

Die
Nord-Atlantik-Oszillation
und ihre Auswirkungen auf Europa

Diplomarbeit
von
Anja Werner

Institut für Meteorologie und Geophysik
Johann Wolfgang Goethe-Universität
Frankfurt am Main

Oktober 1999

Inhaltsverzeichnis

1	Zusammenfassung	3
2	Einleitung	5
3	Die Nord-Atlantik-Oszillation (NAO)	7
3.1	Was ist die NAO ?	7
3.2	NAO-Index	8
3.3	NAO-Variabilität	9
3.4	Der Atlantik - Gedächtnis der NAO ?	11
3.5	Telekonnektionen	13
4	Statistische Grundlagen	15
4.1	Einführung	15
4.2	Stochastische Zusammenhänge	17
4.3	Vergleich von Korrelationskoeffizienten	21
4.4	Die selektive Zeitreihenanalyse	23
5	Datenmaterial	32
5.1	Der NAO-Index nach Hurrell	32
5.2	Der NAO-Index nach Jones	33
5.3	Lufttemperaturdaten europäischer Stationen	33
5.4	Globaler Boxdatensatz der Lufttemperatur nach Jones	36
6	Vergleich der NAO-Indexreihen	38
7	Statistische Zusammenhänge zwischen NAO und bodennaher Lufttemperatur	40

7.1	Analyse der Europadaten	40
7.2	Korrelation des NAO-Index mit dem globalen Temperaturdatensatz	51
7.3	Extreme Kaltereignisse	58
8	Ergebnisse der Zeitreihenanalyse	60
8.1	Analyse des NAO-Index	60
8.2	Analyse der Temperaturdaten	67
9	Wertung und Ausblick	73
	Literaturverzeichnis	75
	Anhang	78
A	Erfolgswahrscheinlichkeit eines Bernoulli - Experimentes	78
B	Daten	78
C	Ergebnisse	82
	Danksagung	91

1 Zusammenfassung

Hauptanliegen dieser Arbeit ist es, statistische Zusammenhänge zwischen der Nord-Atlantik-Oszillation (NAO) und der bodennahen Lufttemperatur in Europa zu untersuchen. Dazu wurden zunächst die Korrelationskoeffizienten nach Pearson, Kendall, Spearman und die Transinformation berechnet, sowie die zugehörigen Signifikanzen abgeschätzt. Diese Analysen wurden auch zeitlich gleitend durchgeführt, um mögliche Veränderungen im Einfluß der NAO auf die Temperatur nachweisen zu können. Weiterhin wurde mit Hilfe der selektiven Zeitreihenzerlegung [8] nach signifikanten, charakteristischen zeitlichen Strukturen sowohl in der NAO als auch in den Zeitreihen der Lufttemperatur gesucht: Trend, glatte, saisonale, harmonische Komponente und Rauschen. Zweck dieser Untersuchung war es, gegebenenfalls gleichartige zeitliche Strukturen in der NAO und Temperatur zu finden, um den Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur näher beschreiben zu können.

Die Untersuchungen wurden für den Zeitraum von 1871 bis 1990 in monatlicher, saisonaler und jährlicher Auflösung auf Basis von Zeitreihen der mittleren monatlichen Lufttemperatur 41 europäischer WMO- (World Meteorological Organization) Stationen, sowie zwei unterschiedlich definierten NAO-Index-Zeitreihen [16] [19], die ebenfalls in Monatsmitteln vorlagen, durchgeführt. Ergänzend wurde auf einen globalen Datensatz von Temperaturflächenmitteln [18] zurückgegriffen, um auch aus globaler Sicht Aussagen über Zusammenhänge zwischen NAO und bodennaher Lufttemperatur zu erhalten. Die Untersuchungen bezogen sich hierbei auf das Zeitintervall von 1892 bis 1994.

Der Zusammenhang zwischen den in Europa beobachteten Temperaturen und der NAO ist linearer Natur und vor allem in den Wintermonaten ausgeprägt. Ein maximaler Zusammenhang findet sich im nordeuropäischen Winter mit einer erklärten Varianz um 40%. Ein Vergleich von extrem kalten Wintern mit der NAO hat gezeigt, daß extreme Kaltereignisse nur bei einer schwachen NAO (negativer NAO-Index) auftreten.

Im Jahresgang findet eine Verschiebung des durch die NAO beeinflussten Gebietes in Ost-West-Richtung statt. Das Minimum des Zusammenhanges besteht im Sommer bei maximaler Ost-Verschiebung. Weiterhin ist der Einfluß der NAO auf die Temperatur stark zonal ausgeprägt. Es besteht ein Nord-Süd-Gefälle von positiver Korrelation im Norden zu negativer im Süden Europas. Zu diesem Ergebnis führte sowohl die Analyse der Europadaten wie des globalen Datensatzes.

Der Einfluß der NAO auf die Temperatur ist nicht stationär; seit Beginn dieses Jahrhunderts hat sich dieser zunehmend ostwärts verlagert. Ein signifikanter Trend konnte in den Indexreihen der NAO aber nicht nachgewiesen werden.

Signifikante zeitliche Strukturen der NAO konnten im Bereich der niederfrequenten und auch hochfrequenten Variabilität gefunden werden. Die Winter-NAO (mittlerer Indexwert

von Dezember bis Februar) zeigt insbesondere einen in den Wintertemperaturen (Temperaturmittel der Monate Dezember bis Februar) gleichartigen niederfrequenten Verlauf, der durch Polynome vierter und fünfter Ordnung beschrieben werden kann. Im Bereich der hochfrequenten Variabilität konnte mit Ausnahme der Sommer- und Herbstdaten in allen Indexreihen der NAO eine harmonische Schwingung mit einer Periode von etwa 7 Jahren detektiert werden. Die gleiche Schwingung findet sich in den Wintertemperaturen West- und Mitteleuropas.

2 Einleitung

In Anbetracht der wissenschaftlichen und öffentlichen Diskussion über einen Klimawandel, die immer wieder durch neue Meldungen über extreme Wetterereignisse angefacht wird, ist die Untersuchung nicht nur der anthropogenen, sondern auch der natürlichen Klimavariabilität von großem Interesse. Die Variabilität des Klimasystems, das aus den Komponenten Atmosphäre, Hydrosphäre, Kryosphäre, Biosphäre, Pedo- und Lithosphäre besteht, äußert sich durch Variationen der Klimatelemente wie Temperatur, Niederschlag und Druck. Zu den auf Zeitskalen bis zu wenigen hundert Jahren relevanten natürlichen Einflußgrößen gehört der extraterrestrische Einfluß der Sonne (z.B. 11-jähriger Sonnenfleckenzyklus) und der explosive Vulkanismus. Aber auch die Variationen der atmosphärischen Zirkulation, zum Teil gekoppelt mit anderen Untersystemen des Klimasystems (insbesondere der Ozean), müssen als natürliche Einflußgröße berücksichtigt werden [31].

Bei der Betrachtung des europäischen Klimas ist dabei die Nord-Atlantik-Oszillation (NAO) als eine wesentliche klimatische Einflußgröße in den Mittelpunkt gerückt. Es handelt sich hierbei um ein Phänomen in der nordhemisphärischen Zirkulation, welches oft fälschlicherweise in der Presse als „El-Niño des Atlantik“ bezeichnet wird. Vielmehr beschreibt die NAO die Variabilität des über dem Nordostatlantik befindlichen Luftdruckfeldes, das im mittleren Zustand anhand der Druckzentren Islandtief und Azorenhoch charakterisiert wird. Die Variationen dieser Druckfelder um einen mittleren Zustand, also die Variabilität der atmosphärischen Zirkulation über dem Nordatlantik, beeinflußt erheblich das Wettergeschehen in Europa [6] [13] [14] [15] [21].

Während der Jahresgang der atmosphärischen Zirkulation primär auf den Jahresgang der solaren Einstrahlung zurückzuführen ist, sind die Ursachen für die Variabilität auf Zeitskalen von mehreren Jahren bislang nur wenig verstanden. Telekonnektion mit Zirkulationsphänomenen der Tropo- wie Stratosphäre, Ozean-Kopplung einschließlich El-Niño und nicht zuletzt auch Meereis-Ausbreitung, sowie anthropogene Einflüsse werden im Zusammenhang mit der NAO-Variabilität diskutiert [6] [24]. Die NAO ist folglich kein isoliertes atmosphärisches Phänomen, sondern es müssen auch Kopplungen zu den Klimasystemkomponenten Hydrosphäre, Kryosphäre und Biosphäre in Betracht gezogen werden, sowie Beeinflussung durch externe Größen (z.B. Sonne, Vulkanismus, anthropogene Einflüsse).

Die Beschreibung der NAO-Intensität erfolgt durch einen einfachen Zahlen-Index, den NAO-Index [16] [19]. Dieser bietet, trotz der zugrundeliegenden physikalischen Komplexität, die Möglichkeit, mit vergleichsweise einfachen statistischen Methoden Aussagen über den Zustand der Atmosphäre über dem Nordatlantik und deren klimatische Auswirkungen auf Europa zu treffen.

Wesentliche Zielsetzung dieser Arbeit ist nun, den Einfluß der NAO auf das europäische Klimageschehen zu beschreiben. Es stellt sich die Frage, ob es Zusammenhänge zwischen dem NAO-Index und Zeitreihen der Klimavariablen gibt. Ist ein Zusammenhang feststell-

bar, folgt die Frage nach dessen Art (linear, monoton, exponentiell, etc.), Güte und Stärke. Eine Untersuchung der Zusammenhänge zwischen verschiedenen Meßgrößen (hier in Form von Zeitreihen) erfolgt über die Korrelations- und Regressionsanalyse. Das Ziel der Korrelationsanalyse ist es, die Stärke eines Zusammenhanges zu bestimmen, das der Regression, die Bestimmung des funktionalen Zusammenhanges. Da die Bestimmung eines Zusammenhanges ausschließlich über die Betrachtung von Ähnlichkeiten erfolgt, sind die gefundenen Zusammenhänge rein stochastischer Natur und bedeuten zunächst keine kausale Abhängigkeit [9]. Andererseits kann die stochastische Unabhängigkeit deterministische Zusammenhänge zwischen den untersuchten Größen nicht ausschließen. In der vorliegenden Arbeit wird versucht, anhand von verschiedenen Korrelationsverfahren Zusammenhänge zwischen europäischen Temperaturdaten und NAO zu finden und zu quantifizieren.

Ist ein Zusammenhang zwischen Temperatur und NAO feststellbar, so ist es von Interesse zu erfahren, welche zeitlichen Charakteristika es sind, die dem gefundenen Zusammenhang zugrunde liegen. So ist es ein weiteres Anliegen der Arbeit, die NAO auf zeitliche Strukturen hin, wie Trend und zyklische oder periodische Schwingungen, zu untersuchen. Die Detektion solcher signifikanter zeitlicher Strukturen erfolgt mit Hilfe der selektiven Zeitreihenanalyse [8].

3 Die Nord-Atlantik-Oszillation (NAO)

3.1 Was ist die NAO ?

Die atmosphärische Zirkulation im nordostatlantischen Raum wird durch die Ausprägung des subpolaren Tiefdruckgebietes im Bereich Islands (Islandtief) und des subtropischen Hochdruckgebietes (Azorenhoch) bestimmt (Abbildung 1). Die Intensität dieser Druckzentren variiert mit der Zeit und damit sind Variationen des meridionalen Luftmassenaustausches zwischen den Subtropen und dem Nordatlantik verbunden. Diese Variabilität bezeichnet man als Nord-Atlantik-Oszillation (NAO) [6] [21] [24].

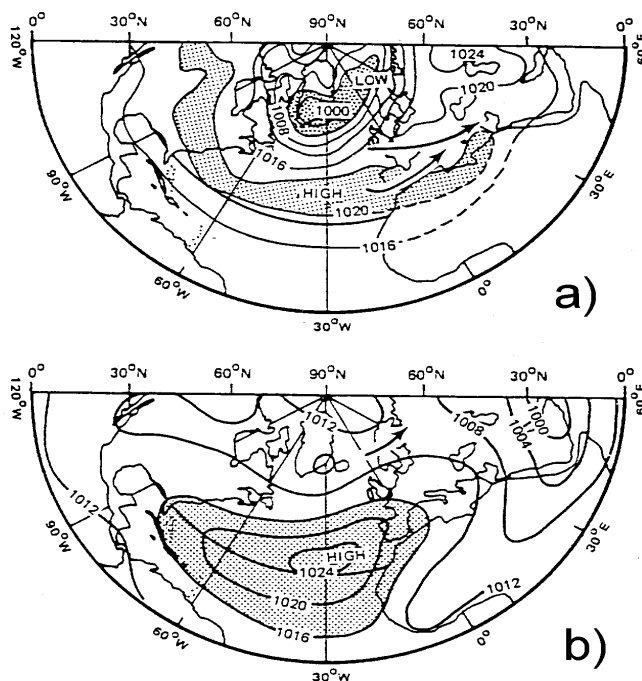


Abbildung 1: *Mittlere nordatlantische Luftdruckcharakteristika in den Monaten Januar (a) und Juli (b); nach [21], verändert.*

Ist der Luftdruckunterschied zwischen diesen Druckzentren stärker als im Mittel, so stellen sich in Folge des verstärkten meridionalen Druckgradienten intensivierte Westwinde über dem Nordostatlantik ein [13] [17] [21]. Als Folge davon wird auch der Transport feuchter Luftmassen nach Europa verstärkt und somit die Zyklontätigkeit über Mitteleuropa. Im Falle eines abgeschwächten meridionalen Druckgradienten, ist das Gegenteil der oben beschriebenen Situation festzustellen: Abschwächung der Westwinde und damit auch des Transportes feuchter Luftmassen nach Europa und folglich Rückgang der Zyklontätigkeit [21].

Die NAO ist somit ein bedeutender Klimafaktor in Europa und manifestiert sich in

Änderungen der Klimaelemente Niederschlag und Temperatur durch die Beeinflussung des großräumigen Luftmassentransportes aus dem Atlantikgebiet [24]. Besonders wirksam ist der Einfluß der NAO im Winter, wenn durch die extremen Temperaturoegensätze zwischen Pol und Äquator die nordhemispherische Zirkulation angefacht wird. Mit einer relativ starken (schwachen) NAO werden dann relativ warme (kalte) Winter in Nordeuropa beobachtet [17] [21].

3.2 NAO-Index

Als Maß für die Intensität der NAO wird der NAO-Index verwendet, der die Abweichung von der mittleren Druckdifferenz zwischen den Azoren und Island angibt. Ein positiver NAO-Index steht daher für die Phase verstärkter, ein negativer Index für die Phase abgeschwächter Westwinde.

Der am häufigsten zitierte NAO-Index nach Hurrell [16] wird als Differenz der normierten jährlichen (bzw. monatlichen/saisonalen) Luftdruckanomalien Δp der Stationen Stykkisholmur (65.1°N , 22.8°W) auf Island und Ponta Delgada (37.5°N , 25.4°W) auf den Azoren definiert [13]. Die Normierung erfolgt durch Subtraktion des langjährigen Mittelwertes und Division durch die langjährige mittlere Standardabweichung an der jeweiligen Station, jeweils monatlich bzw. saisonal bzw. jährlich und bezüglich des Zeitintervalls 1865 bis 1984.

Weitere Indexreihen zu Beschreibung des meridionalen Druckgradienten im Nordostatlantik sind:

- Der NAO-Index nach **Jones** [19]: Dieser Index folgt weitgehend der oben angegebenen Definition für den NAO-Index, statt der Station Ponta Delgada werden aber die Druckdaten der Station Gibraltar (36.2°N , 5.4°W) (siehe auch Kap.5) verwendet.
- Der **Zonalindex ZI** gibt die Differenz zwischen dem über alle Längen gemittelten Druck bei 35°N und 65°N an: $ZI = \bar{p}(35^\circ\text{N}) - \bar{p}(65^\circ\text{N})$ Im Falle des atlantisch-europäischen Zonalindexes werden die Druckmittel auf den Breitenkreisen zwischen 20° westlicher und 40° östlicher Länge gebildet. Dieser Zonalindex wird seit 1899 aufgezeichnet [7].
- Weitere Definitionen in Zusammenhang mit dem NAO-Index erfolgen über EOF-Analysen [28] des Druckfeldes oder mehrerer Zeitreihen aus dem atlantisch-europäischen Raum. Dazu gehören unter anderem:
 - Arktische Oszillation: 1.EOF des nordhemisphärischen Druckfeldes auf Meeresspiegelhöhe über dem Gebiet nördlich von 20°N [34]. Die Arktische Oszillation schließt die NAO mit ein.

- Definition der NAO als 1.PC der vier Zeitreihen des Zentraldrucks und der Lage von Islandtief und Azorenhoch [26].

In dieser Arbeit werden ausschließlich die NAO-Zeitreihen nach Hurrell [16] und Jones [19] verwendet.

3.3 NAO-Variabilität

3.3.1 NAO-Index

Die NAO ist geprägt durch ihre deutlich sichtbare Langzeitvariabilität mit überlagerten höheren Frequenzen. Sie gilt als die beständigste atmosphärische Erscheinung im Vergleich zu anderen untersuchten Zirkulationsmustern weltweit (in der hier zitierten Literatur wird in diesem Zusammenhang von „Robustheit“ gesprochen [6]). So ist die NAO in allen Monaten des Jahres präsent (Tabelle 1) und erklärt den größten Anteil der Jahr-zu-Jahr Variabilität des monatlichen Druckfeldes in Meeresspiegelhöhe über dem Nordatlantik [6]. Im Winter erklärt die NAO sogar ein Drittel der Gesamtvarianz des nordatlantischen Druckfeldes in Meeresspiegelhöhe [6].

Tabelle 1: *Robustheit bekannter Zirkulationsmuster der Atmosphäre. Ein Pluszeichen steht für relativ hohe Korrelationskoeffizienten zwischen den Zirkulationsmustern einzelner Jahre und dem mittleren Zirkulationsmuster des gesamten Beobachtungszeitraumes. Die betrachteten Zirkulationsmuster [6] sind die Nord-Atlantik-Oszillation (NAO), Pacific/North American Teleconnection Pattern (PNA, siehe auch Abschnitt 3.5), West Pacific Oszillation (WPO), Tropical/Northern Hemisphere Pattern (TNH) und North Pacific Pattern (NP), verändert nach [6].*

Muster	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
NAO	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
PNA	+	+	+	+	-	-	-	-	+	+	-	+
WPO	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+
TNH	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+
NP	-	-	-	+	+	+	-	-	+	+	-	+

Abbildung 2 zeigt den Verlauf des winterlichen NAO-Index (Dezember bis Februar) von 1865 bis 1998. Es ist auffällig, daß die NAO einer erheblichen zeitlichen Variabilität unterliegt. So waren relativ langzeitlich gesehen zwischen 1950 und 1970 vorwiegend negative NAO-Werte zu beobachten. Seit den siebziger Jahren ist ein positiver Trend feststellbar und zwar nicht nur im Winter, sondern auch in den Jahres- (Abbildung 6) und

Frühjahrsdaten (Abbildung 39 im Anhang) der NAO. In den achtziger Jahren überwiegen die positiven NAO-Indexwerte [23]. Im Sommer, wie auch im Herbst (Abbildung 39) ist diese Entwicklung nicht sichtbar.

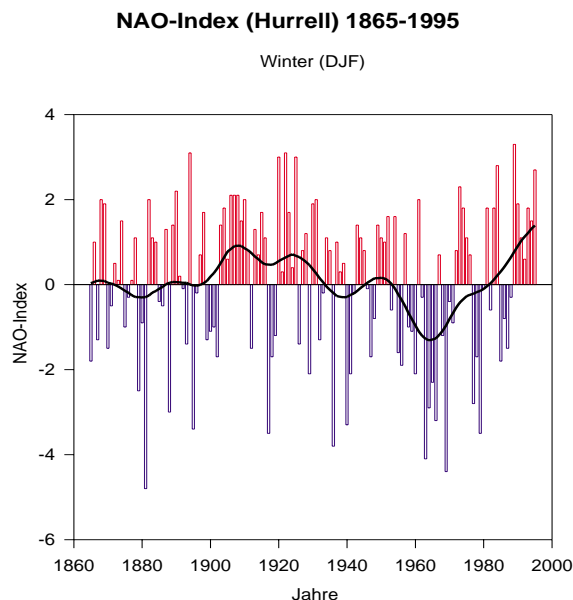


Abbildung 2: NAO-Index der Wintermonate (Dezember bis Februar) von 1865 bis 1995 nach Hurrell basierend auf den Luftdruckdaten der Stationen Stykkisholmur (Island) und Ponta Delgada (Azoren) [16]. Schwarz eingezeichnet ist die 30-jährige Tiefpassfilterung der Indexreihe.

3.3.2 Temperatur- und Niederschlagsdaten

Entsprechend der Langzeitvariabilität der NAO verzeichnete man in den europäischen Wintertemperaturen im Zeitraum von 1940 bis 1970 oftmals kältere Winter als im Mittel, während seit den achtziger Jahren parallel zum Ansteigen der NAO wärmere Winter als im Mittel registriert werden [34]. Somit steht die NAO in stochastischem Zusammenhang mit der beobachteten Erwärmung in der Nordhemisphäre.

Ebenso kann in den letzten Jahren ein positiver Trend in den winterlichen Niederschlägen verzeichnet werden, den man auf die verstärkte Advektion von feuchten Luftmassen aus dem atlantischen Bereich infolge einer starken NAO zurückführen kann [37].

3.3.3 Eisdaten der Arktis

Die NAO wird mit dem Verlauf der Zugbahnen atlantischer Sturmsysteme und der resultierenden Beeinflussung von Niederschlags- und Temperaturmustern im Nordatlantik auch mit der arktischen Meereis-Ausbreitung, dem Eisvolumen in der Davis Strait und den Eisbergflußraten vor der Küste Labradors in Verbindung gebracht [24].

Analysen von Eisbohrkernen aus der Arktis zeigen, daß die NAO als einziges Zirkulationsmuster ein, zu dem in Isotopenaufzeichnungen gefundenen, kohärentes periodisches Verhalten aufweist [6]. Ein Zusammenhang besteht, da die chemische Zusammensetzung der im Eis eingeschlossenen Luft abhängig von der Lufttemperatur ist. Über die Rekonstruktion von Temperaturreihen aus Eisbohrkernen wird daher auch die Rekonstruktion eines langen NAO-Index angestrebt. Weitere Datenreihen für die Erstellung einer langen Indexreihe sind Baumringdaten, sowie Netto-Niederschlag und Eisakkumulationsraten in Westgrönland [1].

3.3.4 Ozeandaten

Neben den direkten atmosphärischen Auswirkungen der NAO werden über die Atmosphäre-Ozean Kopplung auch Zusammenhänge mit Anomalien in Temperatur und Salinität (Salzgehalt) im Atlantik vermutet, insbesondere vor der Küste Westgrönlands, im Grönland- und Labradorstrom, sowie im ozeanischen Transportsystem zwischen den subtropischen und subpolaren Gebieten. Dort konnte in Temperaturdaten der oberen Ozeanschichten eine dekadische Variabilität [5] ähnlich der NAO-Variabilität oder ein zum Verhalten der NAO kohärentes Auftreten von Warm- oder Kaltwasseranomalien sowie Anomalien im Salzgehalt (z.B. Great Salinity Anomaly) nachgewiesen werden [6] [20] [24].

Die NAO ist somit relevanter Klimafaktor nicht nur für das kontinentale, sondern ebenso für das marine Ökosystem [6], da die Verbreitung mariner Lebewesen von Temperatur und Salzgehalt des Wassers stark abhängig ist.

3.4 Der Atlantik - Gedächtnis der NAO ?

Die NAO wird als wirksamer Faktor bei der Steuerung der Temperatur an der Meeresoberfläche und der Frischwasserzufuhr betrachtet. Mit der Änderung des Luftdruckfeldes über dem Atlantik, charakterisiert durch die NAO, treten Anomalien im Windfeld auf. Über sensible und latente Wärmeflüsse zwischen Ozean und Atmosphäre, die durch das Windfeld kontrolliert werden, führt eine Modulation der NAO zu Änderungen der Meeresoberflächentemperatur. Gleichermaßen erfolgt eine Umstellung der windgesteuerten Ozeanzirkulation. Änderungen im Salzgehalt des Ozeans sind Folge von Variationen der Frischwasserzuflüsse,

die abhängig sind von Niederschlagsmenge und Lufttemperatur (Schmelze von Eismassen).

Die Rolle des Atlantik für die NAO ist aber noch unklar. Klimamodelle ohne Ozean-Kopplung erzeugen der NAO vergleichbare Fluktuationen im bodennahen Luftdruckfeld und legen die Annahme nahe, daß die grundlegenden Mechanismen der NAO in rein atmosphärischen Prozessen zu suchen sind [6] [24]. Weiterhin läßt sich die beobachtete dekadische Variabilität der Meeresoberflächentemperatur im Nordatlantik (siehe Abschnitt 3.3.4) durch rein atmosphärische Prozesse, wie Windreibung, generieren. Diese Studien lassen vermuten, daß die Variabilität des Nordatlantik eine Reaktion auf den hochfrequenten Antrieb durch die Atmosphäre ist. Allerdings können Rückkopplungsmechanismen zur atmosphärischen Zirkulation damit auch nicht ausgeschlossen werden [6] [24]. Die niederfrequente Variabilität, die sowohl in der NAO, wie in Ozeandaten vorhanden ist, ist ein Hinweis auf eine Beeinflußung der Atmosphäre durch den Ozean. Ebenso fordert das Verhalten der NAO, die Tendenz einen Zustand (ob positive oder negative Phase) über einen Zeitraum zu bevorzugen, zu Spekulationen über ein Erinnerungsvermögen der NAO auf.

Die Variabilität der NAO ist besonders im Winterhalbjahr ausgeprägt [24]. Im Winter erfolgt die Durchmischung der obersten Ozeanschichten auch mit den tieferen Meeresschichten (Abbildung 3). Somit besitzt der Ozean im Winter eine Speicherkapazität für den atmosphärischen Zustand, da Anomalien an der Meeresoberfläche durch die Vermischung mit tieferen Schichten bis hinein in die Thermokline eindringen [24]. Im Verlauf des Jahres, mit zunehmender Erwärmung der Meeresoberfläche infolge erhöhter Sonneneinstrahlung, läßt die Durchmischung nach, es bildet sich an der Oberfläche eine dünne Schicht aus, die mit der Atmosphäre in Kontakt steht. Erst mit erneuter Durchmischung des Meereswassers bis in größere Tiefen (konvektive Prozesse) kann wieder Information aus dem Ozean an die Meeresoberfläche gelangen.

Durch die im Vergleich zu atmosphärischen langsamen ozeanischen Transportprozesse, kommt ein auf beiden Seiten aktives Zusammenspiel zwischen Ozean und NAO nur im Bereich niederfrequenter Variabilität in Frage. Jahregänge und monatliche Variabilität der Atmosphäre lassen sich schon in geringer Wassertiefe nicht mehr nachweisen. Hinzu kommen Mischungs- und Transportprozesse in der Tiefe. Die Information, die eine Wassermasse enthält, ist das Ergebnis einer Integration von Einflüssen aus mitunter mehreren Zeitintervallen. Der Ozean besitzt die Fähigkeit, Winterzustände der Atmosphäre zu speichern und sie über einige Jahre zu integrieren, sowie sie in Transportprozesse einzubinden [24].

Keine Aussage kann bislang darüber gemacht werden, ob die dekadische Variabilität als Ergebnis der mechanischen und thermischen Interaktion von atmosphärischen Zirkulation und den windgetriebenen ozeanischen Zirkulationssystemen zu betrachten ist, oder ob es sich um eine Modulation der Prozesse der meridionalen Zirkulation, Wärmetransport, Meeresoberflächentemperatur und der atmosphärischen Zirkulation handelt [6] [24].

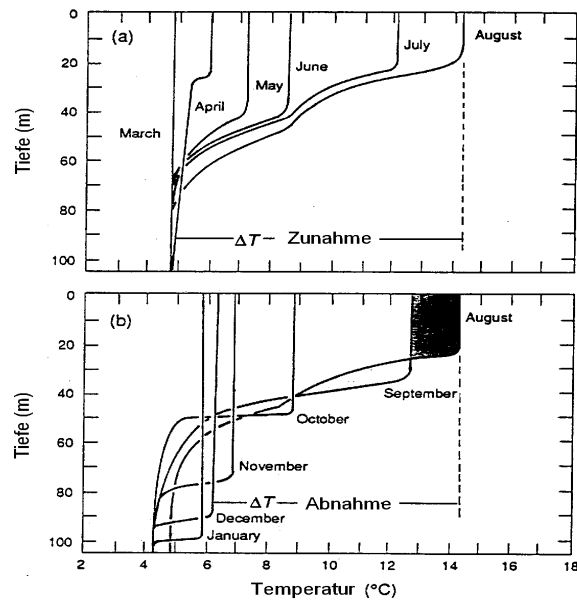


Abbildung 3: Profil der Thermokline im Jahresgang. Aufgetragen ist die Wassertiefe gegen die Temperatur. Verändert nach [35].

3.5 Telekonnektionen

Es gibt bisher noch keine Sicherheit über Telekonnektionen (Fernwirkungen) der NAO zu anderen atmosphärischen oder gekoppelten Ozean-Atmosphäre Phänomenen. Als mögliche Partner für Telekonnektionen sind ENSO (El-Niño/Southern Oscillation), PNA (Pacific/North American Teleconnection Pattern) und der Tropical Atlantic Dipole Mode (TADM), sowie auch der stratosphärische Polar-Wirbel untersucht worden. Diese möglichen Telekonnektionen werden im folgenden kurz vorgestellt.

- Das **ENSO** Phänomen beschreibt ein zyklisch (3 bis 8 Jahre-Zyklus) auftretendes Warmwasserereignis vor der südamerikanischen Pazifikküste infolge abgeschwächter Walkerzirkulation (El-Niño), welches antikorreliert ist zur Southern Oscillation, einer Luftdruck-Variabilität im Südpazifik. Definiert ist der SO-Index als Luftdruckdifferenz zwischen Darwin (Australien) und Tahiti. Im Falle eines niedrigen SO-Index, also schwachen Subtrophenhochs, kommt es zu einer Abschwächung der Walkerzirkulation und ein El-Niño wird möglich [31].

Bei besonders starken El-Niños kann eine Umkehrung oder gar Verschiebung der Walkerzirkulation eintreten und zeitlich begrenzte, globale klimatische Auswirkungen zur Folge haben (Umverteilung von niederschlagsarmen und -reichen Gebieten, Anregung der Niederschlagstätigkeit, etc.) [31]. Eng verbunden mit ENSO über die Verteilung der Meeresoberflächentemperatur und Beeinflussungen der Zirkulation im tropischen Pazifik ist auch die PNA ($r=0.51$; [14]; siehe unten). Es gibt Vermutun-

gen darüber, daß der jahreszeitliche Zyklus der NAO durch starke ENSO-Ereignisse verstärkt wird [27].

- Das **PNA** wird charakterisiert durch die Ausprägung des Aleutentiefs im Pazifik. Es ist über Luftmassenadvektion aus dem Pazifik wetterbestimmend für große Teile Nordamerikas, im Winter sogar bis weit nach Osten hin. Die Variationen über dem Pazifik können durch einen simplen Index - NP (North Pacific) - beschrieben werden, der die meridionalen Druckunterschiede über dem Pazifik zwischen 30° und 65° nördlicher Breite angibt [14]. Das PNA, ähnlich der NAO Teil der nordhemisphärischen Zirkulation, ist über die Temperaturverteilung über dem nordamerikanischen Kontinent mit der NAO verbunden.

In einer multivariaten linearen Regression wurden PNA, SO und NAO als Einflußgrößen mit den nordhemisphärischen Temperaturanomalien korreliert. Während der Korrelationskoeffizient der NAO mit der Temperatur selbst bei $r(NAO) = 0.55$ lag, erreichten die partiellen Korrelationskoeffizienten [30] unter Berücksichtigung des SO-Index und des NP-Index leicht erhöhte Werte: $r(NAO, SO) = 0.59$, $r(NAO, NP) = 0.57$ [14].

- Ebenso gibt der stratosphärische Polar-Wirbel zu Vermutungen über eine Interaktion Anlaß. Nach Perlwitz und Graf (1995) und Kodera (1997) [6] [24] besteht ein starker statistischer Zusammenhang zwischen der Intensität des stratosphärischen Polarwirbels und der troposphärischen Zirkulation über dem Nordatlantik. Es wird vermutet, daß über die vertikale Ausbreitung planetarer Wellen stratosphärische Signale bis in die Troposphäre dringen.
- Der **TADM** beschreibt das Verhalten der auf beiden Seiten des Äquators liegenden Oberflächentemperaturanomalien im tropischen Atlantik. Diese Anomalien variieren phasenverschoben miteinander in einem quasi-periodischen Zyklus von ungefähr 10 Jahren. Die jährliche Bewegung der ITCZ (Innertropischen Konvergenz-Zone) und der Menge des Niederschlages in semiariden Gebieten zeigt in vieler Hinsicht ein gleichartiges Verhalten zu dem zwischen den Temperaturanomalien nördlich und südlich des Äquators bestehenden Temperaturgradienten.

Modellversuche haben bisher gezeigt, daß sich dekadische Fluktuationen ähnlich denen des TADM durch eine Kopplung von Ozean und Atmosphäre erzeugen lassen. [24]. Weiterhin deuten Modellstudien darauf hin, daß niederfrequente Variabilität in Meeresoberflächentemperaturen im subtropischen Atlantik, der im Aktionsbereich der NAO liegt, ebenfalls mit dem TADM in Verbindung steht.

4 Statistische Grundlagen

4.1 Einführung

Dieses Kapitel behandelt die in dieser Arbeit angewandten statistischen Verfahren. Zunächst werden elementare statistische Methoden vorgestellt. Die verwendeten Definitionen und Gleichungen stammen vorwiegend aus [30] und [32]. In den weiteren Abschnitten werden die verwendeten Korrelationskoeffizienten und das Konzept der selektiven Zeitreihenanalyse [11] angesprochen.

Bevor man sich mit Zeitreihen beschäftigt, ist es erforderlich sich der Frage zu widmen: „Was ist eine Zeitreihe?“

Eine Zeitreihe ist eine geordnete Folge von Beobachtungen x_{t_i} mit $(t_i \in T)$. Für jeden diskreten Zeitpunkt t_i aus der Menge T von Beobachtungszeitpunkten liegt genau eine Beobachtung x_{t_i} vor. Diese Beobachtungen können zu diskreten Zeitpunkten stattgefunden haben oder sich auf eine t_i zugeordnete Zeitspanne beziehen (Mittelwert). Finden kontinuierliche Messungen (Beobachtungen) statt, so erhält man eine Zeitfunktion $x(t)$. Im Kontext dieser Arbeit handelt es sich ausschließlich um Zeitreihen, die zu äquidistanten Zeitpunkten eine über ein Zeitintervall gemittelte Meßgröße angeben.

Zur Analyse solcher Zeitreihen ist es erforderlich, einige grundlegende statistischen Maße einzuführen. Es handelt sich hierbei um Mittelwert, Varianz und Kovarianz sowie Schiefe und Exzeß einer eingipfeligen Häufigkeitsverteilung.

- **Der arithmetische Mittelwert:**

Für eine Stichprobe $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ des Umfanges n berechnet sich das arithmetische Mittel nach

$$\bar{a} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i. \quad (1)$$

- **Standardabweichung und Varianz:**

Standardabweichung und Varianz sind Maße, die eine Aussage über die Variation der Daten in der untersuchten Stichprobe treffen. Für die Standardabweichung s_x , die Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung der Daten vom Mittelwert, gilt:

$$s_x = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}. \quad (2)$$

Das Quadrat der Standardabweichung s_x^2 heißt Varianz.

Bei Gleichung (2) handelt es sich um die Momentenschreibweise der Standardabweichung, welche die Standardabweichung einer Zeitreihe beschreibt. Wird der Vorfaktor

$\frac{1}{n}$ durch $\frac{1}{n-1}$ ersetzt, erhält man einen besseren und unverzerrteren Schätzer für die Standardabweichung der Grundgesamtheit der Stichprobe. Es gilt dann

$$\hat{s}_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}. \quad (3)$$

Bei großem Stichprobenumfang n wird der Unterschied zwischen den Definitionen jedoch vernachlässigbar.

- **Die Kovarianz:**

Ein Maß für die Stärke eines linearen Zusammenhanges zwischen zwei Stichproben X und Y ist die Kovarianz

$$s_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}). \quad (4)$$

- **Schiefe:**

Betrachtet man Verteilungen, bei denen das Häufigkeitsmaximum (Modus = Mod) nicht symmetrisch liegt, d.h. der Mittelwert \bar{x} stimmt nicht mit dem Modus überein ($\bar{x} \neq \text{Mod}$), so besitzt die Verteilung eine Schiefe. Die Schiefe ist eine Maßzahl für Größe und Richtung der Verschiebung einer Häufigkeitsverteilung. Sie ist definiert als

$$Sf = \frac{zm_3}{s^3}, \quad (5)$$

mit

$$\begin{aligned} zm_3 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3, \\ &= \text{zentrales Moment dritter Ordnung und} \\ s_x &= \text{Standardabweichung.} \end{aligned}$$

Bei positiver Schiefe gilt $\bar{x} > \text{Mod}$ und man spricht von einer Linkssteile der Verteilung. Entsprechend wird bei negativer Schiefe ($\bar{x} < \text{Mod}$) von Rechtssteile gesprochen.

- **Exzeß:**

Der Exzeß oder auch Kurtosis bzw. Wölbung einer eingipfeligen Häufigkeitsverteilung gibt an, ob und wie weit das Maximum der betrachteten Verteilung von dem Maximum der Normalverteilung mit der gleichen Varianz abweicht, die gerade den Exzeß 0 besitzt. Ist der Exzeß positiv, so ist das Maximum der Häufigkeitsverteilung größer als das der zugehörigen Normalverteilung und umgekehrt. Es gilt

$$Ex = \frac{zm_4}{s^4} - 3, \quad (6)$$

mit

$$\begin{aligned} zm_4 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4, \\ &= \text{zentrales Moment 4. Ordnung und} \\ s_x &= \text{Standardabweichung.} \end{aligned}$$

4.2 Stochastische Zusammenhänge

Zunächst stellt sich die Frage, ob überhaupt ein Zusammenhang zwischen zwei Datensätzen X und Y besteht. Anhand eines Hypothesentests läßt sich diese Frage - Zusammenhang nein (Nullhypothese = stochastische Unabhängigkeit) oder ja (Alternative = stochastische Abhängigkeit) - beantworten. Das geeignete Testverfahren ist der χ^2 - Unabhängigkeitstest [3].

Der χ^2 -Unabhängigkeitstest

Im Falle einer stochastischen Unabhängigkeit gilt für die bedingten Wahrscheinlichkeiten $p(x|y)$ und $p(y|x)$ der Zufallsvariablen X und Y ,

$$\begin{aligned} p(x|y) &= p(x) \text{ und} \\ p(y|x) &= p(y) \end{aligned}$$

und weiterhin für die gemeinsame Wahrscheinlichkeit

$$p(x, y) = p(x)p(y). \quad (7)$$

Diese Wahrscheinlichkeiten können durch die relativen Häufigkeiten H_m und H_r (mit $m = 1, \dots, M$ und $r = 1, \dots, R$) einer zweidimensionalen Klasseneinteilung der Variablen X und Y geschätzt werden. Dazu wird die Variable X in M Klassen und die Variable Y in R Klassen eingeteilt. Es erfolgt eine Einteilung in disjunkte Klassen, und zwar derart, daß in jeder Klasse mindestens 5 Elemente enthalten sind.

Die Variable $z_{m,r}(n, k)$ gibt dann an, wie wahrscheinlich k von n Realisationen in der durch m und r charakterisierten Klasse liegen. Trifft die Nullhypothese $p(x, y) = p(x)p(y)$ zu, so beschreibt die Zufallsvariable $z_{m,r}(k, n)$ ein Bernoulli-Experiment (siehe auch Anhang A) für die absolute Häufigkeit $H_{m,r}$, daß das Ereignis $(x \in m, y \in r)$ in k von n Fällen eintritt. Die normierte und über alle Klassen summierte Variable führt dann zur χ^2 -verteilten Testfunktion

$$\chi^2 = n \sum_{m=1}^M \sum_{r=1}^R \frac{(z_{m,r}(k, n) - \frac{H_m H_r}{n})^2}{H_m H_r}. \quad (8)$$

Diese χ^2 -verteilte Zufallsvariable besitzt $\phi = (M - 1)(R - 1)$ Freiheitsgrade.

Zur Berechnung der Testvariablen ist $z_{m,r}(n, k)$ durch die absolute Häufigkeit $H_{m,r}$ zu ersetzen. Wird der zu einem bestimmten Signifikanzniveau aus der χ^2 -Verteilung vorge-schriebene Wert durch den aus der Stichprobe berechneten Wert überschritten, so kann man die Nullhypothese - es besteht kein Zusammenhang - ablehnen. Die Signifikanz dieser Aussage entspricht dem Signifikanzniveau des vorausgehenden Testes. Ebenso ist es möglich, über das aus den Stichproben berechnete χ^2 den genauen Wert des Signifikanz-niveaus zu bestimmen. Im Zuge der hier durchgeführten Berechnungen wurde dieser Weg gewählt.

Ist ein Zusammenhang zwischen den Stichprobenreihen festgestellt, bleibt die Frage nach dessen Stärke. Für die Stärke eines stochastischen Zusammenhanges können verschie-dene Maße angegeben werden:

- **Korrelationskoeffizient nach Pearson:**

Liegen zwei Stichproben, $X = (x_1, x_2, x_3, \dots) = x(t)$ und $Y = (y_1, y_2, y_3, \dots) = y(t)$, zugrunde, so ist

$$r_p = \frac{s_{xy}}{s_x s_y} \quad (9)$$

der Korrelationskoeffizient von X und Y [3]. s_x steht für die Standardabweichung der Stichprobe x (entsprechendes gilt für s_y) und s_{xy} ist die Kovarianz der Stichproben X und Y.

Man bezeichnet diesen Koeffizienten als den zweidimensionalen linearen Produkt-Moment Korrelationskoeffizienten nach Pearson [30] oder auch nur Pearson-Korrelationskoeffizient. Der Pearson-Korrelationskoeffizient ist ein Maß für den li-nearen Zusammenhang zwischen zwei Stichproben und nimmt Werte von -1 bis +1 an. Nimmt der Betrag des Korrelationskoeffizienten den Wert 1 an, so besteht zwi-schen den Stichproben die lineare Beziehung $Y = aX + b$, wobei $r_p = 1$ ist, wenn $a > 0$ und $r_p = -1$ bei $a < 0$ [3]. Dabei werden Normalverteilungen der Stichproben X und Y vorausgesetzt.

Die Signifikanz der Korrelation läßt sich über einen t-Test bestimmen [30]. Unter der Annahme der Nullhypothese $r_p = 0$ (keine signifikante Korrelation) ist die Zufallsva-riable

$$t_\phi = r_p \sqrt{\frac{n-2}{1-r_p^2}} \text{ mit } \phi = n-2 \text{ Freiheitsgraden} \quad (10)$$

t-verteilt [3].

- **Korrelationskoeffizient nach Spearman:**

Bei dieser verteilungsfreien Methode [30] werden die Stichproben in einer aufsteigen- den Reihenfolge geordnet und es werden die Ranglistenplätze miteinander korreliert.

Der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman r_s lautet [30]

$$r_s = 1 - 6 \sum_i^n \frac{D_i^2}{n^3 - n}, \quad (11)$$

mit

$$\begin{aligned} D &= \text{Rangplatzdifferenzen und} \\ n &= \text{Stichprobenumfang.} \end{aligned}$$

Der Korrelationskoeffizient nach Spearman ist wie r_p auf dem Intervall -1 bis +1 definiert. Werden großen Werten in der Stichprobe X immer große Werte in Y zugeordnet und entsprechend kleinen Werten in X auch kleine Werte in Y , so nimmt der Spearman-Korrelationskoeffizient den Wert 1 an. Im Falle der Antikorrelation (große Werte werden kleinen zugeordnet und umgekehrt), ergibt sich für den Koeffizienten der Wert -1. Ist die Zuordnung nicht eindeutig, liegt der Betrag von r_s zwischen 0 und 1. Da die Rangplatzdifferenzen quadratisch in die Formel eingehen, ergibt sich das Problem, daß hohe Rangplatzdifferenzen wesentlich stärker eingehen als kleinere. Somit ist der Spearman-Koeffizient stark abhängig von Ausreißern und Extremwerten in den untersuchten Stichproben [9]. Bei der Korrelation der Ranglistenplätze wird kein linearer Zusammenhang vorausgesetzt, wohl aber monotone Zusammenhänge.

Der Test auf Signifikanz des Korrelationskoeffizienten erfolgt entsprechend Gleichung (10).

- **Korrelationskoeffizient nach Kendall:**

Eine weitere Methode, die Rangkorrelation nach Kendall, verwendet nicht die Beträge der Rangplatzdifferenzen, sondern betrachtet nur das Vorzeichen des Unterschiedes zwischen den Rangplätzen. Der Rangkorrelationskoeffizient nach Kendall, Kendalls τ , berechnet sich zu [12]

$$\tau = 1 - 4 \sum_{i=1}^n \frac{q_i}{n^2 - n} \quad (12)$$

mit

$$\begin{aligned} q_i &= \text{Anzahl der Rangzahlen, kleiner oder gleich der Rangzahl von } y_i \text{ und} \\ n &= \text{Stichprobenumfang.} \end{aligned}$$

Unter der Annahme $\tau = 0$, ist der Kendall-Koeffizient approximativ normalverteilt und besitzt die Standardabweichung $s_\tau = \frac{4n+10}{9n(n-1)}$. Anhand der normalverteilten Prüfgröße

$$z_\tau = \frac{\tau}{s_\tau} \quad (13)$$

läßt sich nun die Signifikanz des Korrelationskoeffizienten nach Kendall durch Vergleich von z_τ mit den Quantilen der Gauß-Verteilung berechnen [12] [9].

Ebenso wie der Korrelationskoeffizient von Spearman gibt der Korrelationskoeffizient von Kendall Auskunft über monotone Zusammenhänge zwischen zwei Stichproben.

Da zur Berechnung des Kendall-Koeffizienten alle Rangplatzdifferenzen gleich eingehen, sind auch geringe Unterschiede, wie sie durch Rauschen (Kapitel 4.4.5) erzeugt werden, gleichbedeutend mit großen Unterschieden (durch Extremwerte, etc.). Daher neigt der Kendall-Koeffizient bei der Untersuchung von rauschbelasteten Zeitreihen zu einer Unterschätzung des Zusammenhanges, ist aber andererseits unanfälliger gegen Ausreißern. Beim Vergleich der Korrelationskoeffizienten untereinander ist dieses Verhalten zu berücksichtigen.

• **Die relative Information :**

Die in einer Stichprobe X enthaltene Information H ist definiert als das folgende Integral über die Wahrscheinlichkeitsdichte $p(x)$ [38]:

$$H(X) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x) \log_2 p(x) dx. \quad (14)$$

Sind zwei Stichproben voneinander unabhängig, so erhält man aus der Summe der Informationen aus X und Y die Gesamtinformation: $H(X, Y) = H(x) + H(y)$.

Besteht jedoch eine stochastische Abhängigkeit zwischen den Stichproben und ein Anteil der Information aus X gleicht einem Teil der Information aus Y , ergibt sich die Gesamtinformation zu:

$$H(X, Y) = H(X) + H(Y) - I(X, Y). \quad (15)$$

Im Falle der Abhängigkeit ist die Gesamtinformation um den Betrag I geringer als die Summe an Einzelinformationen. In diesem Zusammenhang wird I als die Transinformation zwischen X und Y bezeichnet [38]. Aus den Gleichungen (14) und (15) ergibt sich für die Transinformation folgende Gleichung:

$$I(x, y) = \int_x \int_y p(x, y) \log_2 \frac{p(x, y)}{p(x)p(y)} dx dy. \quad (16)$$

Zur Berechnung der Signifikanz der Transinformation, stellt man die Nullhypothese $I(x, y)$ sei 0 auf. Unter dieser Voraussetzung ist $\frac{1}{2}I(x, y)$ χ^2 -verteilt und es gilt [38]

$$\chi_{\phi, \alpha}^2 = 2nI(X, Y), \quad (17)$$

mit

$$\begin{aligned} \phi &= (R - 1)(M - 1) \text{ Freiheitsgraden und} \\ \alpha &= \text{Irrtumswahrscheinlichkeit.} \end{aligned}$$

Der Vergleich der mit Hilfe der Transinformation berechneten Testgröße $\chi_{\phi, \alpha}^2$ mit dem aus der theoretischen Verteilung stammenden Wert χ^2 führt dann zur Entscheidung über die Nullhypothese $I(x, y) = 0$ (bzw. Alternativhypothese $I(x, y) \neq 0$) und zur Aussage über die Signifikanz der Transinformation.

Die Transinformation I ist somit ein Maß, welches die Stärke eines Zusammenhanges zwischen zwei Zeitreihen angibt, ohne daß dabei Annahmen über die Art des Zusammenhanges gemacht werden. I läßt sich daher auch auf nicht-monotone Zusammenhänge anwenden.

Um den Wert der Transinformation mit den Korrelationsmaßen vergleichen zu können, wird die informationstheoretische Kontingenzz $\rho_I(x, y)$ verwendet [38]. Diese folgt, indem man in Gleichung (16) die Wahrscheinlichkeitsdichte der zweidimensionalen Gauß-Verteilung einsetzt. Für das Integral gilt dann

$$I(x, y) = -\frac{1}{2} \ln(1 - \rho^2). \quad (18)$$

Stellt man die Gleichung nach ρ um, so erhält man die informationstheoretische Kontingenzz

$$\boxed{\rho_{I(x,y)} = \sqrt{1 - \exp(-2I(x, y))}}. \quad (19)$$

4.3 Vergleich von Korrelationskoeffizienten

Ein Vergleich der verschiedenartigen Korrelationskoeffizienten läßt eine Aussage über die Art des Zusammenhanges zu [9]. Im Falle eines linearen Zusammenhanges sind die Korrelationskoeffizienten und die informationstheoretische Kontingenzz sehr ähnlich. Bei einem monotonen, aber nicht linearen Zusammenhang kann das Korrelationsmodell von Pearson, welches Linearität voraussetzt, den Zusammenhang nicht ausreichend erfassen. Der Pearson-Korrelationskoeffizient ist dementsprechend deutlich kleiner als die Transinformation und die Koeffizienten von Kendall und Spearman. Handelt es sich weder um einen linearen, noch einen monotonen Zusammenhang, so wird dessen Stärke allein durch die Transinformation korrekt erfaßt und die Beträge der Korrelationskoeffizienten sind allesamt kleiner.

Der genaue Vergleich der Korrelationskoeffizienten und der informationstheoretischen Kontingenzz miteinander erfolgt über die Betrachtung von Konfidenzintervallen des Pearson-Korrelationskoeffizienten. Durch die Fishertransformation des Korrelationskoeffizienten $\dot{r} = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+r}{1-r}\right)$ wird r in die Variable \dot{r} überführt [30]. Diese ist auch für kleine Stichprobenlängen n (hier die Zeitreihenlänge) approximativ normalverteilt. Daher ist es möglich, anhand der Quantile der Normalverteilung zu vorgegebenen Signifikanzniveaus Konfidenzintervalle $M_{\dot{r}}$ für \dot{r} zu berechnen. Diese folgen aus

$$M_{\dot{r}} = \dot{r} \pm \frac{z_{\alpha}}{\sqrt{n-3}}, \quad (20)$$

mit

$$\begin{aligned} \dot{r} &= \text{Fishertransformierte von } r, \\ z_\alpha &= \text{Verteilungsparameter zur Irrtumswahrscheinlichkeit } \alpha \text{ und} \\ n &= \text{Stichprobenumfang.} \end{aligned}$$

Nach der Rücktransformation der Intervallsgrenzen mittels $r = \tanh \dot{r}$ erhält man für den Korrelationskoeffizienten ein asymmetrisches Konfidenzintervall. Liegt nun ein Wert x innerhalb der für den Wert r errechneten Konfidenzintervalle, so sind diese hinsichtlich ihrer Konfidenz voneinander ununterscheidbar und werden in diesem Fall als gleich groß angesehen.

4.4 Die selektive Zeitreihenanalyse

4.4.1 Komponenten einer Zeitreihe

Ein Zeitreihe (vergl. auch Kapitel 4.1) kann als Summe mehrerer einzelner Komponenten beschrieben werden [8] [32]:

$$\boxed{x(t) = m + T + s + g + h + e + r} \quad (21)$$

mit

- m = Mittelwert
- T = Trend
- s = saisonale Komponente
- g = glatte Komponente
- h = harmonische Komponente
- e = Extremereignisse und
- r = Rauschen.

Das Ziel der selektiven Zeitreihenanalyse ist es, signifikante Strukturen, die den oben genannten Komponenten zuzuordnen sind, in den Datenreihen zu erkennen und sie zu beschreiben.

Im folgenden sollen nun die einzelnen Komponenten einer Zeitreihe näher vorgestellt werden (zum Mittelwert vergl. Kapitel 4.1, zu Extremereignissen vergl. Kapitel 7.3).

4.4.2 Der Trend

Trends können eine positive oder negative Steigung besitzen und linearer oder nichtlinearer Natur sein. Im Falle der Nichtlinearität können Trends weiterhin progressiv oder degressiv steigend oder fallend sein. Approximativ kann ein Trend durch folgende Funktionen beschrieben werden [8]:

$$T = a_i + b_i t^i \text{ für } i = 1, 2, 3, 4, 5. \quad (22)$$

Im Fall $i=1$ erhält man den linearen Trend, für $i > 1$ werden nichtlineare Trends der Ordnung i beschrieben. Die Wahl des Koeffizienten b_i bestimmt, ob der gefundene Trend progressiv oder degressiv fallend oder steigend ist. In Abbildung 4 sind positive, progressive Trends der Ordnungen 1 bis 5 dargestellt. Die Untersuchung einer Zeitreihe auf signifikante Trendkomponenten erfolgt gemeinsam mit der Anpassung der saisonalen Komponente und wird im folgenden Abschnitt (4.4.3) beschrieben.

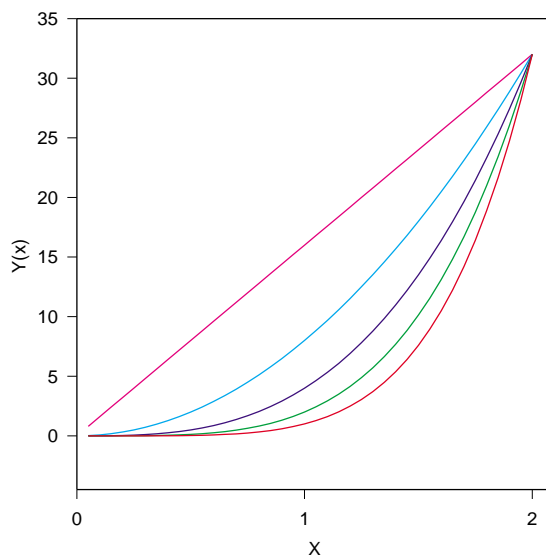


Abbildung 4: Dargestellt sind progressive, positive Trends $y(x)$ der Ordnungen 1 (rosa), 2 (hellblau), 3 (blau), 4 (grün) und 5 (rot).

4.4.3 Saisonale Komponente

Eine auf Monatsdaten basierende Zeitreihe ist einem mittleren Jahrgang unterworfen, der jahreszeitlich bedingten Schwankungskomponente [32] [8]. Diese saisonale Schwankung läßt sich durch harmonische Schwingungen der Wellenzahlen 1 bis 6 beschreiben. Die Wellenzahl 1 beschreibt die Jahres-Welle (Jahreszeiten) und die Wellenzahl 2 die Halbjahreswelle (vierteljährliche Schwankungen); entsprechend differenziert sich der Jahrgang weiter bis zu monatlicher Auflösung (Wellenzahl 6). Dieser Jahrgang muß nicht starr sein, kann also durchaus eine zeitliche systematische Änderung durchlaufen oder es können auch Fluktuationen auftreten. Systematische Änderungen lassen sich über eine zeitliche Modifikation der Amplitude beschreiben. In dieser Arbeit werden sowohl lineare als auch quadratische Änderungen mit der Zeit zugelassen.

Die saisonale Komponente $s_{j,k}$ läßt sich dann durch den folgenden Ansatz beschreiben [8]:

$$s_{j,k} = c_{j,k} + d_{j,k}t^k \cos(2\pi \frac{j}{12}t) + e_{j,k}t^k \sin(2\pi \frac{j}{12}t) \quad (23)$$

für

$$\begin{aligned} k &= 0, 1, 2 \text{ und} \\ j &= 1, 2, 3, 4, 5, 6. \end{aligned}$$

Für $k = 0$ werden die starren Anteile, für $k = 1$ die sich linear mit der Zeit ändernden und mit $k = 2$ die sich progressiv (bzw. degressiv) mit der Zeit ändernden Anteile berücksichtigt. Der Index j steht für die Wellenzahl. Das Polynom besteht aus 18 Termen, welche 18 verschiedene Saisonfiguren beschreiben können.

Für jede Wellenzahl lassen sich die zugehörigen Komponenten zusammenfassen zu

$$s_j(t) = A_j(t) \cos\left(2\pi \frac{j}{12}(t - t_j)\right) \quad (24)$$

mit der Funktion der Amplitude $A_j(t)$ und der Phasenverschiebung $t_j(t)$ für alle signifikanten k

$$A_j(t) = \sqrt{\sum_{k=0}^2 (d_{j,k}^2 + e_{j,k}^2) t^{2k}} \text{ und} \quad (25)$$

$$t_j(t) = \frac{12}{2\pi j} \arctan\left(\frac{\sum_{k=0}^2 d_{j,k} t^k}{\sum_{k=0}^2 e_{j,k} t^2}\right). \quad (26)$$

Strukturierte Veränderungen in Amplitude und Phasenlage lassen sich bereits aus der Kenntnis der signifikanten Anteile beschreiben. Die Summe über alle signifikanten Komponenten von s ergibt den signifikanten Jahresgang der untersuchten Zeitreihe.

Signifikant in der Zeitreihe enthaltene Trend- und Saisonkomponenten können mit Hilfe einer Regressionsanalyse detektiert und dann aus der Zeitreihe entfernt werden. Dazu wird eine Anpassung der 5 Trend- und 18 Saisonfiguren (23 Basisfunktionen $f(t)$) durch lineare Regression an die Zeitreihe vorgenommen. Die Bestimmung der Koeffizienten a und b der Regressionsgeraden $x(t) = a + bf(t)$ erfolgt über das Kriterium der Kleinsten Quadrate [32]. Die Funktion, die den größten Anteil der Varianz an der Zeitreihe signifikant erklärt, wird abgezogen. Dieser Vorgang wird mehrfach durchlaufen, bis keine signifikanten Komponenten mehr in der Zeitreihe gefunden werden.

4.4.4 Die Glatte Komponente

Die glatte Komponente beschreibt niederfrequente, nicht unbedingt regelmäßige Variationen in der Zeitreihe und läßt sich durch folgende polynomiale Ansätze der Ordnungen $P = 1, 2, \dots, 5$ beschreiben [8]:

$$g_P(t) = a_0 + \sum_{i=1}^P a_i t^i, \text{ für alle } P = 1, 2, 3, 4, 5. \quad (27)$$

Beispiele für Polynome der Ordnungen 2 bis 5 sind in Abbildung 5 zu sehen. Das Polynom erster Ordnung entspricht gerade dem linearen Trend (siehe 4.4.2). Im Zuge der selektiven Zeitreihenanalyse ist es von Interesse, zu Aussagen über den signifikanten Beitrag der glatten Komponente zur Varianz der Zeitreihe zu gelangen. Mit Hilfe einer multiplen Regression wird das Polynom mit der höchsten Ordnung, das noch signifikant mehr Varianz der Zeitreihe erklärt als ein Polynom niedrigerer Ordnung, aus der Zeitreihe eliminiert und es werden die Koeffizienten des Polynomes bestimmt. Diese Analyse der glatten niederfrequenten Komponente ist nicht nur auf harmonische Schwankungen begrenzt, da nicht nach festgesetzten Perioden wie bei der Fourieranalyse [32] gesucht wird.

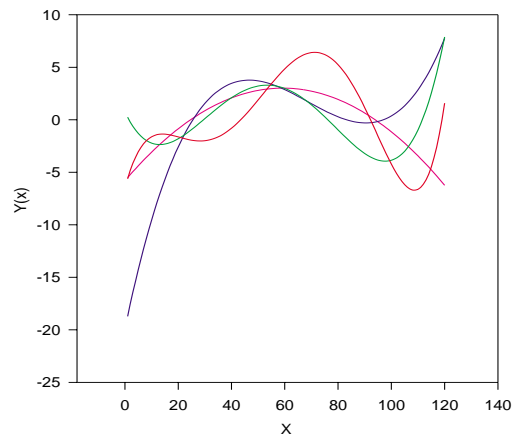


Abbildung 5: Polynome $y(x)_P$ der Ordnungen P : 2 (rosa), 3 (blau), 4 (grün) und 5 (rot).

4.4.5 Das Rauschen

Sind alle signifikanten zeitlichen Strukturen aus einer Zeitreihe entfernt, kann das Residuum - der Rest - rein zufälliger (stochastischer) Natur und somit durch ein Zufallsrauschen beschreibbar sein. Das heißt, das Residuum ist die Summe vieler einzelner, voneinander unabhängiger Einflüsse und deshalb nach dem zentralen Grenzwertsatz Gauß-verteilt [2]. Ist das Residuum weiterhin stationär, kann es als Realisation eines stochastischen Prozesses aufgefaßt werden [4].

Zur Untersuchung der Residuen auf Gauß-Verteilung [2] [30] werden die beiden nachstehenden Tests verwendet [3]:

1. Der χ^2 -Anpassungstest:

Die zu testende Stichprobe mit dem Umfang n wird nach der Methode von Sturges

[30] in $K = 1 + 3.32 \log n$ Klassen eingeteilt. Die Klassenhäufigkeiten h gehen dann in die Test-Funktion ein:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^K \frac{h_i^2}{np_i} - n \quad (28)$$

mit $p_i =$ Wahrscheinlichkeit des Eintreffens eines Ereignisses der Klasse i .

Die Zufallsvariable χ^2 heißt die Pearson'sche Testfunktion. Für große Stichprobenumfänge ist sie approximativ χ^2 -verteilt mit $(K - 1)$ Freiheitsgraden. Mit Hilfe dieser Testfunktion ist die Nullhypothese H_0 zu testen, ob die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $P(Y \leq y) = F(y)$ der Stichprobe Y gleich einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $F_0(Y)$ ist. In diesem Fall steht $F_0(y)$ für die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Gauß-Verteilung.

2. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Anpassungstest :

Ausgangspunkt des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests [3] ist die Hypothese, daß die Verteilungsfunktion $F(x)$ der stetigen Grundgesamtheit gleich einer fest vorgegebenen Funktion $F(x)_n$ ist. Als Testgröße ergibt sich

$$D = \sqrt{n} \sup_x |F_n(x) - F(x)| \text{ mit } P(D < c) = Q(c). \quad (29)$$

Die Funktion $Q(c)$ ist Kolmogoroff-Smirnoff-verteilt und unabhängig von der Ausgangsfunktion. Die Testgröße ist gerade gleich der maximalen Abweichung der Verteilungsfunktion $F(x)$ von der vorgegebenen Funktion $F_n(x)$. Ist für eine vorgegebene Irrtumswahrscheinlichkeit $Q(c)$ der Wert c kleiner als die Testgröße D , so kann die Nullhypothese $F(x) = F(x)_n$ (Alternativhypothese $F(x) \neq F(x)_n$) angenommen (abgelehnt) werden, anderenfalls nicht.

Weiterhin erfolgt die Untersuchung der Zeitreihe auf ihre Stationarität. Eine Zeitreihe gilt als schwach stationär, wenn ihr 1. Moment (Mittelwert), das 2. Zentrale Moment (Varianz) und die Autokovarianz nicht von der Zeit abhängen. Ist die Zeitreihe desweiteren Gauß-verteilt, bezeichnet man sie als stark stationär. Ist der Test auf Gauß-Verteilung bereits vorausgegangen, ist nur noch die Stationarität von Mittelwert, Varianz und Autokovarianz zu testen. Dazu werden sowohl für die erste Hälfte, als auch für die zweite Hälfte der Zeitreihe Mittelwert, Varianz und Autokovarianz berechnet und miteinander verglichen. Anhand von Signifikanztests, kann dann die Hypothese getestet werden, ob zwischen den Werten der ersten und der zweiten Hälfte kein Unterschied besteht. Wird diese Hypothese angenommen, so kann man die Aussage machen, daß die Zeitreihe der Modellvorstellung, sie sei stationär, zumindest nicht widerspricht.

1. Vergleich zweier Mittelwerte :

Zum Vergleich der Erwartungswerte $\mu_x \approx \bar{X}$ und $\mu_y \approx \bar{Y}$ zweier Gauß-verteilter

Grundgesamtheiten mit den Stichproben X und Y , bei unbekanntem Varianzen, gilt folgende, mit $n_x + n_y - 2$ Freiheitsgraden t-verteilte Testgröße [30] [3]

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{(n_x-1)s_x^2 + (n_y-1)s_y^2}{n_x+n_y-2}}} \sqrt{\frac{n_x n_y}{n_x + n_y}}, \quad (30)$$

mit

$$\begin{aligned} n_x, n_y &= \text{Stichprobenumfang von } X \text{ und } Y, \\ \bar{X}, \bar{Y} &= \text{Mittelwerte der Stichproben } X \text{ und } Y, \text{ sowie} \\ s_x, s_y &= \text{empirische Standardabweichung der Stichproben } X \text{ und } Y. \end{aligned}$$

Der Vergleich des Parameters t mit den Quantilen der t-Verteilung mit $n_x + n_y - 2$ Freiheitsgraden führt zum Testentscheid, ob die Mittelwerte signifikant voneinander ununterscheidbar sind (Nullhypothese) oder nicht (Alternative).

2. Vergleich zweier Varianzen:

Die Testfunktion zum Vergleich der Varianzen s_x^2 und s_y^2 der Stichproben X und Y aus der gleichen Grundgesamtheit lautet

$$f = \frac{s_x^2}{s_y^2} \quad (31)$$

und ist Fisher-verteilt mit $n_x - 1$ und $n_y - 1$ Freiheitsgraden [30] [3]. Der Vergleich des Parameters F mit den Quantilen der Fisher-Verteilung führt zum Testentscheid über die Nullhypothese (Alternativhypothese), die Varianzen seien voneinander signifikant ununterscheidbar (unterscheidbar).

3. Vergleich zweier Autokovarianzen

Die Untersuchung auf Stationarität der Autokovarianzen erfolgt über die Berechnung der Autokorrelationskoeffizienten zu den Verschiebungen $j = 1 \dots N$. Durch die Fishertransformation können diese in eine normalverteilte Variable überführt werden (siehe auch Gleichung 20). Betrachtet werden nun die Differenzen $c(j)$ zwischen den jeweiligen Transformaten der ersten und zweiten Hälfte der Zeitreihe. Mit der Errorfunktion kann man nun zu jeder Verschiebung j die Wahrscheinlichkeit $pr(j)$ berechnen, mit der eine Gauß-verteilter Zufallszahl im Intervall $I = [-c, +c]$ liegt:

$$pr(j) = 100 \operatorname{erf} \left(\frac{c(j)}{\sqrt{2}} \right). \quad (32)$$

4.4.6 Die harmonische Komponente

Ergibt die Untersuchung der Zeitreihe nach Abzug von Trend-, glatter und saisonaler Komponente, daß das Residuum noch nicht der Hypothese eines Gauß-verteiltern Zufallsrauschen entspricht, so wird weiterhin nach harmonischen Schwingungen in der Zeitreihe gesucht. Die harmonische Komponente enthält die relativ hochfrequenten harmonischen Schwingungen in der Zeitreihe, die nicht durch die Saisonkomponente beschrieben werden. Zur Untersuchung der Zeitreihe auf in ihr enthaltene harmonische Schwingungen geht man von der Fourierdarstellung der Zeitreihe aus:

$$x(t) = \sum_{k=0}^{N-1} F(k) \exp \frac{i2\pi tk}{N} \quad (33)$$

mit

$$\begin{aligned} t &= \text{Zeitschrittzähler,} \\ k &= \text{Wellenzahl,} \\ F(k) &= \text{Fourierkomponente der Wellenzahl } k, \\ \frac{k}{N} &= \lambda, \\ &= \text{Frequenz,} \\ \frac{N}{k} &= \tau, \\ &= \text{Periode.} \end{aligned}$$

Eine periodische Funktion läßt sich nämlich durch Überlagerung von Sinus- und Kosinuswellen verschiedener Frequenzen darstellen [32]. Um nun festzustellen, welche Frequenzen dominierend in der Zeitreihe existieren, berechnet man an N Fourierstützstellen $k = 0, \dots, N - 1$ die spektralen Varianzanteile $I(\lambda)$ der zur Stützstelle k zugeordneten Fourierfrequenz $\lambda = \frac{k}{N}$. Der spektrale Varianzanteil $I(\lambda)$ ist ein Maß für die Stärke, mit der eine harmonische Schwingung der Frequenz λ in der Zeitreihe $x(t)$ enthalten ist. Trägt man $I(\lambda)$ gegen die Frequenz auf, so erhält man das Periodogramm. Die spektralen Varianzanteile $I(\lambda)$ sind gegeben als [32]

$$I(\lambda) = N \left(\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x}) \cos(2\pi \lambda t) \right)^2 + \left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x}) \sin(2\pi \lambda t) \right)^2 \right). \quad (34)$$

Der spektrale Varianzanteil, über ein Frequenzintervall integriert, ergibt den zu diesem Frequenzband gehörenden Varianzanteil an der Zeitreihe. Ist die Varianz gleichmäßig auf alle Frequenzen verteilt, spricht man von *weißem Rauschen* (*White Noise*). Mit Hilfe von White-Noise-Tests ist es möglich, diese Annahme zu testen. In dieser Arbeit wurden zwei

Testverfahren angewendet, die auf der Betrachtung des kumulierten Periodogrammes beruhen. Als kumuliertes Periodogramm bezeichnet man die Größen [32]

$$S_r := \frac{\sum_{k=1}^r I(\lambda_k)}{\sum_{k=1}^M I(\lambda_k)} \quad (35)$$

mit $S_0 \equiv 0$.

Ist die Zeitreihe das Ergebnis eines White-Noise-Prozesses, so sollte das kumulierte Periodogramm, aufgetragen gegen $x = \frac{r}{M}$, um die Winkelhalbierende im Einheitsquadrat schwanken.

1. Kolmogoroff-Smirnoff-Test:

Das Ausmaß der Schwankungen wird getestet über den maximalen Abstand $C \equiv \max \left| S_r - \frac{r}{M} \right|$ des kumulierten Periodogrammes von der Winkelhalbierenden [32].

Für eine vorgegebene Irrtumswahrscheinlichkeit $P[C > c] = \alpha \leq 0.02$ und $M \geq 6$ können die Quantile c in guter Näherung (mindestens zweistellige Genauigkeit) durch

$$c = \frac{\sqrt{-\frac{1}{2} \ln \frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{M-1} + 0.2 + \frac{0.68}{\sqrt{M-1}}} - \frac{0.4}{M-1} \quad (36)$$

angegeben werden.

2. Anderson-Darling-Test:

Grundlage für den Anderson-Darling-Test ist die Testgröße A [32]:

$$A^2 = -(M-1) - \frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^{M-1} (2i-1) [\ln S_i + \ln(1 - S_{M-i})]. \quad (37)$$

Auch hier führen zu hohe Werte der Testgröße zur Ablehnung der Nullhypothese, die betrachtete Zeitreihe entstamme einem White-Noise-Prozess. Für $M \geq 6$ gelten folgende wichtigste Quantile:

Irrtumswahrscheinlichkeit α	Quantil $c_{1-\alpha}$
0.01	3.875
0.05	2.492
0.1	1.933

Desweiteren ist zu testen, ob die am meisten Varianz erklärende Schwingung der Frequenz λ eine Periodizität im weißen Rauschen ist, also signifikant mehr erklärt als die übrigen Frequenzen. Hierzu findet der Test von Schuster (1898, [32]) Anwendung.

Man betrachtet den größten Peak $I_{max} = \max I(\lambda_i)$ für alle $i = 1, \dots, M$ im Periodogramm und normiert ihn mit dem Mittelwert \bar{I} :

$$I_{\overline{max}} = \frac{I_{max}}{\bar{I}}. \quad (38)$$

Unter Annahme der Nullhypothese, der Peak sei Teil eines White-Noise-Prozesses, gilt für die Wahrscheinlichkeit, daß ein Wert $I_{max} > c$ auftritt

$$P[I_{max} > c] = 1 - (1 - \exp^{-I_{\overline{max}}})^M. \quad (39)$$

Ist nun die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines Peaks der Größe $I > c$ kleiner als ein vorgegebenes Signifikanzniveau α , so wird die Nullhypothese verworfen und der betrachtete Peak kann eine Periodizität im weißen Rauschen sein. Wird keine signifikante Periodizität gefunden, kann jedoch nicht ausgeschlossen werden, daß eine solche existiert.

5 Datenmaterial

5.1 Der NAO-Index nach Hurrell

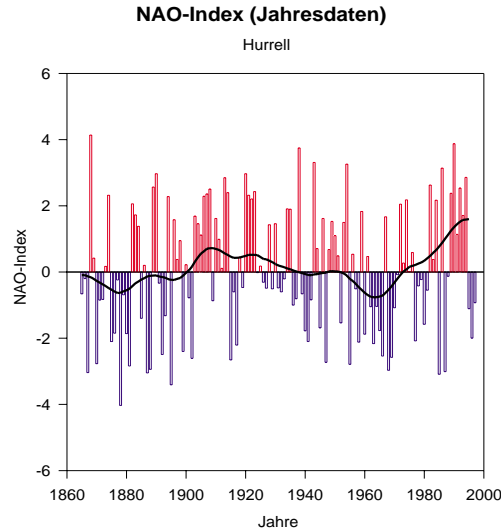


Abbildung 6: *NAO-Index nach Hurrell [16]. Jahresmittel von 1865 bis 1997. Schwarz eingezeichnet ist die 30-jährige Tiefpassfilterung der Indexreihe.*

Der NAO-Index nach James Hurrell [16] basiert auf den Meeresspiegel-Luftdruck-Daten (Sea level pressure - SLP) der Stationen Stykkisholmur auf Island (65.1° N; 22.7° W) und der Station Ponta Delgada (37.8° N; 25.7° W) auf den Azoren. Die Indexreihe reicht von 1865 bis 1997. In dieser Arbeit stehen drei verschiedene Index-Reihen zu Verfügung:

- monatlicher NAO-Index
- saisonaler NAO-Index (Abbildung 39 im Anhang und Abbildung 2)
- jährlicher NAO-Index (Abbildung 6)

Es wurde für jede zeitliche Auflösung ein eigener NAO-Index erstellt. Grundlage für den monatlichen (bzw. jährlichen) NAO-Index sind die monatlichen (jährlichen) Luftdruckmittel an den oben genannten Stationen. Der saisonale Index bezieht sich dementsprechend auf Saisonmittel des Luftdruckes in Ponta Delgada und Stykkisholmur. Eine Saison ist das Mittel über drei Kalendermonate. Der Index für die Wintersaison setzt sich zusammen aus den Daten der Monate Dezember, Januar und Februar. Entsprechend wurde in den anderen Jahreszeiten verfahren.

Desweiteren wurden mit Hilfe der Monatsmittelreihe für jeden einzelnen Kalendermonat Zeitreihen in jährlicher Auflösung gebildet.

5.2 Der NAO-Index nach Jones

Der zweite Index-Datensatz wurde von Jones [19] erstellt und umfaßt die Jahre 1825 bis 1997. Die zur Bildung des Index verwendeten Stationen sind Stykkisholmur auf Island und Gibraltar (36.2° N; 5.4° W). Auch hier steht der NAO-Index in Form von Monats-, Jahres- und Saisondaten zur Verfügung. Entsprechend den Daten von Hurrell gibt der Index die Differenz der normierten Luftdruckanomalien an den genannten Stationen an. Die Jahresdaten (Abbildung 7) und Saisondaten (Abbildung 40 im Anhang) ergeben sich durch Mittelung des monatlichen NAO-Index.

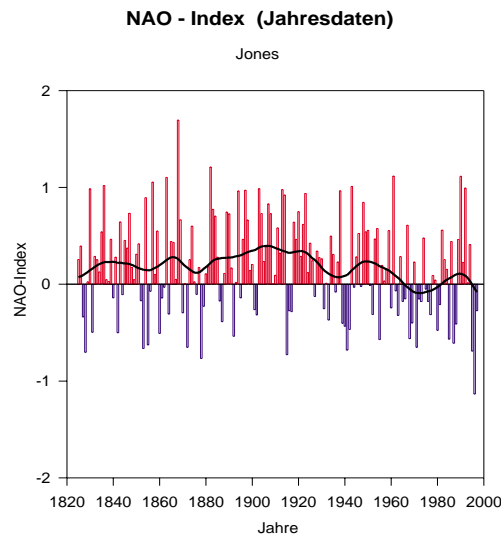


Abbildung 7: *NAO-Index nach Jones [19]. Jahresmittel von 1825 bis 1997. Schwarz eingezeichnet ist die 30-jährige Tiefpassfilterung der Indexreihe.*

5.3 Lufttemperaturdaten europäischer Stationen

Zur Untersuchung der Zusammenhänge zwischen der NAO und dem europäischen Klima wurden Temperaturzeitreihen 41 europäischer WMO (World Meteorological Organization) - Stationen verwendet. Die Zeitreihen entstammen dem im „Klimatrendatlas Europa 1891-1990“ [29] untersuchten Datensatz europäischer Stationen und wurden dort bereits auf Lücken, Fehler und Homogenität untersucht; auch notwendige Ergänzungen oder Korrekturen sowie die benutzten Testverfahren sind in dieser Arbeit beschrieben.

Für die vorliegende Arbeit wurden Stationen ausgewählt, die den Kriterien hinreichende Länge (mindestens 100 Jahre) und Homogenität (Homogenitätsklassen 1 - 3) entsprachen. Eine Inhomogenität in einer Zeitreihe ist eine plötzliche oder stetige Veränderung ihrer statistischen Charakteristika infolge nicht-klimatologischer Einflüsse (z.B. Meßgerätwechsel, Umlegung der Station). Mit Hilfe von Homogenitätstests können Inhomogenitäten in Datenreihen entdeckt werden. Danach können die untersuchten Zeitreihen in Homogenitätsklassen eingeteilt werden (siehe Tabelle 2). Da bei der Wahl der Stationen die

Tabelle 2: *Definition der Homogenitätsklassen nach [29].*

Homogenitätsklasse	Bedeutung
1	sehr wahrscheinlich homogen
2	wahrscheinlich homogen
3	fragwürdig, unentschieden
4	wahrscheinlich inhomogen
5	sehr wahrscheinlich inhomogen

Qualität der Daten im Vordergrund stand, mußten bezüglich der räumlichen Abdeckung des zu untersuchenden Gebietes Abstriche gemacht werden. Wie eine Untersuchung im Rahmen des Klimatrendatlas [29] jedoch zeigt, ist die räumliche Repräsentanz von Temperaturdaten sehr hoch. So liegt der Korrelationskoeffizient zwischen Temperaturdaten einer Station und ihrer Umgebung im Winter noch in 800 km Entfernung bei über $r = 0.8$. In Abbildung 8 ist die räumliche Repräsentanz am Beispiel Frankfurt am Main gezeigt.

Aufgrund der hohen Homogenität und der weitreichenden räumlichen Repräsentanz bieten die ausgewählten Stationen eine hinreichende Basis für die nachfolgenden Untersuchungen. Aus Abbildung 9 ist die Lage der verwendeten Stationen ersichtlich. Eine Tabelle der Stationen mit Angabe von Länge und Homogenitätsklasse ist im Anhang zu finden (Tabelle 9).

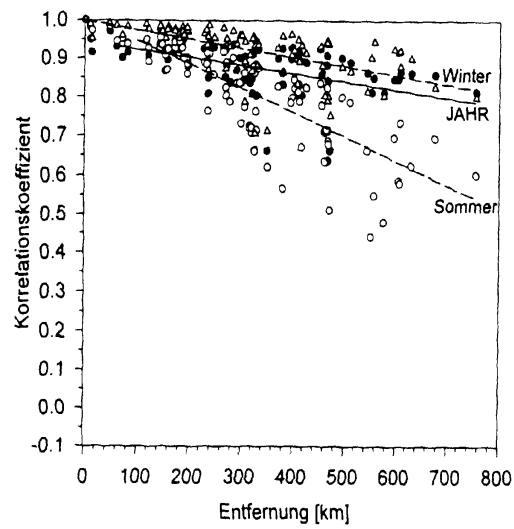


Abbildung 8: Repräsentanz der Temperaturzeitreihe Frankfurt am Main in Abhängigkeit von der Entfernung. Dargestellt ist der Pearson-Korrelationskoeffizient für die Jahreszeiten Sommer und Winter, sowie für das Jahr. Koeffizienten kleiner 0.26 sind nicht signifikant (*t*-Test) (aus [25]).

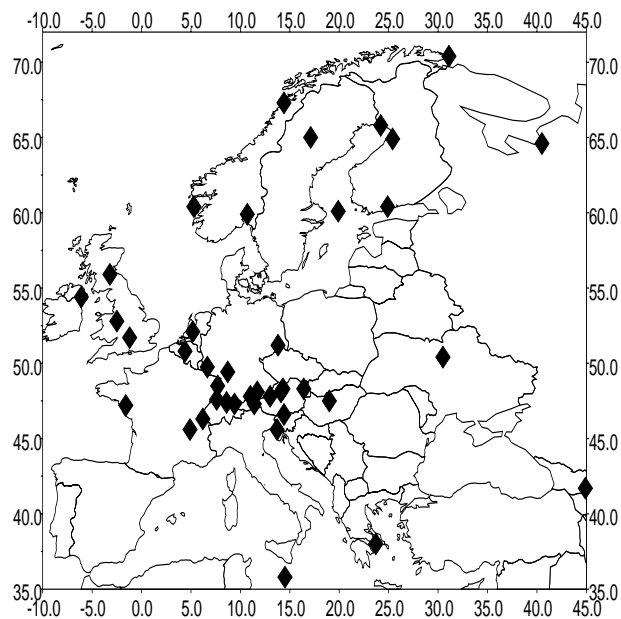


Abbildung 9: Karte der verwendeten WMO-Stationen.

5.4 Globaler Boxdatensatz der Lufttemperatur nach Jones

Der Lufttemperatur-Boxdatensatz stammt von Jones [18] und liegt für den Zeitraum 1892 bis 1995 vor. Die Daten stehen zur Verfügung als Jahres- und Saisonmittel und stellen ein Flächenmittel für ein bestimmtes - als Box bezeichnetes - Gebiet dar. Eine Box ist eines von 80 flächengleichen Gebieten, in welche die Erdoberfläche eingeteilt wird (Abbildung 10). In der vorliegenden Arbeit wurden die Daten aus dem Zeitraum von 1892 bis 1994

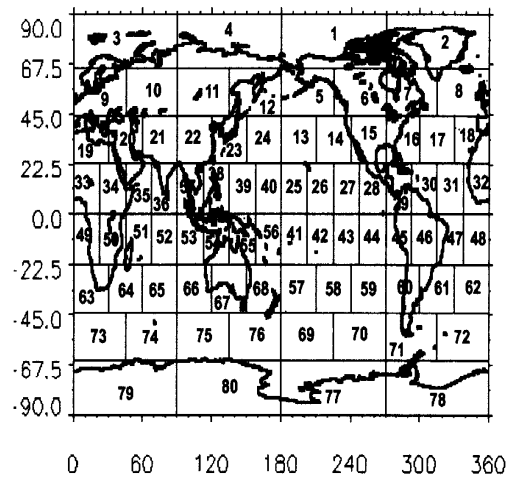


Abbildung 10: Einteilung der Erde in 80 flächengleiche Boxen; aus [33].

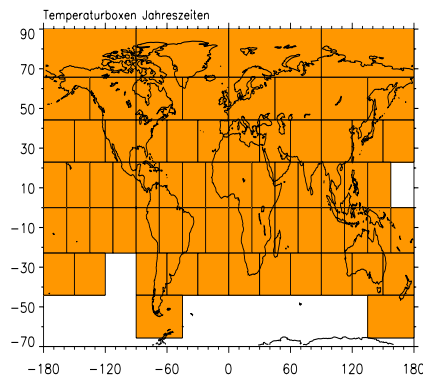


Abbildung 11: Im Untersuchungszeitraum 1892 - 1994 bestehende Datenabdeckung. Für nicht markierte Boxen liegen keine Daten vor; nach [33].

verwendet. Da die Messungen in einigen Gebieten der Erde erst zu einem späteren Zeitpunkt einsetzen, entfallen für dieses Zeitintervall die Boxen im Gebiet der Antarktis. Bei

den saisonalen Mitteln fehlen zusätzlich die Boxen 40 und 59 im Pazifik. Abbildung 11 zeigt die Datenabdeckungen mit Boxdatensätzen im Untersuchungszeitraum.

6 Vergleich der NAO-Indexreihen

Wie ein Vergleich der Datensätze von Jones und Hurrell zeigt (Abb.12), sind beide NAO-Indexreihen nur im Winterhalbjahr gut miteinander korreliert. Ausschlaggebend dafür ist die Verwendung unterschiedlicher Stationen bei der Bildung der Druckdifferenz, wie eine Korrelation der monatlichen Luftdruckzeitreihen Ponta Delgada und Gibraltar zeigt.

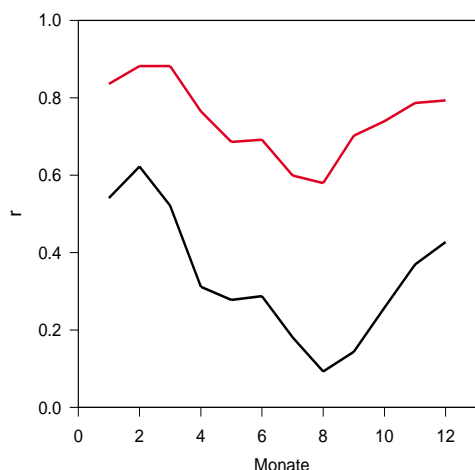


Abbildung 12: Darstellung des Jahresganges der Korrelationskoeffizienten zwischen NAO (Jones) und NAO (Hurrell) (rote Kurve) bzw. zwischen Luftdruck (Gibraltar) und Luftdruck (Ponta Delgada) (schwarze Kurve).

Während im Winter noch eine relativ hohe Korrelation von etwa $r = 0.6$ besteht, schwächt sich der Zusammenhang über das Frühjahr ab und im Sommer zeigen die Luftdruckreihen nur geringe Zusammenhänge. Ein Minimum wird mit $r = 0.1$ im August erreicht. Der Grund dafür liegt in der ellipsenartigen Bewegung des Hochdruckgebietes über den Azoren [22]. Im Winter liegt das Hochdruckzentrum noch so weit östlich, daß beide Stationen davon erfasst werden. Im Verlauf des Frühlings verschiebt sich das subtropische Hoch westwärts, der Zusammenhang zwischen den Luftdruckdaten beider Stationen nimmt ab. Die weiteste Ausdehnung des Subtropenhochs nach Westen tritt im Sommer ein (Abbildung 1), danach dringt das Subtropenhoch wieder nach Osten vor. Im Herbst ist daher ein zunehmender Zusammenhang zwischen den Luftdruckreihen der Stationen Gibraltar und Ponta Delgada zu verzeichnen. Eine lineare Regression der Jahresgänge der Korrelationskoeffizienten aus Abbildung 12 zeigt, daß diese sehr hoch ($r=0.9$) miteinander korreliert sind (Abbildung 13). Das heißt, der Zusammenhang zwischen den Luftdruckreihen erklärt 80% der Varianz des Zusammenhanges zwischen den NAO-Indizes von Jones und Hurrell.

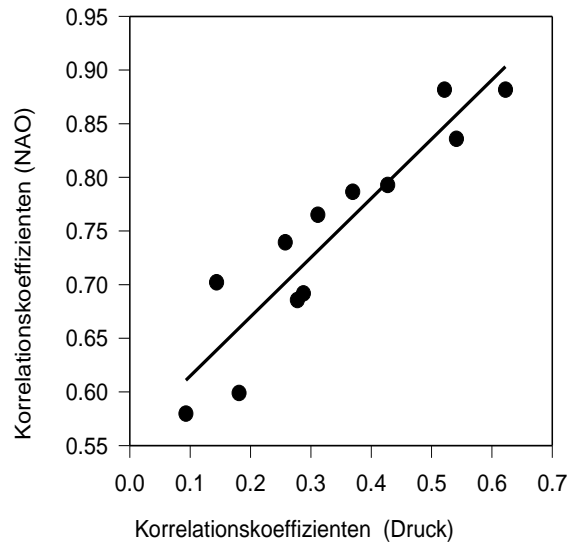


Abbildung 13: *Lineare Regression zwischen den Jahresgängen der Korrelationskoeffizienten NAO (Jones-Hurrell) und Druck (Ponta Delgada-Lissabon).*

Der NAO-Index nach Jones ist demnach ein gutes Maß für die winterliche Ausprägung der NAO. Bei der Betrachtung des ganzen Jahres ist jedoch der NAO-Index basierend auf Ponta Delgada-Daten (Hurrell) besser geeignet. Zum gleichen Ergebnis kommt auch eine Analyse der Signal-Rausch-Verhältnisse der NAO-Indexreihen von Hurrell [13] selbst.

Im Rahmen der hier durchgeführten Untersuchungen wurden hauptsächlich die Datenreihen von Hurrell verwendet. Die Analyse der NAO-Reihen von Jones war Ergänzung und Bestätigung der auf den Daten von Hurrell basierenden Ergebnisse. Ausschließlich der Winterdaten kann die Verwendung der NAO-Indexreihen nach Jones dabei aber nur unter Berücksichtigung der in diesem Kapitel beschriebenen Ergebnisse sinnvoll sein.

7 Statistische Zusammenhänge zwischen NAO und bodennaher Lufttemperatur

Zur Untersuchung der Zusammenhänge zwischen der NAO und der Lufttemperatur wurden die zuvor vorgestellten Analyseverfahren verwendet (Kapitel 4). So wurde die NAO-Index-Zeitreihe mit den Temperaturzeitreihen der 41 europäischen WMO-Stationen (siehe Kapitel 5) und weiterhin mit dem Boxdatensatz der Temperatur korreliert. Im Anschluß wurde durch einen vergleichenden Signifikanztest der Korrelationskoeffizienten entschieden, welche Art des Zusammenhanges am wahrscheinlichsten ist.

Die Untersuchung der europäischen Stationsdaten wurde auf der Basis von Monats-, Saison- und Jahresdaten durchgeführt. Bei der Analyse der Monatsdaten wurde zwischen zwei Vorgehensweisen unterschieden. Zum einen wurden die Monatsmittelreihen der NAO und der Temperatur miteinander korreliert, zum anderen wurden für jeden Kalendermonat jährliche Zeitreihen gebildet und die Korrelation erfolgte dann bezüglich dieser einzelnen Monate. Die globale Betrachtung der Zusammenhänge anhand des Boxdatensatzes erfolgte nur mit Saison- und Jahresdaten. Bei der Durchführung der Berechnungen wurden sowohl der NAO-Index nach Hurrell, als auch nach Jones verwendet (siehe Kapitel 5 und Kapitel 6).

Auf allen Zeitskalen ergab die Analyse der Daten, daß der statistische Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur am besten durch das lineare Modell des Pearson-Korrelationskoeffizienten beschrieben wird. Die Signifikanztests zeigten, daß sich die Korrelationsmaße allesamt nicht signifikant voneinander unterscheiden. Es können also lineare Beziehungen zwischen der Lufttemperatur und der NAO angenommen werden.

Die Berechnung des Signifikanzbereiches der Korrelation erfolgt nach Gleichung (10). Bei einem Datensatz vom Umfang 120 und der Signifikanzgrenze 90% ergibt sich eine signifikante Korrelation bereits ab $r = 0.12$. Im Falle der kürzeren Zeitspanne von gut 100 Jahren, bei der Analyse der globalen Daten, erhält man eine signifikante Korrelation ab $r = 0.13$. In der graphischen Darstellung wird der Signifikanzbereich nach oben gerundet, so daß eine signifikante Korrelation ab $r = 0.2$ angegeben wird.

7.1 Analyse der Europadaten

7.1.1 Zur graphischen Darstellung der Ergebnisse

Nachstehend sind die Ergebnisse der Korrelationsanalyse flächendeckend für Europa dargestellt. Die räumliche Abdeckung von Europa wurde durch Interpolation der Daten nach dem Kriging-Verfahren erreicht [25]. Mit Hilfe des Kriging-Verfahrens ist es möglich, aus ungleichmäßig verteilten Daten, durch gewichtete Linearkombination, geschätzte Gitterda-

ten zu erstellen. Dabei bleibt ein zwischen zwei Datenpunkten suggerierter Trend in den Schätzdaten erhalten. Der Farbcode wurde so gewählt, daß Bereiche mit positivem Zusammenhang, also $r > 0$, rot markiert sind und Bereiche negativen Zusammenhanges blau. Nicht gefärbte Bereiche zeigen keine signifikante Korrelation. Die Achsenbeschriftungen geben die geographische Länge (Abszisse) und Breite (Ordinate) in Grad an.

7.1.2 Analyse der Saison- und Monatsdaten

Räumliche Darstellungen der Korrelationskoeffizienten nach Pearson, wie sie sich aus der Analyse der Saisondaten ergeben, sind in Abbildung 14 zu sehen. Gezeigt sind die Ergebnisse der Analyse mit dem NAO-Index nach Hurrell. Auffällig ist der Jahresgang des Gebietes

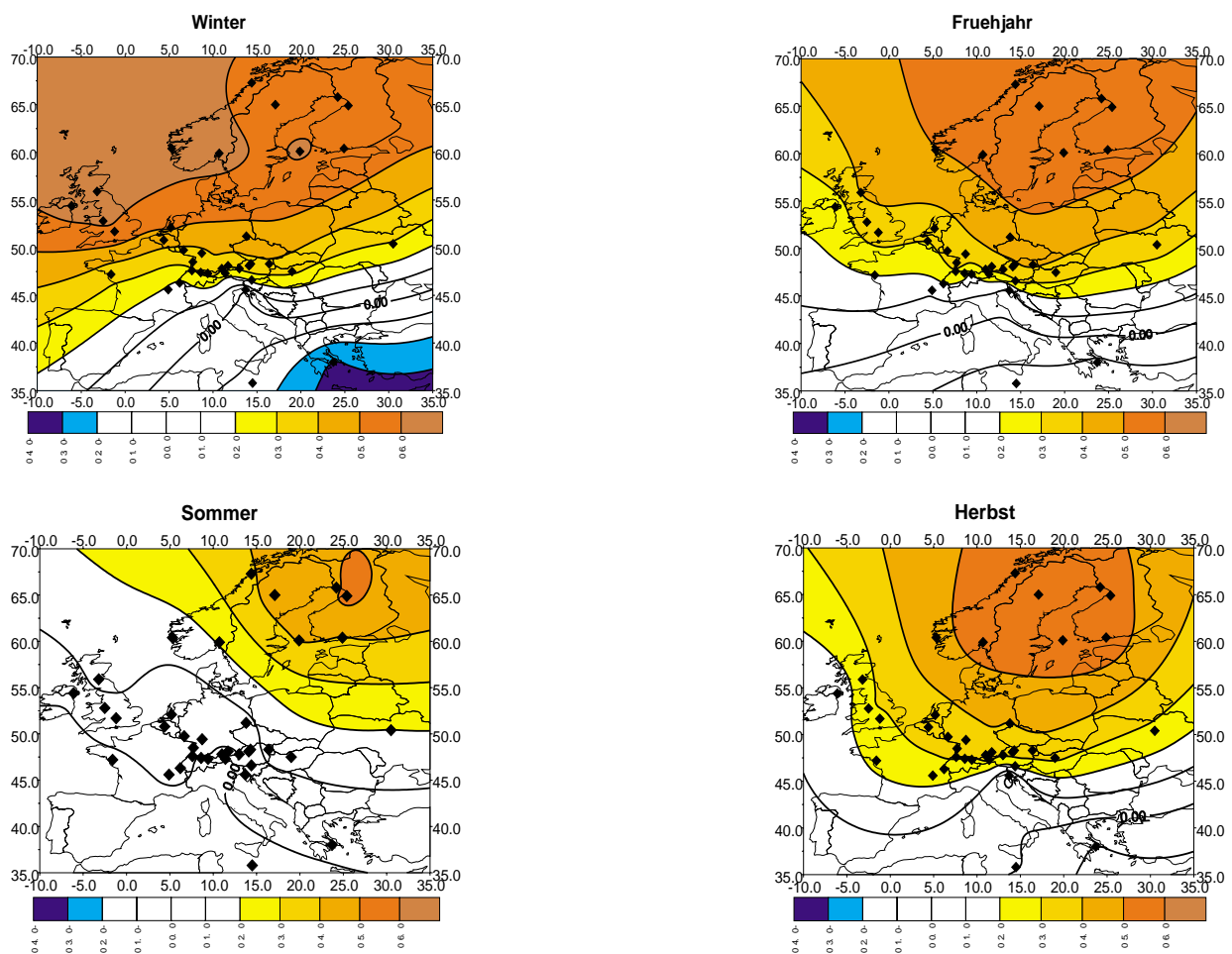


Abbildung 14: Korrelationskoeffizient nach Pearson für den Zusammenhang zwischen dem NAO-Index nach James Hurrell und den Temperaturzeitreihen 41 europäischer WMO-Stationen in räumlicher Darstellung. Die farbig markierten Flächen sind Gebiete signifikanter Korrelation.

maximaler Korrelation. Im Winter erstreckt sich der Haupteinfluß der NAO auf das Gebiet Großbritanniens, Südkandinaviens und nordwestlich davon. Dabei erklärt die NAO bis zu 40% der Varianz der Temperaturdaten. Im Verlauf des Jahres findet eine Verlagerung dieses Gebietes maximaler Beeinflussung in Richtung Osten statt. Mit zunehmender Ostlage verringert sich auch der Einfluß der NAO auf die Temperatur. Im Frühjahr liegt das Maximum des Korrelationskoeffizienten nunmehr bei Werten zwischen 0.5 und 0.6. Nachdem im Sommer ein Minimum erreicht ist, kehrt sich der Prozeß um, bis sich im Winter das Maximum wieder einstellt.

Ein weiteres Merkmal ist das Nord-Süd-Gefälle der Korrelation. So wirkt sich die NAO vorwiegend auf das nördliche Europa aus, während im Süden keine signifikante Korrelation detektiert werden konnte. Nur im Winter zeigt sich ein Gebiet signifikant negativer Korrelation im äußersten Südosten.

In allen Jahreszeiten zeigen die Grafiken der Abbildung 14 eine Einbuchtung der Isolinien im Bereich des Alpenkammes. Auf der Südseite der Alpen ist kein signifikanter Einfluß der NAO auf die Temperatur detektierbar.

Die Ergebnisse aus der Korrelation der NAO mit den Temperaturzeitreihen der einzelnen Monate (siehe Anhang Abbildungen 41, 42 und 43) bestätigen die Ergebnisse aus der Analyse der Saisondaten. Auch hier erkennt man ein Maximum der Korrelation im Winter, welches sich mit dem Jahresgang zunächst ostwärts verlagert und während der Sommermonate minimal wird. Infolge der genaueren zeitlichen Auflösung wird der Vorgang der Ost-West-Verlagerung differenzierter dargestellt. Bemerkenswert ist, daß man sehr hohe Zusammenhänge zwischen NAO und Temperatur auch noch im März beobachten kann (Abbildung 15). Dabei treten über dem Baltikum Werte der Korrelation von $r > 0.6$ auf.

Bei Verwendung des NAO-Index nach Jones zeigt sich nur in der Analyse der Winterdaten (Abbildung 16) ein deutlicher Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur. Das Gebiet maximaler Korrelation liegt im Nordwesten Europas über dem Atlantik und Skandinavien mit einem Korrelationskoeffizienten von $r > 0.6$, was einer erklärten Varianz von knapp 40% entspricht. Ebenso läßt sich die Abnahme der Korrelation von Norden nach Süden, wie sie sich schon in der Analyse der Daten von Hurrell gezeigt hat, reproduzieren. Es ergibt sich also eine Bestätigung dieser Ergebnisse.

In den übrigen Jahreszeiten zeigt sich zwischen dem NAO-Index nach Jones und den Temperaturreihen ein nur schlecht ausgeprägter Zusammenhang. So ist der Verlauf der Isolinien unstrukturiert, es kommt vielfach zu Bildungen von „Inseln“. Weiterhin liegt der Betrag des Korrelationskoeffizienten im Frühjahr und Herbst bei Werten von $r=0.4$, im Sommer ist keine signifikante Korrelation feststellbar.

Interpretation

Der stärkste Einfluß der NAO auf die Temperaturen in Europa zeigt sich im Winterhalbjahr, im Sommer findet man nur schwache Zusammenhänge. Zudem verlagert sich der

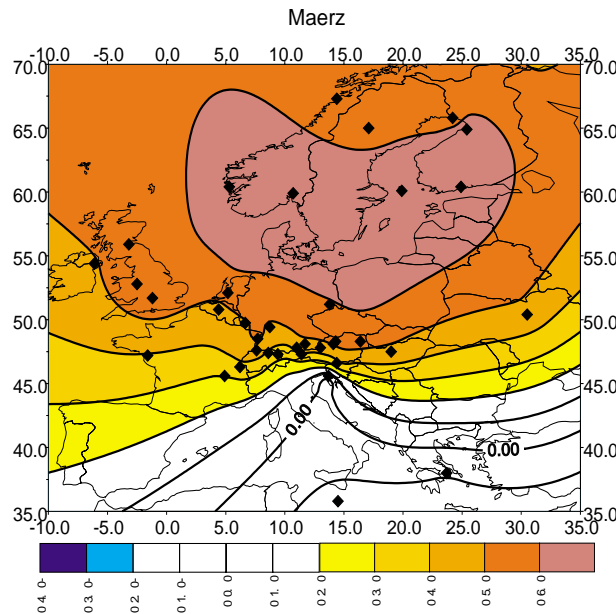


Abbildung 15: *Korrelationskoeffizient nach Pearson zwischen den Temperaturdaten der 41 WMO-Stationen und der NAO (Hurrell) aus der Korrelation der Märzdaten.*

Einfluß der NAO von Westen nach Osten. Die saisonale Verschiebung des Gebietes maximaler Korrelation von Westen nach Nordosten läßt sich aufgrund des Jahresgangs der nordhemispherischen Zirkulation und den damit verbundenen Änderungen der Zyklonenzugbahnen erklären. Bedingt durch die im Winter am stärksten ausgeprägten Temperaturdifferenzen zwischen Pol und Äquator bilden sich relativ große Luftdruckdifferenzen und die atmosphärische Zirkulation wird verstärkt angetrieben. Das Gebiet der Polarfronten verlagert sich in südlicher Richtung, sodaß die Zyklonenbahnen im Winter auch Mitteleuropa überqueren, während im Sommer die Zyklonenbahnen über das nordöstliche Europa verlaufen (siehe Abbildung 1). Im Winter wird das Wetter über dem europäischen Kontinent deshalb durch die Luftmassenbewegung vom Atlantik her dominiert. Es besteht eine hohe Zonalität. Zum Sommer hin nimmt diese zonal geprägte Zirkulation ab, während der Einfluß der Sonne sein Maximum erreicht. Signifikante Beziehungen zwischen der NAO und Temperaturen lassen sich nur noch in abgeschwächter Form im Nordosten Europas finden.

Im Alpenraum dominiert die Orographie die großräumige Wetterlage. Im Falle hoher Index-Werte wird die Alpensüdseite durch Föhn beeinflusst, und das sowohl bei positiven wie auch negativen Werten der NAO. Die großräumige Luftbewegung erfolgt entweder vom Atlantik nach Osten (positive NAO) oder aus nördlicher Richtung (negative NAO). Durch die Ausrichtung der Alpen von Südwest nach Nordost liegt die Südseite des Alpenkammes hauptsächlich auf der Leeseite und häufig im Bereich einer Föhn-Wetterlage. Ein eindeutiger Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur ist deshalb hier nicht zu erkennen.

Das Auftreten eines Bereiches signifikanter Antikorrelation im östliche Mittelmeerraum

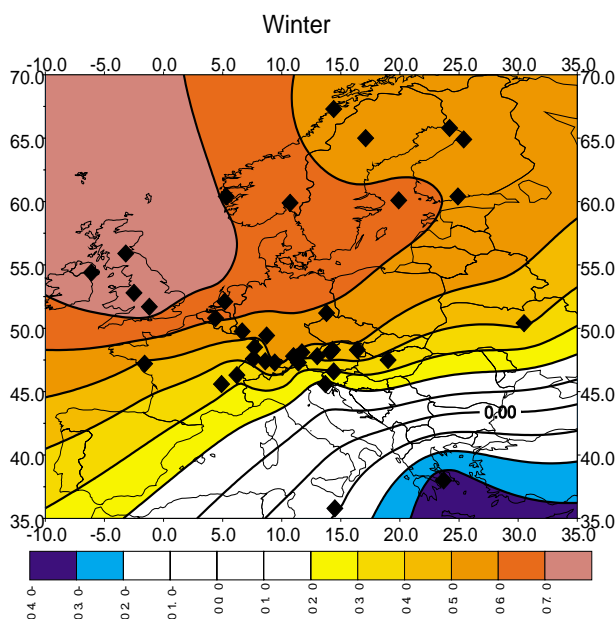


Abbildung 16: *Korrelationskoeffizient nach Pearson zwischen dem NAO-Index (Jones) und der Temperatur aus der Korrelation der Winterdaten.*

ist kritisch zu betrachten. Die Lage der Isolinien basiert auf der Interpolation der Daten umliegender Stationen, die hier nur eine mangelnde Abdeckung bieten (z.B. Athen mit der Homogenitätsklasse 3). Hier stellt sich also doch die Frage der räumlichen Repräsentanz der verwendeten Stationen. Diese wird im Abschnitt 7.1.4 nochmals angesprochen. Eine meteorologische Erklärung dieses Phänomeres ist aber trotzdem möglich. Nur im Winter dringen nämlich die Zyklonenzugbahnen weiter nach Süden vor. Die Advektion der vergleichsweise kalten Atlantik-Luftmassen in das wärmere Mittelmeergebiet, führt zu sinkenden Temperaturen. In diesem Fall sind also NAO und Lufttemperatur antikorreliert. Eine Bestätigung der Ergebnisse liefert die Auswertung des NAO-Index nach Jones, wenn auch nur im Winter eine Übereinstimmung der Ergebnisse erzielt werden kann. Die Gründe für die abweichenden Ergebnisse ausserhalb der Wintersaison wurden bereits in Kapitel 6 angeführt.

7.1.3 Jahresdaten und Monatsmittelreihe

Bei der Analyse der Jahresmittel sowie der Monatsmittelreihe lassen sich keine räumlichen Strukturen erkennen. Weiterhin liegen die Korrelationskoeffizienten dem Betrag nach unterhalb der Signifikanzgrenze. In Abbildung 17 ist der Korrelationskoeffizient für den Zusammenhang zwischen der NAO nach Hurrell und den Temperaturdatensätzen für die Jahresdaten dargestellt. Die Ergebnisse aus den Datensätzen von Jones und Hurrell zeigen hierbei keine wesentlichen Unterschiede.

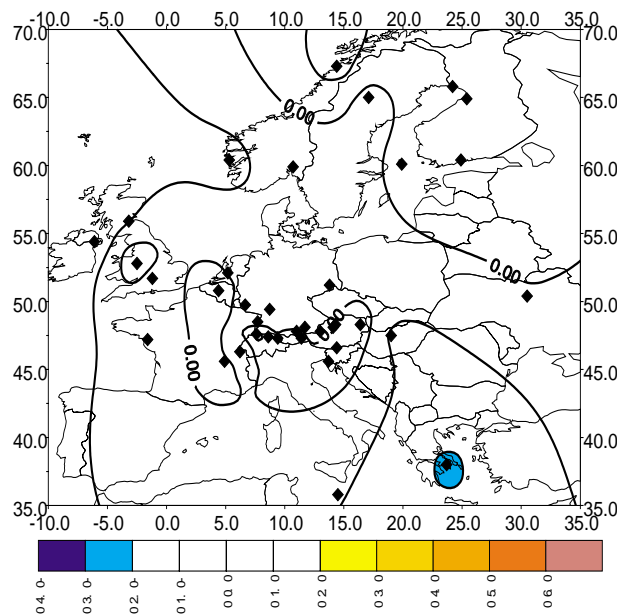


Abbildung 17: *Korrelationskoeffizient nach Pearson zwischen dem NAO-Index(Hurrell) und der Temperatur aus der Korrelation der Jahresdaten.*

Interpretation

Die NAO hat einen signifikanten Einfluß auf die Temperatur in Europa vorwiegend in den Jahreszeiten Winter und Frühjahr. Bei der Verwendung der Jahresmittel und der Monatsmittelreihe kann somit kein Zusammenhang detektiert werden. Zusammenhänge zwischen Temperatur und NAO treten hier nur partiell im Winterhalbjahr auf. In der Betrachtung der gesamten Zeitreihe der Monatsmittel führt das zu einem nur schwach ausgeprägten Zusammenhang.

7.1.4 Räumliche Repräsentanz

Die räumliche Repräsentanz der einzelnen Datenreihen wurde bereits in Kapitel 5 angesprochen. Hier stellt sich aber, bedingt durch die Verknüpfung der einzelnen Datenpunkte (Kriging-Verfahren, siehe Abschnitt 7.1.1) miteinander bei der Erstellung der Grafiken, eine andere Frage der Repräsentanz: Ist die durch wenige Stationen suggerierte räumliche Struktur auch in unterbesetzten Gebieten repräsentativ? Zur Bestätigung der Ergebnisse wurden zu den 41 homogenen Temperaturreihen weitere 5 nicht homogene hinzugenommen und erneut die Korrelationsanalyse durchgeführt. Die zusätzlichen 5 Stationen sind in Abbildung 18 dargestellt. Es handelt sich um die Stationen Berlin, Odessa, Sibiu, Trondheim und Thorshavn. Weitere Informationen zu den Stationen sind im Anhang (Tabelle 8) zu finden. Im Bereich des östlichen Mittelmeeres existieren keine genügend langen Temperaturzeitreihen, um eine entsprechende Analyse durchzuführen.

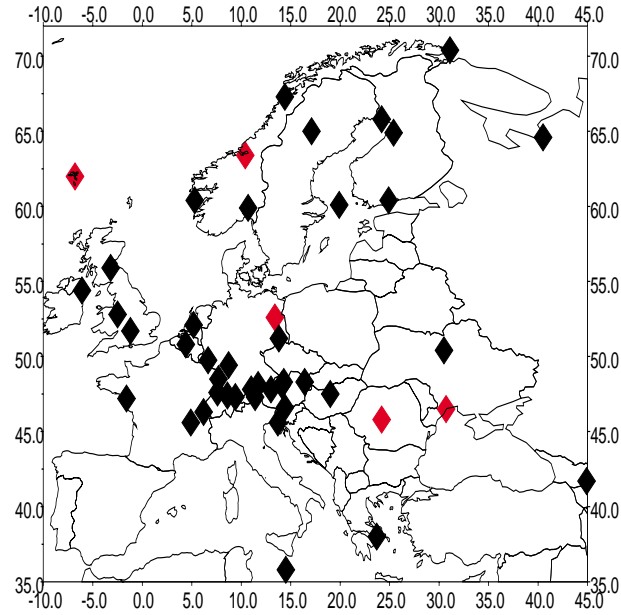


Abbildung 18: Karte der verwendeten WMO-Stationen (siehe Kapitel 5). Rot gekennzeichnet sind die zusätzlich verwendeten Stationen.

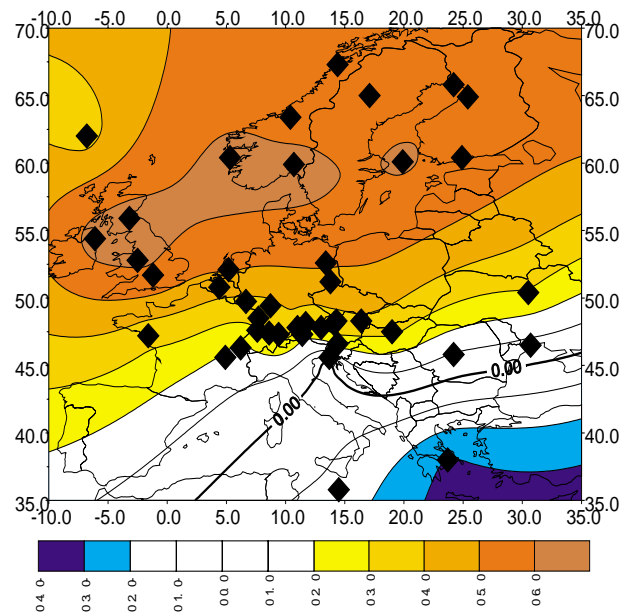


Abbildung 19: Korrelationskoeffizient nach Pearson aus der Korrelation der NAO nach Hurrell und den Temperaturdaten im Winter. Dabei wurden die in Abbildung 18 gekennzeichneten weiteren 5 Stationen verwendet.

Das Ergebnis der Korrelation der Temperaturreihen der zusätzlichen Stationen mit dem Hurrell-Index, ist in Abbildung 19 zu sehen. Dargestellt ist die Auswertung der Winterdaten. Im wesentlichen fügen sich die neuen Stationen in das ursprüngliche Bild aus der Analyse der homogenen Reihen (Abbildung 14) ein. Nur über dem Atlantik hat sich das Bild geändert. Das Gebiet maximaler Korrelation hat eine geringere Erstreckung und wird durch den geringen Korrelationskoeffizienten an der Station Thorshavn zur Atlantikseite begrenzt. Das Ergebnis steht dennoch nicht im Widerspruch zu den vorangehenden Auswertungen, sondern bestätigt diese. Die Hauptmerkmale des Einflusses der NAO auf die Temperatur bleiben erhalten.

7.1.5 Gleitende Korrelation

Um festzustellen, ob sich der Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur im Untersuchungszeitraum verändert hat, wurde weiterhin eine gleitende Korrelationsanalyse durchgeführt. Das Zeitintervall wurde so gewählt, daß die zu korrelierenden Zeitreihen eine für die Korrelation hinreichende Länge besitzen und gleichermaßen zu möglichst vielen zeitlichen Verschiebungen Korrelationskoeffizienten berechnet werden können. Als Intervall wurden 50 Jahre gewählt. Die Analyse wurde anhand der Winterdaten durchgeführt.

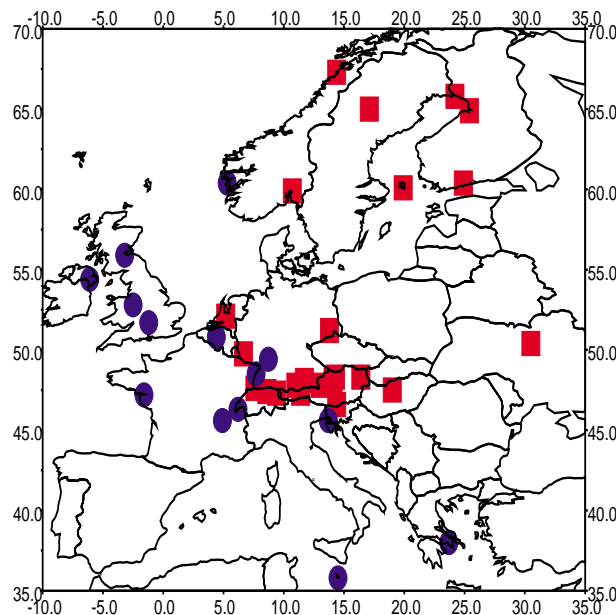


Abbildung 20: Trends des Korrelationskoeffizienten (Pearson) aus 50-jährig gleitender Korrelation (Winterdaten). Positive Trends werden durch rote Quadrate markiert, negative Trends durch blaue Kreise.

In Abbildung 20 sind die Vorzeichen des Trends (hier Endwert abzüglich Anfangswert) des Pearson-Korrelationskoeffizienten an den einzelnen Stationen aufgetragen. Deutlich läßt sich eine Teilung des Untersuchungsgebietes in positive (Osten) und negative (Westen) Trends feststellen. So hat an den Stationen mit positivem Trend der Zusammenhang zwischen Temperatur und NAO im Mittel um etwa $\Delta\bar{r} = 0.24$ zugenommen. Der negative Trend liegt im Mittel bei $\Delta\bar{r} = 0.2$.

Berücksichtigt man den zeitlichen Verlauf des Korrelationskoeffizienten, so gelangt man zu einer noch differenzierteren räumlichen Unterscheidung. In den Abbildungen 21 bis 23 ist der Pearson-Korrelationskoeffizient gegen die zeitliche Verschiebung τ aufgetragen. Das Anfangsjahr t_a des zu einem Korrelationskoeffizienten gehörenden 50-Jahre-Intervalls ergibt sich zu $t_a = 1871 + \tau$.

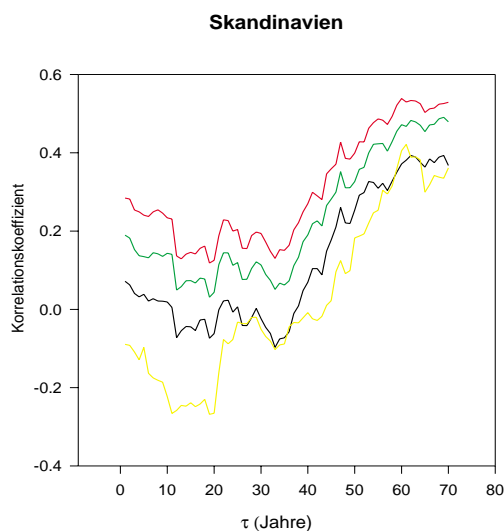


Abbildung 21: Gleitender Korrelationskoeffizient (Pearson) aus der Korrelation der Winterdaten der Temperatur mit dem NAO-Index (Hurrell/Winter) aufgetragen gegen die zeitliche Verschiebung τ des 50 Jahre-Intervalls in Jahren. Dargestellt sind die Koeffizienten der skandinavischen Stationen Arhangelsk (schwarz), Oslo (rot), Helsinki (grün) und Maastricht (gelb).

Es lassen sich drei Bereiche identifizieren, die jeweils großräumig ein bestimmtes Verhalten des Korrelationskoeffizienten aufweisen. Zum einen der skandinavische Bereich mit einem zunächst konstanten Einfluß der NAO auf die dortige Temperatur. Ab einer Verschiebung τ von etwa 30 Jahren setzt ein positiver Trend ein.

Im Westen Europas hingegen (Frankreich und Großbritannien) kann man ab einer Verschiebung von 30 Jahren einen negativen Trend feststellen. Auch hier ist der Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur bis zum Einsetzen des negativen Trends als konstant



Abbildung 22: *Gleitender Korrelationskoeffizient (Pearson) aus der Korrelation der Winterdaten der Temperatur mit dem NAO-Index (Hurrell/Winter) aufgetragen gegen die zeitliche Verschiebung τ des 50 Jahre-Intervalls in Jahren. Dargestellt sind die Koeffizienten der britischen und französischen Stationen Oxford (schwarz), Nantes (rot), Lyon (grün) und Belfast (gelb).*

anzusehen. In Mitteleuropa (hier speziell Deutschland und Österreich) ist über den gesamten Zeitraum ein positiver Trend des Korrelationskoeffizienten zu verzeichnen. Der Einfluß der NAO auf die Temperatur hat hier stetig zugenommen.

Betrachtet man nun die graphische Darstellung des Korrelationskoeffizienten im ersten (1871-1921) Intervall und im letzten 50-Jahre Intervall (1940-1990) (Abbildung 24), ist festzustellen, daß sich das Gebiet des maximalen Zusammenhanges zwischen Temperatur und NAO in östlicher Richtung verschoben hat. Um die Jahrhundertwende kann man eine signifikante positive Korrelation vorwiegend im atlantischen Küstengebiet Mittel- und Nordeuropas finden.

Im Zeitraum von 1940 bis 1990 hingegen hat sich ein signifikanter positiver Zusammenhang im nord- und osteuropäischen Raum ausgebildet. In Großbritannien hingegen läßt sich kein signifikanter Einfluß der NAO nachweisen.

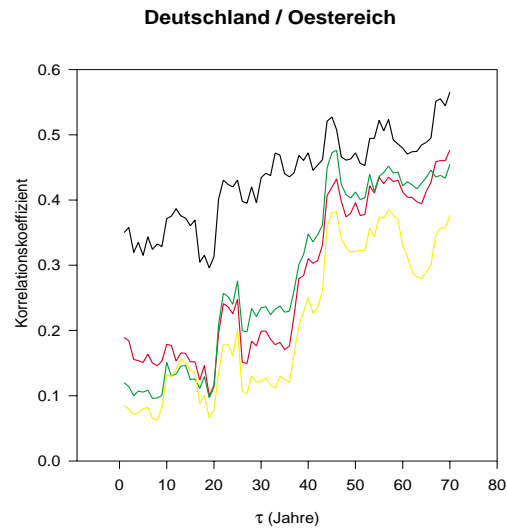


Abbildung 23: Gleitender Korrelationskoeffizient (Pearson) aus der Korrelation der Winterdaten der Temperatur mit dem NAO-Index (Hurrell/Winter) aufgetragen gegen die zeitliche Verschiebung τ des 50 Jahre-Intervalls in Jahren. Dargestellt sind die Koeffizienten der deutschen und österreichischen Stationen Dresden (schwarz), Hohenpeissenberg (rot), München (grün) und Innsbruck (gelb).

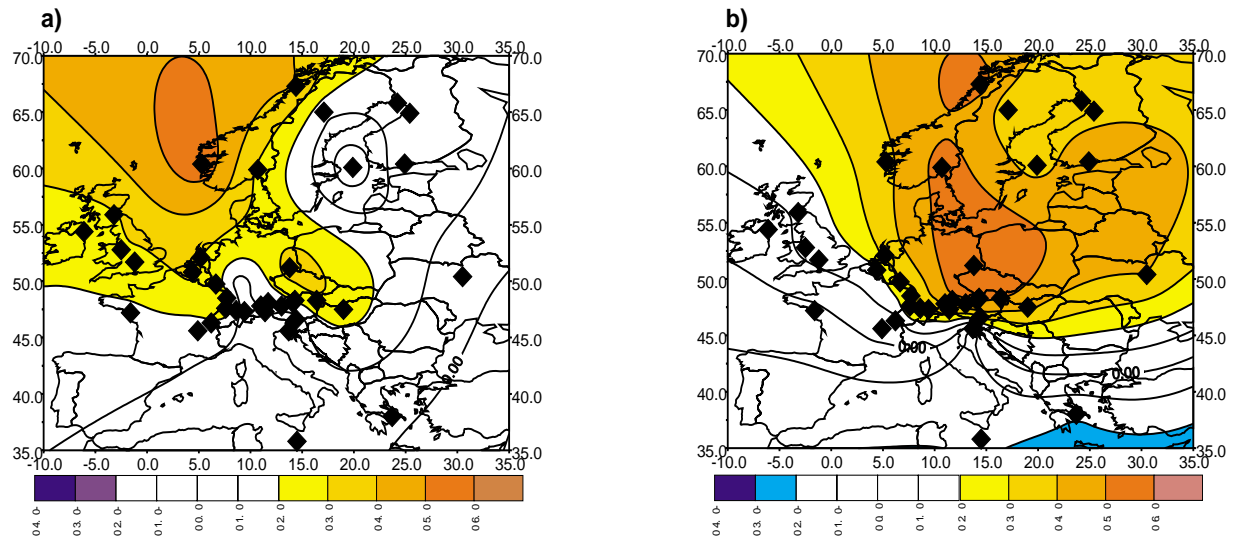


Abbildung 24: Korrelationskoeffizient nach Pearson aus der Korrelation zwischen Temperatur und NAO-Index (Hurrell). Zeitintervall: a) Winter 1871 - 1921, b) Winter 1940 - 1990.

Interpretation

Der Einfluß der NAO auf die Temperatur in Europa hat sich im Laufe der letzten 100 Jahre verändert. Es hat eine Verschiebung des durch die NAO beeinflussten Gebietes in nordöstlicher Richtung stattgefunden. Dabei war das Gebiet Mitteleuropas einer kontinuierlichen Veränderung unterworfen, sowohl in West-, Nord- als auch Osteuropa hat zu Beginn dieses Jahrhunderts ($\tau = 30$ Jahre \Rightarrow Intervall der Korrelation etwa 1900 - 1950) eine drastische Änderung der Korrelation zwischen Temperatur und NAO stattgefunden. Dies führte zu einer Abnahme der Zusammenhänge im Westen und zu deren Zunahme im Norden und Osten Europas.

Es kommen zwei Gründe für die Änderung des Einflusses der NAO auf die Lufttemperatur in Europa in Betracht. Zum einen ist es möglich, daß neben der NAO eine weitere, auf die Temperatur wirkende Einflußgröße hinzukommt oder an Bedeutung gewinnt (verliert). Der durch die NAO erklärte Anteil an der Temperaturvariabilität würde dann geringer werden, beziehungsweise im Falle des Nichtvorhandenseins dieser Einflußgröße in anderen Gebieten würde der NAO-Anteil an der erklärten Varianz ansteigen. Als Einflußgrößen, welche erst in diesem Jahrhundert an Bedeutung gewonnen haben, wären vor allem anthropogene Einflüsse zu nennen (z.B. Emission von Treibhausgasen, Aerosolpartikel). Eine weitere Möglichkeit wäre die Lageänderung der Aktionszentren der NAO, des Islandtiefs oder (und) des Azorenhochs. Eine Untersuchung von Luftdruckdatensätzen aus dem atlantischen Raum [22] ergab Langzeittrends in der Bewegung der Aktionszentren Islandtief und Azorenhoch. Danach ist im Mittel eine Verlagerung von Islandtief und Azorenhoch nach Osten zu verzeichnen, was die beobachtete Ostverlagerung des Gebietes maximaler Korrelation ebenfalls nach Osten erklären würde. Eine Änderung in der nordhemisphärischen Zirkulation hat eine Verlagerung der Zyklonenzugbahnen zur Folge und somit eine Verschiebung des durch die NAO beeinflussten Bereiches. In diesem Fall müßte die NAO einem Trend unterliegen (die Trenduntersuchung erfolgt in Kapitel 8).

7.2 Korrelation des NAO-Index mit dem globalen Temperaturdatensatz

7.2.1 Zur graphischen Dargestellung

Bei der Darstellung der Ergebnisse werden die Korrelationskoeffizienten nach Pearson für die einzelnen Boxen angegeben. Bedingt durch die Verwendung von Flächenmitteln der Temperatur (siehe Kapitel 5) bei der Korrelation, geben die gezeigten Korrelationskoeffizienten den mittleren Zusammenhang zwischen der Temperatur und der NAO pro Box an. Eine Interpolation der Daten ist deshalb nicht sinnvoll. Wie schon bei der Auswertung der Europadaten, stehen rot angezeigte Felder für Gebiete positiver Korrelation und blaue Flächen für Gebiete der Antikorrelation. Es werden nur signifikante Korrelationen farbige

markiert. Die Achsenbeschriftungen geben geographische Länge (Abszisse) und Breite (Ordinate) in Grad an.

7.2.2 Analyse der Jahres- und Saisondaten

Der Einfluß der NAO auf die Lufttemperatur in globalem Maßstab ist in Abbildung 25 zu sehen. Gezeigt ist die Analyse der Jahresdaten. Verwendet wurde der NAO-Index nach Hurrell und der Boxdatensatz der Temperatur nach Jones. Man kann erkennen, daß die

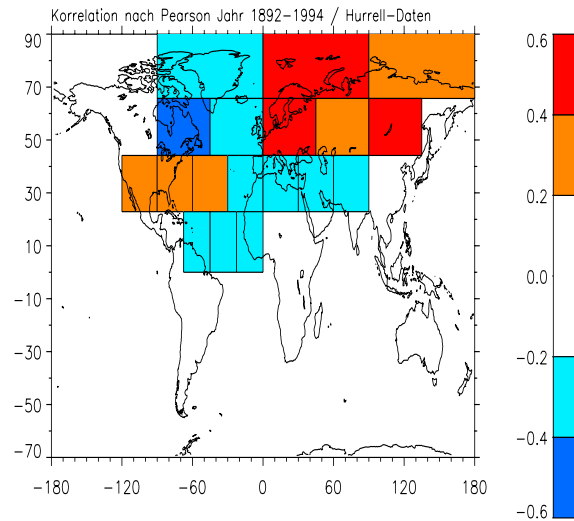


Abbildung 25: Ergebnisse aus der Korrelation zwischen den Jahresdaten des NAO-Index nach Hurrell und den Temperaturflächenmitteln nach Jones im Zeitraum 1892 bis 1994. Angegeben ist der Korrelationskoeffizient nach Pearson.

Auswirkungen der NAO auf die Temperatur auf die Nordhemisphäre beschränkt sind. Hauptsächlich zeigt sich der Einfluß im atlantischen Raum und umfaßt an Landgebieten den Osten Nordamerikas, Nord-West-Afrika und Europa. Weiterhin lassen sich Zusammenhänge bis hin in den mittleren Osten, Zentral- und Nordasien (Sibirien) finden. Besonders starke Zusammenhänge mit einem Korrelationskoeffizienten von $0.4 < |r| < 0.6$ wurden im Osten Kanadas (Box 7, vergleiche Abbildung 10), Mittel- und Nordeuropa (Boxen 3 und 9), sowie im Bereich des südlichen Sibiriens und der Mongolei (Box 11) detektiert. Nur Box 7 zeigt hierbei ein antikorreliertes Verhalten zur NAO. Die Maxima der Korrelation liegen bei $r=+0.56$ für Box 9 (Mitteleuropa) und bei $r=-0.49$ für Box 7 (Ostkana-da). Auffällig ist, daß das Korrelationsmuster als Quadrupol ausgebildet ist. Im Bereich Skandinaviens und Mitteleuropas, sowie im Süden der USA besteht eine signifikant positive Korrelation. Die Bereiche negativer Korrelation finden sich im Osten Kanadas, Grönland und um das Mittelmeer.

Betrachtet man nun den Jahresgang (Abbildungen 26 - 29) des Zusammenhanges zwischen der NAO und der Temperatur, so zeigen sich hier Parallelen zu den Ergebnissen aus der Auswertung der Europadaten. Im Verlauf eines Jahres nimmt der Einfluß der NAO auf die Temperatur ab und erreicht im Sommer und Herbst ein Minimum. Mit einem Korrelationskoeffizienten von $r = +0.55$ für Mitteleuropa (Box 9) findet man den maximalen positiven Zusammenhang im Frühjahr, das entspricht einer erklärten Varianz von etwa 30%. Ebenso im Frühjahr ist die maximale Antikorrelation zwischen Temperatur und NAO zu finden. Für Box 7 errechnet sich ein Wert von $r = -0.5$ (erklärte Varianz: 25%).

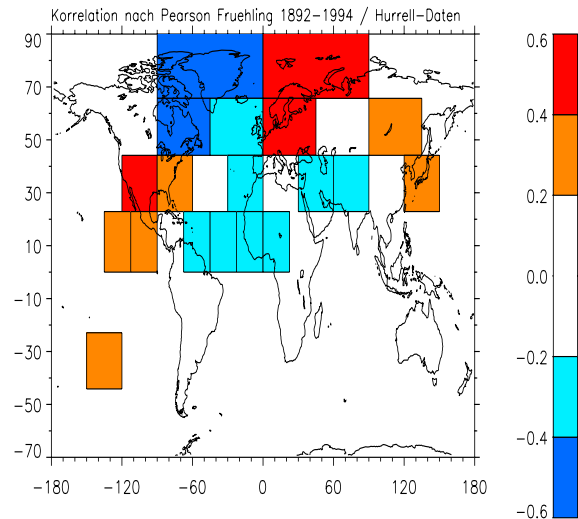


Abbildung 26: Ergebnisse aus der Korrelation zwischen den Frühjahrsdaten des NAO-Index nach Hurrell und den Temperaturflächenmitteln nach Jones im Zeitraum 1892 bis 1994. Angegeben ist der Korrelationskoeffizient nach Pearson.

Weiterhin zeigt sich im Frühjahr die flächenmäßig größte zusammenhängende Ausbreitung des durch die NAO beeinflussten Temperaturfeldes. Der Einfluß der NAO reicht ostwärts bis in den asiatischen Kontinent hinein und südwärts bis zum Äquatorgebiet. Auf der Südhalbkugel läßt sich mit Ausnahme der Box 58 im Süd-Pazifik kein Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur detektieren.

Im Sommer treten keine negativen Korrelationskoeffizienten auf, es zeigt sich auch kein zusammenhängendes Korrelationsmuster. In Europa besteht weiterhin ein positiver Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur, jedoch hat sich das Maximum mit $r = 0.49$ von Mittel- nach Nordeuropa (Box 3) verschoben. Weitere Flächen mit einem Korrelationskoeffizienten über $r = 0.4$ liegen in Westkanada und im Atlantik. Auch im Südatlantik und an der Pazifikküste Asiens lassen sich Zusammenhänge mit Werten von $0.2 < r < 0.4$ detektieren.

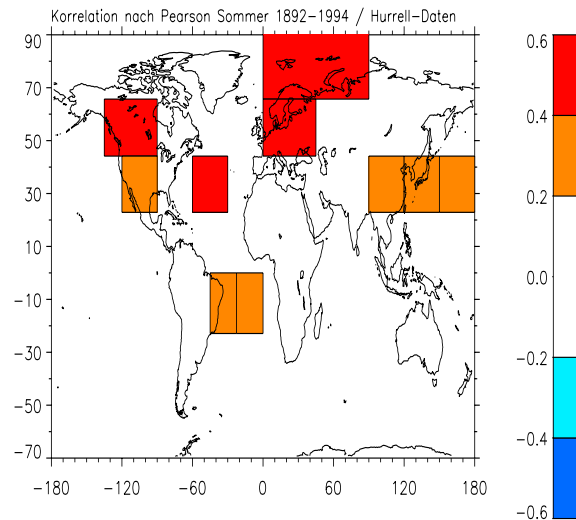


Abbildung 27: Ergebnisse aus der Korrelation zwischen den Sommerdaten des NAO-Index nach Hurrell und den Temperaturflächenmitteln nach Jones im Zeitraum 1892 bis 1994. Angegeben ist der Korrelationskoeffizient nach Pearson.

Zum Herbst hin nimmt die positive Korrelation weiter ab. Dabei liegt der maximale Wert bei $r = 0.45$. Das Maximum hat sich wieder von Nord- nach Mitteleuropa verschoben. In der Grönland-Box zeigt sich antikorreliertes Verhalten zwischen NAO und Temperatur. Die Bildung des Quadrupol-Musters deutet sich bereits an. Auf der nördlichen Hemisphäre finden sich weitere positiv korrelierte Gebiete im Pazifik, an der Westküste Nordamerikas und im Atlantik. Auf der Südhalbkugel zeigt nur Box 62 im Atlantik ein positiv korreliertes Verhalten.

Der Einfluß der NAO auf die Temperatur nimmt im Winter wieder deutlich zu. In Mitteleuropa (Box 9) besteht nun die größte positive Korrelation mit $r = 0.49$. Über Grönland zeigt sich wieder ein antikorreliertes Verhalten mit einem Koeffizienten von $r = -0.47$. Mit der Zunahme der Beträge der Korrelationskoeffizienten, bildet sich wieder ein zusammenhängendes Korrelationsmuster aus, welches charakterisiert wird durch den über dem Atlantik bestehenden Quadrupol. Ergänzend zu den Ergebnissen aus den Hurrell-Daten wurde die Korrelation mit dem NAO-Index nach Jones durchgeführt. In Abbildung 30 sind die Ergebnisse der Analyse der Winterdaten dargestellt. Man findet eine Bestätigung der wesentlichen Merkmale des Zusammenhangs zwischen Temperatur und NAO. Es stellt sich ein Korrelationsmuster über dem Atlantikgebiet ein, mit den positiven Polen über Nord- und Mitteleuropa und dem Südosten Nordamerikas sowie den negativen Polen über Grönland bis Ostkanada und über Nordafrika mit dem gesamten Mittelmeergebiet (Quadrupol). Der maximale positive Zusammenhang stellt sich für Mitteleuropa ein, mit einem Wert von $r = 0.61$, was einer erklärten Varianz von 37% entspricht. Abweichend zu den bis-

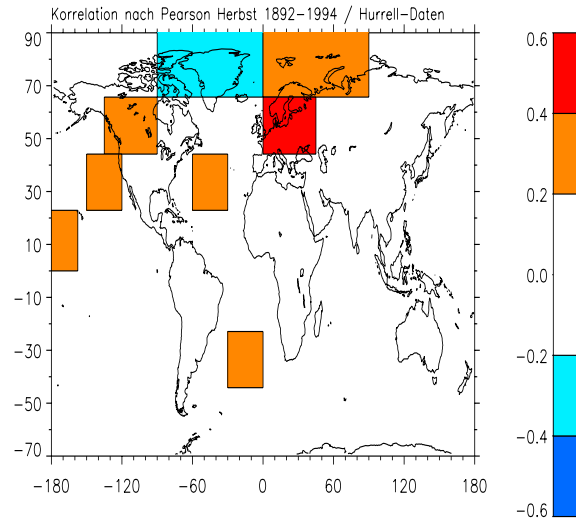


Abbildung 28: Ergebnisse aus der Korrelation zwischen den Herbstdaten des NAO-Index nach Hurrell und den Temperaturflächenmitteln nach Jones im Zeitraum 1892 bis 1994. Angegeben ist der Korrelationskoeffizient nach Pearson.

herigen Ergebnissen liegt das Gebiet mit der stärksten Antikorrelation in Zentralafrika mit einem Koeffizienten von $r = -0.48$ (erklärte Varianz 23%). Der Zusammenhang zwischen Temperatur und NAO über Grönland ist mit einem Wert von $r = 0.47$ nicht signifikant kleiner (erklärte Varianz 22%).

In der südlichen Hemisphäre werden nur in zwei Boxen signifikante Zusammenhänge detektiert. So findet sich ein positiver Zusammenhang zwischen NAO und Temperatur an der afrikanischen Westküste (Box 50) und ein Gebiet signifikanter Antikorrelation befindet sich südlich von Australien (Box 76). Der Betrag des Korrelationskoeffizienten liegt in beiden Fällen bei $|r| = 0.2$. Weitere isolierte Boxen mit signifikanten Korrelationskoeffizienten finden sich über Japan und im Gebiet der Aleuten.

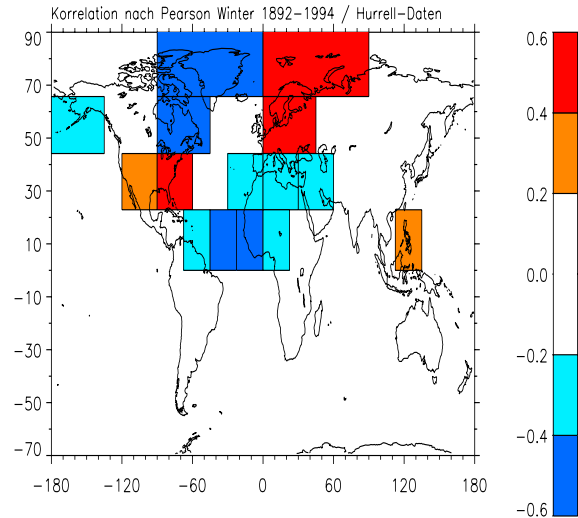


Abbildung 29: Ergebnisse aus der Korrelation zwischen den Winterdaten des NAO-Index nach Hurrell und den Temperaturflächenmitteln nach Jones im Zeitraum 1892 bis 1994. Angegeben ist der Korrelationskoeffizient nach Pearson.

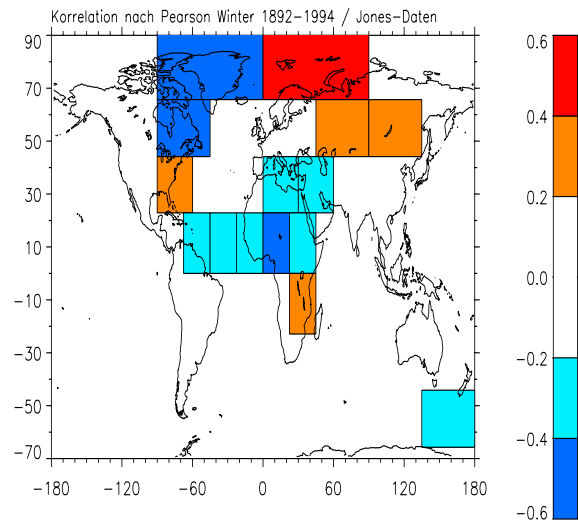


Abbildung 30: Ergebnisse aus der Korrelation zwischen den Winterdaten des NAO-Index nach Jones und den Temperaturflächenmitteln nach Jones im Zeitraum 1892 bis 1994. Angegeben ist der Korrelationskoeffizient nach Pearson.

Interpretation

Wie schon bei den Europadaten, läßt sich am Verhalten der Korrelationsmuster der Jahresgang der NAO von hoher Intensität im Winter bis zu minimal ausgeprägter Zirkulation im Sommer erkennen. Auch hier ist eine Ost-West-Verschiebung erkennbar, und zwar mit einer parallel dazu auftretenden Abschwächung und Verstärkung des Zusammenhangs zwischen Temperatur und NAO. Innerhalb des europäischen Kontinents (Box 9) finden keine Änderungen des Korrelationskoeffizienten statt. Durch die Verwendung von Flächenmitteln der Temperatur gehen Informationen verloren. Veränderungen des Einflusses der NAO auf die Temperatur innerhalb der Boxen, d.h. unterhalb der räumlichen Auflösung der Temperaturdaten, lassen sich nicht nachweisen. Die bei der Auswertung der Europadaten (Kapitel 7.1) beobachtete Ost-West-Verschiebung des Gebietes maximaler Korrelation innerhalb Europas ist deshalb nicht sichtbar.

Die NAO ist über das gesamte nordatlantische Becken wirksam. Nicht nur Europa wird durch erhöhte zonale Strömungen in Verbindung mit der NAO beeinflusst. Eine starke Zonalität über dem Atlantik führt auch auf dessen Westseite zu einer verstärkten Bewegung von Luftmassen zwischen dem nordamerikanischen Kontinent und dem Atlantik. Das Islandtief transportiert auf dessen Rückseite polare Luftmassen in südlicher Richtung und sorgt dort für Abkühlung im Norden Ostkanadas. Entsprechend werden auf der Rückseite des subtropischen Hochdruckgebietes äquatoriale Luftmassen nach Norden geleitet und führen an der Ostküste der USA zu einer Erhöhung der Temperatur. Es bildet sich, wie in Europa, ein Süd-Nord Korrelationsmuster aus, allerdings mit umgekehrtem Vorzeichen.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse keine großen Telekonnektionen. Es gibt keine signifikanten Zusammenhänge zwischen der NAO und der Temperatur in den Bereichen im tropischen Pazifik und tropischen Atlantik. Eine Verbindung der NAO zu ENSO oder zum Tropical Atlantic Dipole Mode über die bodennahe Lufttemperatur kann nicht detektiert werden. Signifikante Korrelationskoeffizienten im Bereich der Westküste Nordamerikas, lassen Zusammenhänge der NAO zum PNA (Pacific-North American teleconnection pattern) vermuten (siehe dazu auch Kapitel 3.5). Die Einflußgebiete der NAO und des PNA überschneiden sich über dem nordamerikanischen Kontinent und beeinflussen das dortige Klima. Das bedeutet wiederum, daß der Luftmassentransport über dem Atlantik nicht allein durch die NAO bestimmt wird, sondern darüber hinaus die Möglichkeit der Einflußnahme des PNA auf die Zusammensetzung der Luftmassen besteht, welche durch die NAO vom nordamerikanischen Kontinent zum Atlantik transportiert werden. Das Ausmaß des Einflusses des PNA auf atlantische Luftmassen oder sogar auf die Intensität der NAO kann im Rahmen dieser Arbeit und der hier verwendeten Methoden nicht näher bestimmt werden.

Ausserhalb des nordatlantischen Raumes zeigen sich nur vereinzelt Zusammenhänge zwischen Temperatur und NAO. Einzelne Boxen auf der Südhemisphäre, wie im Frühjahr im Südpazifik (Abbildung 26) oder im Herbst im Südatlantik (Abbildung 28), scheinen statistische Artefakte zu sein und sind keiner meteorologischen Erklärung zugänglich. Ein weiteres diesbezüglich auffälliges Phänomen ist ein Gebiet positiver Korrelation über der

asiatischen Pazifikküste, welches im Sommer die größte Ausdehnung erlangt, während die NAO aber nur schwach existent ist. Möglich wären hier Verbindungen über die ITCZ (Innertropische Konvergenz Zone)-Verlagerung im Sommer und den dadurch im asiatischen Raum auftretenden Monsun. Im Winter besteht eine mögliche Verbindung über das Aleuten-Tief (PNA), welches den gesamten Nordpazifik beeinflusst.

7.3 Extreme Kaltereignisse

Tabelle 3: Jahre mit extremen Kaltereignissen im Winter (DJF). Angegeben sind die 10 Kaltereignisse in Europa, die an der größten Anzahl von Stationen beobachtet wurden (größte Häufigkeiten) [36]. Es wird die im jeweiligen Jahr vorherrschende NAO-Phase angegeben (Winter-Index von Hurrell). Ein Minus steht für die negative Phase der NAO, die positive Phase ist mit einem Plus gekennzeichnet. Im Falle eines Extremereignisses im Dezember, wird zusätzlich der mittlere NAO-Index für die Monate November bis Januar angegeben.

Jahr	Häufigkeit	NAO-Phase(DJF)	NAO-Phase(NDJ)
Feb 1956	21	-1.9	
Dez 1879	17	-0.9	-3.5
Feb 1929	17	-2.1	
Feb 1895	16	-3.4	
Jan 1940	12	-3.3	
Jan 1942	12	-0.2	
Dez 1871	10	+0.5	-0.3
Feb 1986	7	-0.8	
Feb 1947	7	-1.7	
Feb 1871	6	-0.5	

Die Korrelationsanalyse hat bereits gezeigt, daß die NAO großen Einfluß auf die Temperatur in Europa hat. Im Rahmen einer weiteren Diplomarbeit am hiesigen Institut wurde der gleiche Temperaturdatensatz der 41 WMO-Stationen (Kapitel 5), wie er auch hier verwendet wurde, auf Extremereignisse hin untersucht [36]. Als Extremereignisse werden dabei Extremwerte aufgefasst, deren zufälliges Auftreten aufgrund der Verteilung der restlichen Zeitreihenwerte als extrem unwahrscheinlich angesehen werden muß. In diesem Abschnitt soll nun ein Vergleich zwischen den dort detektierten extremen kalten Wintern und der NAO erfolgen.

Tabelle 3 zeigt eine Aufstellung der extrem kalten Winter im Beobachtungszeitraum 1871-1990 mit der jeweiligen Angabe der NAO-Phase des Winter-Index (siehe auch Abbildung 2, Kapitel 3).

Der Vergleich von extremen Kaltereignissen und des NAO-Index zeigt, daß mit einer Ausnahme alle extrem kalten Winter in Jahren mit negativem NAO-Index lagen. Stellt man nun die Frage, wie wahrscheinlich es ist, daß im Falle eines extrem kalten Winters auch eine negative NAO besteht, betrachtet man das Eintreten einer negativen NAO als Bernoulli-Experiment [2]. Aus der Binomial-Verteilung berechnet sich eine Wahrscheinlichkeit für das gleichzeitige Erscheinen einer negativen NAO im Falle des Kaltereignisses in 9 von 10 Fällen von ungefähr 0.6% (siehe Anhang A). Damit ist der hier gefundene Zusammenhang zwischen einem extrem kalten Winter und einer nur schwach ausgeprägten NAO als überzufällig zu betrachten.

Allein der Winter 1871/1872 zeigt bei positiver NAO-Phase ein Kaltereignis. Grund hierfür ist die Tatsache, daß das Kaltereignis für Dezember 1871 detektiert wurde. Der NAO-Index für die Monate November 1871 bis Januar 1872 liegt entsprechend im negativen Bereich. Auch wenn der hier zum Vergleich herangezogene Winter-Index (Dezember bis Februar) schon bei positiven Werten liegt, kann man das Kaltereignis im Dezember 1871 im Zusammenhang mit einer schwachen und somit negativen NAO-Phase sehen.

Interpretation

Offensichtlich treten Kaltereignisse nur im Falle einer negativen NAO-Phase auf, aber keinesfalls bedingt eine negative NAO-Phase das Auftreten eines extrem kalten Winters. So folgt zum Beispiel auf das Auftreten einer besonders negativ ausgeprägten NAO wie in den Jahren 1881 (NAO-Index=-4.8), 1969 (NAO-Index=-4.4), 1963 (NAO-Index=-4.1) kein extrem kalter Winter. Der Zustand der Zirkulation über dem Atlantik scheint somit zwar eine Voraussetzung für das Auftreten von extrem kalten Wintern zu sein, aber weitere Faktoren beeinflussen zusätzlich den Temperaturverlauf (z.B. Verstärkung der Bodenalbedo infolge von Schneebedeckung, Niederschlag, Bewölkung).

Abschließend soll hier noch erwähnt werden, daß eine Untersuchung der NAO auf Extremereignisse im Verlauf der Berechnungen der selektiven Zeitreihenanalyse zu dieser Diplomarbeit durchgeführt wurde. Es konnten keine Extremereignisse detektiert werden. Die theoretischen Grundlagen und Betrachtungen zur Detektion von Extremereignissen mit Hilfe der selektiven Zeitreihenanalyse sind ausführlich in der oben genannten Diplomarbeit [36] beschrieben.

8 Ergebnisse der Zeitreihenanalyse

Die betrachteten Datenreihen wurden nun auch hinsichtlich Trend, saisonaler und glatter Komponente nach den in Kapitel 4.4 beschriebenen Verfahren untersucht. Signifikante Komponenten wurden mittels linearer Regression abgezogen und die Residuen weiterhin auf Stationarität und Gauß-Verteilung getestet (Kapitel 4.4.5). In einer abschließenden Analyse wurden die Datenreihen mit Hilfe des in Abschnitt 4.4.6 besprochenen Periodogramms auf harmonische Schwingungen untersucht.

Die Zeitreihenanalyse wurde sowohl auf beide Zeitreihen des NAO-Index, als auch auf die Temperaturzeitreihen der WMO-Stationen (siehe Kapitel 5.3) angewendet. Da die stärksten Zusammenhänge zwischen NAO und Temperatur im Winter bestehen, stand die Analyse der Winter-Daten im Vordergrund; denn die Zielsetzung war, Gemeinsamkeiten im zeitlichen Verhalten zu finden.

8.1 Analyse des NAO-Index

Die Zeitreihenzerlegung der NAO-Index-Zeitreihe wurde auf Basis der Monats-, Saison- und der Jahresmittelreihen durchgeführt. Die Länge des untersuchten Zeitraumes beträgt 120 Jahre, von 1871 bis 1990. Die Reihe der Monatsmittel wurde im Intervall von 1865 bis 1995 untersucht. Verwendet wurde der NAO-Index nach Hurrell. Die Analyse der Saison-Daten von Jones, im wesentlichen wurde hier die Winter-NAO berücksichtigt, diente als Ergänzung.

8.1.1 Trend- und Saisonkomponente

Für die NAO-Indexreihen auf Basis der Jahres- und Saisondaten entfällt die Analyse der Saisonkomponenten; denn bedingt durch die zeitliche Auflösung ist der Jahresgang bereits aus den Daten gefiltert. Entsprechend wurde hier nur eine Trenduntersuchung vorgenommen. Die vollständige Analyse mit allen Basisfunktionen (Kapitel 4.4) wurde nur mit dem monatlichen NAO-Index durchgeführt. Eine Saisonkomponente ist aber auch nicht für die Zeitreihe der Monatsmittel zu erwarten. Bedingt durch die Definition des NAO-Index, als Differenz monatlicher Druckanomalien, besitzt die Datenreihe keinen Jahresgang.

Die Regression der Datenreihen mit den 23 Basisfunktionen zeigt nur in der Monats- und Frühjahrs-NAO-Indexreihe einen Trend. Es wurde jeweils ein positiver Trend fünfter Ordnung detektiert, das entspricht der nichtlinearen Trendfunktion $x(t) = a + bt^5$. In beiden Fällen sind die detektierten Trends hochsignifikant ($S_i > 95\%$), erklären jedoch nur einen geringen Anteil an der Varianz der Zeitreihen. Der Trend der NAO im Frühjahr liegt in der Größenordnung von 10^{-3} pro 120 Jahre.

Tabelle 4: *Signifikante Trends in den NAO-Index-Reihen.*

NAO-Index	Trend [Ordnung]	erklärte Varianz [Prozent]	Signifikanz [Prozent]
Monat	5	≤ 1	95
Frühjahr	5	3	95

8.1.2 Glatte Komponente

Nach Abzug der Trendkomponente wurden die Residuen mittels multipler Regression auf eine glatte Komponente hin untersucht. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 aufgeführt.

Tabelle 5: *Signifikante glatte Komponente der NAO-Indexreihen.*

NAO-Index	Polynom (Ordnung)	erklärte Varianz (Prozent)	Signifikanz (Prozent)
Monat	4	0.2	95
Jahr	3	4.8	98
Winter	4	8	99.8
Frühjahr	3	4.4	97.8
Sommer	4	6.9	99.6

Mit Ausnahme der Frühjahrs-, Herbst und Jahresdaten konnte in den Index-Zeitreihen der NAO eine signifikante glatte Komponente vierter Ordnung detektiert werden. Im Frühjahr nähert ein Polynom dritter Ordnung am besten das Langzeitverhalten der Zeitreihe an. Auch die Jahresdaten folgen einem Polynom dritter Ordnung. Sowohl die Datensätze nach Jones als auch die Hurrell-Daten führten hier zum gleichen Ergebnis. Differenzen ergaben sich bei der Analyse der Herbst- und Sommerdaten. So wurde im NAO-Index nach Hurrell ein Polynom vierter Ordnung im Sommer detektiert, während der NAO im Herbst kein Polynom signifikant angepasst werden konnte. Die Analyse der Daten von Jones näherte den Verlauf der Herbstdaten durch ein Polynom vierter Ordnung. Hier zeigte sich im Sommer keine signifikante glatte Komponente. Abbildung 31 zeigt die in den NAO-Indexreihen von Hurrell signifikant gefundenen Polynome in graphischer Darstellung.

Das Langzeitverhalten der NAO in den Jahres- und Frühjahrsdaten kann am besten durch ein Polynom dritter Ordnung angenähert werden. Die Extrema beider Kurven fallen auf gleiche Zeitpunkte. Die niederfrequente Änderung der Jahres- und Frühjahrsmittel der NAO erfolgte synchron. Ein ähnliches Verhalten zeigt die NAO auch im Winter. Allerdings sind hier die Extrema zeitlich verschoben und treten etwa 10-20 Jahre später auf.

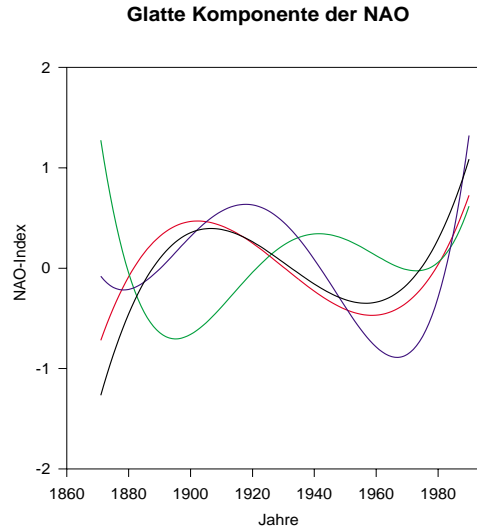


Abbildung 31: *Glatte Komponenten der NAO-Indices Winter(blau), Frühjahr(rot), Sommer(grün) und Jahr (schwarz).*

Ein ganz anderes Verhalten findet sich in den Sommerdaten des NAO-Index. Das Langzeitverhalten der NAO im Sommer ist zu Beginn des Untersuchungsintervalls gegenläufig und kurz vor 1900 findet sich das absolute Minimum. Erst ab den achtziger Jahren zeigt sich eine Übereinstimmung aller Polynome. Generell hat der NAO-Index seit 1980 zugenommen. Insgesamt zeigt sich ein schwingungsähnlicher Verlauf der NAO mit einer Periode der Schwingung von etwa 100 Jahren im Frühjahr und in den Jahresdaten. Im Sommer und Winter ergeben sich eine kleinere Periode zwischen 80 und 90 Jahren.

8.1.3 Rauschen

Mit Ausnahme der Monats- und Winter-Indexreihe der NAO sind die Verteilungen der Residuen nicht von der Gauß-Verteilung zu unterscheiden. Das Kriterium der Stationarität ist bei allen untersuchten Indexreihen erfüllt. Die Zeitreihen sind nach Abzug von glatter Komponente und Trend also stark stationär und als Produkt vieler verschiedener, im einzelnen unabhängiger Komponenten zu betrachten.

Kritisch wird diese Aussage jedoch für die Monats- und Winterdaten. So wurde für die Residuen der Monatsdaten in beiden Tests eine Gauß-Verteilung abgelehnt. Die Residuen der Winterdaten sind nur nach dem Kolmogoroff-Smirnoff-Test Gauß-verteilt. Betrachtet man die graphische Darstellung der Verteilungen der Winterdaten und Monatsdaten (Abbildung 32) und vergleicht diese mit den zugehörigen theoretischen Gauß-Verteilungen, so fällt auf, daß beide Verteilungen sowohl einen negativen Exzeß, als auch eine negative

Schiefe aufweisen (siehe Kapitel 4.1).

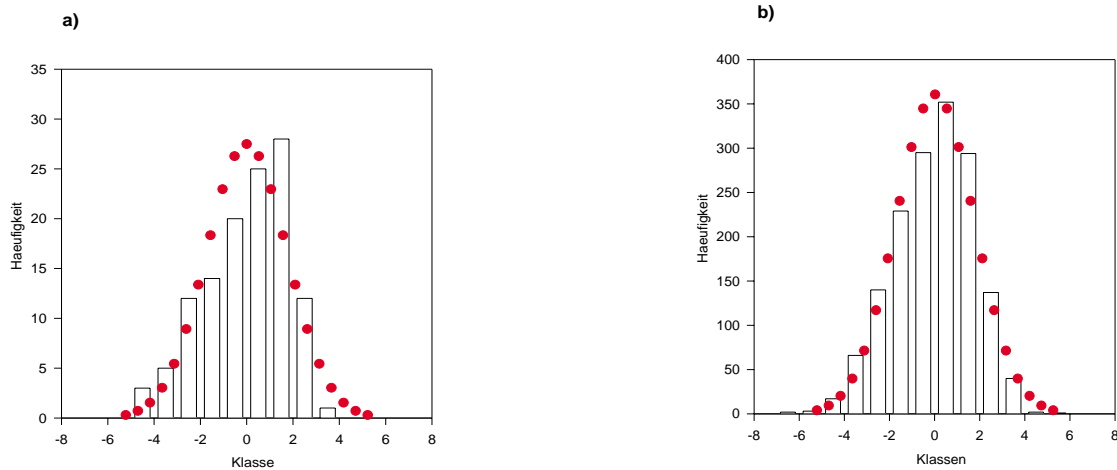


Abbildung 32: Verteilung des Residuums des NAO-Index für Monats- (b) und Winterdaten (a). Rot eingezeichnet sind die angepassten theoretischen Gauß-Verteilungen.

Grund für diese Abweichungen von der Gauß-Verteilung kann die Superposition durch harmonische Schwingungen sein. Harmonische Schwingungen sind U-verteilt. Die Überlagerung der Gauß-Verteilung mit der U-Verteilung führt zu erhöhten Besetzungen der Klassen zu beiden Seiten der Verteilung, während das Maximum der Verteilung verringert wird. Die Folge ist ein negativer Exzeß der betrachteten Verteilung. Eine Erklärung für die negative Schiefe, die am deutlichsten in den Winterdaten zu sehen ist, kann an dieser Stelle nicht gegeben werden.

Eine Analyse der Indexreihen bezüglich harmonischer Komponenten erfolgt in dem nachstehenden Abschnitt.

8.1.4 Harmonische Komponente

Zur Analyse der Residuen auf harmonische Schwingungen (Methodik siehe Kapitel 4.4.6) wurden für alle Index-Reihen der NAO Periodogramme berechnet. Den Spektren wurden per Testentscheid das theoretische Spektrum eines White-Noise- oder eines Markov-Prozeß zugeordnet und die 80%, 90%, 95%, 97.5% und 99% Konfidenzintervalle dieses Spektrums angepasst. Ein Markov-Prozeß wurde nur dem Spektrum der Monatsmittelreihe zugeordnet. Alle auf Jahresdaten basierenden Reihen wurde ein White-Noise-Prozeß angepasst.

Nur im Winter kann eine signifikante Schwingung (Si:92%) detektiert werden. Die Periode dieser Schwingung beträgt 7.5 Jahre. In den anderen Fällen wurde jeweils die signifikanteste Schwingung angegeben, die Signifikanzgrenze von 90% wurde jedoch nicht

Tabelle 6: *Ergebnisse der harmonischen Analyse des NAO-Index nach Hurrell. Angegeben ist die Periode der signifikantesten Schwingung in Jahren, sowie die Ablehnungswahrscheinlichkeit für den White-Noise-Prozeß. Liegt die Ablehnungswahrscheinlichkeit unter 90%, kann ein White-Noise-Prozeß nicht abgelehnt werden.*

NAO-Index	Signifikanteste Schwingung Periode[Jahre]	White Noise	
		Kol.-Smirnof	Anderson-D.
Monat	7.7	>90	
Jahr	7.5	<90	
Winter	7.5	<90	
Frühjahr	7.5	>90	<90
Sommer	2.667	<90	
Herbst	3.87	<90	

überschritten. Dennoch ist hier zu bemerken, daß man eine Schwingung der Periode 7.5 Jahre auch im Frühjahrs- und Jahres-Index findet. Das Periodogramm der Monatsmittlereihe ergab eine signifikanteste Schwingung von 7.7 Jahren. Die Abweichung von den 7.5 Jahren ist durch die unterschiedliche Länge der Datenreihen zu erklären. Die signifikanteste Schwingung des Jahres-Index der Länge von 130 Jahren besitzt eine Periode von 7.7 Jahre mit einer Signifikanz von 98%.

Ebenso konnte eine Schwingung von 7.5 Jahren im Winter-Index von Jones detektiert werden; die Signifikanz beträgt 92%. In Abbildung 33 sind die Periodogramme des winterlichen und jährlichen NAO-Index dargestellt. Im Falle des NAO-Index für das Frühjahr lehnt der Kolmogoroff-Smirnof-Test einen White-Noise-Prozeß ab, während der Test nach Anderson-Darling ein positives Ergebnis liefert.

8.1.5 Analyse der Jones-Daten

Die Analyse des Datensatzes von Jones bestätigt einen Großteil der Ergebnisse, die aus den Daten von Hurrell erhalten wurden. In Tabelle 7 ist eine Zusammenstellung der Ergebnisse aus der Zeitreihenanalyse der Winter-NAO nach Jones gegeben.

Bei der Analyse der anderen Jahreszeiten, lassen sich zum Teil erhebliche Abweichungen zu den Hurrell-Daten feststellen. Aber wegen der geringen Zusammenhänge zwischen Temperatur und der NAO ausserhalb des Winters, insbesondere bei den Jones-Daten, soll im Kontext dieser Arbeit eine nähere Betrachtung nicht erfolgen.

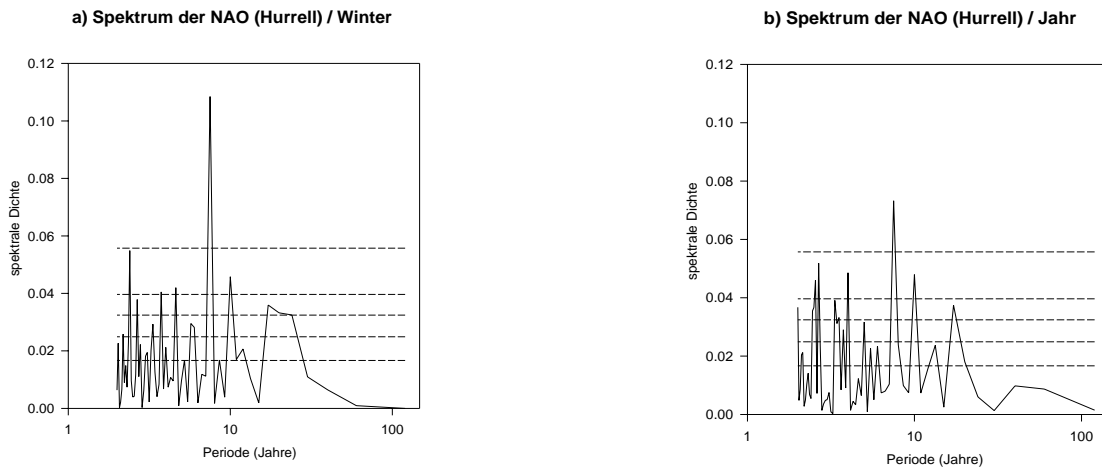


Abbildung 33: *Periodogramm des NAO-Index nach Hurrell der Winter- (a) und Jahresdaten (b). Gestrichelt eingezeichnet sind die 80%, 90%, 95%, 97,5% und 99% Konfidenzintervalle eines theoretischen White-Noise-Spektrums.*

Tabelle 7: *Ergebnisse aus der Analyse des NAO-Index nach Jones.*

Komponente	Ordnung	Periode	Signifikanz
Trend	-	-	-
Glatte Komponente	4	-	99,9%
harmonische Komponente	-	7,5 Jahre	92%

8.1.6 Interpretation

Die Zeitreihenzerlegung der NAO-Indexreihen zeigt ein signifikantes niederfrequentes Verhalten der NAO in allen Jahreszeiten. Im Winter, wenn die NAO den stärksten Einfluß auf die Temperatur zeigt, läßt sich die niederfrequente oder auch glatte Komponente am besten durch ein Polynom vierter Ordnung annähern. Die Wellenlänge schwankt jahreszeitlich zwischen 80 und 100 Jahren, was aber unter Berücksichtigung des Verhältnisses von Zeitreihenlänge und Wellenlänge mit recht großer Unsicherheit belastet ist.

Die NAO zeigt hierbei jahreszeitliche Unterscheide in der Wellenlänge und auch in der Ordnung des angepassten Polynoms. Der im Winter und Frühjahr verzeichnete starke Anstieg der NAO seit den siebziger Jahren wird dieser niederfrequenten Schwingung zugeordnet und ist nicht als langzeitlicher Trend zu betrachten.

Auf kürzeren Zeitskalen konnte eine harmonische Schwingung der Periode 7,5 Jahre detektiert werden. Der Hintergrund für diesen in der NAO gefundenen Zyklus ist bislang nicht

geklärt. Auffällig ist aber, daß die NAO-Schwingung von 7.5 Jahren im Bereich der Variabilität des ENSO-Phänomens liegt (Kapitel 3.5). Weiterhin gibt es Hinweise auf Schwingung von 7-8 Jahren in den Wassertemperaturen des Nordatlantik [6]. Andere typische Periodizitäten, wie der 11-jährige Sonnenzyklus [31] oder die QBO (quasi zweijährige Oszillation) [31], sind in der NAO nicht signifikant nachweisbar. Die QBO ist eine zweijährig auftretende Änderung der vorherrschenden Zirkulationsrichtung (Ost bzw. West) in der stratosphärischen Zirkulation der Tropen, deren Folgen bis in Bodennähe wirksam sind.

Die NAO zeigt in dem Intervall von 1871 bis 1990 ein zeitlich stationäres Verhalten und ist demnach vermutlich nicht durch anthropogene Einflüsse wie Kohlendioxid oder Sulfat, die ein starkes Trendverhalten zeigen, oder durch Änderungen der Zirkulation beeinflusst. Die Ergebnisse der gleitenden Korrelation hatten einen deutlichen Trend in der Stärke des Einflusses der NAO auf die Temperatur und eine zunehmende Verschiebung des beeinflussten Gebietes nach Osten gezeigt. Eine Verschiebung der Druckzentren über Island und den Azoren, wie sie auf der Grundlage jener Ergebnisse vermutet werden kann, wird demnach nicht durch den NAO-Index in der hier vorliegenden Definition beschrieben. Der NAO-Index zeigt nur im Frühjahr und der Indexreihe der Monatsmittel einen signifikanten Trend. Diesem kommt aber, aufgrund der nur geringen erklärten Varianz an der Gesamtvarianz der Indexreihe, kaum Bedeutung zu. Einzig der Sommer-Index von Jones zeigt im Zuge der starken Abhängigkeit von der Lage des Azorenhochs (siehe Kapitel 6) einen deutlich sichtbaren Trend. So ergab die Analyse des Sommer-Index der NAO von Jones einen hochsignifikanten negativen Trend zweiter Ordnung mit einer erklärten Varianz von 19%. In Abbildung 34 ist der NAO-Index nach Jones für die Sommersaison in graphischer Darstellung zu sehen.

Dies läßt zweierlei Schlußfolgerungen zu. Einerseits ist möglicherweise die Definition des NAO-Index als Druckdifferenz zwischen festen Koordinaten, bei einer veränderten Zirkulation, nicht zu jedem Zeitpunkt ein adäquates Intensitätsmaß für die NAO. Der Index kann unter Umständen bei gleichzeitiger Änderung der Intensität der Druckgebiete eine veränderte Zirkulation nicht wiedergeben. Mächel [22] hat mit der Verlagerung der Aktionszentren Hinweise auf eine Intensitätsänderung der Kerndrücke gefunden. Andererseits kann aus dem nur schwachen Trendverhalten der NAO gefolgert werden, daß die deutliche Änderung des Einflusses der NAO auf die bodennahe Lufttemperatur in Europa Folge der Veränderung weiterer auf die Temperatur wirkender Einflußgrößen ist. In Kapitel 7.1.5 wurde diese Alternative bereits angesprochen.

Nach Abzug aller mit dem Verfahren der Zeitreihenzerlegung detektierten signifikanten Komponenten zeigt sich der NAO-Index mit Ausnahme der 7.5 Jahre Schwingung stark stationär. Das Residuum ist also durch ein Zufallsrauschen beschreibbar und unterliegt keinen signifikanten Einflüssen mehr.

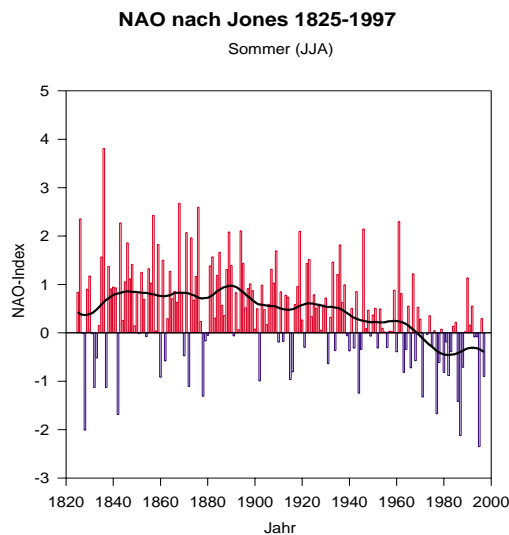


Abbildung 34: Darstellung des NAO-Index (Sommer) von Jones im Zeitintervall 1825-1997. Schwarz eingezeichnet ist die 30-jährige Tiefpassfilterung der Indexreihe.

8.2 Analyse der Temperaturdaten

Da die NAO vorwiegend im Winter klimawirksam ist, beschränkt sich die Analyse der Temperaturzeitreihen auf die Winterdaten. Durch Mittelwertbildung aus den Monatsmitteln von Dezember bis Februar eines Winters wurden die entsprechenden Zeitreihen gebildet. Diese Zeitreihen sollen im weiteren mit T_{orig} bezeichnet werden. Weiterhin wurde durch lineare Regression der NAO-Anteil aus den Temperaturreihen eliminiert. Die daraus resultierende Datenreihe T_{res} wurde ebenfalls einer Zeitreihenanalyse unterzogen und zum Vergleich herangezogen. Der Zeitraum der Untersuchung war 1871 bis 1990. Die Ergebnisse aller Analysen sind in den Tabellen 10 bis 15 (Anhang C) zu finden.

8.2.1 Saison - und Trendkomponente

Es konnten an 25 der 41 Stationen Trends detektiert werden (Tab.10 im Anhang), im wesentlichen Trends der Ordnung 1 und 5. Einzige Ausnahme bildet die Station Tiflis (Tibilisi) mit einem Trend 2. Ordnung. Die erklärte Varianz liegt im Mittel bei etwa 8% mit Maxima auf dem Saentis (Trend 5. Ordnung) mit 11.9% und in Genf (Trend 1. Ordnung) mit 15.9% erklärter Varianz. Die detektierten Trends sind mit Ausnahme von Oulu positiv. Im Maximum liegt die Temperaturzunahme in den betrachteten 120 Jahre bei $+2.2^{\circ}\text{C}$ (Genf und Klagenfurt), 14 der 25 Trends sind größer als 1°C pro 120 Jahre. Der mittlere Trend dieser 14 Stationen beträgt 1.8°C pro 120 Jahre.

Nach Abzug des NAO-Anteils ist ein leicht verstärkter oder unveränderter Trend feststellbar. So werden jetzt an 33 Stationen signifikante Trends detektiert, 17 davon mit einem Trend größer $+1^{\circ}\text{C}/120$ Jahre. Weiterhin sind Trends der Ordnungen 5 und 1 dominierend. Insgesamt können keine wesentlichen Unterschiede in den Ergebnissen der Analyse mit und ohne NAO-Anteil festgestellt werden.

Saisonale Komponenten sind wegen der Verwendung von jährlichen Saisonmittelwerten in den Zeitreihen nicht vorhanden (siehe auch Kapitel 8.1.1).

8.2.2 Glatte Komponente

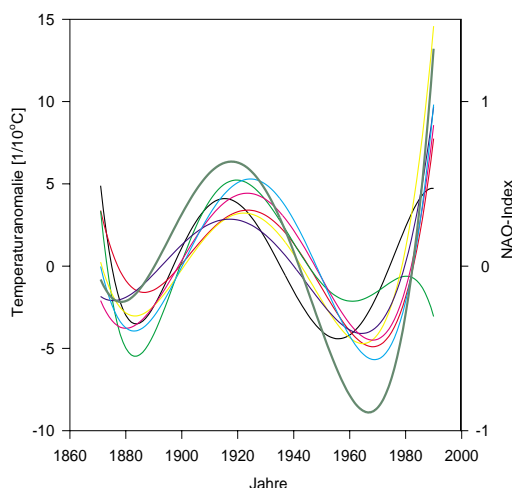


Abbildung 35: *Glatte Komponenten an den Stationen Basel (schwarz), Belfast (rot), Klagenfurt (hellgrün), Debilt (gelb), Budapest (blau), Hohenpeissenberg (rosa), Zürich (hellblau) und der NAO (dunkelgrün). Dargestellt sind die Ergebnisse der Winterdaten.*

An 33 der untersuchten 41 Stationen wird eine signifikante glatte Komponente vorwiegend der Ordnung 3, 4 und 5 (in einem Fall wird ein Polynom zweiter Ordnung gefunden (Bodoe/Norwegen)) detektiert. In Luqua liegt die durch die glatte Komponente erklärte Varianz bei 21%, an den übrigen Stationen ist sie kleiner 10%. Die Ergebnisse der Analyse sind im Anhang C in Tabelle 12 gegeben.

Vergleicht man die langfristigen Schwankungen verschiedener Stationen und der NAO miteinander (Abbildung 35), zeigt sich, daß der Temperatur- und der NAO-Verlauf übereinstimmen. Auch die Wellenlänge von etwa 90 Jahren ergibt sich sowohl für die Temperaturdaten wie auch für die NAO. Die Untersuchung der NAO-freien Temperaturzeitreihen

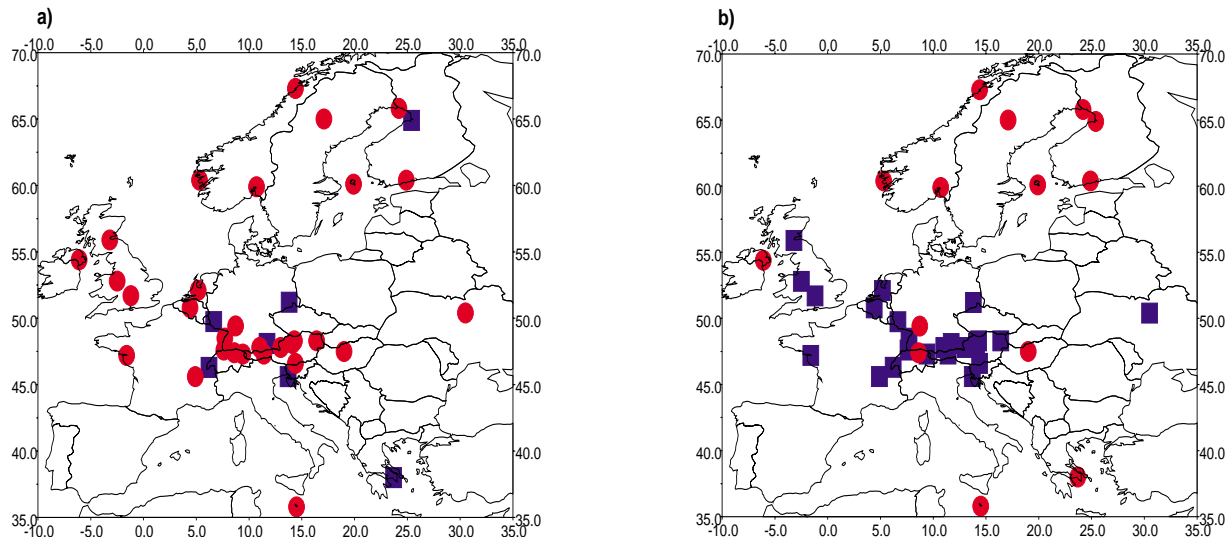


Abbildung 36: Stationen mit signifikanter glatter Komponente (rote Kreise) aus der Analyse der Temperaturreihen T_{orig} (a) und T_{res} (b). Blaue Quadrate markieren Stationen, an denen keine signifikante glatte Komponente gefunden werden konnte.

findet nur noch an 17 Stationen ein signifikantes Polynom. Dominant ist hierbei ein Polynom fünfter Ordnung. Dabei wirkte sich die Elimination der NAO vorwiegend auf die Temperaturreihen der Stationen im Bereich Mittel- und Westeuropas aus (siehe Abbildung 36).

8.2.3 Rauschen

Die Residuen von 21 Stationen (Tabelle 13 im Anhang) unterscheiden sich nicht signifikant von der Gauß-Verteilung. An den übrigen 20 Stationen wurde in mindestens einem der beiden Tests eine überzufällige Abweichung von der Gauß-Verteilung gefunden (an den Stationen Dresden, Debilt, Budapest, Wien fielen beide Tests mit Ablehnung der Gauß-Verteilung aus). Offensichtlich ist auch nach Abzug der glatten Komponente noch Information in den Temperaturdaten vorhanden und führt an einigen Stationen zur Ablehnung der Gauß-Verteilung. Nach der Elimination der NAO aus der Temperaturreihe wurde die Anpassung der Gauß-Verteilung an die Residuen an nur 8 Stationen von einem Test abgelehnt, in Dresden von beiden Testverfahren. In Abbildung 37 sind die Stationen mit Kennzeichnung auf Gauß-Verteilung eingezeichnet. Wie schon die Analyse der glatten Komponente zeigte, sind primär Stationen in West- und Mitteleuropa durch die NAO beeinflusst.

Die Untersuchung der Stationarität (Tabelle 14 im Anhang C) gibt bezüglich der Zusammenhänge zwischen Temperatur und NAO keine weiteren Aufschlüsse. So ergeben sich zwischen den Untersuchungen keine elementaren Unterschiede. Mit Ausnahme von 4 (3) Stationen sind alle Temperaturzeitreihen ohne (mit) NAO-Anteil stationär.

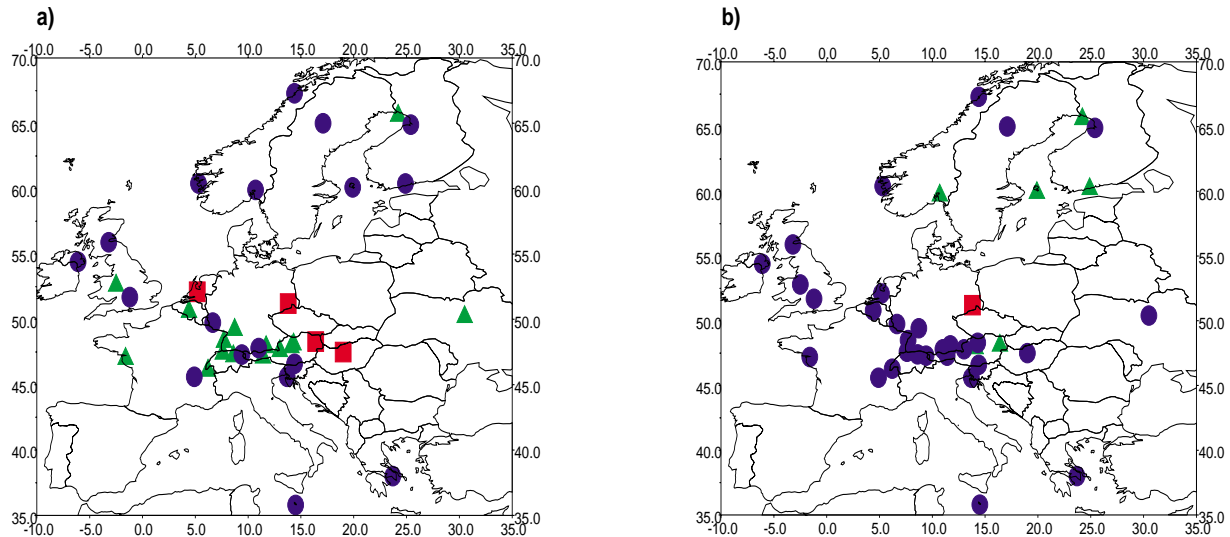


Abbildung 37: Stationen mit Gauß-verteiltern Temperaturdaten (blaue Kreise) aus der Analyse der Temperaturreihen T_{orig} (a) und T_{reg} (b). Rote Quadrate (grüne Dreiecke) markieren Stationen, an denen die Gauß-Verteilung in beiden Testkriterien (einem Testkriterium) abgelehnt wurde.

8.2.4 Harmonische Komponente

An 21 der 41 Stationen wurde eine harmonische Schwingung der Periode 7.5 Jahre als signifikanteste Schwingung detektiert. Die übrigen Stationen zeigen vorwiegend eine harmonische Schwingung mit einer Periode von 2 bis 3 Jahren. In Abbildung 38a sind die Stationen und die Periode der signifikantesten harmonischen Schwingung dargestellt. Eine 7.5 Jahre - Schwingung, wie sie auch schon für die NAO detektiert wurde, kann vornehmlich in Mittel- und Westeuropa gefunden werden. Die Alpen begrenzen das durch die NAO beeinflusste Gebiet nach Süden hin. Dies zeigte sich bereits in den Ergebnissen der Korrelationsanalyse.

Die harmonische Analyse der Temperaturdaten ohne NAO-Anteil ist in Abbildung 38b zu sehen. Die 7.5 Jahre Schwingung kann nicht mehr detektiert werden. Mit Ausnahme von vier Stationen weisen nun alle Stationen eine Schwingung der Periode 2 bis 3 Jahre auf. Die 7.5 Jahre Periode kann also eindeutig auf die NAO zurückgeführt werden.

Wie schon in den vorherigen Analysen liegt das Gebiet, in welchem sich die NAO-Periodizität zeigt, in Mittel- und Westeuropa. In Nordeuropa hingegen, wo die größten Zusammenhänge zwischen NAO und Temperatur (siehe Abb.14 in Abschnitt 7.1) gefunden wurden, kann man die NAO-Periodizität in den Temperaturdaten nicht detektieren.

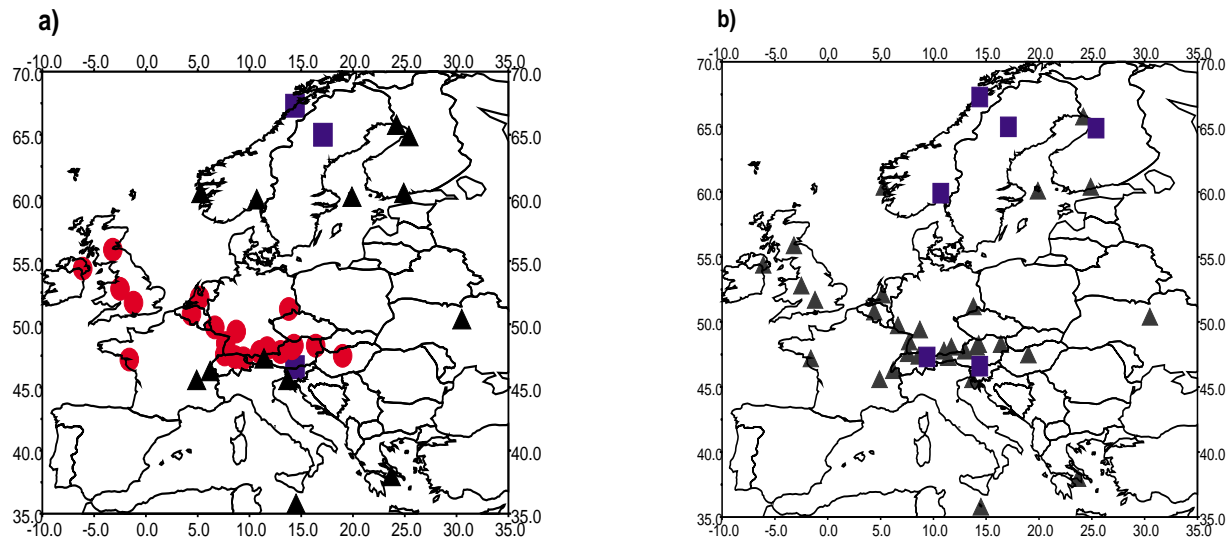


Abbildung 38: *Signifikanteste harmonische Schwingungen: 7.5 Jahre = rote Kreise, 2-3 Jahre = schwarze Dreiecke, restliche = blaue Quadrate.*

8.2.5 Interpretation

Im Trendverhalten der Temperaturdaten, die eine allgemeine Erwärmung anzeigen, spielt die NAO eine nur geringe Rolle. Im Winter-Index der NAO konnte kein Trend nachgewiesen werden. Die Unterschiede, die sich bei der Trendanalyse der Temperaturdaten vor und nach dem Abzug der NAO ergeben, lassen sich vor allem auf die Änderung der Gesamtvarianz der Temperatur zurückführen. Diese nimmt mit Abzug des NAO-Anteils ab. Der durch Trends erklärte Anteil der Varianz nimmt entsprechend zu und es werden mehr signifikante Trends detektiert.

Zusammenhänge zwischen der NAO und den europäischen Temperaturen finden sich sowohl im Bereich nieder- und hochfrequenter Variabilität, der dominanten Merkmale der NAO. Die ähnlich einer Schwingung verlaufende glatte Komponente besitzt eine Periode von etwa 90 Jahren und im hochfrequenten Bereich konnte eine 7.5 Jahre Schwingung nachgewiesen werden. Primär findet man an den Stationen in Mittel- und Westeuropa Zusammenhänge der Temperatur mit der NAO. Im Rahmen einer anderen Untersuchung am hiesigen Institut konnte ebenfalls eine 7-8 Jahre Oszillation in Temperaturdaten deutscher Stationen detektiert werden [11]. Aber vor allem das langzeitliche Verhalten der NAO, charakterisiert durch ein Minimum in den Siebzigern und einem drastischen Anstieg seither, läßt sich über dem ganzen europäischen Kontinent nachweisen (Abb.35).

Eine mögliche Erklärung für die deutlichen Auswirkungen der NAO-Variabilität in Mittel- und Westeuropa könnte die exponierte Lage im südlichen Bereich der Zyklonenzugbahnen sein. Hier kann sich die Variabilität der NAO und damit auch der Zyklonenzugbahnen über die Verlagerung der Frontengebiete deutlicher auswirken als in Nordeuropa. Im

skandinavischen Raum, wo man die stärksten statistischen Zusammenhänge findet, zeigt sich die Variabilität der NAO wesentlich schwächer. Das Klima steht unter dem ständigen Einfluß der NAO, während in südlicheren Gebieten der Einfluß der NAO auf die Temperatur mit der NAO-Variabilität schwankt. Deshalb finden sich hier auch die geringeren Zusammenhänge zur NAO, bei größerer Abhängigkeit von der Variabilität.

Ist in den Temperaturdaten mit der NAO die harmonische Schwingung der Periode 7.5 Jahre entfernt, so kann man in ganz Europa eine 2 bis 3 Jahre Variabilität detektieren. Diese Schwingung läßt sich auf die QBO zurückführen, die quasi-zweijährige Oszillation (siehe Kapitel 8.1.6).

Daß die NAO in Europa ein bedeutender Wirkungsfaktor ist, zeigt sich zuletzt auch in der Analyse der Residuen, nach Abzug von Trend und glatter Komponente. Mit Ausnahme der Station Dresden kann man für alle NAO-bereinigten Temperaturzeitreihen eine Gauß-Verteilung annehmen. Vor Abzug der NAO aus den Temperaturdaten gelangt die Analyse zu einem weniger deutlichen Ergebnis. Dies läßt die Schlußfolgerung zu, daß die NAO die dominante Einflußgröße im Bereich der relativ hochfrequenten Variabilität ist.

9 Wertung und Ausblick

Die Ergebnisse dieser Arbeit bestätigen, daß das immer größer werdende Interesse an der NAO im Hinblick auf das europäische Klima gerechtfertigt ist. So kann man in Europa fast die Hälfte der Variabilität des Klimatelements Temperatur auf die NAO zurückführen. Im Rahmen dieser Arbeit war es möglich, eine Beschreibung von Stärke und Art des Zusammenhangs zu geben und weiterhin zeitliche Charakteristika dieser Zusammenhänge zu benennen. Mit Hilfe der selektiven Zeitreihenanalyse konnten zudem signifikante zeitliche Strukturen in NAO- und Temperaturdaten gefunden und einander zugeordnet werden.

Dabei war die Verwendung eines einfachen Zahlen-Index als Beschreibung der komplexen nordhemisphärischen Zirkulation über dem Atlantik nicht ganz problemlos. Dies zeigte sich im speziellen bei der Analyse der zeitlichen Stationarität der NAO. Der hier verwendete Index kann nur Lage-stationäre Änderungen der NAO wiedergeben, ist aber im Falle der Lageänderung der Aktionszentren ungenügend. Es gibt inzwischen diverse Definitionen der NAO, die zum Teil eine Verlagerung der Aktionszentren (z.B. Paeth et al. [26]) berücksichtigen und somit einen zusätzlichen, wichtigen Anteil an Information über die Zirkulation enthalten.

Diese Arbeit hat sich auf die Temperatur als betrachteten Klimaparameter beschränkt. Im Zusammenhang mit den kürzlich aufgetretenen Niederschlagsextrema im europäischen Raum (Oder-Hochwasser, Schneefälle im Winter 1999, etc.) ist es von Interesse, ähnliche Untersuchungen auf den Niederschlag zu erweitern.

In Anbetracht der eben erwähnten extremen Wettergeschehnisse ist auch die eingehendere Betrachtung von Extremereignissen in Temperatur und Niederschlag, sowie deren Eintrittswahrscheinlichkeit in Zusammenhang mit der NAO, von Bedeutung. Der im Rahmen dieser Arbeit entstandene Abschnitt über Extremwerte kann hierbei nur als Ansatz zu weiteren Nachforschungen angesehen werden und nicht als abgeschlossene Analyse.

Ein weitere Frage, die nur angerissen werden konnte, ist der Einfluß anthropogener und natürlicher Klimaänderungen zum einen auf die NAO selbst und im Zusammenspiel mit der NAO auf Temperatur und Niederschlag.

In Hinsicht auf Telekonnektion und Vermutungen über NAO-Ozean-Kopplung ist vor allem die detektierte 7.5 Jahre - Schwingung von Interesse. Periodizitäten im Bereich von 7 bis 8 Jahren können ebenso in Meerestemperaturen des Atlantik festgestellt werden wie auch im ENSO-Zyklus. Daher wird es auch weiterhin von Interesse sein, in globalem Maßstab mit aktuellen Land- und Ozean-Datensätzen der wichtigsten Klimaparameter statistische Analysen durchzuführen, um auf Basis von Realdaten Zusammenhänge zur NAO und deren räumliche sowie zeitliche Variabilität zu identifizieren und quantifizieren können.

Wenn auch diese Arbeit vorwiegend der statistischen Beschreibung der NAO und ihres

Einflusses auf die Temperatur diene, so können die hier gefundenen Ergebnisse doch als Ausgangspunkt für Analysen hinsichtlich der Ursachen und Mechanismen der NAO dienen.

Literatur

- [1] **Appenzeller, C.**, J. Schwander, S. Sommer und T.F. Stocker *The North Atlantic Oscillation and its Imprint on Precipitation an Ice Accumulation in Greenland*. Unveröffentlichtes Skript, Universität Bern, 1998.
- [2] **Bosch, K.** *Elementare Einführung in die Wahrscheinlichkeitsrechnung*. 6. Auflage, Vieweg und Sohn, Braunschweig, 1995.
- [3] **Bosch, K.** *Elementare Einführung in die angewandte Statistik*. 6. überarbeitete Auflage, Vieweg und Sohn, Braunschweig, 1997.
- [4] **Box, G.E.P.** und G.M. Jenkins. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Überarbeitete Auflage, Holden-Day, San Francisco, 1976.
- [5] **Deser, C.** and M. Blackmon. Surface Climate Variations over the North Atlantic Ocean during Winter: 1900-1989. *American Meteorological Society*, Vol.6, S.1743-1753, 1993.
- [6] **Dickson, R.R.** The North Atlantic Oscillation (NAO). *Proceedings of a seminar held at ECMWF on atmosphere-surface interaction*, S.173-200, Reading, 8.-12.9.1997.
- [7] **Emmrich, P.** 92 Jahre nordhemisphärischer Zonalindex. Eine Trendbetrachtung. *Meteorologische Rundschau*, Nr.43, S.161-169, 1991.
- [8] **Grieser, J.** *Zeitreihenanalyse*. Unveröffentlichtes Skript, 1997.
- [9] **Grieser, J.** *Stochastische Zusammenhänge zweier Zufallsvariablen*. Unveröffentlichtes Skript, 1997.
- [10] **Grieser, J.** *Spektralanalyse*. Unveröffentlichtes Skript, 1996.
- [11] **Grieser, J.** mündliche Mitteilung, 1999.
- [12] **Hartung, J.** *Statistik*. 11. Auflage, R. Oldenburg Verlag, München, Wien, 1998.
- [13] **Hurrell, J.W.** und H. van Loon. Decadal variations in climate associated. *Climatic Change 1997*, S.301 - 326, 1997.
- [14] **Hurrell, J.W.** Influence of variations in extratropical wintertime teleconnections on Northern Hemisphere temperature. *Geophysical Research Letters*, Vol.23, Nr.6, S.665-668, 1996.
- [15] **Hurrell, J.W.** Decadal Trends in the North Atlantic Oscillation: Regional Temperatures and Precipitation. *Science*, Vol.269, S.676-679, 1995.
- [16] NAO-Index nach Hurrell: http://www.cgd.ucar.edu/cas/climind/nao_winter.html.

- [17] **Houghten, J.T.**, L.G. Meira Filho, B.A. Callander, N. Harris, A. Kattenberg and K. Maskell. *Climate Change 1995, The Science of Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, 1995.
- [18] **Jones, P.D.**, T.M.L. Wigley und K.R. Briffa. Global and hemispheric temperature anomalies - land and marine instrumental records in **T.A. Boden**, D.P. Kaiser, R.J. Schepanski und F.W. Stoss. Trends '93: A Compendium of Data on Global Climate Change. *Climate Monitor*, S.603 - 608, 1994.
- [19] NAO-Index nach Jones: <http://www.cru.uea.ac.uk:80/cru/data>.
- [20] **Kushnir, Y.** Interdecadal Variations in North Atlantic Sea Surface Temperatures and Associated Atmospheric Conditions. *American Meteorological Society*, Vol.7, S.141-157, 1994.
- [21] **Lamb, P.J.** und R. Pepler. North Atlantic Oscillation: concept and an application. *Bulletin American Meteorological Society*, Vol.68,Nr.10,S.1218-1224, 1987.
- [22] **Mächel, H.** Variabilität der Aktionszentren der bodennahen Zirkulation über dem Atlantik im Zeitraum 1881-1989. *Bonner Meteorologische Abhandlungen*, Vol.44, Dümmler Verlag, Bonn, 1995.
- [23] **Malberg, H.** und G.Bökens. Die Winter- und Sommertemperaturen in Berlin seit 1929 und ihr Zusammenhang mit der Nordatlantischen Oszillation. *Meteorologische Zeitschrift*, Vol.6, S.230-234, 1997.
- [24] **Marshall, J.** und Y. Kushnir. *A white paper on Atlantic Climate Variability*. <http://goid.mit.edu/ACCP/avehtml.html>, 1997.
- [25] **Rapp, J.**, C.D. Schönwiese. *Atlas der Niederschlags- und Temperaturtrends in Deutschland 1891-1990*. 2. korrigierte Auflage, Fachbereich Geowissenschaften der J.W.Goethe-Universität Frankfurt, Frankfurt am Main, 1996.
- [26] **Paeth, H.** A. Hense, R. Glowienka-Hense, R. Voss, U. Cubasch. *The North Atlantic Oscillation as an indicator for greenhouse-gas induced regional climate change*. Skript, Meteorologisches Institut, Universität Bonn, 1998.
- [27] **Polonsky, A.B.** The NAO and ENSO Teleconnection. *TOGA Notes* S. 10-11, 1992.
- [28] **Preisendorfer, R.W.** *Principal Component Analysis in Meteorology and Oceanography*. Elsevier, Amsterdam, 1988.
- [29] **Schönwiese, C.D.**, J. Rapp. *Climate Trend Atlas of Europe 1891-1990*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1997.
- [30] **Schönwiese, C.D.** *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler*. 2. Auflage, Gebrüder Bornträger, Berlin, Stuttgart, 1992.

- [31] **Schönwiese, C.D.** *Klimatologie*. UTB für Wissenschaft, Stuttgart, 1994.
- [32] **Schlittgen, R.** und B.J.H. Streitberg. *Zeitreihenanalyse*. 5. Auflage, R. Oldenburg Verlag, München, Wien, 1994.
- [33] **Staeger, T.** *Statistische Analyse des ENSO- und Vulkanismus-Signals in Klima-Zeitreihen*. Diplomarbeit im Fachbereich Geowissenschaften der Johann-Wolfgang Goethe Universität Frankfurt am Main, 1997.
- [34] **Thompson, D.W.J.** und John M. Wallace. The Arctic Oscillation signature in the wintertime geopotential height and temperature fields. *Geophysical Research Letters*, Vol.25, Nr.9, S. 1297-1300, 1998.
- [35] **Trenberth, K.E.** *Climate System Modeling*. Cambridge University Press, Cambridge, 1992.
- [36] **Trömel, S.** *Extremwertstatistik europäischer Temperaturzeitreihen 1871-1990*. Diplomarbeit im Fachbereich Geowissenschaften der Johann-Wolfgang Goethe Universität Frankfurt am Main, 1999.
- [37] **Ulbrich, U.** et al. *Winter precipitation over Portugal, NAO and baroclinic waves*. Skript, 1998.
- [38] **Weingärtner, H.** Korrelation und Information. *Meteorologische Rundschau*, Vol.28, S.1-8, 1985.

A Erfolgswahrscheinlichkeit eines Bernoulli - Experimentes

Ein mehrfach unabhängig hintereinander ausgeführtes Einzelexperiment mit der Zufallsvariablen $X = 0$ und 1 bei gleich bleibender Erfolgswahrscheinlichkeit $P(X = 1) = p$ bezeichnet man als Bernoulli-Experiment. Die Wahrscheinlichkeit $P(X=k)$, daß das Ereignis $X=1$ in n Fällen k -mal eintritt, ist binomial-verteilt und es gilt

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} \quad (40)$$

Bei der Anwendung auf die in Kapitel 7.3 gestellte Frage, wie groß die Wahrscheinlichkeit ist, daß bei 10 kalten Wintern ($n = 10$) in 9 Fällen ($k = 9$) eine negative NAO zu beobachten ist, ergibt sich

$$P(X = 9) = 0.006. \quad (41)$$

Die Zufallsvariable X ist hierbei das Eintreten eines positiven ($X = 0$) oder negativen ($X = 1$) Wertes im NAO-Index. Die Erfolgswahrscheinlichkeit p ergibt sich aus dem Verhältnis der Anzahl negativer NAO-Jahre (a) und aller Jahre im Beobachtungszeitraum (b).

$$\begin{aligned} p &= \frac{a}{b} \\ &= \frac{56}{120} \\ &= 0.47 \end{aligned}$$

B Daten

Aus Platzgründen ist die Tabelle der WMO-Stationen (siehe Kapitel 5.3) erst auf Seite 79 zu finden (Tabelle 9).

Tabelle 8: *Zusätzliche Stationen zur Überprüfung der räumlichen Repräsentanz.*

Station	WMO-Nr.	Länge[°]	Breite[°]	Höhe[m]	HK
Berlin	103810	13.4E	52.6N	58	5
Odessa	338370	30.7E	46.5N	64	4
Sibiu	152600	24.2E	45.8N	444	4
Thorshavn	060110	6.8W	62.0N	24	5
Trondheim	012710	10.4E	63.4N	58	3

Tabelle 9: Stationsliste der 41 WMO-Stationen, an denen homogene (Homogenitätsklasse 1-3) Temperaturzeitreihen vorliegen, mit Angabe von geographischen Koordinaten, WMO-Kennziffer, Höhe und Homogenitätsklasse (HK, bezüglich der Jahre 1871-1990). Zur Nomenklatur der Homogenitätsklassen siehe Kapitel 5.

Station	WMO-Nr.	Länge[°]	Breite[°]	Höhe[m]	HK
Arhangelsk	225500	40.5E	64.6N	13	2
Astrahan	348800	48E	46.4N	18	2
Athen	167140	23.7E	38N	107	3
Basel	066450	7.6E	47.6N	318	3
Belfast	039170	6.1W	54.4N	81	3
Bergen	013160	5.3E	60.4N	44	1
Bodoe	011520	14.4E	67.3N	13	1
Budapest	128400	19E	47.5N	129	2
Cent.Engl	03....	2.5W	52.8N	10	3
De Bilt	062600	5.18E	52.1N	4	3
Dresden	104880	13.8E	51.2N	226	1
Edinburgh	031600	3.2W	55.9N	41	3
Genf	057050	6.2E	46.3N	416	3
Haparanda	021960	24.2E	65.8N	6	3
Heidelberg	100734	8.72E	49.42N	110	2
Helsinki	029740	24.9E	60.4N	56	2
Hohenpeißenberg	109620	11E	47.8N	977	1
Innsbruck	11120	11.4E	47.3N	577	1
Kiew	333450	30.5E	50.4N	179	3
Klagenfurt	112310	14.4E	46.6N	452	3
Kremsmünster	110120	14.1E	48.1N	388	3
Linz	110100	14.3E	48.3N	263	2
Luqa	165970	14.5E	35.8N	91	3
Lyon	074800	4.9E	45.6N	201	3
Maarianhamina	029700	19.9E	60.1N	4	3
München	108650	11.7E	48.1N	527	3
Nantes	072220	1.6W	47.2N	27	1
Oslo	014920	10.7E	59.9N	27	1
Oulu	028750	25.4E	64.9N	15	2
Oxford	03....	1.2W	51.7N	63	1
Säntis	066800	9.4E	47.3N	2500	2
Salzburg	111500	13E	47.8N	434	1
Stensele	021270	17.1E	65N	326	3
Strasbourg	071900	7.7E	48.5N	154	3
Tbilisi	375490	44.9E	41.7N	490	3
Trier	106090	6.65E	49.75N	144	3
Trieste	161100	13.7E	45.6N	20	3
Uccle	064470	4.4E	50.8N	104	3
Vardoe	010980	31.1E	70.4N	10	3
Wien	110350	16.4E	48.3N	209	3
Zürich	066600	8.6E	47.4N	569	3

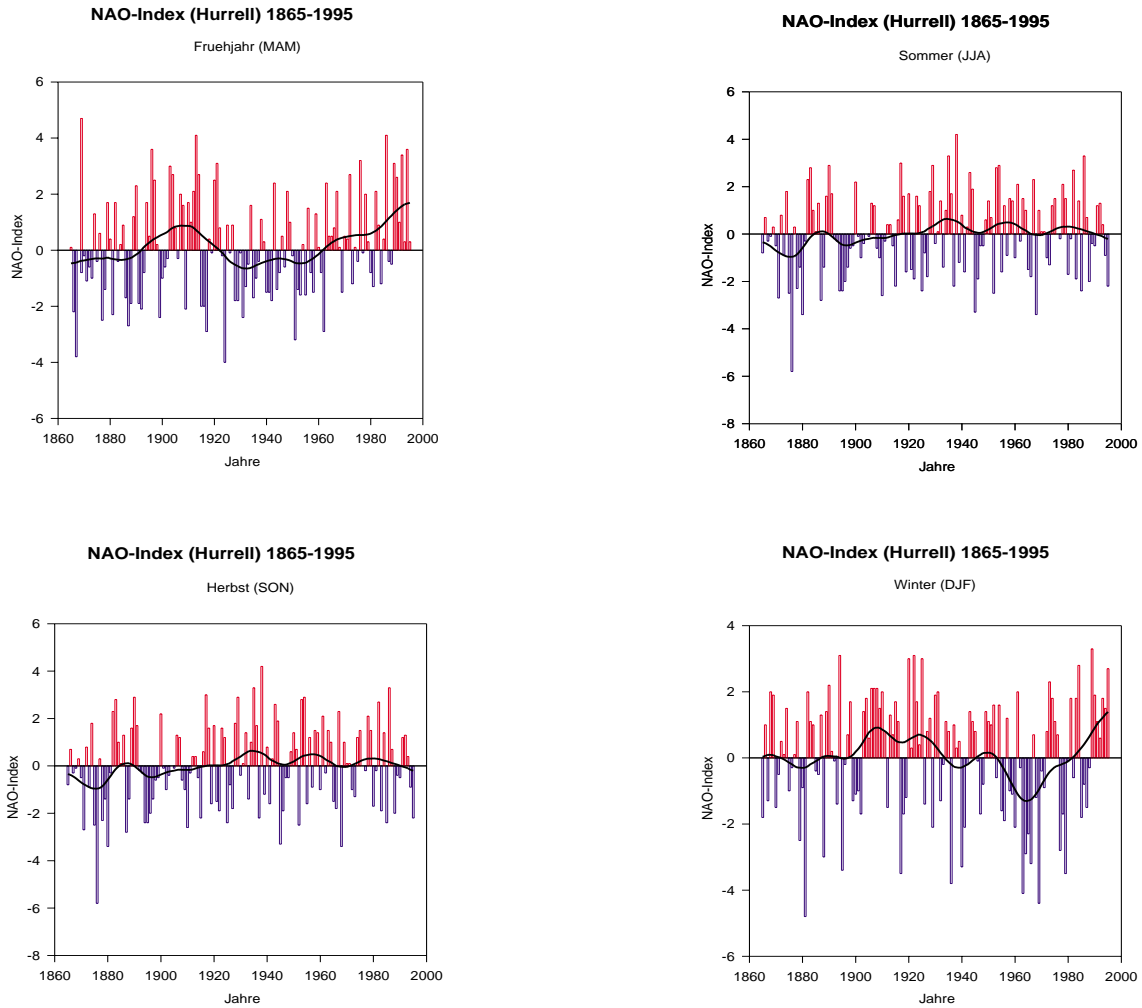


Abbildung 39: Saisonaler NAO-Index nach Hurrell [16] für die Jahreszeiten Frühjahr, Sommer, Herbst und Winter. Schwarz eingezeichnet ist die 30-jährige Tiefpassfilterung der Indexreihe.

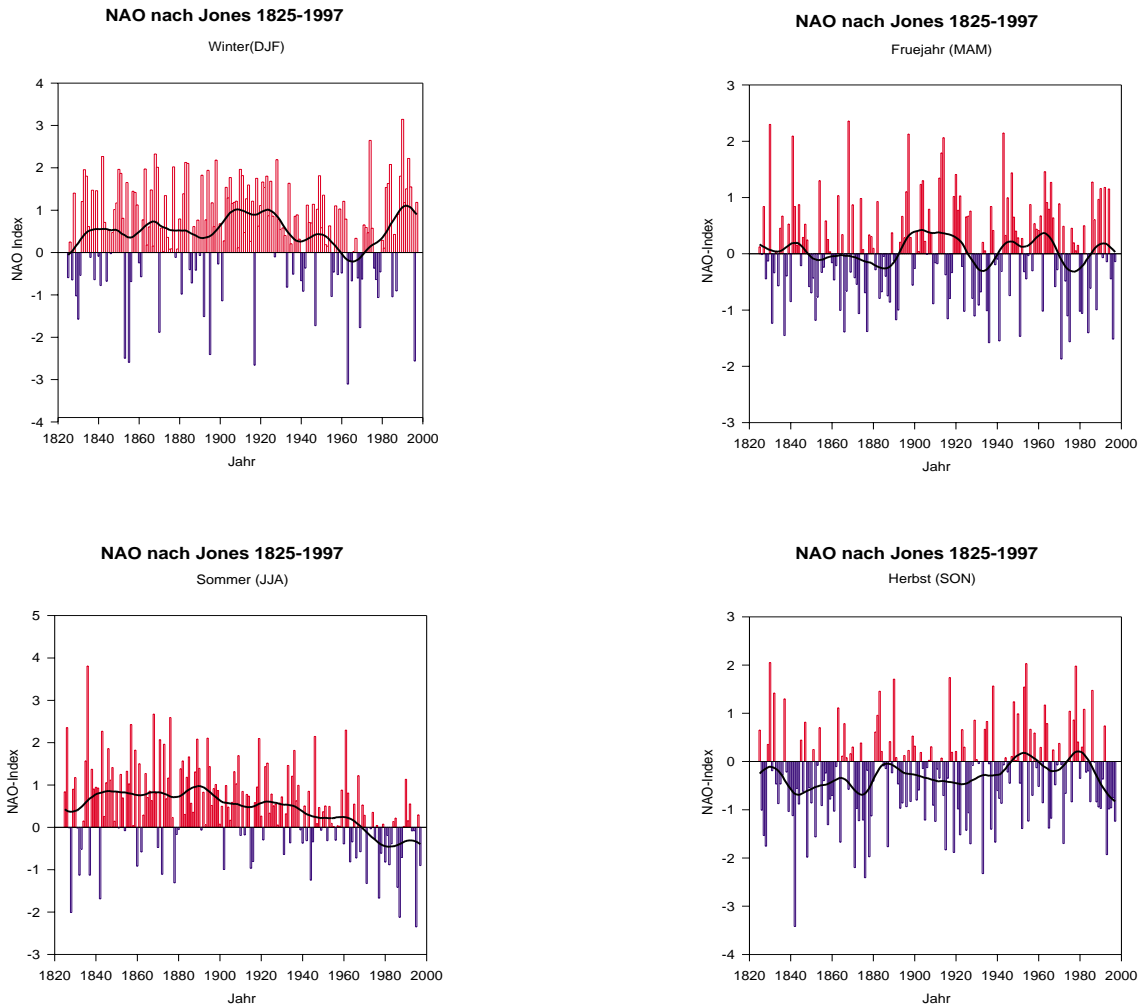


Abbildung 40: *Saisonaler NAO-Index nach Jones [19] für die Jahreszeiten Frühjahr, Sommer, Herbst und Winter. Schwarz eingezeichnet ist die 30-jährige Tiefpassfilterung der Indexreihe.*

C Ergebnisse

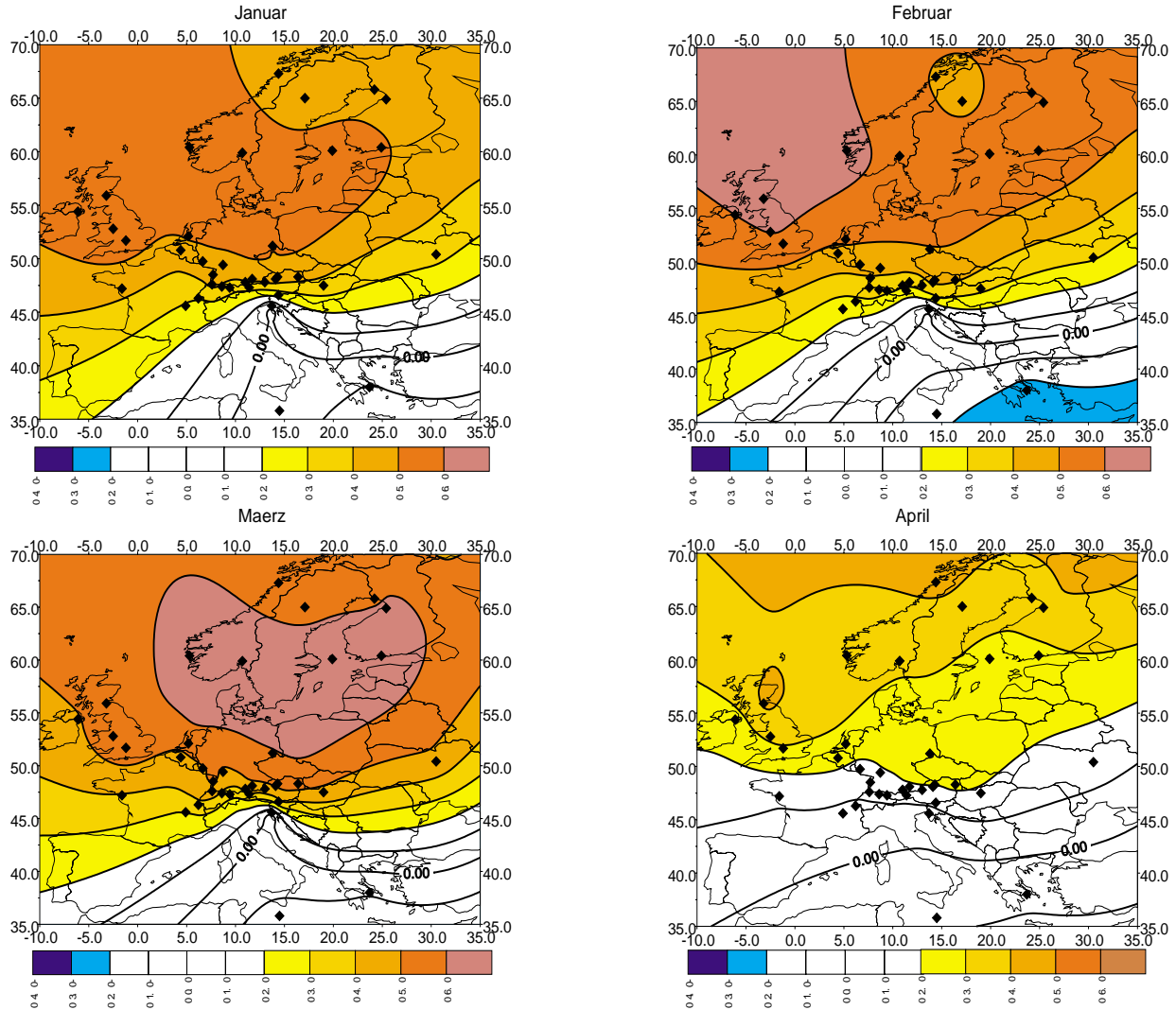


Abbildung 41: Korrelationskoeffizient nach Pearson aus der Korrelation des NAO-Index (Hurrell) mit den Temperaturreihen der 41 WMO-Stationen (1871- 1990). Die Korrelation wurde separat für jeden Monat durchgeführt. Dargestellt sind die Monate Januar bis April.

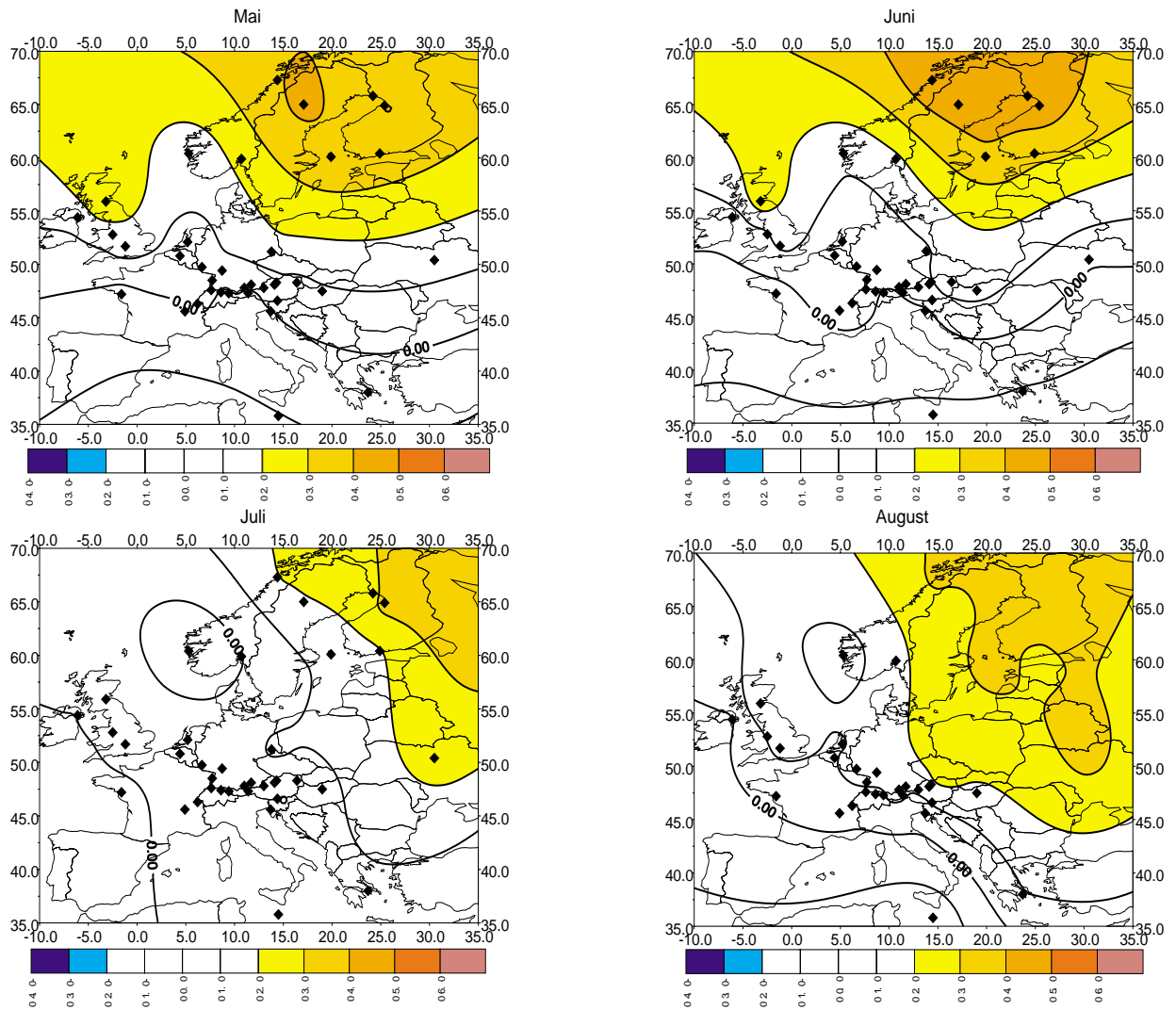


Abbildung 42: Korrelationskoeffizient nach Pearson aus der Korrelation des NAO-Index (Hurrell) mit den Temperaturreihen der 41 WMO-Stationen (1871- 1990). Die Korrelation wurde separat für jeden Monat durchgeführt. Dargestellt sind die Monate Mai bis August.

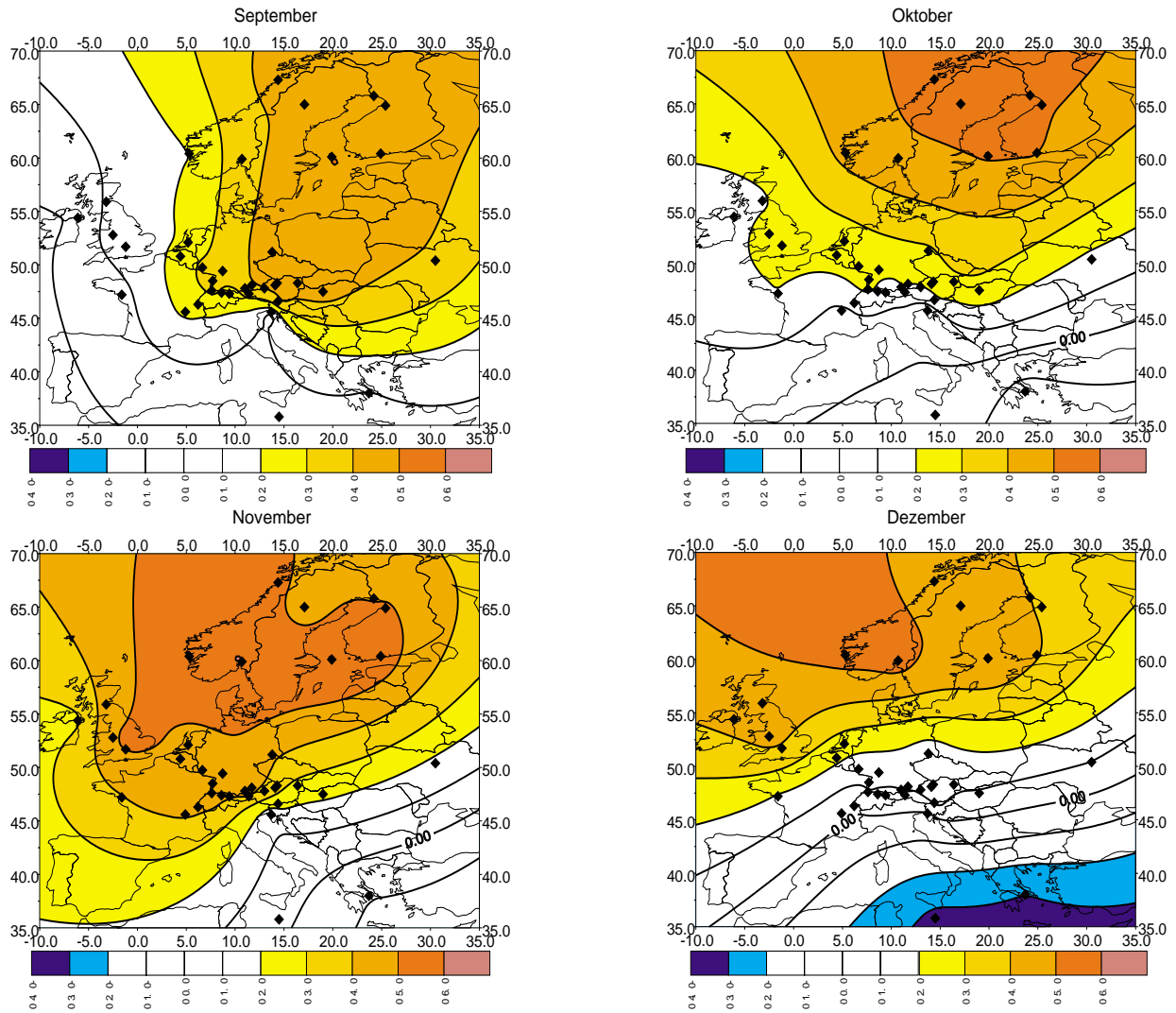


Abbildung 43: Korrelationskoeffizient nach Pearson aus der Korrelation des NAO-Index (Hurrell) mit den Temperaturreihen der 41 WMO-Stationen (1871- 1990). Die Korrelation wurde separat für jeden Monat durchgeführt. Dargestellt sind die Monate September bis Dezember.

Tabelle 10: Stationen mit detektierten Trends der bodennahen Lufttemperatur im Winter (Dezember bis Februar). Angegeben werden Ordnung und erklärte Varianz des Trends. Die Indizes „orig“ und „res“ bezeichnen die Temperaturreihen mit (orig) und ohne NAO-Anteil (res), nach Abzug der NAO mittels linearer Regression.

Station	T_{orig}		T_{res}	
	Trend	erkl. Var.	Trend	erkl. Var.
	(Ordnung)	(Prozent)	(Ordnung)	(Prozent)
Arhangelsk	-	-	1	4.7
Astrahan	5	4.8	5	4.7
Basel	1	9.5	1	12.2
Bergen	-	-	1	6.61
Budapest	1	9.4	1	12.3
Central England	-	-	1	2.9
Dresden	-	-	1	2.3
Edinburgh	-	-	1	4.3
Genf	1	15.9	1	17.6
Heidelberg	5	3.2	2	4.7
Helsinki	-	-	1	5.4
Hohenpeissenberg	5	3.8	5	65
Innsbruck	1	8.2	1	9.7
Kiev	5	2.8	4	3.6
Klagenfurt	1	9.8	1	11.7
Kremsmünster	1	7.5	1	10.6
Linz	1	7	1	10
Luqa	1	7	1	6.6
Lyon	1	7	1	8.1
München	5	5.2	5	6.4
Nantes	1	5.6	1	7.9
Oslo	-	-	1	5.9
Oulu	5	2.4	5	2.6
Oxford	-	-	1	2.6
Säntis	5	11.9	5	14.7
Salzburg	1	6.9	1	9.2
Strasbourg	1	7.1	1	9.5
Tbilisi	2	6	2	5.2
Trier	5	2.5	3	3.8
Uccle	1	6.5	1	10.4
Vardoe	1	2.9	1	6.6
...			5	2.8
Wien	1	6.4	1	9.5
Zürich	1	4.8	1	6.4

Tabelle 11: *Trends der Wintertemperatur (Mittelwert der Monate Dezember bis Februar) an den Stationen bezogen auf das Zeitintervall der Untersuchung (1871-1990). Trends unter $|0.1|^\circ\text{C}$ werden mit 0 angegeben. Die Indizes „orig“ und „res“ bezeichnen die Temperaturreihen mit (orig) und ohne NAO-Anteil (res), nach Abzug der NAO mittels linearer Regression.*

Station	Trend(orig.) $^\circ\text{C}$	Trend(res.) $^\circ\text{C}$
Arhangelsk	-	1.8
Astrahan	0	0
Basel	1.9	2.2
Bergen	-	1
Budapest	2	2.7
Central England	-	0.6
Dresden	-	0.9
Edinburgh	-	0.6
Genf	2.2	2.2
Heidelberg	0	0.1
Helsinki	-	1.8
Hohenpeissenberg	0	0
Innsbruck	1.7	1.8
Kiev	0	0
Klagenfurt	2.2	2.3
Kremsmünster	1.7	1.9
Linz	1.7	1.8
Luqa	0.8	0.8
Lyon	1.6	1.7
München	0	0
Nantes	1.2	1.3
Oslo	-	1.4
Oulu	0	0
Oxford	-	0.6
Säntis	0	0
Salzburg	1.8	1.9
Strasbourg	1.7	1.9
Tbilisi	0	0
Trier	0	0
Uccle	1.4	1.7
Vardoe	0.8	1
Wien	1.7	1.8
Zürich	1.3	1.4

Tabelle 12: *Detektierte glatte Komponente $P(t)$ der bodennahen Lufttemperatur (Mittel der Monate Dezember bis Februar). Angegeben werden Ordnung und erklärte Varianz der glatten Komponente. Die Indizes „orig“ und „res“ bezeichnen die Temperaturreihen mit (orig) und ohne NAO-Anteil (res), nach Abzug der NAO mittels linearer Regression.*

Station	P(t)(orig.)	erkl.Var.(orig.)	P(t)(res.)	erkl.Var.(res.)
	(Ordnung)	(Prozent)	(Ordnung)	(Prozent)
Arhangelsk	5	10	5	11.3
Athen	-	-	5	4.5
Basel	5	3	-	-
Belfast	4	7.4	4	2.5
Bergen	3	4.7	3	2.6
Bodoe	2	3	5	6.1
Budapest	4	2.4	5	2.3
Central England	4	5.1	-	-
Debilt	4	4.5	-	-
Edinburgh	5	6.2	-	-
Haparanda	5	7.6	5	12.1
Heidelberg	5	3.2	5	2.8
Helsinki	5	4.8	4	3.1
Hohenpeissenberg	4	3.3	-	-
Innsbruck	5	2.3	-	-
Kiev	3	2.5	-	-
Klagenfurt	5	2.7	-	-
Kremsmünster	3	2.8	-	-
Linz	3	3	-	-
Luqa	3	21.8	3	24.1
Lyon	5	2.3	-	-
Maarianhamina	3	3.4	4	2.6
Nantes	4	3.4	-	-
Oslo	3	5.3	5	2.6
Oulu	-	-	3	5.7
Oxford	4	4.8	-	-
Säntis	4	3.5	-	-
Salzburg	3	2.3	-	-
Stensele	5	5.6	5	8.3
Strasbourg	5	3.1	-	-
Tbilisi	5	2.4	5	2.6
Uccle	4	2.3	-	-
Vardoe	5	8.9	5	11.6
Wien	3	3.1	-	-
Zürich	4	5.7	4	2.8

Tabelle 13: *Tests der Residuen der Temperaturreihen auf Gauß-Verteilung. Angegeben wird, ob die Ablehnungswahrscheinlichkeit der Nullhypothese, die Verteilung der Residuen unterscheidet sich nicht von der Gauß-Verteilung, größer (signifikanter Unterschied) oder kleiner (nicht signifikanter Unterschied) als 90% ist. Es wurden der χ^2 - und der Kolmogoroff-Smirnoff-Test verwendet. Die Temperaturdaten nicht aufgeführter Stationen unterscheiden sich sowohl vor als auch nach Abzug der NAO nicht signifikant von der Gauß-Verteilung. Die Indizes „orig“ und „res“ bezeichnen die Temperaturreihen mit (orig) und ohne NAO-Anteil (res), nach Abzug der NAO mittels linearer Regression. Es wurde die Wintertemperatur (Mittelwert der Monate Dezember bis Februar) untersucht.*

Station	T_{orig}		T_{res}	
	χ^2	Kolm.-Smir.	χ^2	Kolm.-Smir.
Arhangelsk	> 90	< 90	> 90	< 90
Basel	> 90	< 90	< 90	< 90
Budapest	> 90	> 90	< 90	< 90
Central England	> 90	< 90	< 90	< 90
Debilt	> 90	> 90	< 90	< 90
Dresden	> 90	> 90	> 90	> 90
Genf	> 90	< 90	< 90	< 90
Haparande	> 90	< 90	> 90	< 90
Heidelberg	> 90	< 90	< 90	< 90
Helsinki	< 90	< 90	> 90	< 90
Innsbruck	> 90	< 90	< 90	< 90
Kiev	> 90	< 90	< 90	< 90
Kremsmünster	> 90	< 90	> 90	< 90
Linz	> 90	< 90	< 90	< 90
Maarianhamina	< 90	< 90	> 90	< 90
München	> 90	< 90	< 90	< 90
Nantes	> 90	< 90	< 90	< 90
Oslo	< 90	< 90	> 90	< 90
Salzburg	> 90	< 90	< 90	< 90
Strasbourg	> 90	< 90	< 90	< 90
Tbilisi	< 90	< 90	> 90	< 90
Uccle	< 90	< 90	> 90	< 90
Wien	> 90	> 90	> 90	< 90
Zürich	> 90	< 90	< 90	< 90

Tabelle 14: *Ergebnisse der Stationaritätstests. Getestet wurden Mittelwert (M), Varianz (V) und Autokovarianz (A) (Methodik siehe Kapitel 4.4.5). Angegeben wird, ob die Signifikanz des Unterschiedes zwischen Mittelwert, Varianz oder Kovarianz der ersten Hälfte und zweiten Hälfte einer Zeitreihe größer (signifikanter Unterschied, Hinweis auf Instationarität) oder kleiner 90% (nicht signifikanter Unterschied, kein Hinweis auf Instationarität) ist. Nicht genannte Stationen geben weder in den Originaldaten noch in den NAO-freien Daten der bodennahen Lufttemperatur einen Hinweis auf Instationarität. Analysiert wurde die Wintertemperatur (Mittelwert der Monate Dezember bis Februar). Die Indizes „orig“ und „res“ bezeichnen die Temperaturreihen mit (orig) und ohne NAO-Anteil (res), nach Abzug der NAO mittels linearer Regression.*

Station	T_{orig}			T_{res}		
	M	V	A	M	V	A
Bergen	< 90	< 90	< 90	< 90	< 90	> 90
Edinburgh	< 90	< 90	> 90	< 90	< 90	< 90
Innsbruck	< 90	> 90	< 90	< 90	> 90	< 90
Kremsmünster	< 90	< 90	< 90	< 90	< 90	> 90
Oslo	< 90	< 90	> 90	< 90	> 90	> 90
Oulu	< 90	< 90	< 90	< 90	> 90	< 90

Tabelle 15: *Signifikanteste harmonische Schwingung in den Zeitreihen der bodennahen Lufttemperatur (Mittelwert der Monate Dezember bis Februar). Angegeben ist die Periode der signifikantesten Schwingung in Jahren und deren Signifikanz in Prozent. Das Zeichen „<“ gibt an, daß das Signifikanzniveau von 90% nicht erreicht wurde. Die Indizes „orig“ und „res“ bezeichnen die Temperaturreihen mit (orig) und ohne NAO-Anteil (res), nach Abzug der NAO mittels linearer Regression.*

Station	T_{orig}	Si[%]	T_{res}	Si[%]
Arhangelsk	3	<	2.9	<
Astrahan	2.2	<	2.2	<
Athen	2.2	99	2.2	99
Basel	7.5	96	2.2	<
Belfast	7.5	92	2.3	<
Bergen	2.4	<	2.1	<
Bodoe	5	<	40	<
Budapest	7.5	<	2.2	<
Cent.Engl	7.5	95	2.3	<
De Bilt	7.5	96	2.3	<
Dresden	7.5	95	2.2	<
Edinburgh	7.5	<	2.3	<
Genf	2.2	<	2.2	<
Haparanda	2	<	2.1	<
Heidelberg	7.5	94	2.2	<
Helsinki	2	<	2	<
Hohenpeißenberg	7.5	<	2.2	<
Innsbruck	2.2	<	2.2	<
Kiev	2.2	<	2.2	<
Klagenfurt	4.8	<	4.8	<
Kremsmünster	7.5	94	2.2	<
Linz	7.5	<	2.2	<
Luqa	2.2	<	2.2	<
Lyon	2.2	<	2.2	<
Maarianhamina	2	<	2	<
München	7.5	<	2.2	<
Nantes	7.5	96	2.2	<
Oslo	2	<	15	<
Oulu	2	<	5	<
Oxford	7.5	97	2.3	<
Säntis	7.5	<	15	<
Salzburg	7.5	94	2.2	<
Stensele	5	<	5	<
Strasbourg	7.5	96	2.2	<
Tbilisi	2.2	<	2.2	<
Trier	7.5	95	2.2	<
Trieste	2.6	<	2.6	<
Uccle	7.5	95	2.2	<
Vardoe	5	<	5	<
Wien	7.5	<	2.2	<
Zürich	7.5	<	2.2	<

Danksagung

Mein Dank gilt allen, die zum Entstehen dieser Arbeit beigetragen haben.

Allen voran möchte ich Herrn Prof. Dr. C.-D. Schönwiese für die wissenschaftliche Betreuung und die Bereitstellung dieses Themas danken sowie für die Möglichkeit im Rahmen der Diplomarbeit Einblicke in die internationale Klimaforschung erhalten zu haben.

Weiterhin geht mein Dank an die gesamte Arbeitsgruppe „Meteorologische Umweltforschung“, für deren Hilfsbereitschaft und das sehr freundschaftliche Arbeitsklima. Insbesondere sei hier Dr. Jürgen Grieser und Dipl. Met. Andreas Walter für die Hilfestellung bei der Lösung von Problemen, die Beantwortung diverser Fragen, jede Menge Skripte und viele Tassen Kaffee gedankt. Ein Dank auch an Dipl. Met. Tim Staeger für seine immer wieder aufmunternden Worte, Computer-Tipps und die vielen, vielen Filtertüten!

Ein ganz besonderer Dank geht natürlich an meine Kommilitonin und Büropartnerin, Silke Trömel, deren Humor sowohl Studium als auch ungezählte Zugstunden zwischen Gelnhausen und Frankfurt zu jeder Zeit erträglich machte. Außerdem hatte sie, im Gegensatz zu mir, immer einen Regenschirm in der Tasche.

Vielen Dank an Hans Peter Haase, dessen gute Verbindung zu einem Drucker diese Arbeit schließlich auf Papier brachte.

Für die stete Unterstützung, nicht nur finanzieller Art, während des Studiums geht der größte Dank an meine Eltern, Inge und Rudolf Werner, meinen Bruder, Christian, und meine Großeltern, Helene und Fritz Hartmann. Ohne sie wäre diese Diplomarbeit nicht möglich gewesen.

Anja Werner

Frankfurt am Main, Oktober 1999