycles of the relative humidity for selected stations in Central Europe?

#### 4.2. Data

Daily mean values of relative humidity were available for 6 stations for the period 1901–1990. These stations are

Hamburg, Germany (53.55° N, 09.97° E; 22 m above MSL [mean sea level]), Potsdam, Germany (52.38° N, 13.07° E; 81 m above MSL), Prague, Czech Republic (50.10° N, 14.30° E; 381 m above MSL), Karlsruhe, Germany (49.03° N, 08.37° E; 112 m above MSL), Hohenpeissenberg, Germany (47.80° N, 11.02° E; 977 m above MSL), and Zürich, Switzerland (47.40° N, 08.60° E; 569 m above MSL). All data were tested for homogeneity by various methods in a preliminary investigation (Gerstengarbe & Werner 1993a). One of the findings was that some of the data series show nonhomogeneities within the period from 1940 to 1945 caused by a lack of measurements. These non-homo-



Fig. 6. Means of daily mean relative humidity at Potsdam over the 90 yr interval 1901–1990. Smoothed curve and minimum value obtained after averaging are also shown



Fig. 7. Beginning (dotted), end (dashed) and duration (solid) of the 'dry' period at Potsdam, 1901-1990

Station	Beg	linning	E	nd	Ler	ngth
	Mean	Trend (d)	Mean	Trend (d)	Mean	Trend (d)
Hamburg	8 Mar	-7.4	19 Sep	-3.8	195	3.6
Potsdam	2 Mar	-6.6	22 Sep	12.7	204	19.3
Prague	3 Mar	-1.8	12 Oct	4.6	223	6.4
Karlsruhe	21 Feb	5.1	13 Sep	27.0	204	21.9
Hohenpeissenberg	1 Mar	-2.3	30 Sep	21.1	213	23.4
Zürich	17 Feb	-0.5	13 Sep	16.4	208	16.9
			·• ••P			

Table 3. Means and trends of beginning, end and length of the 'dry' period for selected European stations over the period 1901–1990

geneities have been taken into consideration in the following investigations and interpretations.

#### 4.3. Results

The investigations were carried out as described above. The following results were obtained:

- Two periods were selected: the 'dry' period is longer than the 'wet' period and starts in March and ends in September (for example, the results for Potsdam station are shown in Fig. 7). For all stations, with variations of a maximum of 18.7 d at the beginning and 28.8 d at the end of the 'dry' period were found (see Table 3).

- All 3 parameters (beginning, end and length) of the 'dry' period show a trend (see Fig. 7). The mean tendencies for the 3 parameters and all stations are given in Table 3. For all stations, the beginning of the 'dry' period becomes progressively earlier over the 90 yr period (except for Karlsruhe). For the end, the inverse tendency (except for Hamburg) is obtained. The result of this is an extension of the length of the 'dry' period for all stations.



Fig. 8. Mean annual cycle of relative humidity for years with an early end (solid) and a late end (dashed) of the 'dry' period at Potsdam, 1901–1990. Interval for the end of the 'dry' period: A, early; B, late



Fig. 9. Absolute frequency of cyclonal circulation patterns between 141st and 160th day of the year (derived from the Grosswetterlagen of Hess/Brezowsky for Central Europe, 1901–1990)

- The observed trends lead to a change in the characteristic annual course of the relative humidity. An example is given in Fig. 8. The figure shows the mean annual course of years with a very early end of the 'dry' period and those with a very late end. The expected differences in the structures are clearly visible.
- In addition, one can see an inverse behaviour of the 2 mean annual courses between the 141st (21st May) and 160th (9th June) day of the year; within this interval the years with a late end of the 'dry' period are markedly wetter than those with an early end.

In general, these interpretations have to be followed by a discussion of the climatic reasons. For example, different circulation patterns could be a source for the estimated trends. This is confirmed by the fact that the cyclonal circulation patterns for this interval occur much more frequently in combination with the late end of the 'dry' period than for the early end (55.7% to 32.8%). If one examines the temporal behaviour of the cyclonal circulation patterns (Gerstengarbe & Werner 1993b) for the interval from the 141st up to the 160th day of the year, an increase of about 5 d (i.e. 25%) is seen (see Fig. 9). Simultaneously, a weakening of the pre-monsoonal weather period can be observed (Baur 1948, Gerstengarbe & Werner 1987). These results are in good agreement with the trends described above. This short interpretation is an example of how the results of the method can be used to detect and to discribe climate changes.

#### 5. CONCLUSIONS

Using examples it has been shown that the suggested methodology is suitable for describing the temporal development of recurrent events. The advantage of the shifted sequential version of the Mann-Kendall test is, on the one hand, its effectiveness in calculating the temporal development of beginnings and ends of events within recurrent processes, and, on the other hand, the better precision of the results due to the optimal determination of the beginnings and ends by using expanded calculation intervals. It is concluded that the method can be applied in all areas where similar questions occur. The most important thing is the 'right' treatment of the investigation series in regard to the selection of the starting conditions and/or the shifting algorithm. The benefit of this method is that the shifted sequential version of the Mann-Kendall test enables a statistically significant statement about the entire temporal development of a series.

The examples show that the suggested methodology represents an improvement in describing climate processes because the tendencies detected are often a result of changes in atmospheric circulation.

#### LITERATURE CITED

- Baur F (1948) Zur Frage der Echtheit der sogenannten Singularitäten im Jahresgang der Witterung. Ann Meteorol 12 Gerstengarbe FW, Werner PC (1987) Ist der Baur'sche Kalen-
- der der Witterungsregelfälle heute noch gültig? Z Meteorol 37(5):263–272
- Gerstengarbe FW, Werner PC (1993a) Extreme klimatologische Ereignisse an der Station Potsdam und an ausgewählten Stationen Europas. Ber Dtsch Wetterdienst 186 Gerstengarbe FW, Werner PC (1993b) Katalog der Großwet-

Editorial responsibility: Hans von Storch, Geesthacht, Germany terlagen Europas nach Paul Hess und Helmut Brezowsky 1881–1992. Ber Dtsch Wetterdienst 113(4) Mann HB (1945) Non parametric test against trend. Econo-

- metrica 13:245–259 Olberg M, Rakoczi F (1984) Informationstheorie in Meteorolo-
- gie und Geophysik. Akademie-Verlag, Berlin
- Rao VB, Hada K (1990) Characteristics of rainfall over Brazil: annual variations and connections with the Southern Oscillation. Theor Appl Climatol 42:81–91
- Sneyers R (1975) Sur l'analyse statistique des séries d'observations. WMO Tech Note
- Taubenheim J (1989) An easy procedure for detecting a discontinuity in a digital time series. Z Meteorol 39(6): 344–347
- Wagner M, Ruprecht E (1975) Materialien zur Entwicklung des Indischen Sommermonsuns. Bonn Meteorol Abh 23

Submitted: July 23, 1997; Accepted: January 8, 1998 Proofs received from author(s): February 16, 1999

# Anlage 7

Implementation of a parallel version of a regional climate model *M. Kücken, U. Schättler* 

PIK Report No. 29, Oktober 1997

# PIK Report

# No. 29

# IMPLEMENTATION OF A PARALLEL VERSION OF A REGIONAL CLIMATE MODEL

by

M. Kücken & U. Schättler



POTSDAM INSTITUTE FOR CLIMATE IMPACT RESEARCH (PIK) This paper will also be published in:

Proceedings of the Seventh ECMWF Workshop on the Use of Parallel Processors in Meteorology, in press.

Autoren: Martin Kücken Department of Data and Computation Potsdam Institute for Climate Impact Research P.O. Box 60 12 03 D-14412 Potsdam, Germany Phone: +49-331-2781-141 Fax: +49-331-2781-204 E-mail: Martin.Kuecken@pik-potsdam.de

Ulrich Schättler Department for Research and Development German Weather Service P.O. Box 10 04 65 D-63004 Offenbach, Germany Phone: +49-69-8062-2739 Fax: +49-69-8036-1493 E-mail: uschaettler@dwd.d400.de

Herausgeber: Dr. F.-W. Gerstengarbe

Technische Ausführung: U. Werner

POTSDAM-INSTITUT FÜR KLIMAFOLGENFORSCHUNG Telegrafenberg Postfach 60 12 03, 14412 Potsdam GERMANY

Tel.:	+49-331-288-2500
Fax:	+49-331-288-2600
E-mail-Adresse:	pik@pik-potsdam.de

POTSDAM, OKTOBER 1997

#### Abstract

A regional climate model developed by the Max Planck Institute for Meteorology and the German Climate Computing Centre in Hamburg based on the "Europa" and "Deutschland" models of the German Weather Service has been parallelized and implemented on the IBM RS/6000 SP computer system of the Potsdam Institute for Climate Impact Research including parallel input/output processing, the explicit Eulerian time-step, the semi-implicit corrections, the normal-mode initialization and the physical parametrizations of the German Weather Service. The implementation utilizes Fortran 90 and the Message Passing Interface. The parallelization strategy used is a 2D domain decomposition. This report describes the parallelization strategy, the parallel I/O organization, the influence of different domain decomposition approaches for static and dynamic load imbalances and first numerical results.

#### 1. Introduction

The regional climate model used in this study and called REMO in the following is a meso- $\alpha$ -scale grid-point model for numerical climate prediction derived from the EM/ DM ("Europa-Modell", "Deutschland-Modell") of the German Weather Service, a model for numerical weather forecasting. For the parallelization we therefore have to solve almost the same problems as in parallelization approaches used in numerical weather prediction systems.

Above all these problems are:

- Organization of parallel input/output processing.
- Development of effective parallel implementations for the explicit Eulerian time-step, the semi-implicit corrections and the physical parametrizations based on a data parallel domain decomposition approach.

- Avoidance of load imbalances.

The original serial version of REMO is running on a shared memory vector architecture (Cray-C90) and is written in Fortran 77 code. This version of REMO is already parallel in the sense that it works under the Cray macrotasking control. The parallel version for distributed memory computers has been developed and optimized on an IBM RS/6000 SP (69 Thin nodes (66 Mhz POWER 2) with 128 MB RAM, 3 Wide nodes (66 MHz POWER 2) with 1 GB RAM, High-Performance Switch (40 MB per seconds, 39 usec latency), TB2 Adapter). The implementation was carried out by using Fortran 90 coupled with the Message Passing Interface (MPI) to create a portable parallel version which is also suitable for execution on other parallel platforms. Fortran 90 was chosen to ensure an efficient dynamic memory management.

#### 2. Parallelization of REMO

#### 2.1. The Parallel Programming Model

The parallelization strategy based on the parallelization approach used for the EM/DM, the 2D domain decomposition. Every processor sets up its partial problem by specifying the local data structures and initializing organizational variables. In principle every subdomain can be considered as a small region running its own model. The parallelization of the different parts of the adiabatic model for the EM/DM is described in [1]. Only the organization of the I/O management is an exceptional case. There are processor groups with different task specifications. These processors are working code parallel.

For the practical implementation we chose the MPI as a portable message-passing library. All MPI - and I/O - processes are written in C and are concentrated in separate subroutines. The clear dividing line between these subroutines and hardware independent subroutines provides an easy way to manage different hardware architecture features.

For processor communications we use nonblocking send and blocking receive MPI subroutines. Nonblocking send means that the I/O operation is only initialized and there is no need to wait for it to end. This causes less waiting time, the processor can continue its computation. Of course, the sending array is not reuseable until the end of the send operation. In practice this problem is solved by creating barriers for all processors after common communication points.

The time measurement was realized by using subroutines of the Fortran 90 library, namely rtc -- a subroutine for wall clock time (also real time) -- and etime -- a subroutine for user elapsed time (also CPU time). The implementation of the communication subsystem library used was the User Space (US) communication subsystem (the hardware is configured with its high-performance switch feature).

#### 2.2. Parallel I/O Organization

In REMO a huge amount of data is necessary for input as well as for output. For a 24 hour prediction in our actual model area (193 x 121 gridpoints, 20 vertical levels) the transfer of about 28 MB input data and 48 MB output data has to be realized. Additionally there is the choice to write restart files (180 MB). The prediction period reaches up to five years. These facts underline the importance of a good parallel I/O organization to ensure a reasonable speed-up of the whole model.

Every processor of the IBM RS/6000 SP has its own operating system and is able to perform I/O operations. In operational use of REMO it is necessary to distribute the initial data fields and the boundary data fields produced by a global climate model to all

processors corresponding to their subdomains. Furthermore it is necessary to write result output files, in our case typically every six hours.

Our model input files are given as binary packed records in the GRIB (gridded binary) format. That means that a processor cannot get its data from disk space in a direct way. At first it is necessary to analyse the structure of the GRIB file and later to decode this GRIB file to build up input arrays. Therefore, only a single node (input node, generally node zero) reads the whole GRIB file to its local memory. This node analyses the GRIB structure and sends single, but complete, GRIB fields to the other nodes which then are able to unpack the fields. After decoding every node distributes the data to all other nodes according to their subdomains. Then it returns a message to the input node that it is ready for receiving new unpacked arrays. If such a message is not present for the input node it also starts decoding GRIB fields and distributing them to the subdomains. But for the input node the distribution of GRIB data to the other nodes has a higher priority. After decoding of the whole GRIB file every node has completed its own input. The tasks of the input node and the other nodes are represented in Figure 2.1.

input node	other nodes
GRIB file input	
Analyse GRIB structure	
Send GRIB array	> Receive GRIB array
Unpack GRIB array	Unpack GRIB array
Send subdomains <	> Send subdomains
Receive own subdomains	Receive own subdomains

#### Figure 2.1. Tasks of the input node and the other nodes

In the case of a small number of nodes this approach ensures a balanced distribution of user elapsed time, but for a higher number of nodes the load of the processors becomes more imbalanced. Figure 2.2. shows the distribution of user elapsed time for 4 processor nodes and for 32 processor nodes in the case of the input of the GRIB code initial data (including 120 GRIB data arrays).



Figure 2.2. Distribution of user elapsed time for initial data input processing

When using a higher number of nodes a reason for a higher degree of imbalancing is the increasing impossibility of distributing all GRIB data arrays even to all processors.

Figure 2.3. shows the wall clock time for different numbers of processors in the case of initial data processing (6,7 MB input data).



Figure 2.3. Wall clock time for initial data processing

The maximum degree of parallelization depends on the number of GRIB data arrays. The unpacking subroutines themselves were not parallelized and it is not intended to do so. It
is our aim to avoid GRIB input files in the future by changing the preprocessing.

The model output consists of the calculated fields and of the restart data.

- Three output possibilities exist for these files:
- Output of binary files using a C subroutine.
- Output of binary, unformatted files using a Fortran subroutine.
- Output of binary GRIB files.

On the IBM RS6000/SP we prefer writing output files with C subroutines. It is the most efficient output method in UNIX operating systems and very simple to manage. No processor communication is necessary. Every node performs its own output and can go on working.

The problem then is that the output disk space does not contain the complete model area files but only node dependent subdomains of these arrays. Therefore, after the writing of all output files every node creates a new child process (fork subroutine) and this child process then starts a programm (execlp subroutine) for collecting the different parts of an array. Later these arrays will be dumped on a Tapelibrary 3494 with six drives. This sequence of output processing is not simply a transfer of work to post processing. The child process works together with the parent process in time sharing mode. That guarantees a better use of system resources, e.g. by overlapping of processor time and I/O time. The Tapelibrary dumps and compresses created files without also making any demands of processor ressources.

The writing of output files with Fortran subroutines is done in the same way. The difference between binary Fortran files and binary C files is a different internal file structure. The output as GRIB files ensures compatibility with Cray users. This output is realized in a similar way to the input of GRIB files, but in reverse mode. The GRIB code output, like the GRIB code input is unsuitable for use by parallel filesystems. But our current I/O approach supports also later use of parallel file systems without extensive modifications.

# 2.3. Dependence of load imbalances concerning different subdomain decomposition approaches

All area dimensioning parameters are defined in a separate control file. Therefore, these parameters can be changed in a very easy way without recompiling of any model source code. Before the model starts it is necessary to set different POE (partition manager) environment variables. These variables enable the specifications of such options as an input or output host file, methods of node allocation and processor count.

After the model starts every node is able to compute its own subdomain. Assuming a grid with N processors, where N = NX \* NY, it is possible by variation of NX (number of processors in east-west direction) and NY (number of processors in north-south direction) to ensure an optimal result for different model areas concerning the computing

time. It was our aim to investigate whether this way is suitable to obtain an acceptable load balance between all nodes without extensive source code modifications and enhancement of communication time. Two groups of load imbalances exist:

# - Static load imbalances

The impossibility to create in every case absolutely identical subdomains for all single node causes load imbalances in the explicit Eulerian time-step and the semi-implicit corrections. Furthermore, the surface data are concentrated over the continents only which causes an irregular grid point distribution (see Figure 2.4.).

# - Dynamic load imbalances

Many other sources for load imbalances are located in the physical part of REMO, above all in the computation of radiation and convection.

Our approach is a static one, it is not very well suited to handle dynamic load imbalances. The first test variant is a square domain decomposition (e.g. NX = 4, NY = 4), the second test variant is a rectangular domain decomposition over complete latitudes (e.g. NX = 1, NY = 16). Mainly our model area covers the area of South America and the Southern Atlantic (193 longitudes,121 latitudes, see Figure 2.4.).



Figure 2.4. Investigated model area

The results shown in Figure 2.5. illustrate the influence of these decompositions on the distribution of the user elapsed time for soil parametrization and for Eulerian integration.



Figure 2.5. Distribution of user elapsed time for Eulerian integration and soil parametrization

In the case of soil parametrization the square domain decomposition provides a very bad balance between different processors. This result was expected (see soil distribution in Figure 2.4.). Splitting up subdomains by distributing only latitudes to different nodes results in a much better balancing of elapsed time.

These facts do not apply to the Eulerian time step. The elapsed time distribution between processors is much more homogeneous generally. An explanation for the differences are the facts that the subdomains are not absolute identical and that the boundary lines of the total domain are treated differently in the algorithms than the grid points in the interior of the domain.

Because soil parametrization is less time consuming it follows that in the case of rectangular decomposition increasing time of Eulerian integration and the decreasing time of soil parametrization cancel each other out.

Finally a square decomposition provides better results than a rectangular decomposition. Figure 2.7. illustrates this fact. So we prefer a processor distribution which approximates a square decomposition. In this way only a best possible subdomain decomposition for the Eulerian integration scheme decides the issue.

Figure 2.7. and Table 2.6. show the scalability of a full prediction step of REMO in the

case of square decomposition and in the case of rectangular decomposition by use of up to 32 processors. The measured prediction step contains the Eulerian integration scheme, semi-implicite corrections, soil parametrization, radiation and convection. It is not representative for all prediction steps, because, e.g. the radiation is computed only every eighteenth time step.

From Figure 2.7. it can be seen that there is a superlinear speedup going from 4 to 12 processors. The reason for this is the memory requirement of the model. The serial REMO version needs a memory storage of more than 500 Megabytes. The IBM RS/6000 SP (thin) nodes only have 128 MBytes available, so if running on 4 nodes the operating system uses disk space to extend its memory (paging). This paging space makes it possible to run models with memory demands which are higher than real processor memory, but the price is a lot of additional I/O operations and an increase of wall clock time. Use of paging space is a very efficient method to maximize the work done by several tasks for given computer resources, but for time-critical applications it should be avoided generally. Using of smaller arrays for a higher number of processors gives also a better cache memory performance.

Figure 2.7. also shows a better scalability of the square subdomain decomposition. A reason for this is the reduced increase of communication time in relation to a rectangular decomposition. Finally the performance of the rectangular approach is limited by the number of latitudes.

Balancing of radiation and convection is still an unsolved problem. Convection varies spatially and temporally in an unpredictable manner. In our current parallelization approach there is no possibility to balance these variabilities. An attempt to balance the computation of daylight points of radiation represents the parallelization approach over latitudes. To decide the efficiency it is necessary to compute at least a one day prediction period (288 time steps). Every load imbalance is equivalent to an efficiency loss, the slowest processor determines the computation speed.

The load imbalances are adding over time steps, because at the end of every time step there is the need for synchronization points for all processors e.g. to compute semiimplicit corrections. On the other hand every attempt to minimize dynamic load imbalances can cause performance loss, too. Future work will investigate a load balance scheme which works with a global data base on a wide node and dynamic distribution of subdomains to the other processors (thin nodes), perhaps connected with another integration scheme, namely the finite element scheme. We will test these ideas to determine the cost of more communications and the influence of better numerical accuracy on prediction results.

Number of processors	rectangular decomposi- tion	square de- composition
4	365.2	377.2
8	122.1	126.2
12	66.0	50.8
16	48.6	37.1
20	45.0	31.8
24	39.2	27.3
28	35.5	24.0
32	37.3	19.8

Table 2.6. Measured wall clock times [seconds] of a full prediction step



Figure 2.7. Scalability of a full prediction step

# **3.** Conclusions

For a good performance of a parallel program a good performance of I/O operations is absolute essential. A factor for efficient input/output processing is the suitability of I/O files for parallel file processing algorithms. GRIB files are not very suitable for parallel I/O processing. Therefore we try to avoid the use of them as far as possible.

A still unsolved problem is the problem of load imbalances. With a static domain decomposition and fixed local data for every processor node it is impossible to balance unpredictable workloads. Static load imbalances are not so important and are better to manage. Future work will study the possibility to solve all balancing problems with only one approach, the approach of dynamical distributed subdomains to the nodes corresponding to their workload. This approach could also be a way to manage irregular grids.

# 4. Acknowledgements

We wish to thank our colleagues Ralf Podzun at the German Climate Computing Centre, Hamburg, Daniela Jacob at the Max Planck Institute for Meteorology, Hamburg and Detlev Majewski at the German Weather Service, Offenbach for making REMO 0.1 available as well as Detlef Hauffe, Uwe Böhm and Karsten Kramer at the Potsdam-Institute for Climate Impact Research, Potsdam for hints and help in carrying out parts of the practical implementation.

We also thank Axel Diehl at the German Weather Service for valuable suggestions concerning the GRIB code.

# 5. References

1. Ulrich Schättler and Elisabeth Krenzien, *Experiences on porting the "Deutschland Modell" of DWD to parallel platforms and first results*, Proceedings of the Sixth ECMWF Workshop on the Use of Parallel Processors in Meteorology

2. Arnold R. Krommer and Christoph W. Ueberhuber, *Numerical Integration on Advanced Computer Systems*, Springer-Verlag 1991

3. J. Drake and I. Foster, *Introduction to the special issue on parallel computing in climate and weather modeling*, Parallel Computing 21 (1995)

4. Ian T. Foster and Brian R. Toonen, *Load-Balancing Algorithms for Climate Models*, Argonne National Laboratory, Argonne, IL 60439

PIK Report-Reference:

No.	1	3. Deutsche Klimatagung, Potsdam 1114. April 1994,
		Tagungsband der Vorträge und Poster (April 1994)
No.	2	Extremer Nordsommer '92
		Meteorologische Ausprägung, Wirkungen auf naturnahe und vom Menschen beeinflußte
		Okosysteme, gesellschaftliche Perzeption und situationsbezogene politisch-administrative bzw.
		individuelle Maßnahmen (Vol. 1 - Vol. 4)
		HJ. Schellnhuber, W. Enke, M. Flechsig (Mai 1994)
No.	3	Using Plant Functional Types in a Global Vegetation Model
		W. Cramer (September 1994)
No.	4	Interannual variability of Central European climate parameters and their relation to the large-
		scale circulation
		P. C. Werner (Oktober 1994)
No.	5	Coupling Global Models of Vegetation Structure and Ecosystem Processes - An Example from
		Arctic and Boreal Ecosystems
		M. Plöchl, W. Cramer (Oktober 1994)
No.	6	The use of a European forest model in North America: A study of ecosystem response to
		climate gradients
		H. Bugmann, A. Solomon (Mai 1995)
No.	7	A comparison of forest gap models: Model structure and behaviour
		H. Bugmann, Y. Xiaodong, M. T. Sykes, Ph. Martin, M. Lindner, P. V. Desanker,
		S. G. Cumming (Mai 1995)
No.	8	Simulating forest dynamics in complex topography using gridded climatic data
		H. Bugmann, A. Fischlin (Mai 1995)
No.	9	Application of two forest succession models at sites in Northeast Germany
		P. Lasch, M. Lindner (Juni 1995)
No.	10	Application of a forest succession model to a continentality gradient through Central Europe
		M. Lindner, P. Lasch, W. Cramer (Juni 1995)
No.	11	Possible Impacts of global warming on tundra and boreal forest ecosystems - Comparison of
		some biogeochemical models
		M. Plöchl, W. Cramer (Juni 1995)
No.	12	Wirkung von Klimaveränderungen auf Waldökosysteme
		P. Lasch, M. Lindner (August 1995)
No.	13	MOSES - Modellierung und Simulation ökologischer Systeme - Eine Sprachbeschreibung mit
		Anwendungsbeispielen
		V. Wenzel, M. Kücken, M. Flechsig (Dezember 1995)
No.	14	TOYS - Materials to the Brandenburg biosphere model / GAIA
		Part 1 - Simple models of the "Climate + Biosphere" system
		Yu. Svirezhev (ed.), A. Block, W. v. Bloh, V. Brovkin, A. Ganopolski, V. Petoukhov,
		V. Razzhevaikin (Januar 1996)
No.	15	Anderung von Hochwassercharakteristiken im Zusammenhang mit Klimaänderungen - Stand
		der Forschung
		A. Bronstert (April 1996)
No.	16	Entwicklung eines Instruments zur Unterstützung der klimapolitischen Entscheidungsfindung
		M. Leimbach (Mai 1996)
No.	17	Hochwasser in Deutschland unter Aspekten globaler Veränderungen - Bericht über das DFG-
		Rundgespräch am 9. Oktober 1995 in Potsdam
		A. Bronstert (ed.) (Juni 1996)
NO.	18	Integrated modelling of hydrology and water quality in mesoscale watersheds
	4.0	V. Krysanova, DI. Muller-Wohlfeil, A. Becker (Juli 1996)
NO.	19	Identification of vulnerable subregions in the Libe drainage basin under global change impact
N I a	~~	V. Krysanova, DI. Muller-wonitell, W. Gramer, A. Becker (Juli 1996)
NO.	20	Simulation of soil moisture patterns using a topography-based model at different scales
N I a	04	DI. Muller-Wonlfell, W. Lanmer, W. Cramer, V. Krysanova (Juli 1996)
INO.	21	International relations and global climate change
Ne	<u> </u>	D. Sprinz, U. Luterbacher (TSLeu, July, Zhied, December 1996) Modelling the people import of elimete change on bread acels respective structure
INO.	22	wodening the possible impact of climate change on broad-scale vegetation structure -
		examples from Northern Europe
		w. Cramer (August 1990)

- No. 23 A methode to estimate the statistical security for cluster separation F.-W. Gerstengarbe, P.C. Werner (Oktober 1996)
- No. 24 Improving the behaviour of forest gap models along drought gradients H. Bugmann, W. Cramer (Januar 1997)
- No. 25 The development of climate scenarios P.C. Werner, F.-W. Gerstengarbe (Januar 1997)
- No. 26 On the Influence of Southern Hemisphere Winds on North Atlantic Deep Water Flow S. Rahmstorf, M. H. England (Januar 1977)
- No. 27 Integrated systems analysis at PIK: A brief epistemology
   A. Bronstert, V. Brovkin, M. Krol, M. Lüdeke, G. Petschel-Held, Yu. Svirezhev, V. Wenzel (März 1997)
- No. 28 Implementing carbon mitigation measures in the forestry sector A review M. Lindner (Mai 1997)
- No. 29 Implementation of a Parallel Version of a Regional Climate Model M. Kücken, U. Schättler (Oktober 1997)

# Anlage 8

A method for the statistical definition of extreme-value regions and their application to meteorological time series

*F.-W. Gerstengarbe, P. C. Werner Z. Meteorol., 39 (1989) 4, 224-226* 

#### Originalmitteilung

# A method for the statistical definition of extreme-value regions and their application to meteorological time series

By F.-W. Gerstengarbe and P. C. Werner

With 4 Figures

#### Introduction

The investigation of the behaviour of extreme values is of great importance for climate research. Today different methods are used to solve extreme-value problems, e.g. the presentation of extreme values by particular distribution functions (Gumbel, Jenkinson etc.) or the limitation of extreme-value regions by the definition of a limit (quantile values etc.). With the latter method all values below or above the limit are defined as extreme events. The disadvantage of this method is that the definition of the limit is more or less arbitrary, as long as physical limits are not available. To remedy this disadvantage a new method is presented which allows a region in statistical terms of extreme values to be defined which is entirely separated from the remainder of the examined series.

#### Description of the method

As is generally known, the probability W of  $x_1 \leq x_w \leq x_2$  can be defined as the integral of the probability density function between the limits  $x_1$  and  $x_2$ :

$$W(x_1 \le x_w \le x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) \, \mathrm{d}x \tag{1}$$

From equation (1) it is evident that for a constant probability W and a simultaneously increasing probability density f the difference between the limits  $x_1$  and  $x_2$  must decrease and vice versa. Hence, within a sample arranged by the magnitude of the values  $(x_1 < x_2, \dots < x_x)$ , the magnitude of the difference between adjacent values is inversely proportional to the probability of the occurrence of the sample value. Therefore, the limit of an extreme-value region can be defined as the point beyond which the changes of the differences of a partial region are significantly different from those of the remaining region of the differential series. This is the point where an obvious development showing a tendency starts. Therefore, the definition of an extreme-value region is reduced to the estimation of the beginning of an evident development showing a tendency within the differential series of the arranged sample. A usual statistical test can be used to show that the extreme-value region is significantly different from the remainder of the series. The point where an evident development showing a tendency starts can be found by the sequential version of the MANN-KENDALL test (Sneyers 1975). For the sequential version of the MANN-KENDALL test the usual MANN-KENDALL test (based on rank series) is applied gradually in two directions: from the beginning of the series to its end and vice verca. The test variable defined for every time step i is

$$t_i = \sum_{k=1}^{i} R_k$$
  $i = 1, 2, ..., n-1$  (2)

 $(R_k = \mathrm{rank} \mathrm{number}).$ 

The graphical presentation of the reduced variable

$$u(t_i) = \frac{t_i - Et_i}{\sqrt{\sigma_{t_i}^2}} \tag{3}$$

for the directions and for every time step provides the point

of the beginning of an evident development showing a tendency.

$$Et_{i} = \frac{i \ (i-1)}{4} \quad (\text{mean value})$$

$$i = 2, \ 3, \ ..., \ n \qquad (4)$$

$$\sigma_{t_{i}}^{2} = \frac{i \ (i-1) \ (2i-5)}{72} \quad (\text{variance})$$

The point of intersection between the curves u (forward direction) and u' (backward direction) defines the beginning of a tendency if one of the curves exceeds the level of significance of a chosen level of error.

#### **Examples**

To illustrate the presented method a time series of the daily means of the equivalent temperature of the Potsdam station, covering the period 1893-1986, was chosen. The distribution of the 100 largest values between 1893 and 1986 is shown in Fig. 1. 85 per cent of the values appear in the period between 1951 and 1976! This climatically interesting fact must also be reflected in the occurrence of the extreme-value region. As explained above, the first step of this method is the sorting of the series by magnitude. If the extreme-value region of the largest or smallest values of the series is determined, the differences must be examined in rising or falling direction.



Fig. 1. 100 of the greatest daily means of the equivalent temperature, Potsdam 1893-1986

Abb. 1. 100 größte Tagesmittel der Äquivalenttemperatur, Potsdam 1893–1986

Fig. 2 shows the 100 largest values of the equivalent temperature, arranged by magnitude, for the two periods 1893-1986 and 1893-1939. This Figure shows that the curves are very different from each other and that they assume an increasingly flattened slope with decreasing the equivalent temperature.

Fig. 3 presents the result of the sequential version of the MANN-KENDALL test applied to the series of differences (period



Fig. 2. 100 of the greatest and arranged daily means of the equivalent temperature of the periods 1893-1986 (solid line) and 1893-1939 (dashed line), NE=limit of the "natural extreme-value region"

Abb. 2. 100 größte geordnete Tagesmittel der Äquivalenttemperatur für die Zeiträume 1893–1986 (durchgezogene Linie) und 1893--1936 (gestrichelte Linie), NE--Grenze des "natürlichen Extremwertbereichs"



Fig. 3. Result of the sequential version of the MANN-KENDALL test of the differences of the greatest and arranged daily means of the equivalent temperature: reduced variable u (solid line), reduced variable u' (dashed line), level of error (plotted line) Abb. 3. Ergebnis der progressiven Analyse für die Differenzen der größten geordneten Tagesmittel der Äquivalenttemperatur: reduzierte Variable u (durchgezogene Linie), reduzierte Variable u' (gestrichelte Linie), Fehlerschranken (punktierte Linie)



Fig. 4. 100 of the smallest and arranged daily means of the equivalent temperature for the periods 1893-1939 (solid line) and 1940-1986 (dashed line)

Abb. 4. 100 kleinste geordnete Tagesmittel der Äquivalenttemperatur für die Zeiträume 1893–1939 (durchgezogene Linie) und 1940–1986 (gestrichelte Linie)

1893 - 1986). The solid line represents the results of the reduced variable u and the dashed line those of the reduced variable u'. Additionally, the point of intersection between the curve of the reduced variable u and the limits of the 1-per-cent and 5-per-cent level of error are marked by thin lines. The so-called "natural extreme-value region" (NE) includes 13 values and the point of intersection corresponds to 62.9 °C.

All results covering the periods 1893–1939, 1940–1986 and 1951–1980 are contained in Table 1. The interpretation of Tab. 1 is rather simple recalling that 85 out of the 100 largest values are placed between 1951–1976 (Fig. 1). Therefore, the results of the periods 1893–1986, 1940–1951 and 1951–1980 are the same and only the period 1893–1939 deviates largely from the others. This method very well reflects the behaviour of extreme values.

As the second example, the extreme-value region for the lowest daily means of the equivalent temperature is estimated. The procedure is the same as in the first example. But the examination is limited to the two periods 1893-1939 and 1940-1986. Fig. 4 shows the 100 smallest values of the equivalent temperature, arranged by magnitude, for the two periods mentioned. The result is similar to that of Fig. 2: The curves differ from each other and assume a *flattening ascent* with growing values of the equivalent temperature. Tab. 2 shows the result of the sequential version of the MANN-KENDALL test. The values of the equivalent temperature for the "natural extreme-value region" are nearly equal  $(-13.9 \, ^\circ C \text{ and } -13.6 \, ^\circ C)$  for the two

#### Table 1

Results of the sequential version of the MANN-KENDALL test of the differences of the largest and arranged daily means of the equivalent temperature for several periods

Period Natural extreme-value region		eme-value region	Level of error = 5 per cent		Level of error = 1 per cent	
	Point of	T <sub>e</sub>	Point of	$T_{e}$	Point of	$T_{e}^{\dagger}$
	intersection		intersection	-	intersection	-
1893-1986	13	62.9 °C	8	65.0 °C	13	62.9 °C
1893 - 1939	17	55.3	25	54.2	<b>28</b>	54.0
1940-1986	13	62.9	8	65.0	13	62.9
(1951–1980)						

Table 2

Results of the sequential version of the MANN-KENDALL test of the differences of the smallest and arranged daily means of the equivalent temperature for several periods

Period	Natural extre Point of intersection	mevalue region $T_e$	Level of error Point of intersection	r = 5  per cent $T_e$	Level of erro Point of intersection	r = 1 per cent $T_e$
1893—1939	11	-13.9 °C	11	−13.9 °C	13	-13.7 °C
1940—1986	25	-13.6 °C	9	−15.8 °C	51	-11.5 °C

#### Table 3

Results of the KOLMOGOROV-SMIR	NOV test of the differences of the smallest daily
means of the equivalent temperature (	(extreme-value area-remainder of the series)

Range	Testing value D <sub>max</sub>	Level of error $D_{0,05}$	Level of error $D_{0.01}$
NE	0.3800	0.2668	0.3436
5 per cent	0.4000	0.3207	0.4026
1 per cent	0.3600	0.2387	0.2992

periods. But the frequency of extreme values within the "natural extreme-value region" is much more different: For the first period (1893-1939) there are only 11 values but for the second (1940-1986): 25!, meaning that the extreme-value region of the minimum values of the equivalent temperature is predominantly determined by the period 1951-1976.

As mentioned at the beginning of this paper, the separation of the extreme-value region from the remainder of the series must be safeguarded statistically. For instance, the KOLMOGOROV-SMIRNOV test can be used for this statistical estimation. Tab. 3 shows the results of the KOLMOGOROV-SMIRNOV test used with the second example. The statistical separation of the extreme-value region is safeguarded with the exception of one case (5 percent/D<sub>0.01</sub>). Similar results were shown in the first example.

#### Conclusions

The examples show that the described method can be used to estimate extreme-value regions of any data series. It should be noted that the number of extreme values within the extremevalue region is small as compared with the total number of values of the equivalent temperature time series.

For instance: example 2, period 1940-1986: extreme values = 25, total number of values = 17166, i.e. the number of extreme values amounts to 0.15 per cent of the total number of values. This means that the real extreme-value reach (i.e. NE) is smaller by one order of magnitude than hitherto assumed. But this does not mean that this small number of extreme values can be

neglected in statistical investigations! The precise assessment of the extreme-value region allows this knowledge to be included into all statistical investigations.

Another field of application of this method is climatic research. The example shows that between different periods there are important differences in the occurrence of extreme values. Hence, a more specific application of this method to long climatic time series can lead to a better knowledge on climatic changes. It was shown that the results of the periods 1893–1986 and 1951–1980 are equal. The period 1951–1980 is the currently used period of normals, i.e. the period of normals with more than 80 per cent of all extreme values during the analysed 94 years is considered to be the representative period, which illustrates that the definition, interpretation and use of such a period are very difficult.

#### References

Sneyers, R. (1975): Sur l'analyse statistique des séries d'observation, WMO TN 143

#### Address:

Dr. rer. nat. Friedrich-Wilhelm Gerstengarbe Dr. rer. nat. P. C. Werner, Meteorologischer Dienst der DDR, Meteorologisches Hauptobservatorium, Telegrafenberg, Potsdam, 1561

Manuskripteingang: 2.9.1988

# Anlage 9

A new validation scheme for the evaluation of climate model outputs

F.-W. Gerstengarbe, M. Kücken, P. C. Werner Climate Research, in review

# A new validation scheme for the evaluation of climate model outputs

Friedrich-Wilhelm Gerstengarbe<sup>1</sup>, Martin Kücken<sup>2</sup>, Peter C. Werner<sup>1</sup>

# <sup>1</sup> Potsdam Institute for Climate Impact Research Telegrafenberg, P.O. Box 601203, 14412 Potsdam, Germany <sup>2</sup> Center for Nonlinear Dynamics, Institute of Physics, University of Potsdam P.O. Box 601553, 14415 Potsdam, Germany

ABSTRACT: On the basis of an extended cluster analysis algorithm, a new validation method for the quality control of climate models is presented. This method allows the assessment of any parameter combination in space and time. As an example for the effectiveness of the algorithm, the results of two regional climate model versions were tested and interpreted.

KEY WORDS: Cluster analysis - Regional climate model - Model validation

E-mail: gerstengarbe@pik-potsdam.de

# **1. INTRODUCTION**

Climate is a highly complex system. Models to describe the climate system have therefore become more and more detailed. A problem that has been recently discussed is the evaluation of such models especially when they are very complex. The latest and most instructive overview on this field of investigation is given in the IPCC Report "Climate Change 2001". The report underlines that "The very complexity of climate models means that there are severe limits placed on our ability to analyse and understand the model processes, interactions and uncertainties" (see also Rind, 1999). In general, it is easy to define the error in simulations of single variables in a climate model. However, the validation of coupled variables or processes is a problem that has not yet been solved. To make progress in this field, a tool is presented which can be used to validate the complex behaviour of climate model results. The method is based on multivariate pattern recognition and provides measurement figures for quality evaluation that can be easily interpreted.

The spatial distribution and temporal development of the patterns serves to deduce information on possible sources of errors.

# 2. METHODS

The question that should be answered by the new method is the following: How well can a model represent complex parameter combinations of a climate regime?

To answer this question the following working steps (ws) are necessary:

- 1. Determination of the meteorological data to describe complex relations in space and time (for instance air temperature and dew point for the description of the thermo-hygric situation)
- 2. Derivation of characteristic parameters p from the meteorological data (e.g. means and standard deviations for each time step for the air temperature and the dew point)
- 3. Definition of a grid  $M = M_x \cdot M_y$  covering the investigation area (Europe); arrangement of an analysis data set on the grid points; selection of a investigation period (August - October 1995, 13 weeks)
- 4. Construction of a reference data set using the characteristic parameters of the analysis data set
- 5. Cluster analysis of the reference data set in space and time
- 6. Model simulation for the same investigation area and period and derivation of the same characteristic parameters
- 7. Point by point comparison between the clusters of the reference data set and the derived characteristic parameters of the simulation data set using a distance measure
- 8. Determination of the influence of the meteorological data (temperature or dew point) on the differences between the structures of the reference and simulation data sets

To realize working step 5, the non-hierarchical cluster analysis (Forgy, 1965) is used in an extended form (Gerstengarbe et al., 1999):

The aim of cluster analysis is the separation of several elements into homogeneous groups. In a first step an equal number of L elements  $e_i$  (with  $e_i = f(p_{i1}, ..., p_{iN})$ ; N - number of parameters) from a total of M elements (grid points) has to be distributed to a defined number of  $K_0$  clusters  $c_1, ..., c_k$  (initial partition) so that each cluster receives  $L = M/K_0$  elements as follows:

A so-called group centroid  $\overline{e}$  is then calculated for each cluster  $c_k$ . It is the cluster mean value using normalized parameters:

$$\overline{e}_{k} = \frac{1}{L} \sum_{i=(k-1)L+1}^{kL} e_{i}$$
(2)

The Euclidean distance (Steinhausen, Langer, 1977) between the elements and the centroid defines the following target function a(g) at each grouping step g:

$$a(g) = \sum_{k=1}^{K} \sum_{i \in k} |e_i - \overline{e_k}|^2$$
(3)

In this sense, each grouping step can be seen as a displacement of the element  $e_i$  into the cluster whose centroid is closest to  $e_i$ . Thus the target function can be made smaller:

$$a(g) \forall g \rightarrow \min$$
 (4)

This procedure is repeated until a local minimum of the target function is reached.

Gerstengarbe and Werner (1997) have developed a procedure to test the quality of cluster separation as follows. After having reached the local minimum, each cluster contains a certain number of elements. Each element is defined by n parameters, that is, it is located in an n-dimensional parameter space. Hence, each cluster is represented by a scatter plot of elements in the parameter space. Overlaps may occur between the scatter plots of individual clusters. This means that the parameter space of a cluster a may pass into that of cluster b. The number of parameters in the common space of two clusters can be defined as overlaps of cluster a with respect to cluster b:

$$O_{a,b} = \sum_{i_a=1}^{L_a} \sum_{i_b=1}^{L_b} \sum_{j=1}^N o_{i_a,i_b,j} a, b = 1, ..., k a \neq b$$
(5)

with

$$O_{i_{a},i_{b},j} = \begin{cases} 1 \ p_{i_{b},j} \ge p_{i_{a},j} \\ 0 \ p_{i_{b},j} < p_{i_{a},j} \end{cases}$$

The maximum possible number of overlaps between clusters a and b is denoted as follows:  $O_{a,b}^{\max} = NL_{a}L_{b}$  ( $L_{a}$  - number of elements in cluster a,  $L_{b}$  - number of elements in cluster b). This number is reached if both clusters cover the same region in the n-dimensional parameter space. A statistically significant cluster separation depends on the number of overlaps. Student's t-test can be used to see whether  $\overline{O}$  and  $O^{\max}$  originate from the same basic population, where  $\overline{O}$ is the mean and  $O^{\max}$  the maximal possible number of overlaps of all combinations of cluster pairs.

The clusters can be separated only when the null hypothesis is rejected. In this case the following procedure must be performed additionally, otherwise the clustering has to start with another initial partition. The ratio  $\mathbf{v}_{a,b}$  of the actual to the maximum possible number of overlaps is determined for each cluster pair  $\mathbf{v}_{a,b} = O_{a,b} / O_{a,b}^{\max}$ .  $\overline{\mathbf{v}}$  is the mean of all  $\mathbf{v}_{a,b}$ . A statistically significant separation between a and b exists if  $\mathbf{v}_{a,b} < \overline{\mathbf{v}}$ . Where  $\mathbf{v}_{a,b} > \overline{\mathbf{v}}$  the quality of the separation still needs to be determined. The null hypothesis for this case is formulated as follows. The overlaps between two clusters a and b are not significantly different from the mean number of overlaps  $\overline{O}$ . For the confirmation or rejection of the null hypothesis, the following  $\chi^2$  test can be applied using the maximum possible number of overlaps  $\overline{O}$  and the mean of all actual numbers of overlaps  $\overline{O}$  of all combinations of cluster pairs:

$$\chi^{2} = \frac{(O_{a,b} - \overline{O})^{2} \cdot (2O_{a,b}^{\max} - 1)}{(O_{a,b} + \overline{O}) \cdot (2O_{a,b}^{\max} - O_{a,b} - \overline{O})}$$
(6)

with one degree of freedom. The result of this test can be interpreted in the following way. If the calculated  $\chi^2$  value is greater than a given threshold of significance, the frequency of overlaps exceeding the mean value  $\overline{O}$  differs significantly from the  $\chi^2$  value. The separation between the clusters a and b is therefore statistically not significant.

As mentioned above the cluster calculation must be started with a certain number of clusters (initial number). This number of clusters can influence the cluster result. Therefore, it is necessary

to estimate the optimum initial number of clusters.

The starting point for the calculation of the initial cluster number is the target function a(g). We know that the target function is constructed such that the partition for which the function reaches a minimum defines the best grouping of the clusters. Now we calculate the target function for an increasing number of initial clusters (for  $q = 2, 3, 4, ..., K_0$ ). We get a sequence of  $K_0$  independent target function values. This sequence can be incorporated in the following estimation of the optimum initial number of clusters. Realizing that each value of the target function corresponds to a specific initial number of clusters, we define the optimal initial number as the inflection point within the sequence of target function values where the trend of the target function values disappears and no further significant changes occur. This idea can be solved practically with the following steps:

- Calculation of the differences between consecutive values of the target function sequence and creation of a difference series  $d_i$  (i = 1, ..., m) with  $m = K_0 - 1$  values and
- applying the Pettitt test (Pettitt, 1979) to estimate the beginning of a trend (or inflection point) within the difference series.

Continuously increasing the initial number of clusters, the Pettitt test finally defines the position within the difference series  $d_i$  (of the target function values) which divides this series into one part with significant changes of the values and the other one without significant changes. This cluster number defines the optimal initial number of clusters which we finally use for the cluster separation.

With this optimal number the cluster analysis of the reference case (analysis data set) will be carried out. After clustering, the euclidic distance is used to relate the parameter combination of the model data set to the cluster of the reference data set that has the smallest distance to the group centroid. No error exists if the cluster number of a simulated field grid point agrees with the cluster number of the same grid point within the reference data set. If they do not agree, a grid point of the reference data set is assigned to cluster a and the same grid point of the simulated field via distance measure to a different cluster b. In this case the error still has to be calculated. As a simple rule, it can be said that the more the two clusters a and b of the reference data set are separated from each other, the greater the error is. So the number of overlaps  $O_{a,b}$  can be used to estimate this error. Thus, we proceed as follows:

1. Calculation of the ratio  $R_{a,b}$  from the current number of overlaps and the maximum number of overlaps between two clusters a and b of the reference data set

$$R_{a,b} = O_{a,b} / O_{a,b}^{\max}$$
<sup>(7)</sup>

2. Calculation of the maximum ratio  $R^{\max}$  of all possible combinations of  $R_{a,b}$ 

$$R^{\max} = \max (R_{a,b}) \quad \text{with} \quad a, \ b = 1, \ \dots, \ K \quad \text{with} \quad a \neq b \tag{8}$$

3. Calculation of the normed relative ratio  $Q_{a,b}^{norm}$  for the detection of errors with changing clusters

$$Q_{a,b}^{norm} = 100 \cdot (1 - R_{a,b} / R^{max})$$
 (9)

4. Determination of error classes according to table 1 and classification of the result.

Let us consider the situation that a grid point is assigned to cluster a according to the reference data and to a different cluster b according to the simulated data. In this case we can determine what parameters are mainly responsible for this error. They will be the ones with a smaller Euclidean distance to the cluster centroid of b.

# 3. APPLICATION OF THE METHOD TO THE VALIDATION OF CLIMATE SIMULATIONS

### 3.1. Model and data base

To test the method, two versions of a regional climate model were used. The first was the basic version of the non-hydrostatic model (LM1) of the German Weather Service DWD (Doms, Schättler, 1999) and the second the same model (LM2) with an improved adaptation of the surface air temperature and a newly adapted prognostic equation of the turbulent kinetic energy (Schättler and Doms, 2000). The working steps are:

- ws1 As meteorological variables, the air and dew point temperature in combination were selected to describe the thermo-hygric complex. These near-surface parameters were chosen because they are available both in the reference data set and the model data set.
- ws2 The derived parameters are the weekly means and variance of the metorological values. To ensure at least a minimal number of time steps (the complete data set has a length of only 3 months) an interval of one week was chosen. To describe the mean conditions and the range of variations of the meteorological values their first and second order moments were calculated.
- ws3 Figure 1 shows the location of the test area for the calculations. The period 1
   August 31 October 1995 was selected for the simulation runs with a grid size of 50 km.
- ws4 Analysis data on a 50 km x 50 km grid were used as a reference field (DWD,1999). (In this case the required independence between the reference field and the simulated field is reduced. This fact is negligible for the demonstration of the presented method).

# **3.2.** Tasks and execution

During the validation, four questions have to be answered.

- 1. How large is the difference between simulation and analysis (reference field) integrated over the investigated period of three months?
- 2. Are the results of the two model versions different?
- 3. How stable are the model versions during the simulation period?
- 4. How strong is the influence of the two meteorological parameters on the differences between simulation and analysis?

For the cluster calculation (ws5), we use four parameters per week (weekly means and variances for the air temperature and dew point) and 52 for the whole period of 13 weeks.

A simulation run with a duration of 13 weeks was carried out for each model. The statistical parameters were estimated for each week and each grid point (ws6).

To answer the first question, the simulation runs of LM1 and LM2 were compared grid point by grid point with the cluster results of the reference case (analysis) for the whole period (ws7). This comparison between simulation and analysis gives an idea of the existing cluster shifts. The shift intensity can be calculated by equation 9.

A comparison of the differences between the model versions provides an answer to question 2.

The stability of the model versions can be described by the temporal course of the spatially averaged  $Q_{a,b}^{norm}$  for each week between simulation and analysis.

As an example, a comparison of the temporal courses of LM1 run under different initial conditions provides information to answer question 3.

To solve question 4, the influence of each meteorological parameter has to be calculated as described in section 2 (ws8).

### 3.3. Results

The results discussed below are not intended as an assessment of the quality of any specific climate model but only as an example how well the newly developed method may be applied.

Figure 1a shows the deviations between the simulation carried out with LM1 and the analysis according to the error classes defined in table 1. In the ideal case (when the grid points of simulation and analysis are in the same cluster) the simulation exactly represents the mean conditions of the meteorological variables and only error class 0 (dark blue) occurs. One can immediately see that errors of different degrees occur (shading from light blue to red) if a shifting of cluster affiliation exists. The spatial error structure provides information about what may possibly hava caused them. For instance the errors that occur at the northern boundary of the Alps and in the mountain region of Scandinavia may have an orographic cause. Further, the differences occuring in areas from West to East over the North Atlantic can be attributed to certain characteristics of the internal model structure of LM1. The error analysis of the deviations over Central Europe is much more difficult since a clear reason for them could not be found initially. In this case, a more profound analysis of the model behaviour and the model structure is necessary. This is not part of these investigations.

The calculations of the LM2 version were carried out in the same way. The results are shown in Fig. 1b. In general, the spatial structure of the errors is similar to that discussed in the LM1 run.

The differences betweenthe two calculations make clear certain characteristics of the adapted surface air temperature and the newly implemented prognostic equation of the turbulent kinetic energy. In order to be able to compare the quality of different simulation runs, the mean error was determined for the entire area. The values 0.20 for LM1 and 0.16 for LM2 show that an improvement was achieved by these changes to the model.

Time behaviour is another important characteristic of models. For example, it is possible to investigate the period required to build up the full intensity of the model under changing initial conditions. For this reason, the temporal course of the error development for the LM1 model run was calculated twice where a) the starting point was the first week of the investigation period and b) the starting point was the fourth week, represented by a local maximum of the error in the first run. Figure 2 shows the mean errors of the entire area for each week up to a point where a significant difference between the two model runs no longer exists. In the fourth week (starting point of the second run), the error value of the first run is larger than that of the second run because of the distance to the initial conditions. A quick convergence between the two curves follows. In the 10th week the differences are negligible. This amount of time is necessary for the model to be independent of the initial conditions.

To answer the fourth question, the LM1 run was compared with the analysis for the complete investigation period. Fig. 3 shows the spatial structures of the influence of each meteorological parameter on the error model versus analysis. To get a clear overview three types were defined: 1. Grid points without cluster deviation (blue), 2. Grid points with cluster deviation mainly caused by the influence of the air temperature (red), 3. Grid points with cluster deviation mainly caused by the influence of the dew point temperature (yellow).

It is obvious that the error structure is primarily controlled by the dew point. This means that the model is not able to reproduce the humidity conditions correctly. More precise information can be obtained from the analysis of the temporal course of the influence measurement. It can clearly be seen in Figure 4 that the larger influence of the dew point temperature on the error is limited to the period between the first week and fourth week only. Later, the influence of surface air temperature and dew point temperature is similar.

# 4. CONCLUSIONS

It has been shown that the method presented here is suitable for describing complex relations (patterns) based on different parameter combinations. Using pattern comparison the differences between reference and simulation data set can be made visible in space and time. Additionally, one can estimate the influence of each single parameter on the error. Thus a tool is made available for the modeller to analyse simulations quickly and conveniently.

### LITERATURE CITED

- Doms G, Schättler U (1999) The non-hydrostatic limited-area model LM (LokalModell) of DWD Part I: Scientific documentation. Offenbach/M.
- DWD (1999) Meteorological Data Centre for BALTEX, EM3AN Analysis. Offenbach/M.
- Forgy EW (1965) Cluster analysis of multivariate data: efficiency versus interpretability of classifications. Biometrics 21: 768
- Gerstengarbe FW, Werner PC (1997) A Method to Estimate the Statistical Confidence of Cluster Separation. Theor Appl Climatol 57: 103-110
- Gerstengarbe FW, Werner PC, Fraedrich K (1999) Applying non-hierarchical cluster analysis algorithms to climate classification: Some problems and their solution. Theor Appl Climatol 64: 143-150
- IPCC (2001) IPCC third assessment report "Climate change 2001: The scientific basis". Geneva
- Pettit AN (1979) A Non-parametric Approach to the Change-point Problem. Applied Statistics 28: 126-135
- Rind D (1999) Complexity and Climate. Science 284: 105-107
- Schättler U and Doms G (2000) The non-hydrostatic limited-area model LM (LokalModell) of DWD Part III: User Guide. Offenbach/M.
- Steinhausen D, Langer K (1977) Clusteranalyse Einführung in Methoden und Verfahren der automatischen Klassifikation. Walter de Gruyter, Berlin, 411pp

Error class	$Q_{a,b}^{norm}$
0.00	≥ 0% <5%
0.05	≥ 5% <10%
0.10	≥ 10% <25%
0.25	≥ 25% <50%
0.50	≥ 50% <75%
0.75	≥ 75% <90%
0.90	≥ 90% <95%
1.00	≥ 95% ≤100%

Table 1. Definition of error classes

# FIGURES

Fig. 1. Spatial error distribution of the comparison a) LM1 versus analysis and b) LM2 versus analysis for the period 1 August 1995 - 31 October 1995

Fig. 2. Temporal development of the error behaviour of the model types LM1; full line - starting point 1st week, dashed line - starting point 4th week

Fig. 3. Spatial influence of the meteorological parameters surface air temperature (red) and dew point temperature (orange) on the error of the comparison LM1 versus analysis for the period 1 August 1995 - 31 October 1995

Fig. 4. Temporal development of the meteorological parameters surface air temperature (full line) and dew point temperature (dashed line) on the error of the comparison LM1 versus analysis for the period 1 August 1995 - 31 October 1995







Fig. 1b







Fig. 4