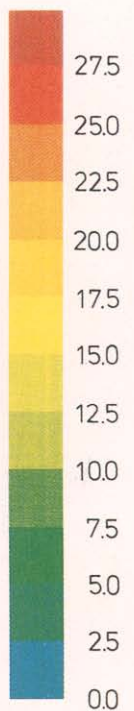
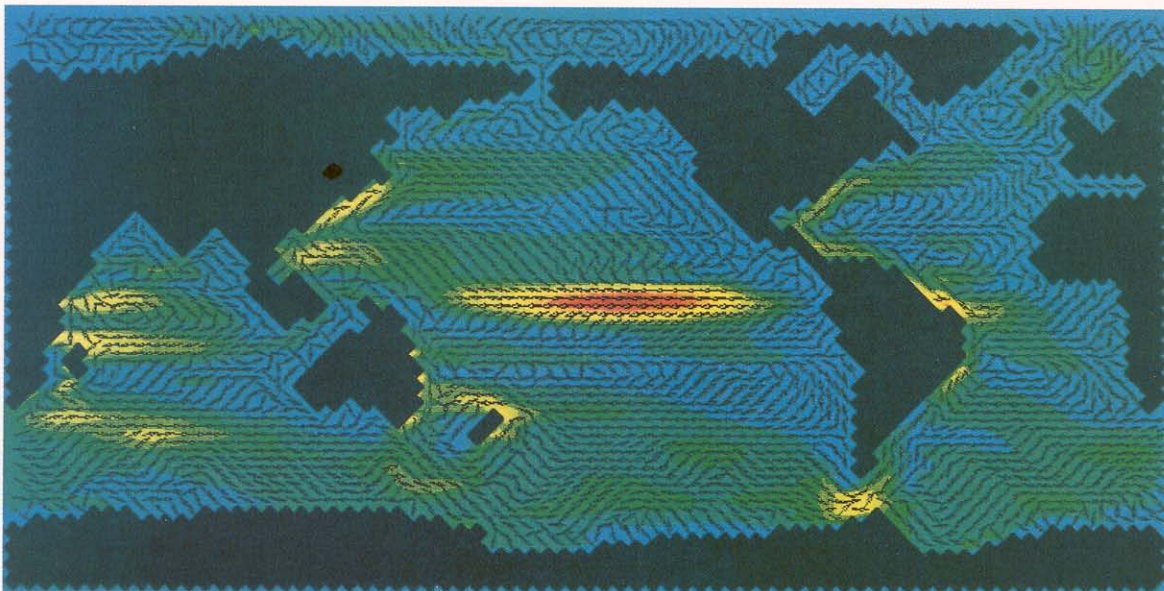


promet

1/2/3 '88

meteorologische fortbildung

Das Max-Planck-Institut für Meteorologie



cm/s

Herausgeber

Deutscher Wetterdienst

Hauptschriftleiter

Dipl.-Met. H.-D. Kirch

Redaktionsausschuß

Prof. Dr. A. Baumgartner (München)

Prof. Dr. J. Egger (München)

Prof. Dr. F. Fiedler (Karlsruhe)

Prof. Dr. H.-W. Georgii (Frankfurt)

Prof. Dr. H. Graßl (Geesthacht)

Dr. F. Kasten (Hamburg)

Dr. R. Paulus (Traben-Trarbach)

Dr. H. Reiser (Offenbach)

Dr. R. Simonis (Neustadt a. d. Weinstr.)

Prof. Dr. F. Wippermann (Darmstadt)

Zum Titelbild:

Oberflächenströmung des großskalig-geostrophischen Ozeanmodells (s. Beitr. 4). Die Pfeile bezeichnen die Richtung der Strömung und die Farbe ihre Geschwindigkeit.

promet erscheint im Selbstverlag des Deutschen Wetterdienstes - Zentralamt - Frankfurter Straße 135, 6050 Offenbach am Main. Bezugspreis pro Jahrgang (4 Hefte) im Abonnement DM 36,-, Einzelheft DM 10,-, Doppelheft DM 20,-, Dreifachheft DM 30,-. Für den Inhalt der Arbeiten sind die Autoren verantwortlich. Alle Rechte bleiben vorbehalten.

Druck: Weppert GmbH & Co. KG,
8720 Schweinfurt,
Zehntstraße 17

ISSN 0340-4552

Meteorologische Fortbildung

18. Jahrgang, Heft 1/2/3, 1988

Thema des Heftes:

Das Max-Planck-Institut für Meteorologie

(Fachliche Redaktion: K. Hasselmann, P. Lemke, Hamburg)

Beiträge:

- | | Seite |
|--|-------|
| 1 K. HASSELMANN, H. HINZPETER
Entwicklung und Zielsetzung des Instituts | 1 |

Klimadynamik

- | | |
|--|----|
| 2 K. HASSELMANN
Übersicht über die Klimadynamik (Beiträge 3-9) | 2 |
| 3 M. LATIF
Wechselwirkung Ozean-Atmosphäre in den Tropen | 4 |
| 4 J. OBERHUBER, K. HASSELMANN
Ozeanmodelle | 14 |
| 5 E. MAIER-REIMER
Kohlenstoffkreislauf und Klima | 22 |
| 6 M. HEIMANN
Atmosphärische und ozeanische Spurenstoffe | 29 |
| 7 K. HERTERICH
Modellierung des Paläoklimas | 37 |
| 8 P. LEMKE
Über die Wechselwirkung zwischen dem Meereis und der ozeanischen Deckschicht | 42 |
| 9 H. v. STORCH
Statistische Diagnostik von Feldzeitreihen | 49 |

Physik der Atmosphäre

- | | |
|---|----|
| 10 H. HINZPETER
Übersicht zur Physik der Atmosphäre (Beiträge 11-14) | 58 |
| 11 S. BAKAN, P. BECKER, A. CHLOND
Organisierte Konvektion in der planetaren Grenzschicht | 59 |
| 12 S. BAKAN, I. SCHULT
Strahlung in getrübbten Atmosphären und in Wolken | 70 |
| 13 G. PETERS
FM-CW-Radar zur Fernmessung des Wind- und Temperaturprofils in der unteren Atmosphäre | 74 |
| 14 J. BÖSENBERG
Fernerkundung des Wasserdampfes mit einem Zweifrequenz-LIDAR | 80 |

Kurzberichte

- | | |
|---|----|
| Smog-Wetterlagen mit hohem Ferntransportanteil (P. BRUCKMANN) | 85 |
| Aus dem Deutschen Wetterdienst
Der Smog-Warndienst beim Wetteramt Essen (K.-H. BOCK) | 91 |
| Die Bibliothek des Deutschen Wetterdienstes hat 150000 bibliographische Einheiten (H.-D. KIRCH) | 94 |
| Aus dem Geophysikalischen Beratungsdienst der Bundeswehr
Geophysikalische Einflüsse beim Einsatz der DO 28 OU im Rahmen des Umweltschutzes (R. v. HOLT) | 95 |
| Buchbesprechungen - Neuerscheinungen | 96 |

9

H. v. STORCH

Statistische Diagnostik von Feldzeitreihen

1 Statistische Fragen bei der Auswertung von Feldzeitreihen

Wichtige Aufgaben der Klimaforschung sind u. a. die Beschreibung der raumzeitlichen Statistik großräumiger atmosphärischer, ozeanischer und anderer geophysikalischer Felder, sowie die Interpretation der Physik der Klimakomponenten Atmosphäre, Ozean und Kryosphäre. Zu diesem Zweck werden beobachtete Vielkomponentenzeitreihen untersucht und mit Zirkulationsmodellen der Atmosphäre, des Ozeans und der Kryosphäre Simulationsrechnungen durchgeführt. Diese Untersuchungen stellen sich häufig als schwierig dar, weil das betrachtete reale bzw. simulierte System von komplexen Wechselwirkungen beherrscht wird und sehr viele Freiheitsgrade aufweist.

Man begegnet dieser Schwierigkeit dadurch, daß man in einem niederdimensionalen Raum ein einfacheres Modell formuliert, das die dominanten physikalischen Prozesse und ihre Wechselwirkungen adäquat beschreibt. Auf diese Weise gelangt man zu einer komprimierten Darstellung der zu beschreibenden Statistiken, insbesondere der 2. Momente, und zu einem Ersatzmodell anhand dessen sich die Physik des betrachteten Systems verstehen läßt.

Dieser allgemeine Gedanke soll im folgenden formalisiert werden. Dazu zerlegt man die zu untersuchenden multivariaten Zeitreihen $y(t)$ in die Summe

$$(1) \quad y(t) = X + x(t) + e(t).$$

Hierbei repräsentiert X den eventuell jahreszeitlich schwankenden mittleren Zustand. Er hängt im wesentlichen von den auf das Gesamtsystem wirkenden äußeren Faktoren ab – im Falle der Atmosphäre also etwa von der Intensität der Solarstrahlung oder der Albedo oder der Verteilung von Gebirgen und der Ozeanoberflächentemperatur.

Der zweite Term, die Zeitserie $x(t)$, beschreibt die natürliche Variabilität des Systems, die auf relativ einfache Weise durch einen Operator F beschrieben werden kann: $dx/dt = F(x)$. Hier sind die linearen Wellenprozesse oder die nichtlinearen Wechselwirkungen zwischen Grundstrom und langen Wellen oder der langen Wellen untereinander zu nennen.

Der letzte Term $e(t)$ steht für die Summe aller praktisch nicht vorhersagbaren hochfrequenten Störungen. Dieser Term, der in der statistischen Diagnostik als *Lärm* bezeichnet

net wird, umfaßt die Nettowirkung der nicht einfach beschreibbaren Faktoren. Dies sind die parameterisierten subskaligen Prozesse (z. B. Grenzschicht, Konvektion), die häufig, nicht nur wegen ihrer Verwendung von Schwellwerten, hochgradig nichtlinear sind, und die nichtlinearen Wechselwirkungen zwischen den langen und kurzen Wellen sowie der kurzen Wellen untereinander.

Die meisten Zirkulationsexperimente und viele Studien von beobachteten Vielkomponentenzeitreihen dienen

a) der Charakterisierung der natürlichen Variabilität des Systems, d. h. dem Verständnis des Differentialgleichungssystems

$$(2) \quad dx/dt = F(x)$$

oder

b) der Feststellung, ob anomale Randbedingungen (z. B. Temperatur der Ozeanoberfläche, Schneebelag, Orographie, Einstrahlung) oder veränderte Parameterisierungen zu einer Änderung des mittleren Zustandes führen, d. h. ob

$$(3) \quad X_N = X_A,$$

wobei der Index N den ungestörten Zustand markiert und A den durch anomale Randbedingungen veränderten Zustand.

Im Falle (a) stellt sich das Problem, daß der Operator F nur bekannt ist, wenn x das vollaufgelöste Feld aller beteiligten physikalischen Größen darstellt. Dann aber ist das System zu groß, um eine einfache Interpretation zu gestatten. Ist aber x z. B. das monatlich gemittelte Niederschlagsfeld, so liefert die Theorie keinen Operator F, und man ist gezwungen, einen geeigneten Operator aus den Daten zu schätzen. Liegen hinreichend viele Daten vor, so wird der geschätzte Operator stichprobenunabhängig, und seine Eigenschaften beschreiben das ursprüngliche Datenfeld x(t).

Im allgemeinen Falle spricht man von *Principal Interaction Pattern* (PIP)-Analyse. Der Spezialfall, daß der geschätzte Operator linear ist und weitere Vereinfachungen vorgenommen werden, wird als *Principal Oscillation Pattern* (POP)-Analyse bezeichnet. Der POP-Ansatz führt auf einfache stochastische Modelle, mit deren Hilfe man zu unterscheiden vermag zwischen der Wirkung stochastischer und damit unvorhersagbarer Anfachung und der durch interne Rückkopplungen der trägen Komponenten verursachten, prinzipiell vorhersagbaren Klimaschwankungen. Insofern verbindet der POP-Ansatz in schöner Weise die früheren stochastischen Modellierungen am Max-Planck-Institut für Meteorologie mit den neuen Untersuchungen mit hochauflösenden Modellen.

Der PIP/POP-Ansatz wird in den folgenden Abschnitten erörtert: In Abschnitt 2 wird die Idee der PIPs erklärt (HASSELMANN 1987), in Abschnitt 3 die der POPs (STORCH et al. 1987). Die Brauchbarkeit des POP-Konzepts wird in Abschnitt 4 anhand eines Beispiels (XU 1988) demonstriert. Nach der Identifikation eines signifikanten raum-zeitlichen Schwankungsmusters mit der POP-Analyse ist es oft sinnvoll, das gefundene Phänomen mittels anderer physikalischer Größen zu charakterisieren. Dies geschieht mit *assoziierten Mustern*. Diese Vorgehensweise wird in

Abschnitt 5 erklärt und am Beispiel von Abschnitt 4 dargestellt.

Im Falle (b) könnte man meinen, es reiche aus, die Differenz der zeitlichen Mittelwerte, \bar{y}_N und \bar{y}_A der Experimente N und A zu bilden. Wenn sehr lange Zeitreihen zur Verfügung stehen, ist diese Vorgehensweise korrekt, weil dann die Zeitmittel \bar{x} und \bar{e} sehr klein werden. Wenn aber, wie in den meisten Anwendungen, nur verhältnismäßig kurze Zeitreihen vorliegen, dann können die Zeitmittel \bar{x} und \bar{e} groß sein, so daß X_N und X_A deutlich von den Schätzungen \bar{y}_N und \bar{y}_A abweichen können. In diesem Falle muß ein *statistischer Hypothesentest* durchgeführt werden (Abschn. 6).

Hier stellt sich das oben erwähnte Problem, daß die ursprünglichen Daten zu viele räumliche Freiheitsgrade haben – die Anzahl der 2. Momente wächst mit dem Quadrat der räumlichen Freiheitsgrade. Dies bedeutet in der Regel, daß ein adäquater multivariater Test entweder aus technischen Gründen gar nicht durchgeführt werden kann oder mit einer unzureichenden Macht verbunden ist. Daher wird auch in diesem Fall ein niederdimensionales Modell konstruiert und der Hypothesentest auf jene wenigen Komponenten beschränkt, die von dem Modell dargestellt werden können. Eine ausführliche Erörterung geben STORCH und KRUSE (1985).

Hat sich eine Differenz $\bar{y}_A - \bar{y}_N$ als statistisch signifikant erwiesen, so stellt sich oft die Frage, inwieweit dieses *Signal* mit einer nennenswerten Auftretswahrscheinlichkeit (*Rekurrenz*) $P(y_A > X_N)$ oder $P(y_A < X_N)$ verbunden ist. Diese Wahrscheinlichkeiten werden in der Rekurrenzanalyse geschätzt bzw. getestet (Abschn. 7).

2 Principal Interaction Patterns (PIPs)

Bei der PIP-Analyse geht es darum, den Output des Systems (2) durch einen Zustandsvektor y_p zu approximieren, der im Gegensatz zum ursprünglichen Zustandsvektor y nicht viele Freiheitsgrade hat, sondern in einem linearen Unterraum variiert, der durch nur wenige Muster p_i aufgespannt wird:

$$(4) \quad y_p = \sum_{i=1}^n z_i(t) p_i = P^+ z.$$

(Eine mit einem hochgestellten +-Zeichen versehene Matrix bezeichnet die transponierte Matrix.) Dabei sollen die Zeitkoeffizienten $Z(t) = (z_i(t))$ dem folgenden Differentialgleichungssystem genügen:

$$(5) \quad dZ/dt = G(Z; a) + \text{Rauschen}$$

wobei G eine a-priori gewählte Operatorklasse ist mit freien Parametern a_i .

Das approximierte PIP/POP-Modell (5) kann

* zu diagnostischen Zwecken

* zur Vorhersage der Entwicklung des betrachteten Systems

* als Ersatz (= Modell) zum Studium der Sensitivität des Systems verwendet werden.

Wenn P ein Satz Vektoren ist, der (4), (5) genügt, dann werden die Vektoren NP in den meisten Fällen ebenfalls (4), (5) genügen, wenn N eine nichtsinguläre Matrix ist. Dies bedeutet, daß es für (4), (5) nur auf den aufgespannten Raum ankommt, nicht aber auf die speziell gewählten Basisvektoren p_i . Um die Wahl der p_i eindeutig zu machen, wird gefordert, daß der lineare Term G_1 in der Taylor-Entwicklung

$$(6) \quad G(Z,a) = G_0(0,a) + G_1(0,a) \cdot Z + \dots$$

Durch eine Diagonalmatrix gegeben ist.

Die unbekannt Parameter a_j und Muster p_i werden durch Anpassung der Feldzeitserie $y_p(t)$ an die Originalzeitserie $y(t)$ geschätzt. Dazu wird verlangt, daß die zeitliche Ableitung dy/dt möglichst gut durch dy_p/dt modelliert wird:

$$(7) \quad E = \langle \|d(y - y_p)/dt\|^2 \rangle = \langle \|dy/dt - P^+ G(Z,a)\|^2 \rangle = \min.$$

Dabei soll $G(\cdot, a)$ der Nebenbedingung (6) genügen. $\| \cdot \|$ bezeichnet eine quadratische Vektornorm $\|y\|^2 = y^T M y$ mit einer geeigneten Matrix M. $\langle \cdot \rangle$ steht für den Erwartungswertoperator (im Falle einer stationären Zeitserie) oder ein Zeitintegral.

Die Spalten von P, also die Vektoren p_i , werden *Principal Interaction Patterns* (PIPs) genannt.

Um (7) zu lösen, hat man E bezüglich des Parametervektors a und der Vektoren p_i zu variieren. Dies führt auf ein Gleichungssystem (HASSELMANN 1987), das im allgemeinen nichtlinear ist und nur näherungsweise gelöst werden kann. Solche Gleichungssysteme können mit Iterationsverfahren, wie sie in Programmbibliotheken bereitstehen, gelöst werden, jedenfalls solange die Anzahl der PIPs nicht zu groß und das System nicht zu pathologisch ist.

Zur Zeit wird das allgemeine PIP-Konzept anhand niederspektraler Modelle erprobt.

3 Principal Oscillation Patterns (POPs)

Die *Principal Oscillation Patterns* (POPs) bilden einen Spezialfall der PIPs. In diesem Falle wird auf die Reduktion der Anzahl der Freiheitsgrade, d. h. die Approximation von $y(t)$ durch $y_p(t)$, verzichtet:

$$(8) \quad y = y_p = P^+ Z.$$

Hier ist P abgesehen von der Nebenbedingung (6) unbestimmt. Der Operator G wird als linear in Z angenommen:

$$(9) \quad G(Z,a) = G_1(0,a) \cdot Z = AZ,$$

wobei der Parametervektor a der Einfachheit halber als quadratische Matrix A geschrieben wird. Ebenfalls der Einfachheit halber sei die Metrikmatrix $M = 1$.

Wegen (8) und der Linearität von G (9) hängt der Operator E (7) nur von der Parametermatrix A ab. Die Frechet-Ableitung DE von E bezüglich A ist:

$$(10) \quad [[DE](A)](h) = 2 \langle y_t^+ A^+ h y_t \rangle - 2 \langle y_t^+ h y_t \rangle,$$

wobei + die Matrixtransposition markiert und ' die Zeitableitung. Eine notwendige Bedingung für ein Minimum von E an der Stelle A ist das Verschwinden des Ableitungsoperators DE(A), d. h.:

$$(11) \quad [[DE](A)](h) = 0 \quad \text{für alle Matrizen } h.$$

Es gibt genau eine Lösung A für (11) und auch für (7):

$$(12) \quad A = C_1 C_0^{-1}.$$

Hier bezeichnet C_0 die Kovarianzmatrix von y_t und

$$(13) \quad C_1^* = \langle y_t^+ y_t \rangle.$$

Der Parametervektor $a = A$ ist damit fixiert. Die Festlegung der PIPs erfolgt mit der Nebenbedingung (6), $G = A =$ Diagonalmatrix. Um diese Bedingung zu erfüllen, hat man die Felder $y(t)$ darzustellen mit den Eigenvektoren p von A:

$$(14) \quad A p_i = r_i p_i$$

In der Praxis liegen meist diskrete Zeitserien vor, d. h. in (5) ist die Zeitableitung durch eine zeitliche Differenz zu ersetzen. Man gelangt so zu einem diskreten Modell:

$$(15) \quad Z_{t+1} = B Z_t + \text{Rauschen}$$

mit

$$(16) \quad B = C_1 C_0^{-1} \approx A - I$$

und

$$(17) \quad C_1 = \langle y_{t+1} y_t \rangle.$$

Die ortsabhängigen Eigenvektoren der Matrix B heißen *Principal Oscillation Patterns*. Man kann sie als *Normal Modes* des Systems (15) auffassen. In den meisten Fällen bilden die POPs eine vollständige lineare Basis, so daß jeder Zustandsvektor y eine eindeutige Darstellung besitzt:

$$(18) \quad y = \sum_{i=1}^n z_i p_i.$$

Die zeitabhängigen Skalare z_i heißen POP-Koeffizienten. Ihre zeitliche Entwicklung ist gegeben durch

$$(19) \quad z_i(t+1) = r_i \cdot z_i(t) + \text{Rauschen}$$

In den meisten Fällen ist die Matrix B nicht symmetrisch. Dann werden einige Eigenvektoren p_i , Eigenwerte r_i und POP-Koeffizienten $z(t)$ in konjugiert komplexen Paaren auftreten. In diesem Falle beschreibt (19) den stetigen Übergang vom Muster $\text{Re}(p_i)$ zu $-\text{Im}(p_i)$, zu $-\text{Re}(p_i)$, zu $\text{Im}(p_i)$ und schließlich zurück zu $\text{Re}(p_i)$. Die Dämpfungsrates der Amplitude ist durch den Betrag des Eigenwertes gegeben. Die Zeit (Periode) für einen vollständigen Umlauf ist eine Funktion nur des Quotienten von Imaginär- zu Realteil des Eigenwertes.

Abbildung 1 zeigt drei synthetische Beispiele komplexer POPs $p = p_1 + ip_2$: In der oberen Zeile ist $p_1 = \text{Re}(p)$ dargestellt, in der mittleren $p_2 = \text{Im}(p)$ und in der unteren wird das komplexe Muster p als Phasen/Amplitudendiagramm gezeigt. Die Muster in der linken Spalte beschreiben eine gleichförmige Wellenausbreitung nach rechts, die Muster in der mittleren Spalte eine stehende Welle und in der rechten Spalte eine sich im Uhrzeigersinn ausbreitende amphidromische Welle.

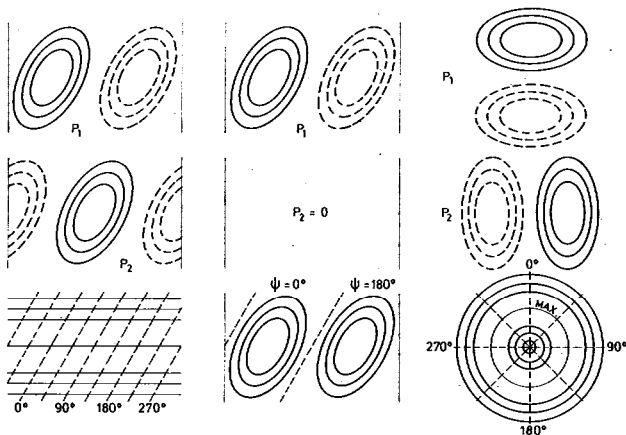


Abb. 1: (aus STORCH et al. 1987) Drei Prototypen von komplexen POP Paaren $p = p_1 + ip_2$ in verschiedenen graphischen Darstellungen:

Obere Zeile: $p_1 = \text{Re}(p)$; Positive (negative) Isolinien sind durchgezogen (gestrichelt)

Mittlere Zeile: $p_2 = \text{Im}(p)$

Untere Zeile: Darstellung mit Phasenlinien (gestrichelt) und Linien gleicher Amplitude (durchgezogen)

Linke Spalte: eine linear nach rechts wandernde Welle;

Mittlere Spalte: eine stehende Welle

Rechte Spalte: eine im Uhrzeigersinne rotierende amphidromische Welle.

4 Beispiel

Betrachtet wird eine Zeitserie von Monatsmittelwerten des südhemisphärischen Bodendrucks (SLP), die auf täglichen Analysen des südafrikanischen und des australischen Wetterdienstes basieren. Die Daten liegen auf einem $5^\circ \times 5^\circ$ -Gitter südlich von 15°S für die Monate Januar 1951 bis Dezember 1958 und April 1972 bis Juli 1983 vor.

Da die Variabilität des SLP in mittleren Breiten ungleich größer ist als in tropischen und subtropischen Breiten, wurden die Daten vor der POP-Analyse mit der lokalen Varianz normiert. Dies bedeutet, daß die normierten Felder an allen Gitterpunkten die zeitliche Varianz 1 haben.

Wir untersuchen die Daten im Hinblick auf ein ENSO-Signal (ENSO steht für El Nino/Southern Oscillation; s. Beitr. LATIF in d. Heft), wie es von van LOON und SHEA (1985) nahegelegt wurde. Sinnvollerweise erwartet man kein Signal in den höheren Breiten und auf Zeitskalen kürzer als 1 Jahr. Auf der Zeitskala länger als 5 Jahre zeigen die Daten einen Langzeittrend. Daher wurden die Daten entsprechend zeitgefiltert und nur Daten zwischen 15°S und 55°S analysiert.

Die POP-Analyse liefert eine Reihe komplexer Muster. Um zu entscheiden, welche der Muster tatsächlich mit einem oszillierenden Verhalten verbunden sind, werden die von jedem komplexen POP-Muster definierten Komponenten der Originalzeitreihe $y(t)$ als

$$(20) \quad z_{i,1}(t) \text{Re}(p_i) + z_{i,2}(t) \text{Im}(p_i)$$

dargestellt und dann die POP-Koeffizientenzeitreihen $z_{i,1}(t)$ und $z_{i,2}(t)$ kreuzspektreal analysiert. Ein oszillierendes Muster wird als (physikalisch) signifikant akzeptiert, wenn

* die POP-Koeffizienten in der Nähe der POP-Periode eine Phasendifferenz von etwa 90° und eine statistisch signifikante (90%-Niveau) Kohärenz aufweisen, und

* die e-folding-Zeit mindestens von der Größenordnung der POP-Periode ist.

Im Beispiel erweist sich ein komplexes Muster als physikalisch signifikant. Als charakteristische Zeiten ergeben sich eine e-folding-Zeit von 39 Monaten und eine Periode von 34 Monaten. Die erklärte Varianz beträgt 13%. Die POP-Koeffizienten z_1 und z_2 (aus Gründen der Übersichtlichkeit ist der Index i weggelassen) sowie deren Kreuzspektrealanalyse zeigen die Abbildungen 2 und 3: Man erkennt visuell, daß $z_1(t)$ die Zeitserie $z_2(t)$ um einige Monate führt. Tatsächlich beträgt die Phasendifferenz im Periodenbereich 20-40 Monate ungefähr 90° , und die Kohärenz ist hoch. Maximale Werte werden aber nicht bei der POP-Periode erreicht, sondern für 24 Monate, was an der diskreten Berechnung des Spektrums liegt.

Wenn man sich die Werte der Koeffizienten in Jahren mit kalten ENSO-Ereignissen (z. B. 1973/74 und 75/76) und mit warmen Ereignissen (z. B. 1957/58, 72/73 oder 82/83) ansieht, so erkennt man, daß ein Maximum (Minimum) von z_1 oft einem warmen (kalten) Ereignis um einige Monate vorangeht. Um diesen möglichen Zusammenhang abzusichern, wurden die Zeitserien der POP-Koeffizienten z_1 und z_2 mit einem ENSO-Index kreuzspektreal analysiert. Bekanntermaßen gibt es eine ganze Reihe äquivalenter ENSO-Indizes (WRIGHT 1984), wie etwa die Bodendruckdifferenz Darwin - Tahiti, die räumlich gemittelte Ozeanoberflächentemperatur (SST)-Anomalie im östlichen und zentralen Äquatorialpazifik oder die gemittelten Niederschlagsanomalien im zentralen Pazifik. Wir wählten den SST-Index, um den Zustand der Southern Oscillation mit einer anderen Variablen als dem Bodendruck, den wir in der POP-Analyse betrachten, zu quantifizieren. Man beachte auch, daß der SST-Index eine äquatoriale Größe ist, während die POPs Statistiken von Größen in den Subtropen und den mittleren Breiten sind.

Der Vergleich der z_1/z_2 -Koeffizientenkurven mit dem SST-Index (Abb. 2) legt nahe, daß die Kurven im betrachteten Spektralbereich kohärent sind. Tatsächlich beträgt die quadratische Kohärenz maximal 70% und liegt dabei klar oberhalb des 95%-Signifikanzniveaus (Abb. 3). Koeffizient z_2 führt die SST um etwa 45° , was etwa 3-4 Monaten entspricht.

Damit ist gezeigt, daß das POP-Koeffizientenpaar (z_1, z_2) selbst ein ENSO-Index ist, der aber im Gegensatz zu den üblichen Indizes bivariat und mit einem spezifiziertem

Zeitverhalten verbunden ist. Demnach besitzt das Paar (z_1, z_2) eine inhärente Vorhersagepotenz. Ob und inwieweit diese praktisch umgesetzt werden kann, wird z. Zt. untersucht.

Die Muster zeigt Abbildung 4: Um den stetigen Ablauf eines vollständigen Zyklus anzudeuten, werden nicht nur p_1 und p_2 gezeigt, sondern auch $-p_1$ und $-p_2$ sowie Zwischenstufen. Man erkennt, daß p_1 die wohlbekannte Signatur der Southern Oscillation hat: negative Druckanomalien über dem ganzen Pazifik und positive Anomalien über dem Indischen Ozean (vgl. Abb. 2 bei LATIF in d. Heft).

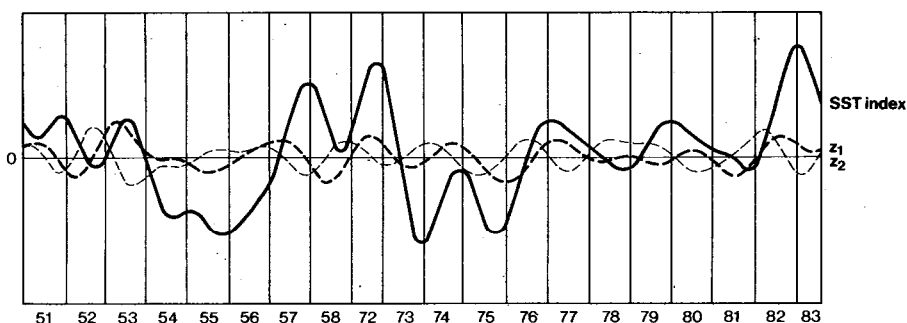


Abb. 2: Zeitserien der POP-Koeffizienten z_1 (dick gestrichelt) und z_2 (dünn gestrichelt), die aus monatlich gemittelten Bodendruckfeldern Januar 1951 bis Dezember 1958 und April 1972 bis Juli 1983 abgeleitet wurden, und des SST-Index der Southern Oscillation (durchgezogen; WRIGHT 1984). Trotz der zeitlichen Diskontinuität zwischen 1958 und 1972 erscheinen die Kurven glatt, da vor der POP-Analyse eine Zeitfilterung durchgeführt wurde, so daß Zeitskalen von weniger als einem Jahr oder mehr als 5 Jahren unberücksichtigt bleiben.

p_2 wird dominiert von einem Trog, der sich von 90°E bis 150°W hinzieht. Südlich des Troges finden sich Ostwindanomalien und südlich des Äquators im Bereich 180° - 150°W Westwindanomalien.

Das POP-Paar (p_1, p_2) beschreibt das langsame ostwärtige Wandern eines Tief- bzw. Hochdruckgebietes, das im Indischen Ozean erstmals auftritt, bis in den östlichen Pazifik.

Die hier betrachteten SLP-Daten wurden schon vorher von van LOON und SHEA (1985) mit einer *Composite-Analyse* daraufhin untersucht, inwieweit sich parallel zu den SO-Extremen großräumige SLP-Anomalien ausprägen. Die so gefundenen Muster sind den in Abbildung 4 gezeigten sehr ähnlich. Der Unterschied unserer Studie dazu ist, daß van LOON und SHEA (1985) einen SO-Index als Vorabinformation nutzten, wir aber als einzige a-priori-Annahme die ungefähre Zeitskala in die POP-Analyse einbrachten.

5 Assoziierte Muster

Nachdem mit der POP-Analyse einer Feldzeitreihe ein signifikantes Muster der raum-zeitlichen Variabilität identifiziert worden ist, stellt sich oft die Frage, wie sich das Signal in anderen Größen darstellt. Im vorherigen Beispiel wurde ein relevantes ENSO-Signal im südhemisphärischen SLP-Feld gefunden: Wie entwickelt sich die Ozeanoberflächentemperatur parallel dazu?

Zu diesem Zweck können *assoziierte Muster* für die andere Größe, im Beispiel also für die SST, bestimmt werden. Es wird zwischen den *associated composite patterns*, auf die wir hier aus Platzgründen nicht weiter eingehen, und den *associated correlation patterns* unterschieden, die wie folgt

definiert werden: Gegeben sei ein komplexes POP $p = p_1 + i p_2$ (der Übersichtlichkeit wegen ist der POP-Index weggelassen) und die Komponente (20) der Originalzeitreihe $y(t)$ in Richtung dieser POP, d. h. $z_1(t)p_1 + z_2(t)p_2$. Das assoziierte Korrelationsmuster einer anderen Variablen $v(t)$ ist das Musterpaar v_1 und v_2 , das

$$(21) \quad \|v(t) - z_1(t)v_1 - z_2(t)v_2\|$$

minimiert. Die Lösung von (21) ist punktweise gegeben.

Die Muster v_1 und v_2 dürfen so interpretiert werden: Wenn $y(t)$ die Folge $p_1, -p_2, -p_1, p_2, p_1$ realisiert, so folgt $v(t)$ simul-

tan mit $v_1, -v_2, -v_1, v_2, v_1$. Es bezeichne (z_i) die Standardabweichung von $z_i(t)$. Die assoziierten Muster v_i werden mit $\sigma(z_i)$ normiert, so daß $\pm v_i$ gefunden wird, wenn $z_i = \sigma(z_i)$.

Um den Zusammenhang der in Abschnitt 4 gefundenen POPs mit dem ENSO-Phänomen weiter aufzuhellen, wurden für das dort besprochene POP-Paar assoziierte Muster der SST ($40^\circ\text{S} - 60^\circ\text{N}$) berechnet. Die SST-Daten decken nur den Zeitraum 1972-83 ab und beinhalten nur 2 kalte und 3 warme Ereignisse. Man darf daher annehmen, daß die assoziierten Muster im Detail noch stichprobenab-

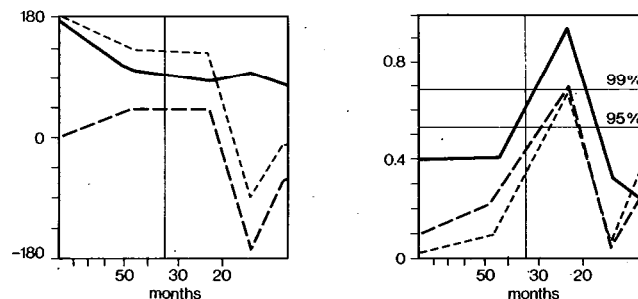


Abb. 3: Phasenspektren und Spektren der quadratischen Kohärenz der in Abbildung 2 gezeigten Zeitserien. Die dicke Linie bezieht sich auf den Zusammenhang zwischen den beiden POP-Koeffizienten z_1 und z_2 untereinander, die dick gestrichelte Linie auf z_1 und den SST Index und die dünn gestrichelte auf z_2 und den SST-Index. Die zu den angegebenen Signifikanzniveaus gehörigen kritischen Werte der quadratischen Kohärenz sind durch waagerechte Linien angedeutet. Die POP-Periode von 34 Monaten ist durch die senkrechte gestrichelte Linie markiert.

hängig sind. Aber die großskaligen Strukturen entsprechen dennoch dem, was man erwartet (Abb. 5).

v_1 zeigt das bekannte Muster eines ENSO-Extrems: Starke SST-Anomalien im zentralen und östlichen Äquatorialpazifik, die sich längs den Westküsten des amerikanischen Kontinents nach Süden und Norden ausbreiten. Schwache Anomalien gleichen Vorzeichens finden sich im Indischen Ozean, und schwache Anomalien umgekehrten Vorzeichens im äquatorialen Westpazifik, in Teilen des Nordpazifik und im Bereich der SPCZ. v_2 zeigt den Zustand eine halbe Periode vorher (Vorzeichen wie angegeben) bzw. eine halbe Periode später (umgekehrtes Vorzeichen): v_2 ist recht klein. Nur auf dem Äquator findet man ein kleines Minimum von 0.2° zwischen 150°W und 120°W . Das kleine Maximum im Nordpazifik ist möglicherweise nicht signifikant.

an allen betrachteten Gitterpunkten durchgeführt. Dieser Ansatz hat sich als methodisch unzulänglich herausgestellt, da man mit einem univariaten Test zwar die Wahrscheinlichkeit einer Fehlentscheidung an einem a-priori gewählten Punkt quantifizieren kann, nicht aber die Wahrscheinlichkeit einer Fehlentscheidung an einem oder mehreren von vielen Punkten (HASSELMANN 1979).

Korrekterweise hat man eine (multivariate) Entscheidung zu treffen, um das Risiko der abgegebenen Bewertung „Signal existiert / Signal existiert nicht“ zu quantifizieren. Heutzutage sind zwei Klassen von adäquaten stochastischen Entscheidungsverfahren in Gebrauch. Das erste Verfahren, das mit dem Namen LIVEZEY und CHEN (1983) verbunden wird, zählt die Anzahl der lokalen (univariaten) Zurückweisungen an allen untersuchten Punkten und berechnet die Wahrscheinlichkeit des Auftretens der



Abb. 4: Zeitliche Folge des POP Musters mit der Periode von 39 Monaten. Dem POP-Modell zufolge neigt die Atmosphäre dazu, die Musterfolge (von oben nach unten) innerhalb von 34 Monaten zu realisieren. Man beachte die Ähnlichkeit des p_1 -Musters mit dem klassischen Bild der Southern Oscillation.

6 Signalerkennung

Die Notwendigkeit, Resultate von Sensitivitätsexperimenten und von Untersuchungen beobachteter Zeitreihen mit statistischen Hypothesentests zu bewerten, wird seit Anfang der 70er Jahre in der meteorologischen Literatur diskutiert und ist inzwischen Allgemeingut geworden. In ozeanographischen Studien besteht dieses Problem nicht, da anders als in der Atmosphäre im Ozean das Verhältnis von Rauschen zu Signal in der Regel klein ist. Anfangs, und auch heute noch oft, wurden univariate Tests simultan

gefundenen Zahl unter der Annahme, daß kein von Null verschiedenes Signal existiert.

Die zweite Klasse von Verfahren geht auf HASSELMANN (1979) zurück. Diese Verfahren arbeiten in zwei Schritten. Im ersten Schritt wird die Anzahl der Freiheitsgrade durch Projektion der Originaldaten auf einige wenige *Guess Patterns* drastisch reduziert, wie etwa:

* problemunabhängige Muster: Kugelfunktionen (bei sphärischen Feldern; HANNOSCHOECK 1984, HANNO-

SCHÖCK und FRANKIGNOUL 1985, HENSE 1986), empirische Orthogonalfunktionen (STORCH et al 1985);

* problemabhängige Muster: Modellvorstellungen vereinfachender Theorie (HANNOSCHÖCK 1984, HANNOSCHÖCK u. FRANKIGNOUL 1985, FRANKIGNOUL u. MOLIN 1988a, FRANKIGNOUL u. MOLIN 1988b), Signale ähnlicher, statistisch unabhängiger GCM-Simulationen (STORCH 1987), statistisch unabhängige, beobachtete Anomalien (STORCH u. KRÜSE 1985; STORCH 1987; STORCH u. ZWIERS 1987) oder - im Falle von paläoklimatischen Studien - Gebiete mit adäquater Proxidatendichte (LAUTENSCHLAGER et al 1987).

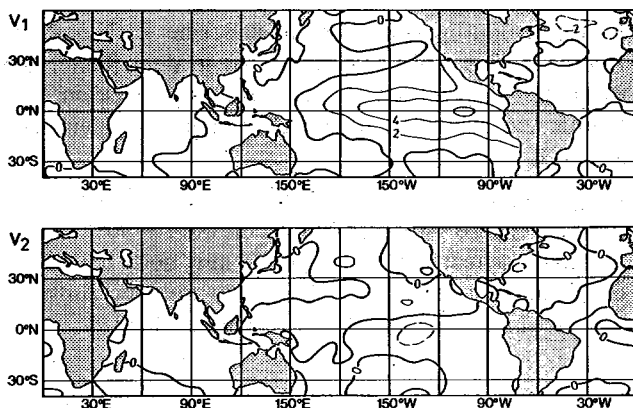


Abb. 5: Assoziierte Muster v_1 und v_2 der SST zu dem in Abbildung 4 gezeigten POP des südhemisphärischen Bodendruckfeldes. Man beachte die Ähnlichkeit von v_1 mit den bekannten Composite Darstellungen der SST während eines El Niño-Ereignisses.

Im zweiten Schritt wird in dem durch die Guess Patterns aufgespannten niederdimensionalen Raum ein mehr oder minder gewöhnlicher multivariater Test durchgeführt:

* χ^2 - oder Hotelling test (HANNOSCHÖCK 1984, HANNOSCHÖCK u. FRANKIGNOUL 1985).

* PPP oder APP Test nach PREISENDORFER und BARNETT (1983), verallgemeinerter randomisierter Mann-Whitney Test (STORCH et al. 1985).

Gegebenfalls kann auch eine *Testhierarchie* durchlaufen werden (BARNETT et al. 1981): Dazu wird der Test mit einer steigenden Anzahl von Guess Patterns immer wieder wiederholt, bis ein Abschlußkriterium erfüllt ist. Dieses Kriterium kann lauten: Signifikanzniveau wächst nicht mehr, oder: Signifikanzniveau sinkt unter einen Schwellwert, z. B. 95%.

Das Ergebnis eines solchen Tests ist eine der beiden konkurrierenden Aussagen:

* Die Daten widersprechen nicht mit hinreichend kleiner Irrtumswahrscheinlichkeit der Hypothese $X_N = X_A$.

* Die Daten widersprechen der Hypothese $X_N = X_A$. Die Irrtumswahrscheinlichkeit ist kleiner als p%.

Im meistens gewünschten letzteren Falle hat man als Resultat auch noch die mittlere Stichprobendifferenz $\bar{X}_N - \bar{X}_A$ bzw. deren Projektion auf den durch die Guess Patterns aufgespannten niederdimensionalen Raum. Die Bedeutung des positiven Testausganges liegt darin, daß er notwendige Voraussetzung für die physikalische Interpretation des geschätzten Signals ist.

Als Beispiel präsentieren wir hier ein Experiment, das mit

dem gemeinsam vom Meteorologischen Institut der Universität Hamburg und dem Max-Planck-Institut für Meteorologie betriebenen ECMWF-T21-Zirkulationsmodell der Atmosphäre durchgeführt wurde. Simuliert werden sollte der Einfluß einer anomal warmen Oberfläche des äquatorialen Pazifik auf die globale atmosphärische Zirkulation. Zu diesem Zwecke wurden 5 statistisch identische aber unabhängige (verschiedene Anfangszustände) El-Niño-Rechnungen durchgeführt, bei denen im Streifen 30°S bis 30°N die beobachtete SST von November 1982 bis Februar 1983 vorgeschrieben wurde (Abb. 6). Aus den täglichen archivierten Daten wurden Wintermittelfelder (DJF) berechnet. Auf diese Weise wurden 5 statistisch unabhängige 90-tägige Mittel als Schätzer von X_A gebildet.

Zu Vergleichszwecken diente ein *Kontrollexperiment*. Es wurde über 10 Jahre mit nur jahreszeitlich variierender SST integriert. Aus diesem Datensatz standen als Schätzer von \bar{X}_N neun unabhängige 90-tägige DJF-Mittel bereit.

Nach der Projektion der insgesamt 14 Stichproben auf die ersten 10 EOFs des Ensembles aller zentrierten Stichproben wurde ein verallgemeinerter randomisierter Mann-Whitney-Test durchgeführt, der für das Geschwindigkeitspotential in 200 hPa erwartungsgemäß eine klare Zurückweisung der Nullhypothese $X_N = X_A$ ergab. Die Irrtumswahrscheinlichkeit ist kleiner als 1:1000.

In Abbildung 7 wird für das Geschwindigkeitspotential das „volle“ Signal $\bar{X}_N - \bar{X}_A$ sowie dessen Projektion auf die Guess-Muster (EOFs) gezeigt: Das ungefilterte Signal (Abb. 7a) wird von einem tropischen Wellenzahl-1-Muster dominiert. Anomales Ausströmen im Tropopausenniveau findet über dem zentralen Pazifik (140°W) statt, d. h. über dem anomal warmen Oberflächenwasser. Anomale troposphärische Absinkbewegungen werden im Bereich des östlichen Indischen Ozeans (100°E) simuliert. Das Muster

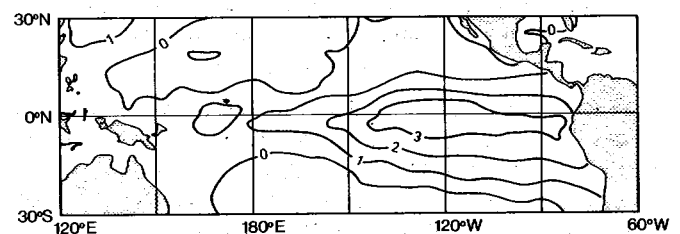


Abb. 6: Wintermittel der verwendeten SST-Anomalie Dezember 1982 - Februar 1983 im Zirkulationsexperiment zur Bestimmung der Wirkung anomal warmen Oberflächenwassers auf die allgemeine atmosphärische Zirkulation. Einheiten: K.

zeigt in sinnfälliger Weise die durch die anomale äquatorialpazifische SST-Verteilung induzierte Modifikation der zonal angeordneten Walker-Zelle, wie sie von LATIF in diesem Heft diskutiert wird. Abbildung 7 bei LATIF zeigt die mit der hier gezeigten Anomalie des Geschwindigkeitspotentials einhergehende Anomalie der Stromfunktion im gleichen Niveau.

Das auf den von den ersten 10 EOFs aufgespannten Raum projizierte Signal in Abbildung 7b ist das Feld, welches der multivariate Test „sieht“. Es beschreibt 73% der Varianz des vollen Signals. Im Vergleich zu Abbildung 7a erscheint das gefilterte Signal im Groben ähnlich aber deutlich ver-

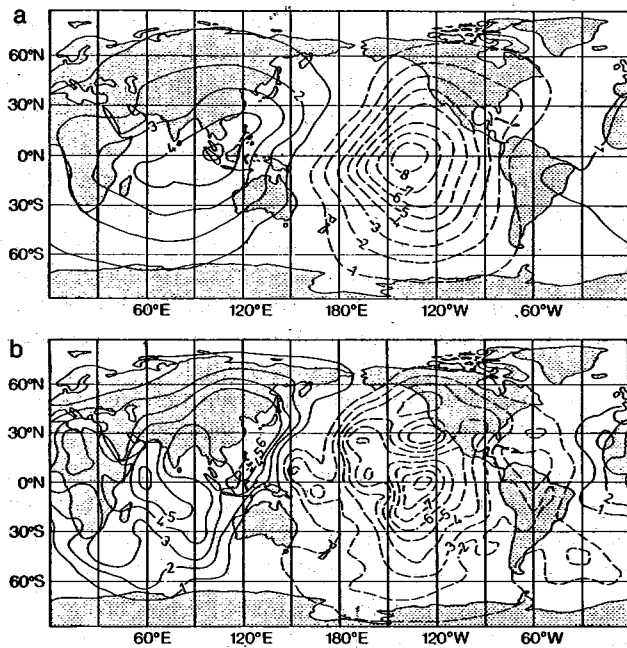


Abb. 7: Reaktion der Modellatmosphäre auf die in Abbildung 6 gezeigte SST-Anomalie: gezeigt wird das Wintermittel (DJF) des Geschwindigkeitspotentials in 200 hPa. Negative Werte markieren Ausströmen, positive Werte Einströmen. Einheiten: $10^6 \text{m}^2 \text{s}^{-1}$.
 Oben: Das volle Signal, gebildet aus 9 Kontrollwintern und 5 Wintern, in denen die SST-Anomalie wirksam war (Anomaliewinter).
 Unten: Das auf den durch die 10 Guess Patterns aufgespannten Raum projizierte Signal (gefilterte Signal). Die Guess Patterns sind die ersten EOFs des verbundenen Ensembles der Anomalie und Kontrollwinter.

rauschter. Offenbar sind die EOFs keine guten Guess Patterns für das hier behandelte Problem – das ist vernünftig, denn das ENSO-Signal ist ja gerade nicht Teil der internen interannualen Variabilität der Modellatmosphäre, deren Statistiken die EOFs sind.

Als zweite Variable behandeln wir eine Größe, in der man kein Signal erwartet: den asiatischen DJF-Schneefall. Erstaunlicherweise fand der statistische Test eine Unverträglichkeit zwischen Daten und Nullhypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 10%.

In Abbildung 8a wird das volle Schneefall-Signal gezeigt – im Vergleich zum Geschwindigkeitspotentialfeld ist es sehr kleinskalig. Es ist überwiegend negativ. SST Anomalien wie im Winter 1982/83 induzieren im hier verwendeten Zirkulationsmodell im langzeitlichen Mittel eine Verminderung des Schneefalls. Minimale Werte sind -2.5 cm/Monat , was zumindest regional in der Größenordnung der mittleren Schneefälle im ungestörten Experiment liegt.

Das gefilterte Signal, d.h. den wirklichen Input für den statistischen Test, zeigt Abbildung 8b. Es erklärt nur 20% des vollen Signals und es ist kleiner als dieses. Man erkennt aber deutlicher das Überwiegen negativer Anomalien des Schneefalles.

7 Rekurrenz-Analyse

Mit den in Abschnitt 5 betrachteten Tests werden die Erwartungswerte X_N und X_A daraufhin miteinander verglichen,

ob sie gleich sind. Die Wahrscheinlichkeit, ein nichtverschwindendes Signal zu finden, wächst mit der Anzahl der zur Verfügung stehenden Stichproben.

Die Hypothese $X_N = X_A$ ist äquivalent zu der Aussage

$$(22) \quad P(y_A < X_N) = 50\%,$$

wobei $P(\dots)$ die Wahrscheinlichkeit der in Klammern genannten Aussage ist. Die alternative Hypothese $X_N \neq X_A$ entspricht demnach

$$(23) \quad P(y_A < X_N) \neq 50\%.$$

Es ist vernünftig anzunehmen, daß eine El Niño-SST-Anomalie eine globale Wirkung hat in dem Sinne, daß es an fast allen Orten (23) gilt. An einigen Orten wird P groß sein, z. B. 90%, an anderen Orten wird P klein sein, z. B. 51%.

Liegen genügend viele Stichproben vor, so wird der Fall $P = 51\%$ ebenso statistisch signifikant wie $P = 90\%$. Neben der statistischen Signifikanz gilt es also noch die Stärke des Signals zu bewerten. Dies kann mit der Auftretswahrscheinlichkeit oder *Rekurrenz* p geschehen:

$$(24) \quad P(y_A < X_N) > p.$$

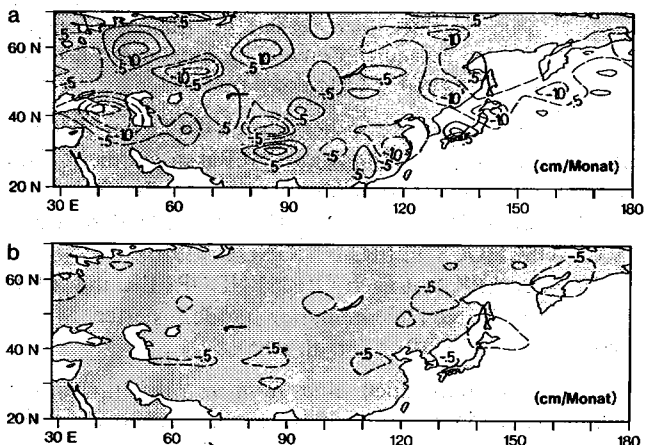


Abb. 8: Wie Abbildung 7, aber für das winterliche Mittel (DJF) des Schneefalles. Einheiten: cm/Monat .

Diese univariate Definition (STORCH u. ZWIERS 1987) kann mit dem Instrument der multiplen Diskriminanzanalyse zu einer multivariaten Definition verallgemeinert werden (ZWIERS u. STORCH 1987). Hier beschränken wir uns auf den univariaten Fall, d. h. betrachten jeden Gitterpunkt der simulierten oder beobachteten Felder einzeln.

Sofern y_A und y_N normalverteilt sind mit gleicher Standardabweichung σ , ist (24) äquivalent zu

$$(25) \quad |X_N - X_A| > 2\sigma g_p$$

wobei g_p das p -Quantil der Normalverteilung ist. Mit (25) kann man die Rekurrenz p aus den Daten schätzen. Die Verteilung von p für den in Abschnitt 6 diskutierten ENSO-

Fall ist in Abbildung 9 gegeben: Im Geschwindigkeitspotential in 200 hPa wird fast überall eine Rekurrenz entweder kleiner als 10% oder größer als 90% geschätzt. Die Verteilung der Rekurrenz des Schneefalls (Abb. 9b) ist kleinskalig und daher sicher stichprobenabhängig wie die Details des vollen Signals (Abbildung 8a) auch. In nur wenigen Gebieten wird $p = 20\%$ unterschritten oder $p = 80\%$ überschritten.

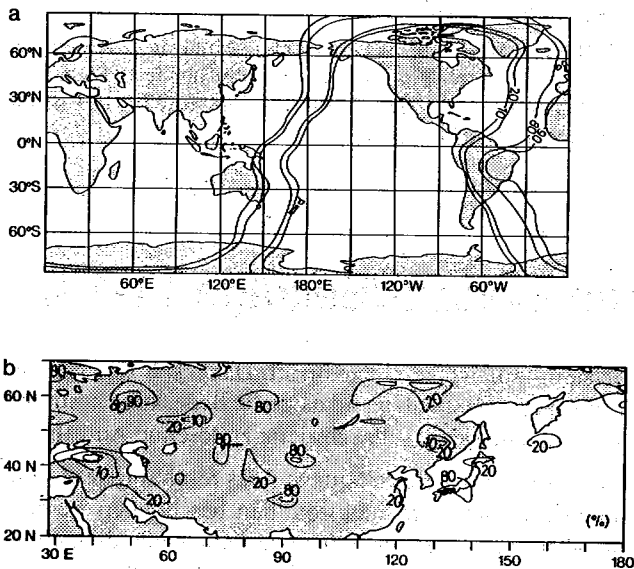


Abb. 9: Geschätzte p -Rekurrenz des in Abbildung 7a und 8a gezeigten Signals des Geschwindigkeitspotentials (a, oben) und des Schneefalls (b, unten). Isolinien: 10%, 20%, 80% und 90%.

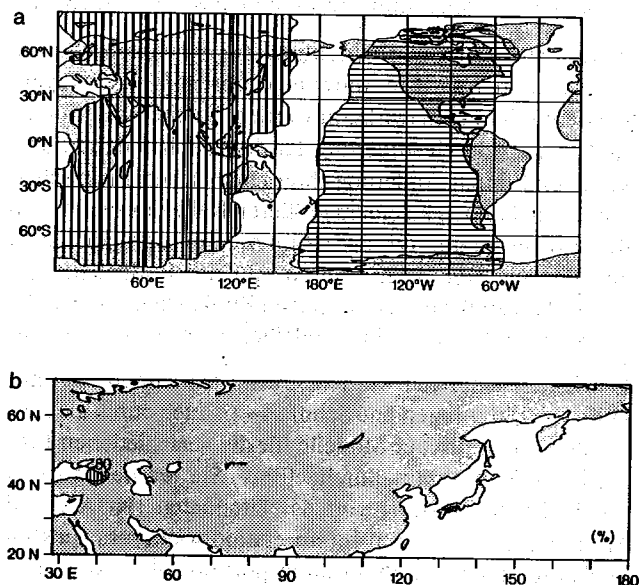


Abb. 10: Resultat eines an allen Gitterpunkten durchgeführten Tests, inwieweit die Daten der Nullhypothese widersprechen, daß das Signal höchstens 80% oder mindestens 20% rekurrent sind. Das Signifikanzniveau ist 97%. Gebiete, in denen die Nullhypothese zurückgewiesen wird und das Signal mindestens 80% rekurrent (20% rekurrent) sind, sind senkrecht (waagrecht) schraffiert. (a, oben) Geschwindigkeitspotential (b, unten) Schneefall.

Es ist möglich, statistische Tests im Hinblick darauf zu konstruieren (STORCH u. ZWIERS 1987), ob die Daten der p -Rekurrenz widersprechen. Abbildung 10 zeigt die Gebiete mit statistisch signifikanter (3% Irrtumswahrscheinlichkeit) 80%-Rekurrenz für das Geschwindigkeitspotential in 200 hPa und den Schneefall: Im ersten Fall erweist sich das Signal auf etwa $\frac{3}{4}$ des Globus als entweder mindestens 80% oder höchstens 20% rekurrent bei einem Signifikanzniveau von 97%. Im Falle des Schneefalles ist das Resultat viel weniger spektakulärer. In gerade einem Punkt, nämlich über dem östlichen Schwarzen Meer wird die Nullhypothese (22) mit ausreichender Sicherheit zurückgewiesen.

Der Test wurde an allen Gitterpunkten durchgeführt, bei denen es im Modell überhaupt zu Schneefall kommt. Dies sind einige hundert Punkte. Da mit einer zulässigen Irrtumswahrscheinlichkeit von 3% gearbeitet wurde, hat man an 3% aller untersuchten Gitterpunkte auch dann eine Zurückweisung der Nullhypothese (22) zu erwarten, wenn die Nullhypothese überall gilt. Demnach enthält Abbildung 10b keinen Hinweis auf eine statistisch abgesicherte 80% oder 20% Rekurrenz. Im Gegensatz zum Signal im Feld des Geschwindigkeitspotentials ist das Schneefall-Signal schwach.

Literatur

- BARNETT, T.; R. W. PREISENDORFER; L. M. GOLDSTEIN u. K. HASSELMANN (1981): Significance tests for regression model hierarchies. - *J. Phys. Oceano.* 11, S. 1150-1154.
- FRANKIGNOUL, C. u. A. MOLIN (1988a): Response of the GISS general circulation model to a midlatitude sea surface temperature anomaly in the North Pacific. - *J. Atmos. Sci.* 45, 95-108.
- FRANKIGNOUL, C. u. A. MOLIN (1988b): Analysis of the GISS GCM response to a subtropical sea surface temperature anomaly using a linear model. - *J. Atmos. Sci.* (eingereicht)
- HANNOSCHÖK, G. (1984): A multivariate signal-to-noise analysis of the response of an atmospheric circulation model to SST anomalies. - *Hamb. Geophys. Einzelschr.* A 67.
- HANNOSCHÖK, G. u. C. FRANKIGNOUL (1985): Multivariate statistical analysis of a sea surface temperature anomaly experiment with the GISS general circulation model I. - *J. Atmos. Sci.* 42, S. 1430-1450.
- HASSELMANN, K. (1979): On the signal-to-noise problem in atmospheric response studies. - *Meteorology of the Tropical Oceans*, Roy. Met. Soc., S. 251-258.
- HASSELMANN, K. (1987): PIPs and POPs - a general formalism for the reduction of dynamical systems in terms of Principal Interaction Patterns and Principal Oscillation Patterns. - MPI Report 5 - erscheint auch in *J. Geophys. Res.* (1988).
- HENSE, A. (1988): Multivariate statistical investigation of the northern hemisphere circulation during the El Niño event 1982/83. - *Tellus* 38, S. 189-204.
- LAUTENSCHLAGER, M.; K. HERTERICH; U. SCHLESE u. E. KIRK (1987): Simulation of the January climate 18000 ybp. - MPI Report 11.
- LIVEZEY, R. E. u. W. Y. CHEN (1983): Statistical field significance and its determination by Monte Carlo techniques. - *Mon. Wea. Rev.* 111, S. 46-59.
- PREISENDORFER, R. W., u. T. P. BARNETT (1983): Numerical model-reality intercomparison tests using small sample sizes. - *J. Atmos. Sci.* 40, S. 1884-1894.

- STORCH, H. v. (1987): A statistical comparison with observations of control and El Niño simulations using the NCAR CCM. – Beitr. Phys. Atmos. 60, S. 464-477.
- STORCH, H. v.; T. BRUNS; I. FISCHER-BRUNS u. K. HASSELMANN (1987): Principal oscillation pattern analysis of the 30-60 day oscillation in a GCM equatorial troposphere. – MPI Report 7. – erscheint auch in J. Geophys. Res. (1988).
- STORCH, H. v. u. H. A. KRUSE (1985): The extratropical atmospheric response to El Niño events – a multivariate significance analysis. – Tellus 37, S. 361-377.
- STORCH, H. v.; E. ROECKNER u. U. CUBASCH (1985): Intercomparison of extended range January simulations with general circulation models: statistical assessment of ensemble properties. – Beitr. Phys. Atmos. 58, S. 477-497.
- STORCH, H. v. u. F. W. ZWIERS (1987): Recurrence analysis. – MPI Report 3 – erscheint auch in J. Climate (1988).
- van LOON, H. u. D. J. SHEA (1985): The Southern Oscillation. Part VI: The precursors south of 15° S to the extremes of the oscillation. – Mon. Wea. Rev. 113, S. 2063-2074.
- WRIGHT, P. B. (1984): Relationships between indices of the Southern Oscillation. – Mon. Wea. Rev. 112, S. 1913-1919.
- XU, J.-S., (1988): POP identification of ENSO characteristics. – MPI Report (in Vorbereitung).
- ZWIERS, F. W. u. H. V. STORCH (1987): Multivariate Recurrence analysis. – Proc. 10th Conference on Probability and Statistics, Edmonton Oct. 6-9, 1987, S. 116-118. – Eine ausführliche Fassung erscheint als MPI Report 1988.