

Zentrum für internationale Entwicklungs- und
Umweltforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen
Discussion Paper

**Die Erwärmung bodennaher
Luftschichten in Zentralasien**

**Zur Problematik der Bestimmung von
Trends und Langzeitkorrelationen**

von

IVO MOSSIG¹ und DIEGO RYBSKI²

Nr. 26, Gießen im August 2005

¹ Institut für Geographie, Justus-Liebig-Universität Gießen

² Institut für Theoretische Physik III, Justus-Liebig-Universität Gießen

Inhaltverzeichnis

| | | |
|------|---|----|
| 1 | Problemstellung und Zielsetzung..... | 1 |
| 2 | Ergebnisse herkömmlicher Verfahren bezüglich des Klimawandels in Zentralasien..... | 3 |
| 3 | Das Problem der gewählten Anfangs- und Endzeitpunkte..... | 6 |
| 4 | Der Einfluss auftretender Langzeitkorrelationen in der Entwicklung der Lufttemperatur bodennaher Luftschichten in Zentralasien..... | 9 |
| 4.1 | Detrended Fluctuation Analysis (DFA) zur Ermittlung von Langzeitkorrelationen..... | 12 |
| 4.2. | Ergebnisse der DFA..... | 16 |
| 5 | Anwendung der DFA zur Trendbestimmung..... | 20 |
| 5.1 | Diskussion des Ergebnisses und Verbesserung des Verfahrens..... | 22 |
| 6 | Zusammenfassung und Diskussion..... | 26 |
| 7 | Literaturverzeichnis | 29 |

Abbildungen

| | | |
|----------|--|----|
| Abb. 1: | Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen ausgewählter Klimastationen in Zentralasien 1880 - 2000..... | 4 |
| Abb. 2: | Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen der Station Karakol 1880 - 1996, Issyk-Kul'-Becken, östlicher Beckenrand, 1718 m..... | 5 |
| Abb. 3: | Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen der Station Bajtik 1915 - 2000, nördlicher Tjan'-Šan, 1590 m..... | 5 |
| Abb. 4: | Lineare Regressionskoeffizienten für verschiedene Zeitpunkte zur Bestimmung des Anstiegs der Jahrestemperatur an der Station Karakol..... | 7 |
| Abb. 5: | Trendkoeffizienten für sämtliche Anfangsjahre zwischen 1880 und 1972 zum festen Endjahr 1996 für die Station Karakol..... | 7 |
| Abb. 6: | Konstruierte Zeitreihe langzeitkorrelierter Werte..... | 11 |
| Abb. 7: | Kumulierte Abweichung der modifizierten (saisonbereinigten) Monatsmitteltemperaturen an der Station Karakol 1879-1996..... | 14 |
| Abb. 8: | Beispiel einer Unterteilung des Profils $y(n)$ und anschließender Trendbestimmung innerhalb des jeweiligen Intervalls..... | 15 |
| Abb. 9: | Fluktuationfunktionen FA, DFA1 und DFA2 der saisonbereinigten Temperaturreihe (Monatswerte) der Stationen Karakol und Bajtik..... | 17 |
| Abb. 10: | Anteil der simulierten Zufallszahlenreihen, die in Abhängigkeit von der Stärke eines hinzugefügten Trends vergleichbare Exponenten bei der FA und DFA2 liefern wie die Temperaturreihe von Karakol und Bajtik (Karakol: $\alpha_{DFA2} = 0,66 \pm 0,05$; $\alpha_{FA} = 0,77 \pm 0,05$ Bajtik: $\alpha_{DFA2} = 0,62 \pm 0,05$; $\alpha_{FA} = 0,56 \pm 0,05$)..... | 21 |
| Abb. 11: | Anteil der simulierten Zufallszahlenreihen, die in Abhängigkeit von der Stärke eines ab 1950 hinzugefügten Trends vergleichbare Exponenten bei der FA und DFA2 liefern wie die Temperaturreihe von Karakol (Karakol: $\alpha_{DFA2} = 0,66 \pm 0,05$; $\alpha_{FA} = 0,77 \pm 0,05$)..... | 24 |
| Abb. 12: | Modellierte Erwärmungstrends des DFA-basierten Verfahrens zur Trendbestimmung für eine Erwärmungsphase über die gesamte Zeitdauer 1879 - 1996 und für eine Erwärmung von 1950 - 1996..... | 25 |

Tabellen

| | | |
|---------|--|----|
| Tab. 1: | Trendkoeffizienten der Jahresmitteltemperaturen der Klimastationen Karakol und Bajtik | 6 |
| Tab. 2: | Trendkoeffizienten bezüglich der Erwärmung der Lufttemperatur in den bodennahen Luftschichten für verschiedene Anfangs- und Endzeitpunkte an der Station Karakol und Bajtik..... | 8 |
| Tab. 3: | Vergleich der Ergebnisse verschiedener Verfahren bezüglich der Quantifizierung des Erwärmungstrends an der Station Karakol 1879 - 1996..... | 22 |
| Tab. 4: | Vergleich der Ergebnisse verschiedener Verfahren bezüglich der Quantifizierung eines Erwärmungstrends ab 1950 an der Station Karakol..... | 24 |

Vorwort

Die vorliegende Untersuchung von Dr. I. Mossig und D. Rybski wurde im Rahmen des Forschungsprojektes "Wasserverknappung, Wassernutzungskonflikte und Wassermanagement in Trockengebieten Zentralasiens (Usbekistan, Kasachstan, Kirgistan, Xinjiang/VR China)" erstellt. Das Ziel des Forschungsprojektes bestand darin, die Ursachen und Auswirkungen der zunehmenden Wasserverknappung und Verschlechterung der Wasserqualität in den Trockengebieten Zentralasiens zu untersuchen. Da die Abflussbildung in starkem Maße vom Temperatur- und Niederschlagsregime beeinflusst wird, lag es nahe, sich mit der Entwicklung der Temperatur- und Niederschlagsverhältnisse in Zentralasien zu beschäftigen.

In Heft Nr. 17, 2004, der Discussion Paper Reihe des Zentrums für internationale Entwicklungs- und Umweltforschung (ZEU) wurde mit Hilfe von Zeitreihenanalysen ein erster allgemeiner Überblick über die Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen und der jährlichen Niederschlagsmengen gegeben. Die jetzt vorgelegte Untersuchung stellt eine unmittelbare Fortführung und Vertiefung der dort aufgenommenen Arbeit dar. Sie beschäftigt sich mit der speziellen, aber grundlegenden Fragestellung, ob die mit Hilfe einfacher regionalanalytischer Verfahren ermittelten Trends bezüglich der Erwärmung der Lufttemperatur in jüngerer Zeit tatsächlich als solche zu verstehen sind oder ob die Trendwerte aufgrund von Langzeitkorrelationen innerhalb der Messreihen möglicherweise überschätzt werden.

Mein besonderer Dank gilt der Volkswagen-Stiftung, die das Forschungsprojekt im Rahmen der Förderinitiative "Mittelasien / Kaukasus im Focus der Wissenschaft" unterstützt hat.

Gießen im August 2005

Prof. Dr. Ernst Giese
(Projektleiter)

1 Problemstellung und Zielsetzung

Die vorliegende Studie stellt eine vertiefende Fortführung der unter Nr. 17 im Februar 2004 vorgelegten Untersuchung zum Klimawandel in Zentralasien dar (Giese/Moßig 2004). In der damaligen Studie war mit Hilfe regressionsanalytischer Verfahren festgestellt worden, dass spätestens seit Anfang der 1950er Jahre ein allgemeiner längerfristiger Anstieg der Jahresmitteltemperaturen in Zentralasien eingesetzt hat. Insbesondere die 30jährigen gleitenden Mittelwerte, welche spätestens seit den 1970er Jahren über die langjährige Schwankungsbreite der Temperaturwerte hinaus reichen, deuteten auf eine trendhafte Erwärmung ab den 1950er Jahren hin.

Zuvor wurden von Aizen et al. (1997), Finaev (1999) und Romanovskij (2002) Untersuchungen vorgelegt, die zu unterschiedlichen Ergebnissen bezüglich der Erwärmung der bodennahen Luftschichten in Zentralasien gelangt sind. Wenn man zu Vergleichszwecken die jeweiligen Trendwerte auf 100 Jahre bezieht, dann schwanken die Ergebnisse bezüglich der festgestellten Erwärmung in Zentralasien erheblich und zwar zwischen $+1,0^{\circ}\text{C}$ und $+5,1^{\circ}\text{C}$. Unterschiede solchen Ausmaßes lassen sich nicht allein auf lokale Besonderheiten der verschiedenen Untersuchungsregionen oder auf die jeweilige methodische Vorgehensweise zurückführen.

Es stellt sich daher die grundlegende Frage nach den Methoden. Neben dem Problem, dass verschieden gewählte Anfangs- und Endzeitpunkte zu erheblich differierenden Trendwerten führen, stellen insbesondere auftretende Langzeitkorrelationen innerhalb der Temperaturzeitreihen die Ergebnisse der herkömmlichen regressionsanalytischen Verfahren in Frage. Wie im Folgenden gezeigt werden soll, können solche Langzeitkorrelationen zu ausgeprägten Abweichungen einer Zeitreihe von ihrem Mittelwert führen und somit einen zeitweisen Trend suggerieren, der in Wirklichkeit jedoch aus der langfristigen statistischen Koppelung der einzelnen Messwerte entsteht. Zur Identifizierung solcher Langzeitkorrelationen in Zeitreihen wird das von Peng et al. (1994) entwickelte mathematische Verfahren der 'Detrended Fluctuation Analysis (DFA)' vorgestellt und allgemein verständlich erläutert. Durch dieses Verfahren lässt sich zudem feststellen, ob die Werte in einer Zeitreihe zusätzlich einen Trend aufweisen. Leider lässt sich anhand der Detrended Fluctuation Analysis (DFA) ein solcher Trend nicht unmittelbar quantifizieren und somit weder mit den Ergebnissen der herkömmlichen Verfahren vergleichen noch für Prognosezwecke verwenden. Die DFA kann nur zeigen, dass ein Trend in einer Datenreihe auftritt, aber nicht, wie stark dieser ist (Kantelhardt et al. 2001). Deshalb wird eine Weiterentwicklung vorgenommen und ein eigenes Verfahren vorgestellt, um die Stärke möglicher Trends zu quantifizieren.

Die Ausführungen erfolgen am Beispiel der zentralasiatischen Klimastationen Karakol und Bajtik. Die Station Karakol liegt am östlichen Rand des Issyk-Kul'-Beckens. Für die

Lufttemperaturen der bodennahen Luftschichten liegen Monatsmitteltemperaturen von 1879 - 1996 vor. Die 1718 m hoch gelegene Klimastation wurde 1997 geschlossen. Bajtik liegt auf 1590 m Höhe im Tal der Ala-Arča im nördlichen Tjan'-Šan, 20 km südlich der kirgisischen Hauptstadt Biškek. Temperaturdaten liegen als Monatsmittelwerte von 1915 - 2001 vor.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Zunächst wird die Arbeit von Giese/Moßig (2004) zum Klimawandel in Zentralasien aufgegriffen und die Ergebnisse herkömmlicher Verfahren zur Bestimmung der Temperaturentwicklung anhand der vorliegenden Zeitreihen kurz dargestellt (Kapitel 2). Im Anschluss daran wird als erstes Problem die Bestimmung geeigneter Anfangs- und Endzeitpunkte bei der Verwendung von regressionsanalytischen Verfahren aufgezeigt (Kapitel 3). In Kapitel 4 wird das Verfahren der Detrended Fluctuation Analysis (DFA) zunächst ausführlich erläutert und die inhaltliche Aussagekraft der Ergebnisse am Beispiel der Station Karakol dargelegt. Diesbezüglich werden insbesondere die Auswirkungen auftretender Langzeitkorrelationen bei der Analyse von Zeitreihen erörtert. Darauf aufbauend wird eine systematische Anwendung des Verfahrens vorgenommen, um Aussagen über die Stärke erkannter Trends treffen zu können (Kapitel 5). Die Ausführungen schließen in Kapitel 6 mit einer kritischen Zusammenfassung sowie einem Ausblick auf offene Forschungsfragen.

2 Ergebnisse herkömmlicher Verfahren bezüglich des Klimawandels in Zentralasien

Mit herkömmlichen Verfahren der Zeitreihenanalyse wie der Berechnung gleitender Mittelwerte (7jährig und 30jährig) sowie Regressions- und Fourieranalysen zur Bestimmung von Trendkomponenten und zyklischen Schwankungen haben Giese/Moßig (2004) insgesamt 21 Klimastationen in Zentralasien bezüglich der Entwicklung der Lufttemperaturen bodennaher Luftschichten sowie der Niederschlagsmengen vorgenommen. Bezüglich der Lufttemperaturen stellten sie erste Anzeichen einer Erwärmung ab den 1930er Jahren fest. Spätestens seit Anfang der 1950er Jahre liegt ihren Ergebnissen zufolge ein allgemeiner längerfristiger Anstieg der Jahresmitteltemperaturen vor. Dieser könne zunächst als Teil eines regelhaft wiederkehrenden Anstiegs infolge langjähriger zyklischer Schwankungen interpretiert werden. Spätestens ab Anfang der 1970er Jahre wird jedoch die langjährige Schwankungsbreite bei allen Klimastationen, für die hinreichend lange Zeitreihen vorliegen, dauerhaft überschritten, so dass eine systematische Erwärmung spätestens seit diesem Zeitpunkt eindeutig festzustellen ist. Untermuert wird diese Aussage durch den Befund der zeitgleich stattfindenden zunehmenden Gletscherschmelze und des verstärkten Wasserabflusses. Die mit dem Abschmelzprozess verbundenen zeitlichen Verzögerungseffekte sowie die Betrachtung der 30jährigen gleitenden Mittelwerte (vgl. Abb. 1) legen jedoch die Vermutung nahe, dass die Erwärmungsphase bereits früher eingesetzt hat, so dass von einem Beginn des Anstiegs Anfang der 1950er Jahre ausgegangen wird. In den nachfolgenden Ausführungen soll dementsprechend ebenfalls von einer Erwärmung ab 1950 ausgegangen werden.

Für die ausgewählten Stationen Karakol und Bajtik sind die Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen bodennaher Luftschichten und die dazugehörigen 7jährigen gleitenden Mittelwerte dargestellt (vgl. Abb. 1 und 2). In Tabelle 1 sind in Anlehnung an Giese/Moßig (2004) die jeweiligen Regressionskoeffizienten für die Anfangszeitpunkte 1950 und 1972 aufgeführt. Demnach lässt sich für Karakol gegenüber Bajtik eine ausgeprägtere Erwärmungsphase feststellen. Auch der Vergleich der 30jährigen gleitenden Mittelwerte weist für Bajtik im Vergleich zu den anderen dargestellten Klimastationen eine geringere Temperaturerhöhung auf.

Abb. 1: Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen ausgewählter Klimastationen in Zentralasien 1880 - 2000

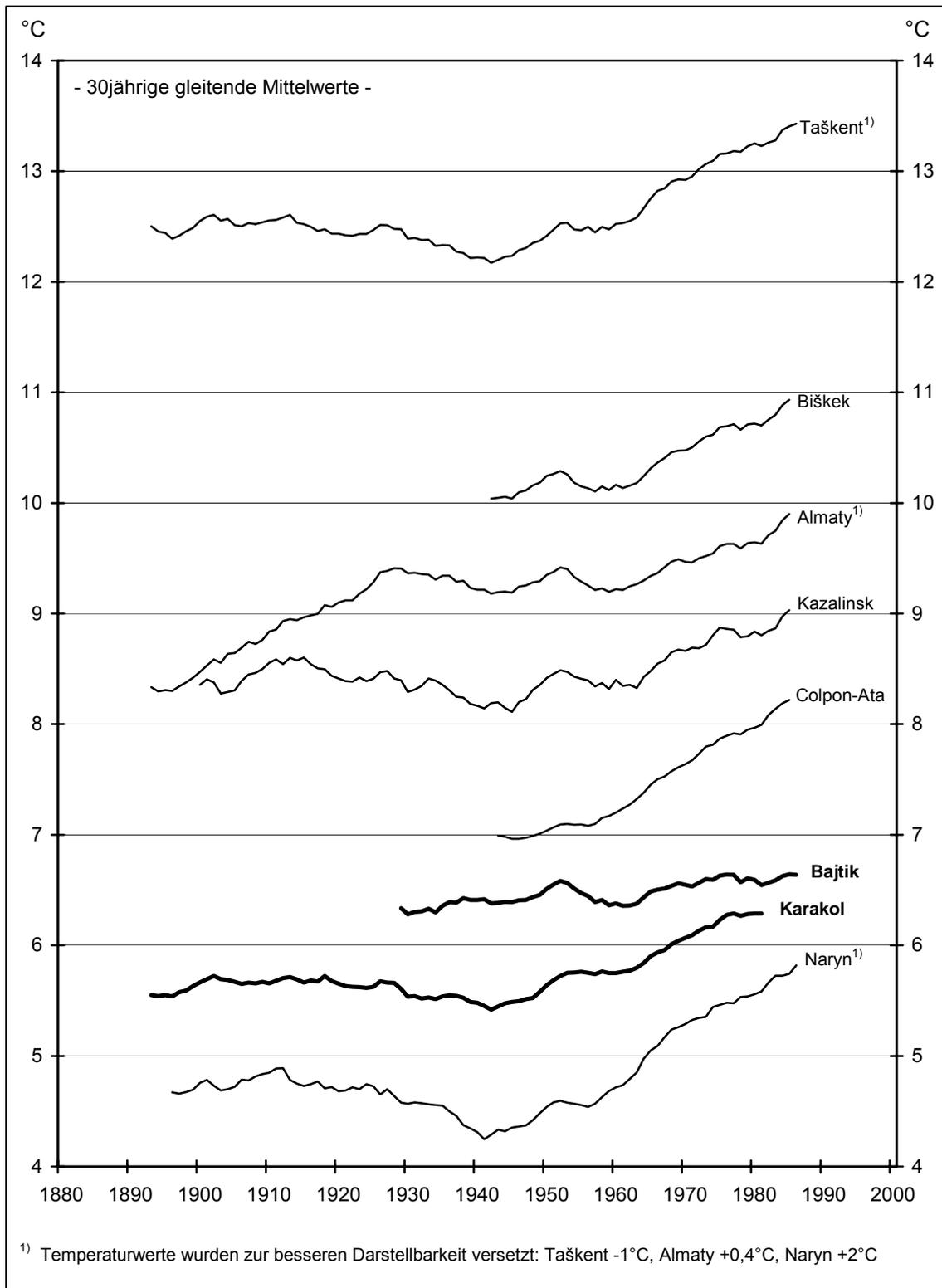


Abb. 2: Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen der Station Karakol 1880 - 1996, Issyk-Kul'-Becken, östlicher Beckenrand, 1718 m

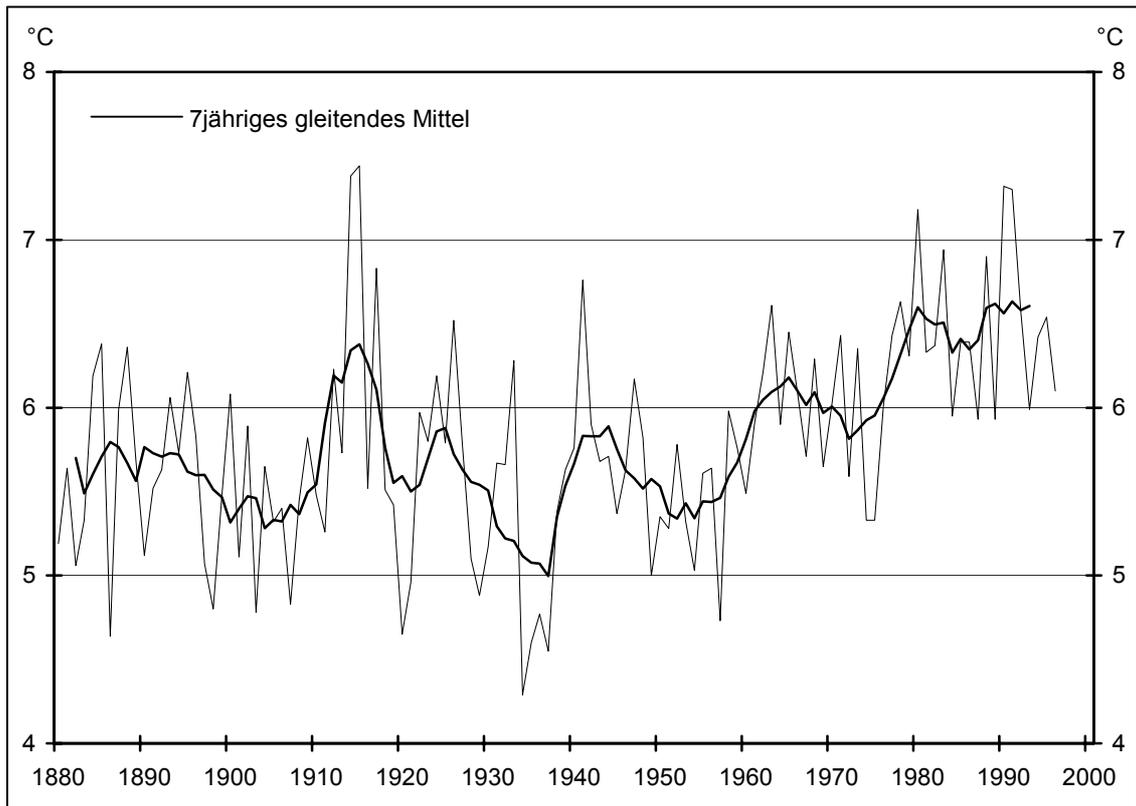
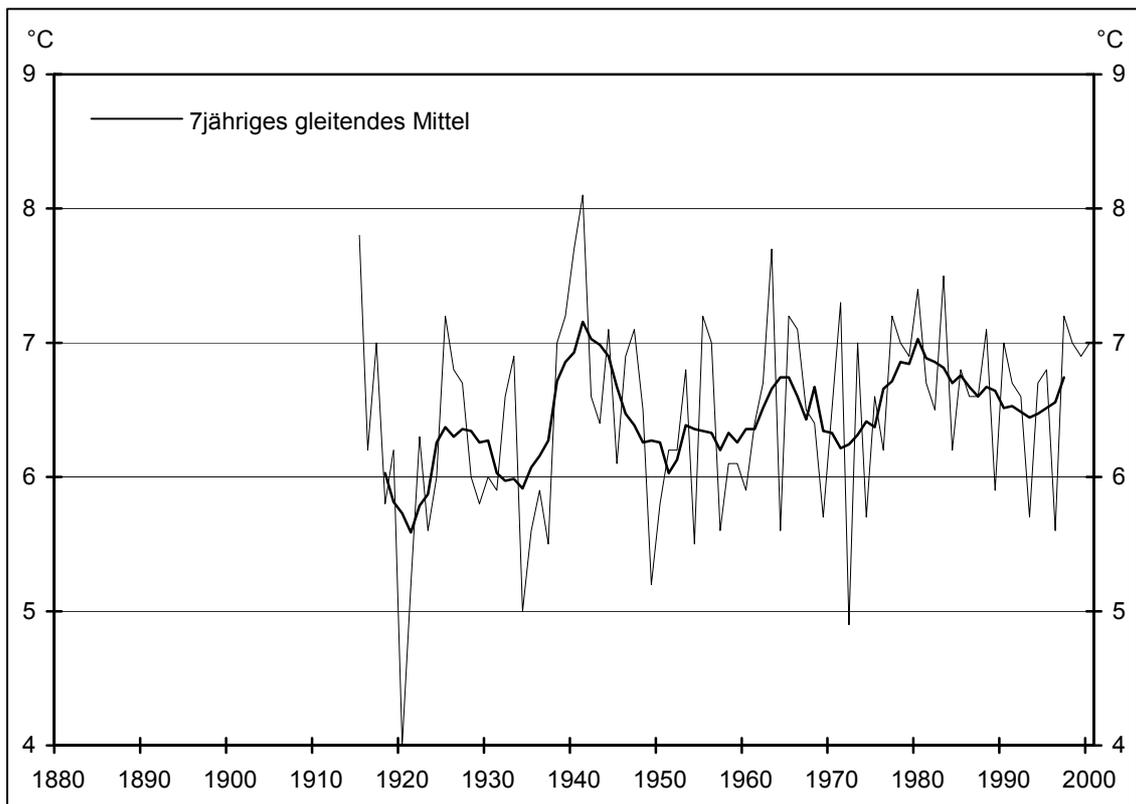


Abb. 3: Entwicklung der Jahresmitteltemperaturen der Station Bajtik 1915 - 2000, nördlicher Tjan'-Šan, 1590 m



Tab. 1: Trendkoeffizienten der Jahresmitteltemperaturen der Klimastationen Karakol und Bajtik

| Klimastation | Erwärmung ab 1950 Karakol: 1950 - 1996 Bajtik: 1950 - 2001 | Erwärmung ab 1972 Karakol: 1972 - 1996 Bajtik: 1972 - 2001 | Gesamte Zeitreihe Karakol: 1879 - 1996 Bajtik: 1915 - 2001 |
|---------------------|---|---|---|
| Karakol (1718m) | +0,027°C (2,7°C auf 100 Jahre) | +0,027°C (2,7°C auf 100 J.) | +0,007°C (0,7°C auf 100 J.) |
| Bajtik (1590m) | +0,010°C (1,0°C auf 100 Jahre) | + 0,014°C (1,4°C auf 100 J.) | +0,007°C (0,7°C auf 100 J.) |

3 Das Problem der gewählten Anfangs- und Endzeitpunkte

Betrachtet man in Tabelle 1 die Trendkoeffizienten für die Station Karakol, so scheint die aufgeworfene Frage, ob die Erwärmungsphase ab Anfang der 1950er oder Anfang der 1970er Jahre einsetzt, für eine zukünftige Prognose der Temperaturentwicklung unerheblich zu sein. Sowohl für den Zeitraum 1950-1996 als auch für 1972-1996 betrug der entsprechende Wert +0,027, was bezogen auf 100 Jahre eine Erwärmung um +2,7°C bedeutet. Lediglich im Vergleich zum Trendwert für die gesamte Zeitreihe ab 1879 wird deutlich, dass die Erwärmung erst in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraumes einsetzt (vgl. Abb. 2). Aus Abbildung 4 geht jedoch eindeutig hervor, dass die gewählten Anfangs- und Endzeitpunkte der Regressionsanalyse zur Bestimmung der Trendwerte sehr wohl erheblichen Einfluss auf das jeweilige Ergebnis ausüben und die identischen Trendwerte für die beiden Anfangszeitpunkte 1950 und 1972 eine Zufälligkeit darstellen. So würde eine Regression, die 1962 beginnt, lediglich eine Temperaturerhöhung um +1,6°C bezogen auf 100 Jahre erwarten lassen. Gegenüber dem nur 10 Jahre späteren Anfangszeitpunkt 1972 immerhin ein um 1,1°C verminderter Wert.

Um den Fehler abschätzen zu können, der durch einen willkürlich gewählten Anfangszeitpunkt entsteht kann, sind für die Messwerte der Station Karakol sämtliche Trendkoeffizienten mit einem Anfangszeitpunkt von 1880 bis 1972 zum festen Endjahr 1996 berechnet worden (vgl. Abb. 5). Durch dieses Verfahren lässt sich abschätzen, wie groß die Differenz bei einem 'ungünstig' gewählten Anfangszeitpunkt gegenüber alternativen Anfangszeitpunkten ist. Es wird deutlich, dass der bisher für Karakol angegebene Trendwert von 0,027 (bzw. +2,7°C auf 100 Jahre) eine extrem starke Erwärmung im Vergleich zu anderen Anfangsjahren als 1950 bzw. 1972 beschreiben würde. Eine Regression, die z.B. nur ein Jahr früher in 1971 ansetzt, berechnet für Karakol eine Erwärmung um +2,3°C auf 100 Jahre. Diese um fast 15% geringere Erwärmung entsteht nur durch die Verschiebung des Anfangszeitpunktes um ein Jahr.

Abb. 4: Lineare Regressionskoeffizienten für verschiedene Zeitpunkte zur Bestimmung des Anstiegs der Jahrestemperatur an der Station Karakol

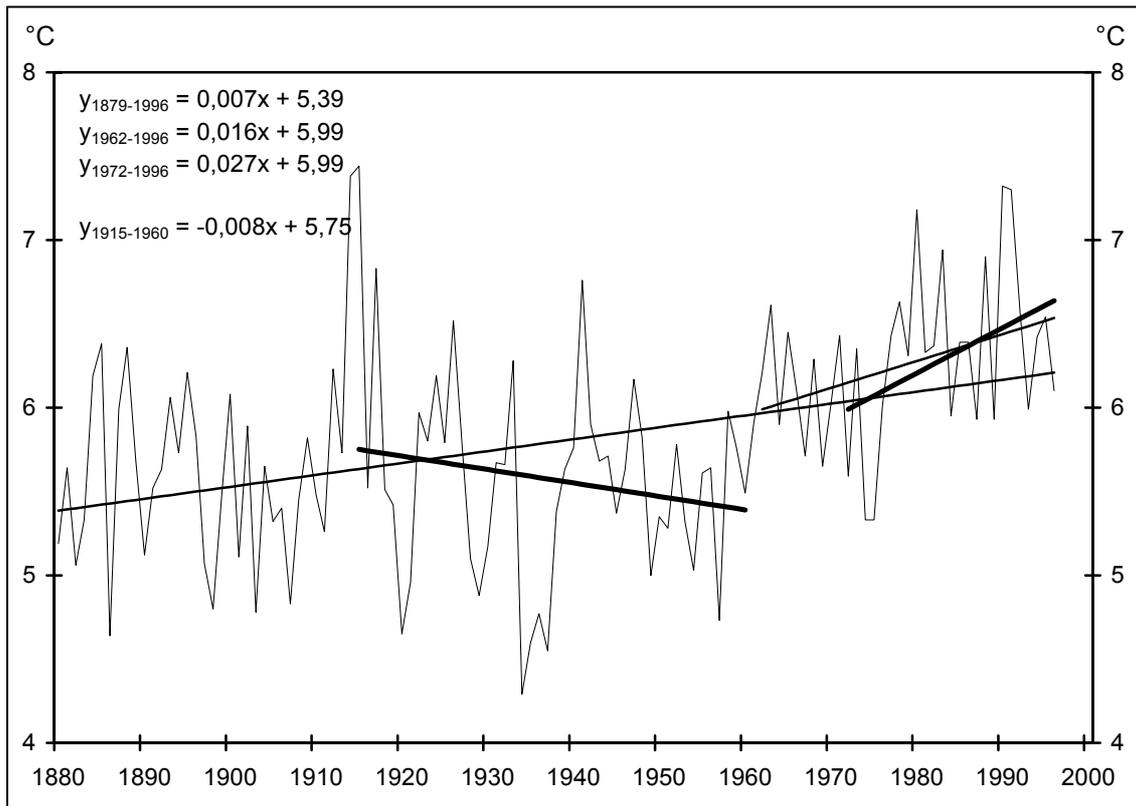
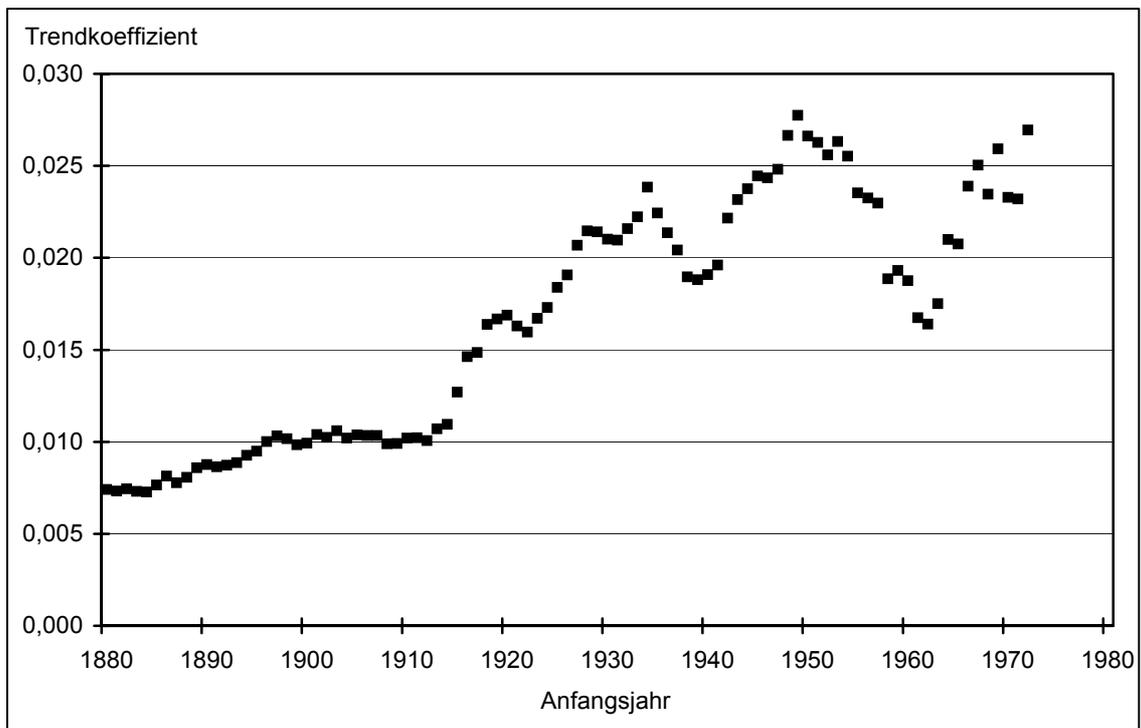


Abb. 5: Trendkoeffizienten für sämtliche Anfangsjahre zwischen 1880 und 1972 zum festen Endjahr 1996 für die Station Karakol



Doch nicht nur durch einen unbegründet gewählten Anfangszeitpunkt sondern ebenso durch die Wahl des Endzeitpunktes können bei der Trendbestimmung anhand regressionsanalytischer Verfahren Fehler auftreten. Als Endzeitpunkt wird in der Regel der letzte verfügbare Wert verwendet. In der gleichen Art und Weise wie durch die Wahl des Anfangszeitpunktes ändert sich durch die Wahl des Endzeitpunktes der Trendwert erheblich. In Abbildung 4 ist für die Station Karakol der Extremfall einer Regressionsanalyse zwischen 1915-1960 eingezeichnet, die sogar eine deutlich negative Temperaturentwicklung für diesen Zeitraum bestimmt. Nur durch eine systematische Berechnung der Trendkoeffizienten für benachbarte Anfangs- und Endzeitpunkte, die sich in sachlogisch begründeten Zeiträumen befinden, lässt sich eine Spannweite bezüglich der Erwärmung angeben.

Wie zu Beginn bereits dargelegt, haben Giese/Moßig (2004) den Beginn der Erwärmungsphase auf Anfang der 1950er Jahre bzw. spätestens auf Anfang der 1970er Jahre datiert. In Tabelle 2 sind für Karakol die entsprechenden Werte zu den Endjahren 1994-1996 dargelegt.¹ Für die Station Bajtik wurde eine analoge Vorgehensweise gewählt. Prinzipiell lässt sich diese Tabelle beliebig um weitere Anfangs- und Endjahre erweitern.

Tab. 2: Trendkoeffizienten bezüglich der Erwärmung der Lufttemperatur in den bodennahen Luftschichten für verschiedene Anfangs- und Endzeitpunkte an der Station Karakol und Bajtik

| Anfangs-jahr | Karakol | | | Bajtik | | | |
|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | Endjahr 1994 | Endjahr 1995 | Endjahr 1996 | Endjahr 1998 | Endjahr 1999 | Endjahr 2000 | Endjahr 2001 |
| 1950 | 0,029 | 0,028 | 0,027 | 0,009 | 0,009 | 0,010 | 0,010 |
| 1951 | 0,029 | 0,028 | 0,026 | 0,007 | 0,008 | 0,009 | 0,009 |
| 1952 | 0,028 | 0,027 | 0,026 | 0,007 | 0,007 | 0,008 | 0,009 |
| 1953 | 0,029 | 0,028 | 0,026 | 0,006 | 0,007 | 0,008 | 0,009 |
| 1954 | 0,028 | 0,028 | 0,026 | 0,008 | 0,008 | 0,009 | 0,010 |
| 1955 | 0,026 | 0,026 | 0,024 | 0,005 | 0,006 | 0,006 | 0,007 |
| 1968 | 0,029 | 0,028 | 0,023 | 0,009 | 0,010 | 0,011 | 0,013 |
| 1969 | 0,032 | 0,031 | 0,026 | 0,009 | 0,010 | 0,011 | 0,013 |
| 1970 | 0,030 | 0,028 | 0,023 | 0,003 | 0,005 | 0,007 | 0,009 |
| 1971 | 0,030 | 0,029 | 0,023 | 0,003 | 0,004 | 0,006 | 0,008 |
| 1972 | 0,035 | 0,033 | 0,027 | 0,009 | 0,010 | 0,012 | 0,014 |
| 1973 | 0,031 | 0,029 | 0,022 | -0,006 | -0,003 | -0,001 | 0,002 |

¹ Leider wurde die Station Karakol 1997 geschlossen. Von den anderen analysierten Klimastationen in Zentralasien ist jedoch bekannt, dass die Lufttemperaturen der bodennahen Luftschichten nach 1996 nochmals erheblich angestiegen sind. Daraus kann geschlossen werden, dass die Erwärmung durch die Wahl des Endjahres 1996 nicht überschätzt sondern eher unterschätzt wird.

Grau gekennzeichnet sind in jedem Quadranten die maximalen und minimalen Trendwerte. Für die Station Karakol lässt sich daraus ablesen, dass sich unter der Annahme einer zu Beginn der 1950er Jahre einsetzenden Erwärmungsphase die Lufttemperatur der bodennahen Luftschichten um jährlich $+0,024 - 0,029^{\circ}\text{C}$ erhöht hat ($2,4 - 2,9^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre). Geht man von einer Erwärmung ab den 1970er Jahren aus, so sollte nach diesem Verfahren der Trendbestimmung von einer Zunahme um jährlich $+0,022 - 0,035^{\circ}\text{C}$ ausgegangen werden ($2,2 - 3,5^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre). Das Endjahr 1994 erzeugte die höchsten und das Endjahr 1996 die jeweils niedrigsten Trendwerte.

Für die Station Bajtik kann demnach die Erwärmung ab den 1950er Jahren mit jährlichen Werten zwischen $0,005 - 0,010^{\circ}\text{C}$ beziffert werden ($0,5 - 1,0^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre). Die Problematik zu kurzer Zeitreihen mit zu wenigen Messwerten wird dort für die Erwärmungsphase seit Anfang der 1970er Jahre deutlich. Bei solch kurzen Zeiträumen können die Trendwerte durch einzelne Extremwerte zu Beginn und am Ende der Reihe erheblich beeinflusst sein. Dementsprechend errechnen sich für das vergleichsweise sehr warme Anfangsjahr 1973 sogar negative Trendwerte. Das Regressionsmodell liefert demnach für die Station Bajtik Erwärmungswerte zwischen diesen extremen Trendwerten von $-0,006^{\circ}\text{C}$ und maximal $0,014^{\circ}\text{C}$ ($-0,6^{\circ}\text{C}$ bzw. $1,4^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre). Die von Giese/Moßig (2004) für den 1950 - 1996/2000 errechneten Trendwerte für die Stationen Karakol mit $0,027^{\circ}\text{C}$ und Bajtik mit $0,010^{\circ}\text{C}$ liegen innerhalb der genannten Spannen. Der Trendwert für Bajtik ist ein wenig überschätzt.

Als Trendwerte, die mit herkömmlichen Verfahren ermittelt wurden, sollen die folgenden Werte als Vergleichsgröße zugrunde gelegt werden, um zu prüfen, ob auftretende Langzeitkorrelationen dieses Ergebnis beeinflussen: Karakol: $0,027^{\circ}\text{C}$ ($2,7^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre) sowie Bajtik: $0,008^{\circ}\text{C}$ ($0,8^{\circ}\text{C}$ auf 100 Jahre). Es soll getestet werden, inwieweit die herkömmlichen Verfahren nicht nur anfällig für ungünstig gewählte Anfangs- und Endzeitpunkte sind, sondern auch durch systematische Fehler wie nicht berücksichtigte Langzeitkorrelationen verzerrt werden.

4 Der Einfluss auftretender Langzeitkorrelationen in der Entwicklung der Lufttemperatur bodennaher Luftschichten in Zentralasien

Eine Zeitreihe lässt sich durch die Verteilung der einzelnen Werte sowie deren Anordnung charakterisieren. Gängige Größen zur Beschreibung der Verteilung sind der Mittelwert oder die Standardabweichung, wobei diesbezüglich die Reihenfolge der Messwerte keine Rolle spielt. Zur Analyse, ob in der vorliegenden Zeitreihe Trends auftreten, ist hingegen die Anordnung der einzelnen Messwerte von entscheidender Bedeutung. Ein Trend äußert sich in einer zunehmenden (systematischen) Abweichung

der einzelnen Werte vom gemeinsamen Mittelwert aller Messwerte. Durch Autokorrelationen innerhalb der Zeitreihe können jedoch zwischenzeitliche Abweichungen vom Mittelwert auftreten, die erheblich über die normalen zufälligen Schwankungen hinaus reichen können. Eine Autokorrelation innerhalb einer Zeitreihe liegt vor, wenn nachfolgende Werte von vorangegangenen Werten beeinflusst werden. Auf einen positiven Wert folgt dann statistisch gesehen mit größerer Wahrscheinlichkeit ein positiver Wert als ein negativer. Einem warmen Tag folgt dementsprechend mit größerer Wahrscheinlichkeit erneut ein warmer Tag und umgekehrt folgt einem vergleichsweise kaltem Tag eher ein weiterer kalter Tag. Solche Korrelationseffekte werden zum Beispiel durch stabile Großwetterlagen verursacht, die sich in einer entsprechenden Erhaltensneigung offenbaren, welche auch als Persistenz oder einfach als Gedächtnis bezeichnet wird. Solche Persistenzeffekte können über längere Zeiträume zu ausgeprägten positiven oder negativen Abweichungen vom Mittelwert führen, ohne dass das grundlegende System eine Änderung erfährt.

Solche Zusammenhänge zwischen aufeinander folgenden Werten in einer Zeitreihe werden üblicherweise mit der Autokorrelationsfunktion beschrieben (Billeter/Vlach 1981, S. 46 ff., Bamberg/Baur 1996, S. 220 ff.). Sie gibt Auskunft darüber, in welcher Zeit die Zusammenhänge innerhalb der Zeitreihe abnehmen, d.h. wann der statistische Einfluss eines Messwertes auf seine nachfolgenden Werte endet bzw. ob ein solcher überhaupt besteht. Werden einzelne Werte nur von wenigen vorangegangenen Werten beeinflusst und ist der Zusammenhang zu weiter entfernten Werten dementsprechend verschwindend gering, so hat die mittlere Korrelationslänge einen endlichen Wert und man spricht von Kurzzeitkorrelationen. Im Gegensatz dazu besitzt die mittlere Korrelationslänge bei Langzeitkorrelationen einen unendlichen Wert. Das bedeutet, die Erhaltensneigung ist unendlich, und noch sehr lange Zeit zurück reichende Messwerte wirken auf den Verlauf der Reihe im Gegensatz zu den Kurzzeitkorrelationen, deren Effekt nach einer ausreichend großen Zeit verschwindet.

Der Einfluss von Kurzzeitkorrelationen kann durch ein Aggregieren der Daten, z.B. von Tageswerten zu Monats- oder Jahreswerten, eliminiert werden, wenn das zeitliche Aggregationsniveau entsprechend groß ist. Dies geschieht bei langzeitkorrelierten Werten aufgrund der unendlichen mittleren Korrelationslänge jedoch nicht. Der Effekt tritt unabhängig von der zugrunde liegenden Skala auf.

Ein Problem bezüglich der Trendbestimmung innerhalb einer Zeitreihe entsteht demnach bei Kurzzeitkorrelationen in der Regel nicht. Die zeitweisen Abweichungen vom Mittelwert durch die Persistenzeffekte, die über die natürliche Fluktuation der Werte hinausgehen und einen Trend suggerieren könnten, verschwinden beim Übergang in ein höheres Aggregationsniveau, ähnlich wie zyklische Schwankungen in einer Zeitreihe z.B. durch die Berechnung gleitender Mittelwerte 'geglättet' werden können.

Problematisch sind jedoch Langzeitkorrelationen, da diese über längere Zeiträume wie Jahre und Dekaden hinweg nachfolgende Werte beeinflussen. Die Entwicklung einzelner Temperaturen hängt statistisch über große Zeitspannen von den vorangegangenen Werten ab, so dass sich der Verlauf einer Temperaturreihe über längere Zeiträume sehr weit vom Mittelwert der Reihe entfernen kann. Ohne Kenntnis der Korrelationsstruktur einer Zeitreihe kann eine solche Abweichung leicht mit einem Trend verwechselt werden.

Abb. 6: Konstruierte Zeitreihe langzeitkorrelierter Werte

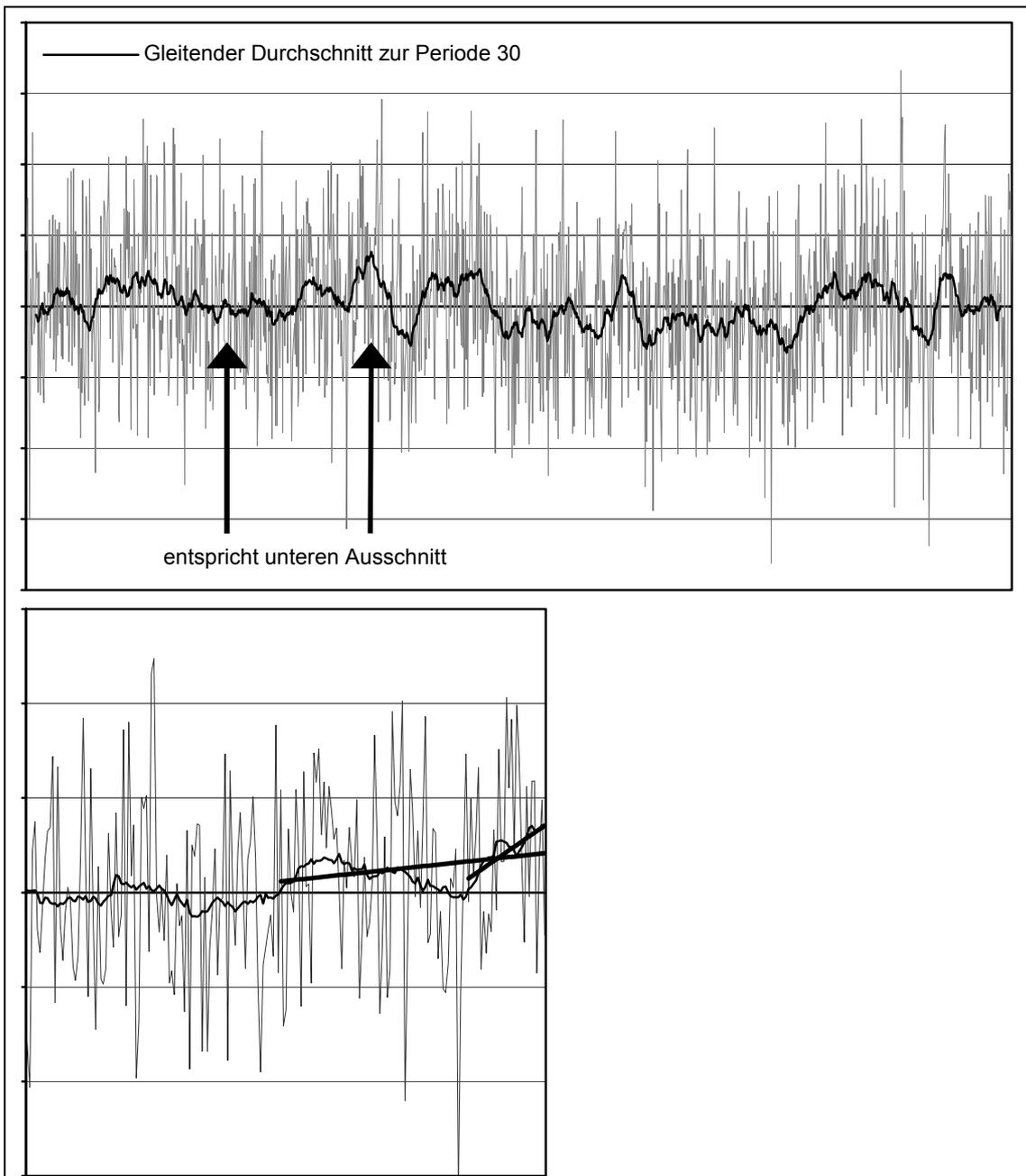


Abbildung 6 zeigt den Verlauf einer künstlich erzeugten Zeitreihe mit langzeitkorrelierten Werten, die aufgrund der damit verbundenen Persistenzeffekte zwischenzeitlich erheblich vom Mittelwert der Reihe abweichen, jedoch über die gesamte Reihe keinen linearen Trend besitzen. Die vorliegenden Zeitreihen zur Lufttemperatur in Zentralasien könnten demnach möglicherweise dem markierten Ausschnitt entsprechen, so dass die mit herkömmlichen Verfahren festgestellte Erwärmung in den letzten Dekaden kein Trend im Sinne einer dauerhaften Abweichung vom Mittelwert darstellt, sondern auf Langzeitkorrelationen innerhalb der Zeitreihe zurückzuführen ist.

Das Auftreten solcher Langzeitkorrelationen in Temperaturzeitreihen ist eine übliche Erscheinung und bereits für 95 Klimastationen nachgewiesen worden (Eichner et al. 2003). Eine gewöhnliche Autokorrelationsfunktion ist jedoch nicht in der Lage, solche Langzeitkorrelationen aufzuspüren, so dass im Folgenden das wesentlich komplexere Verfahren der Trendbereinigenden Fluktuationsanalyse bzw. Detrended Fluctuation Analysis (DFA) zur Identifikation von Langzeitkorrelationen am Beispiel der Zeitreihe der Monatsmitteltemperaturen, gemessen an der Klimastation Karakol, vorgestellt werden soll.

4.1 Detrended Fluctuation Analysis (DFA) zur Ermittlung von Langzeitkorrelationen

Die Grundidee der von Peng et al. (1994) ursprünglich zur Analyse von DNA-Strukturen entwickelten DFA besteht darin, dass nach der erforderlichen Bereinigung um zyklische Schwankungen (z.B. jahreszeitlich bedingt) eine systematische Eliminierung von möglichen Trends auf allen Zeitskalen erfolgt. Dies geschieht losgelöst vom Problem der gewählten Anfangs- und Endzeitpunkte, die bei einer herkömmlichen Regressionsanalyse auftreten und zu erheblichen Differenzen bezüglich der Trendwerte führen. Anschließend werden die verbleibenden Fluktuationen nach statistischen Abhängigkeiten untersucht. Eine von Trends und saisonalen Schwankungen bereinigte Temperaturzeitreihe sollte hinsichtlich ihrer Restkomponente (Zufallskomponente) nur noch aus statistisch unabhängigen Werten bestehen. Ist dies nicht der Fall, und die Werte der Zufallskomponente sind untereinander gekoppelt, so liegen Langzeitkorrelationen innerhalb der Zeitreihe vor. Das mathematische Verfahren soll nun am Beispiel der zwischen 1879 und 1996 gemessenen Monatsmitteltemperaturen T_i an der Station Karakol erläutert werden (vgl. im Folgenden Peng et al. 1994, Koscielny-Bunde et al. 1998, Bunde/Kantelhardt 2001, Eichner et al. 2003). Diese 118jährige Zeitreihe umfasst damit insgesamt 1416 Datenpunkte, die in die Analyse einbezogen werden.²

² Noch günstiger im Sinne des Verfahrens ist die Verwendung langer Zeitreihen von Tagesmitteltemperaturen. Entsprechende Daten liegen lückenlos für die zentralasiatischen Stationen Almaty (1923-2000) und Kazalinsk am Aralsee (1920-1992) vor. DFA-Analysen wurden auch mit diesen Daten durchgeführt. Die Ausführungen beziehen sich jedoch nicht auf diese Daten, da in Almaty Erwärmungs-

1. Schritt: Eliminierung der jahreszeitlichen Schwankung der Temperaturwerte

Monatstemperaturen sind von der jeweiligen Jahreszeit abhängig. Um festzustellen, ob vergleichsweise warme bzw. kalte Vormonate die Temperatur des jeweiligen Monats beeinflusst haben, ist die Temperaturreihe T_i um diesen saisonalen Einfluss zu bereinigen. Dabei wird für jeden einzelnen Temperaturwert der Mittelwert des betreffenden Monats aus der gesamten Zeitreihe eliminiert. Der Mittelwert des Monats Januar in Karakol beträgt $-6,6^\circ\text{C}$. Entsprechend wird von allen Januarwerten dieser Wert abgezogen. Analog wird jeder Februarmonat um den Mittelwert im Februar ($-5,3^\circ\text{C}$) bereinigt und so fort. Es entsteht also eine modifizierte Zeitreihe ΔT_i mit den Abweichungen der einzelnen Monatswerte vom Mittelwert dieses Monats:

$$\Delta T_i = T_i - \langle T_i \rangle. \quad (1)$$

Durch diese Vorgehensweise ist der Mittelwert der modifizierten Temperaturwerte für jeden Monat identisch und zwar gleich null.

2. Schritt: Bestimmung eines Profils zur systematischen Trendeliminierung

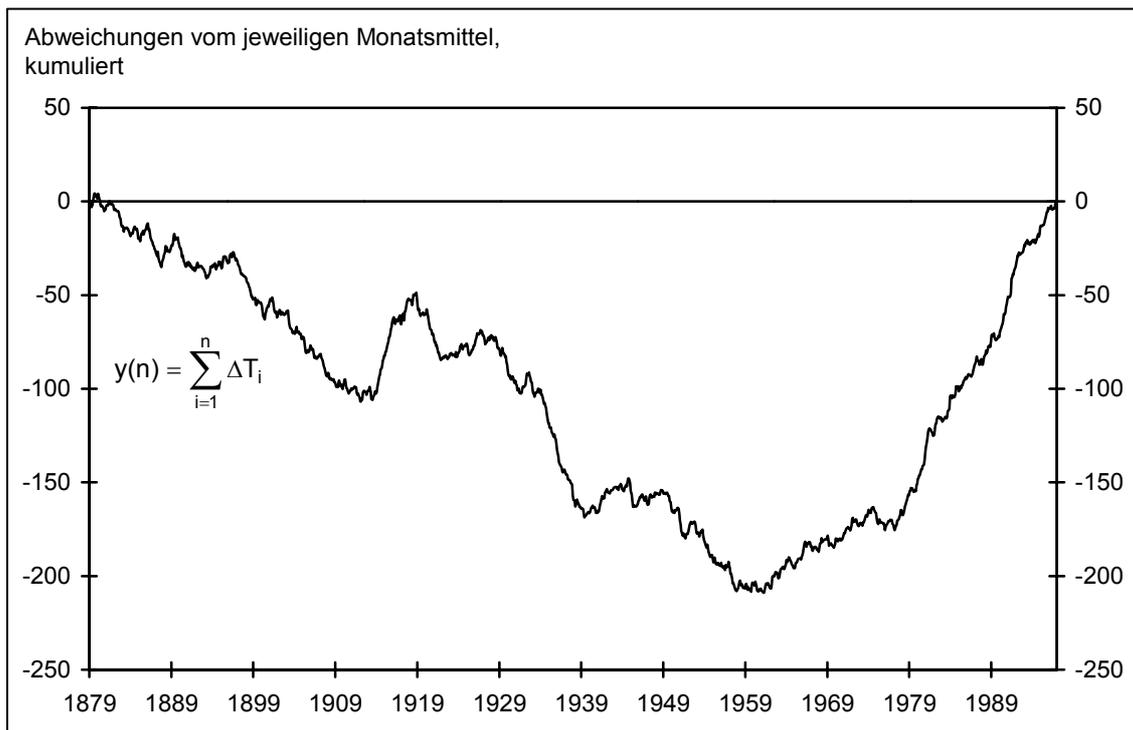
Die zuvor modifizierten Zeitreihenwerte werden nun sukzessive aufsummiert. Es entsteht die Funktion $y(n)$ der kumulierten Abweichungen.

$$y(n) = \sum_{i=1}^n \Delta T_i \quad (2)$$

Diese Funktion zeigt an, wie sich mit jedem weiteren Monat die summierten Temperaturdifferenzen ΔT_i verändern. Der entsprechende Kurvenverlauf des durch $y(n)$ gebildeten Profils der kumulierten Abweichungen für Karakol ist in Abbildung 7 dargestellt. Die positiven und negativen Abweichungen der einzelnen Monatswerte vom jeweiligen Monatsmittel heben sich insgesamt auf, so dass die Funktion $y(n)$ bei Null beginnt und dort auch endet. Durch den festgestellten Temperaturanstieg in Karakol im Beobachtungszeitraum (vgl. Abb. 2) liegen die modifizierten Monatswerte zu Beginn der Zeitreihe zumeist unter dem jeweiligen Monatsmittel der gesamten Zeitreihe. Durch die Aufsummierung nimmt die Funktion $y(n)$ daher zunächst zunehmend negative Werte an. Aufgrund des Temperaturanstiegs zum Ende der Zeitreihe fallen die Abweichungen der einzelnen Monatswerte zum Ende des Profils entsprechend positiv aus und die kumulierten Abweichungen $y(n)$ steigen sukzessive an.

effekte mit der zunehmenden Verstädterung der letzten 100 Jahre zusammenhängen könnten und somit unklar ist, zu welchen Anteilen die gemessene Erwärmung auf Langzeitkorrelationen, eine generelle Klimaerwärmung oder den Verstädterungsprozess zurückzuführen ist. Für Kazalinsk unbefriedigend ist eine Datenlücke im Jahr 1993, so dass gerade die jüngste Entwicklung durch die nur bis 1992 vollständig vorliegende Zeitreihe nicht erfasst wird.

Abb. 7: Kumulierte Abweichung der modifizierten (saisonbereinigten) Monatsmitteltemperaturen an der Station Karakol 1879-1996



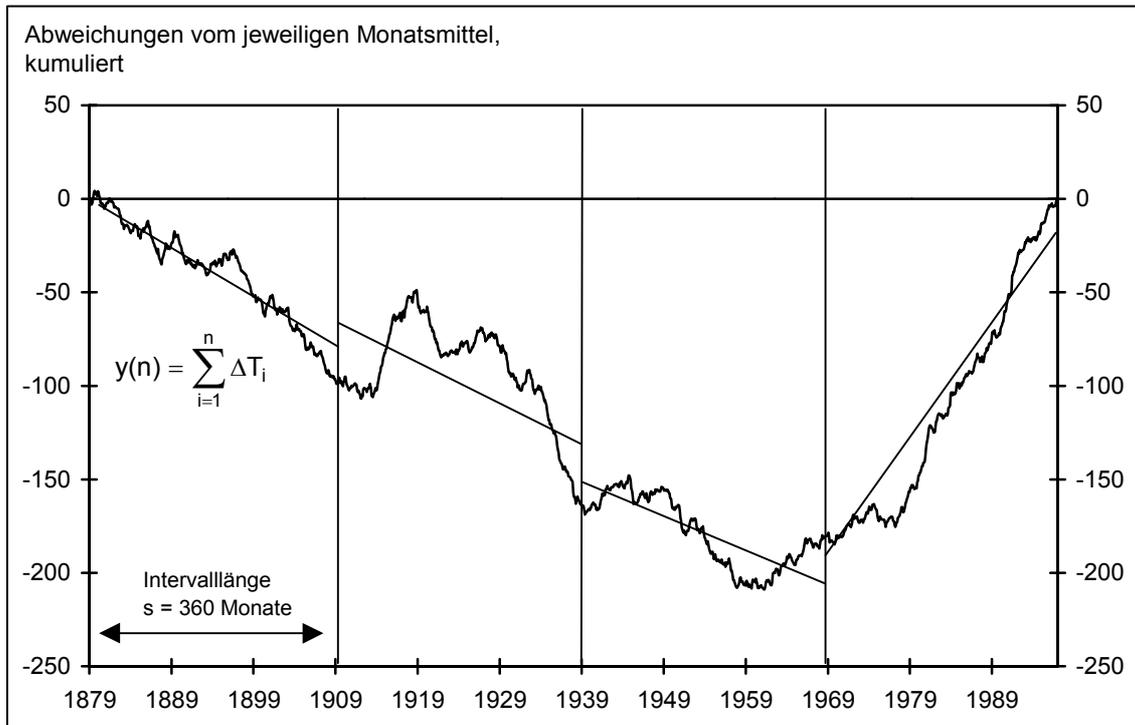
3. Schritt: Unterteilung des Profils und Berechnung der Trends innerhalb der Intervalle

Das entstandene Profil (vgl. Abb. 7) wird nun in sich nicht überlappende Intervalle konstanter Länge (s) unterteilt. Eine Einheit bezüglich der Intervalllänge s entspricht einem Monat. Da die Gesamtlänge des Profils (die Länge der Zeitreihe) in der Regel kein Vielfaches der betrachteten Intervalllänge ist, kann am Ende der Unterteilung ein kleiner Rest übrig bleiben. Um diesen nicht unberücksichtigt zu lassen, wird die Prozedur vom anderen Ende beginnend wiederholt und man erhält doppelt so viele Segmente. Für jedes Intervall wird nun die lineare Regressionsgerade $z(n) = an + b$ berechnet, die den linearen Trend im Profil der Funktionswerte $y(n)$ in dem betreffenden Intervall wiedergibt (vgl. Abb. 8). Diese einzelnen Trends werden nun aus der Zeitreihe eliminiert, indem die Abweichungen der einzelnen Funktionswerte von der jeweiligen Regressionsgeraden quadriert und von diesen quadratischen Abweichungen der Mittelwert berechnet wird. Man erhält folglich für jedes Intervall die Varianz zwischen der kumulierten Abweichung der einzelnen Temperaturwerte vom jeweiligen Monatsmittel $y(n)$ und der linearen Anpassungsfunktion $z(n)$.³ Dieser Wert, der auch als Durchschnitt der quadrierten Residuen bezeichnet werden könnte, hängt funktional von der betrachteten Intervalllänge s ab. Diese Funktion der Abweichungen vom Intervalltrend wird als Fluktationsfunktion $F(s)$ bezeichnet, die sich formal ausgedrückt wie folgt darstellt:

³ Selbstverständlich können andere Anpassungsfunktionen gewählt werden, z.B. quadratische, kubische oder Polynome höherer Ordnung, um ggf. nicht-lineare Trends zu eliminieren. Man erhält dann entsprechende höhere Ordnungen der DFA (z.B. DFA2, DFA3, etc.).

$$F^2(s) = (1/s) \sum_{\text{Intervallanfang}}^{\text{Intervallende}} (y(n) - z(n))^2 \quad (3)$$

Abb. 8: Beispiel einer Unterteilung des Profils $y(n)$ und anschließender Trendbestimmung innerhalb des jeweiligen Intervalls



4. Schritt: Mittelung über alle Intervalle und Bestimmung des Fluktuationsexponenten

Aus den Fluktuationswerten $F^2(s)$ der einzelnen Intervalle wird nun der Mittelwert gebildet und daraus die Wurzel gezogen. Somit erhält man die mittlere Fluktuation (Abweichung) $F(s)$ der Monatsmitteltemperaturen als eine Funktion, die von der Intervalllänge s abhängt. Je größer die Intervalllänge s ist, desto länger andauernde Trends innerhalb der Zeitreihe werden durch das obige Verfahren aus der Zeitreihe herausgezogen. So entspricht im vorliegenden Beispiel eine Intervalllänge von $s = 12$, dass die Abweichungen der Monatsmitteltemperaturen ΔT_i um einjährige Trends bereinigt werden. Für $s = 120$ werden Trends von der Dauer einer Dekade eliminiert.

Anschließend erfolgt die Analyse des Zusammenhangs zwischen der Fluktuationfunktion $F(s)$ in Abhängigkeit von der Intervalllänge s . Sind die trendbereinigten Werte der Fluktuationfunktion stochastisch unabhängig (unkorreliert), so müsste dieser Zusammenhang zwischen der Intervalllänge s und dem dazugehörigen mittlerem Fluktuationwert $F(s)$ einem eindimensionalen Random Walk (Bunde/Havlin 1994, S. 12ff.) entsprechen. Bei solchen Irrläufern, die bei jedem Schritt ihre Richtung rein zufällig

wählen, gilt, dass (bei genügend großer Anzahl durchgeführter Random Walks mit t Schritten) die mittlere Entfernung der Endpunkte des Zufallsläufers zum Startpunkt bei $t^{1/2}$ liegt. Das in Abbildung 7 dargestellte Profil kann in Analogie zu einem solchen Random Walk gesehen werden. Wenn die Monatsmitteltemperaturen keine Langzeitkorrelationen aufweisen, dann müsste sich die trendbereinigte Fluktuationfunktion ebenso verhalten und der Zusammenhang zwischen Intervalllänge s und mittlerer Abweichung $F(s)$ wäre wie folgt:

$$F(s) \sim s^{1/2} \quad (4)$$

Dieser Exponent beträgt nur $\alpha = 1/2$ wenn die Korrelationsstruktur der Zeitreihe keine Langzeitkorrelationen aufweist. Wenn Langzeitkorrelationen auftreten, ändert sich dieser Exponent, denn durch die Langzeitkorrelationen werden die zufallsbedingten Abstände zum Mittelwert (Fluktuationen) im Durchschnitt größer als bei einer reinen Zufallskomponente zu erwarten wäre. $F(s)$ nimmt dann größere Werte an, als $s^{1/2}$. Allgemein ausgedrückt muss der Zusammenhang zwischen Fluktuationfunktion und Intervalllänge daher wie folgt beschrieben werden:

$$F(s) \sim s^\alpha. \quad (5)$$

Dieser Exponent α wird als Fluktuationsexponent bezeichnet.⁴ Er lässt sich bestimmen, indem $F(s)$ als Funktion von s auf doppelt logarithmierten Skalen abgetragen wird. Nach einer Krümmung für kurze Intervalllängen s nähern sich die abgetragenen Funktionswerte $F(s)$ asymptotisch einer Geraden an (vgl. Abb. 9). Aus der Steigung dieser Geraden lässt sich der entsprechende Fluktuationkoeffizient α ablesen. Zur Interpretation sind die folgenden Werte relevant:

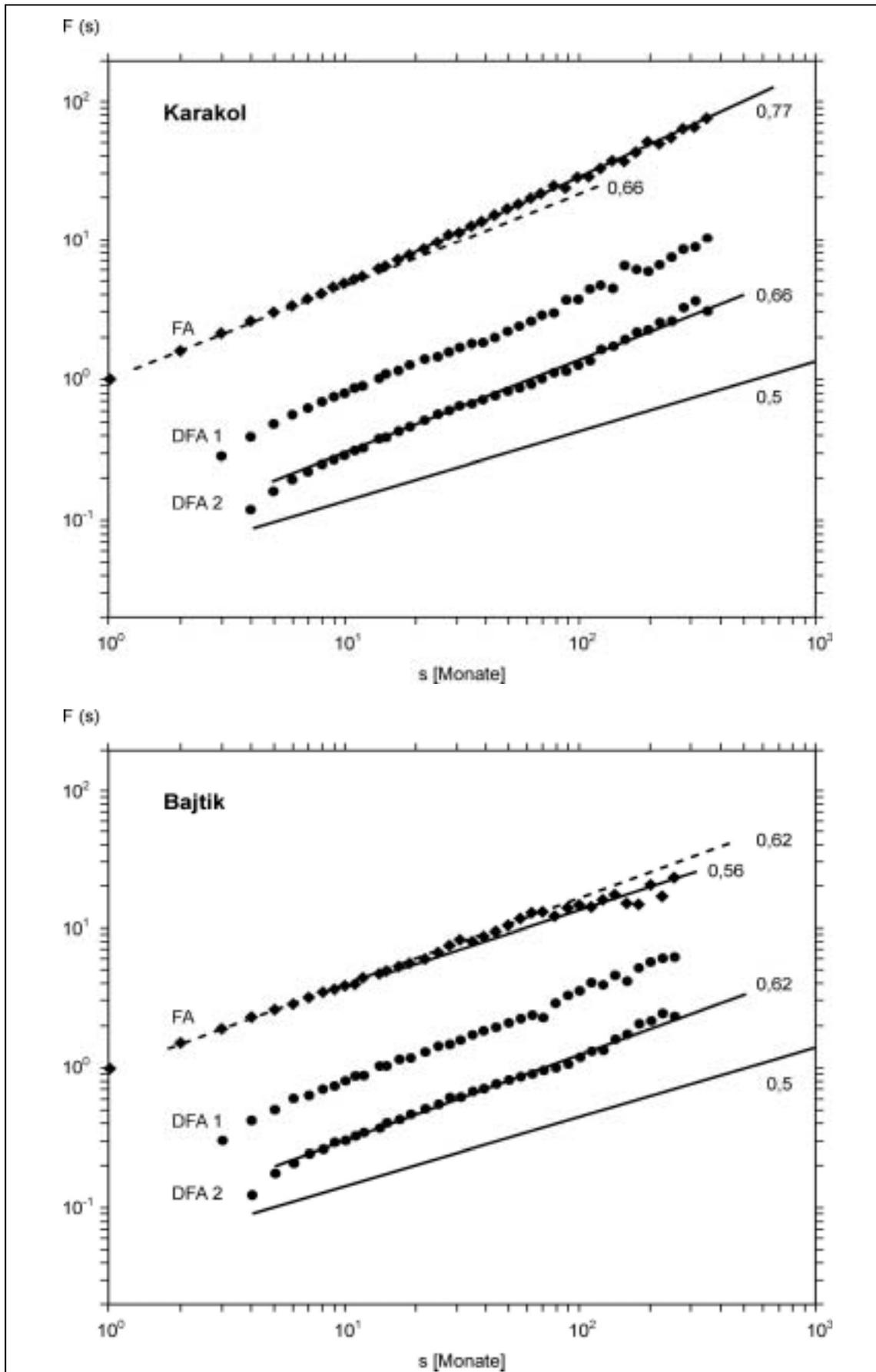
| | |
|--------------------|--|
| $\alpha < 0,5$ | Die Zeitreihe ist antikorreliert |
| $\alpha \cong 0,5$ | Die Zeitreihe ist unkorreliert |
| $0,5 < \alpha < 1$ | Die Werte der Zeitreihe sind langzeitkorreliert. |

4.2 Ergebnisse der DFA

Abbildung 9 zeigt die entsprechende Darstellung zur Bestimmung des Fluktuationsexponenten α . Neben der DFA1 ist auch die bezüglich der generellen Steigung parallel verlaufende DFA2 eingezeichnet, bei der innerhalb der Intervalle eine quadratische Anpassungsfunktion zur systematischen Beseitigung möglicher Trends verwendet wurde. Die Fluktuationfunktion $F(s)$ zeigt bei der DFA1 und DFA2 für die Station Karakol eine Steigung von $\alpha = 0,66$ für größere Skalen (spätestens ab $s = 10^1$, also ab einem Zeitraum von 10 Monaten). Für Bajtik beträgt die Steigung der DFA-Kurven $\alpha = 0,62$.

⁴ Es besteht eine gewisse Ähnlichkeit zwischen dem Fluktuationsexponenten und dem Hurst-Exponenten, der im Zuge der Hurst R/S-Analyse bestimmt wird (Feder 1988, Bunde/Havlin 1994, S. 19 ff.).

Abb. 9 Fluktuationsfunktionen FA, DFA1 und DFA2 der saisonbereinigten Temperaturreihe (Monatswerte) der Stationen Karakol und Bajtik



Die gefundenen Exponenten stimmen mit Ergebnissen früherer Untersuchungen überein (Koscielny-Bunde et al. 1998, Eichner et al. 2003), die auf ein global nahezu universelles Auftreten der Fluktuationsexponenten um $\alpha = 0,65$ bei langjährigen Messreihen der Lufttemperatur bei Landstationen hindeuten.⁵

Als erstes Ergebnis ist daher festzuhalten, dass die Zeitreihe der Monatsmitteltemperaturen an den Stationen Karakol und Bajtik Langzeitkorrelationen enthalten. Der größere Fluktuationsexponent für Karakol weist dabei auf stärkere Langzeitkorrelationen gegenüber der Datenreihe der Station Bajtik hin. Die festgestellte Erwärmung der Lufttemperaturen hängt demnach auch von der inneren Korrelationsstruktur der Messreihen ab und der mit konventionellen Verfahren festgestellten Trendwert, der den Effekt der Langzeitkorrelationen nicht berücksichtigt, ist möglicherweise überhöht.

Neben der DFA1 und DFA2 sind in Abbildung 9 jeweils noch die konventionellen Fluktuationfunktionen FA dargestellt. Bei der FA werden nicht durch entsprechende Anpassungsfunktionen innerhalb der Intervalle systematisch die Trends eliminiert. Aus dem Steigungsverhalten der nicht trendbereinigten FA lässt sich ablesen, dass sich innerhalb der Temperaturzeitreihe der Stationen Karakol neben den Langzeitkorrelationen auch ein Trend befinden muss (Kantelhardt et al. 2001). Dies erkennt man eindeutig am steiler werdenden Kurvenverlauf der FA (Übergang von $\alpha = 0,66$ auf $\alpha = 0,77$ für Intervalllängen ab $s = 10^1$). Dieser Knick zeigt, dass auf längere Zeiträume betrachtet die Temperaturabweichungen $F(s)$ gegenüber der Intervalllänge s überproportional zunehmen, was letztlich nur auf einen Trend zurückzuführen ist.

Das Ergebnis der FA für Bajtik ist nicht ganz so eindeutig. Zwar wird für größere Skalen ebenfalls die Steigung $\alpha = 0,62$ der DFA1 und DFA2 verlassen, jedoch ohne dass die Steigung der FA eindeutig zu bestimmen ist. Für größere Intervalllängen s streuen die Werte erheblich um die geringere Steigung der FA von $\alpha = 0,56$ gegenüber der DFA. Doch auch dieses Streuen und die geringere Steigung können auf einen geringen Trend innerhalb der Zeitreihe der Station Bajtik hindeuten.

Fassen wir als Zwischenergebnis die wichtigsten Erkenntnisse der bisherigen Ausführungen zusammen:

1. Durch das Verfahren der DFA lassen sich Langzeitkorrelationen innerhalb von Zeitreihen feststellen. Dies geschieht, indem aus den saisonbereinigten Werten Trends systematisch entfernt werden. Die verbleibende Restkomponente wird nun auf Zusammenhänge untersucht. Lassen sich in dieser Restkomponente Fluktuation feststellen, die über das rein zufällige Maß hinaus reichen, so konnten Langzeitkorre-

⁵ Diese Regelmäßigkeit kann u.a. als Kriterium genutzt werden, um globale Klimamodelle zu evaluieren (Govindan et al. 2002, Vjushin et al. 2004).

lationen nachgewiesen werden. Erkennbar wird dies durch Fluktuationskoeffizienten, die deutlich über einem Wert $\alpha = 0,5$ (ungefähr ab $\alpha = 0,6$) liegen. Ein Vorteil des Verfahrens besteht darin, dass durch die variable Intervalllänge kurzfristige Änderungen ebenso berücksichtigt (und eliminiert) werden wie auch dauerhafte Trends. Daraus ergibt sich der weitere Vorteil, dass diese Ergebnisse der DFA von ungünstig gewählten Anfangs- und Endzeitpunkten nicht betroffen sind.

2. Für die Zeitreihe der Monatsmitteltemperaturen an der Station Karakol lassen sich aufgrund des Fluktuationsexponenten $\alpha = 0,66$ Langzeitkorrelationen feststellen. Dieser Wert $\alpha = 0,66$ liegt im Rahmen früherer Untersuchungen bezüglich auftretender Langzeitkorrelationen in Temperaturzeitreihen (Koscielny-Bunde et al. 1998, Eichner et al. 2003). Die einzelnen Werte der Zeitreihe werden von lange vorangegangenen Werten beeinflusst (Persistenz, Gedächtnis), so dass Abweichungen vom Mittelwert über die 'normale' Fluktuation der Zufallskomponente einer Zeitreihe hinaus entstehen. Solche Abweichungen, die auf diese Langzeitkorrelationen zurückzuführen sind, können leicht als ein Trend fehlinterpretiert werden. Daher ist die Anwendung regressionsanalytischer Verfahren zur Bestimmung des Trendwertes problematisch, weil solche herkömmlichen Verfahren die festgestellte Korrelationsstruktur innerhalb der Zeitreihen außer acht lassen.
3. Anhand des Verlaufs der FA kann jedoch gezeigt werden, dass sich in der Zeitreihe der Station Karakol ein Trend befinden muss, denn ohne eine Trendbereinigung kommt es bei größeren Skalen zu einem erhöhten Steigungswert der Fluktuationsfunktion. Die FA hat mit $\alpha = 0,77$ eine größere Steigung als die DFA ($\alpha = 0,66$), was nur durch einen systematischen Trend erklärbar ist.
4. Für die Temperaturmessreihe der Station Bajtik wurden anhand des Fluktuationskoeffizienten $\alpha = 0,62$ ebenfalls Langzeitkorrelationen festgestellt. Diese sind aufgrund der geringeren Steigung offenbar etwas schwächer ausgeprägt als bei der Station Karakol. Ein Trend innerhalb der Zeitreihe ist nicht so eindeutig zu identifizieren wie bei Karakol.
5. Es ist anzunehmen, dass der festgestellte Anstieg der Lufttemperaturen an den Stationen Karakol und Bajtik also sowohl auf dem Effekt der Langzeitkorrelation innerhalb der Messwerte als auch auf einem Trend, d.h. einer dauerhaften Veränderung bzw. Abweichung vom langjährigen Kurvenverlauf der Lufttemperaturen basiert. Das Problem besteht darin, dass sich mit der DFA der jeweilige Einfluss dieser beiden Komponenten nicht unmittelbar quantifizieren lässt. Daher ist unklar, zu welchen Teilen der Temperaturanstieg in Karakol und Bajtik auf einen dauerhaften Erwärmungstrend zurückzuführen ist und wie sehr demgegenüber der Effekt der Langzeitkorrelationen wirkt.

Aufgrund der zuletzt genannten Problematik wurde das Verfahren der DFA systematisch auf Zufallszeitreihen angewendet, um die Stärke der auftretenden Trends abschätzen zu können. Diese Ergebnisse können dann den herkömmlich ermittelten Trendwerten zum Vergleich gegenübergestellt werden.

5 Anwendung der DFA zur Trendbestimmung

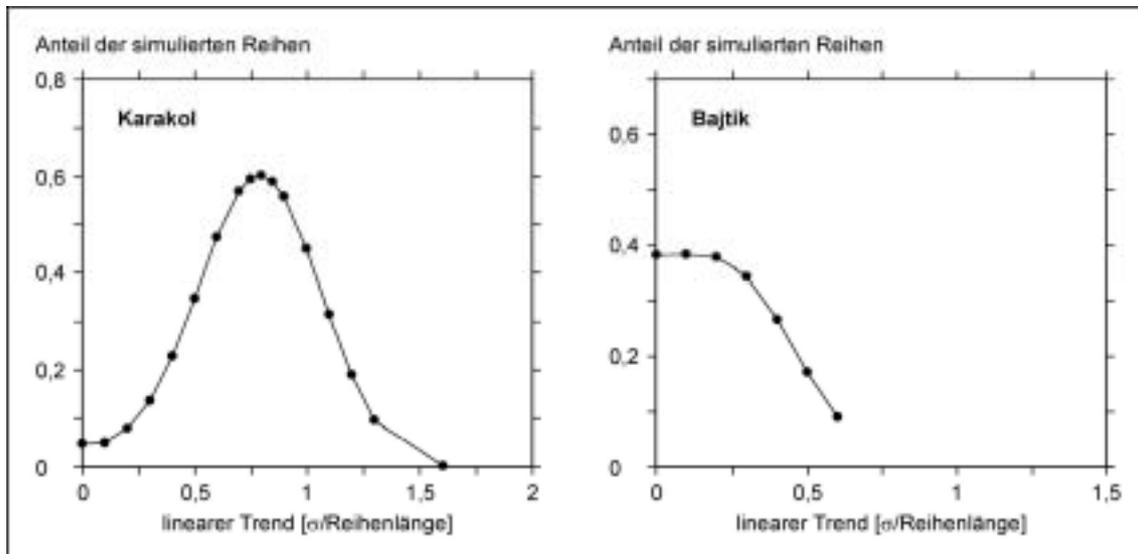
Obwohl die DFA eine Methode zur Analyse der Korrelationsstruktur innerhalb einer Zeitreihe ist, kann durch den systematischen Vergleich zwischen der konventionellen FA und der DFA die Größe des Trends abgeschätzt werden. Das unterschiedliche Steigungsverhalten der trendbereinigenden DFA gegenüber der nicht-trendbereinigenden FA wurde bereits genutzt, um die qualitative Aussage zu treffen, ob in der Zeitreihe ein Trend vorliegt.

Die Grundidee soll im Folgenden am Beispiel der Station Karakol vorgestellt werden. Sie besteht darin, dass man langzeitkorrelierte Zeitreihen aus Zufallszahlen (also ohne einen Trend) konstruiert (Makse et al. 1996), die bezüglich der Korrelationsstruktur dem Verhalten der Messwerte an der Station Karakol entsprechen. Bei solchen Zufallszeitreihen ohne einen Trend besitzt dann der Fluktuationsexponent α im Mittel nicht nur für die DFA verschiedener Ordnungen den Wert $\alpha = 0,66$, sondern auch für die nicht-trendbereinigende FA.

Im nächsten Schritt werden diesen Zufallszeitreihen lineare Trends beigefügt. Je stärker der hinzugefügte Trend ist, desto steiler verläuft die FA gegenüber der DFA, deren durchschnittliche Steigung aufgrund der trendbereinigenden Eigenschaft konstant bei $\alpha = 0,66$ bestehen bleibt. Auf diese Weise kann der hinzugefügte Trend soweit gesteigert werden, bis die mittlere Steigung der FA bezüglich der konstruierten Zufallszeitreihen dem Bild hinsichtlich der Messwerte der Station Karakol entspricht, deren FA-Steigung $\alpha = 0,77$ betrug.

Dieses Verfahren erfordert jedoch die Konstruktion vieler solcher Zeitreihen, da die ermittelten Fluktuationfunktionen dieser Zufallszeitreihen nie exakt eine bestimmte Steigung bezüglich der FA annehmen, sondern um eine mittlere Steigung streuen. Daher ist es nötig, sehr viele dieser künstlichen Zufallszeitreihen zu konstruieren und entsprechend zu analysieren. In diesem Fall sind 5000 solcher Zufallszeitreihen zur Abschätzung des Trends innerhalb der Messwerte der Station Karakol konstruiert und ausgewertet worden, um statistisch robuste Ergebnisse zu erzielen. Die Auswertung dieser Vorgehensweise ist Abbildung 10 zu entnehmen.

Abb. 10: Anteil der simulierten Zufallszahlenreihen, die in Abhängigkeit von der Stärke eines hinzugefügten Trends vergleichbare Exponenten bei der FA und DFA2 liefern wie die Temperaturreihe von Karakol und Bajtik
 (Karakol: $\alpha_{DFA2} = 0,66 \pm 0,05$; $\alpha_{FA} = 0,77 \pm 0,05$
 Bajtik: $\alpha_{DFA2} = 0,62 \pm 0,05$; $\alpha_{FA} = 0,56 \pm 0,05$)



Als Einheit für den hinzugefügten Trend wird die Standardabweichung σ der Messreihe bezogen auf die Reihenlänge gewählt. Ein Wert von $\sigma = 1$ auf der X-Achse bedeutet demnach, dass bezogen auf die gesamte Zeitreihe eine lineare Erhöhung um eine Standardabweichung vorgenommen wurde. Entsprechend beträgt die trendhafte Erhöhung von einem Wert zum nächsten 1σ /Reihenlänge. Der erste Punkt auf der Abbildung für 0σ /Reihenlänge entspricht dem Fall ohne Trend. Auch solche Zufallszeitreihen können das Ergebnis von Karakol widerspiegeln, aber nur mit sehr geringer Wahrscheinlichkeit, denn von den analysierten 5000 Zufallszeitreihen besitzen ohne beigefügten Trend nur 5% der Zufallszeitreihen die Eigenschaften der Messwerte von der Station Karakol. Der zweite Punkt auf der Graphik für Karakol besagt demnach, wie viele der analysierten Zeitreihen die Steigungseigenschaften von FA und DFA2 der Station Karakol besitzen, wenn ein Trend der Stärke $0,1\sigma$ /Reihenlänge hinzugefügt wird usw. Mit 60% der Fälle ist ein Trend der Stärke $0,8\sigma$ /Reihenlänge am Wahrscheinlichsten. Rechnet man die Einheit der Standardabweichungen/Reihenlänge zurück in Monate und $^{\circ}\text{C}$, so entspricht dies einer Erwärmung um $+1,2^{\circ}\text{C}$ für den gesamten Zeitraum von 1879 -1996 bzw. $1,0^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre. Jedoch erreichen die Werte für hinzugefügte Trends mit einer Stärke zwischen $0,7 - 0,9\sigma$ /Reihenlänge ähnlich hohe Wahrscheinlichkeiten in der Verteilungskurve wie dieser Gipfelwert. Entsprechend sollte die entsprechende Spanne als Wert für den systematischen Trend angegeben werden. Die festgestellte Erwärmung kann daher mit $0,8 - 1,1^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre beziffert werden.

Erneut ist das Ergebnis für Bajtik weniger eindeutig als für Karakol, da die ersten drei Punkte, die Trends der Stärke $0 - 0,2\sigma$ /Reihenlänge repräsentieren, jeweils nur knapp 40% der analysierten Zufallszeitreihen betreffen. Für stärkere Trends ist die Anzahl der Zufallszeitreihen, deren Korrelationsstruktur dem Ergebnis von Bajtik entspricht, sogar noch geringer. Zurück gerechnet in die ursprünglichen Einheiten bedeutet dies, dass der Trend in Bajtik vermutlich zwischen 0°C und $0,5^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre beträgt.

5.1 Diskussion des Ergebnisses und Verbesserung des Verfahrens

Auch wenn das Verfahren für Bajtik weniger eindeutige Ergebnisse liefert als für Karakol, so wird für diese Station deutlich, dass die herkömmlich ermittelten Trendwerte für Bajtik wohl überschätzt wurden (vgl. Tab. 3). Um beide Verfahren sinnvoll miteinander Vergleichen zu können, muss derselbe Zeitraum angenommen werden, über den die trendhafte Erwärmung stattgefunden hat. Die systematische Anwendung der DFA zur Trendbestimmung hat einen linearen Trendwert über die gesamte Reihe der Zufallszeitreihe bestimmt. Entsprechend kann dieses Ergebnis nur mit dem Trendkoeffizienten einer linearen Regression verglichen werden, die ebenfalls über die gesamte Zeitreihe berechnet wurde. Für Bajtik fällt das Regressionsergebnis mit einer Erwärmung um $+0,7^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre fast doppelt so hoch aus als die mit dem modifizierten DFA-Verfahren ermittelte Erwärmung zwischen 0 und $0,5^{\circ}\text{C}$.

Tab. 3: Vergleich der Ergebnisse verschiedener Verfahren bezüglich der Quantifizierung des Erwärmungstrends an der Station Karakol 1879 - 1996

| | Herkömmliches Verfahren Trendkoeffizient der Regressionsanalyse über die gesamte Zeitreihe (Karakol: 1879 - 1996) (Bajtik : 1915-2001) | DFA-basiertes Verfahren unter Berücksichtigung von Langzeitkorrelationen wird über die gesamten Zeitreihe ein linearer Trend angenommen |
|---------|--|---|
| Karakol | +0,007 °C (0,7°C auf 100 Jahre) | +0,008 - 0,011°C (0,8 - 1,1°C auf 100 Jahre) |
| Bajtik | +0,007°C (0,7°C auf 100 Jahre) | 0,0 - +0,005°C (0,0 - 0,5°C auf 100 Jahre) |

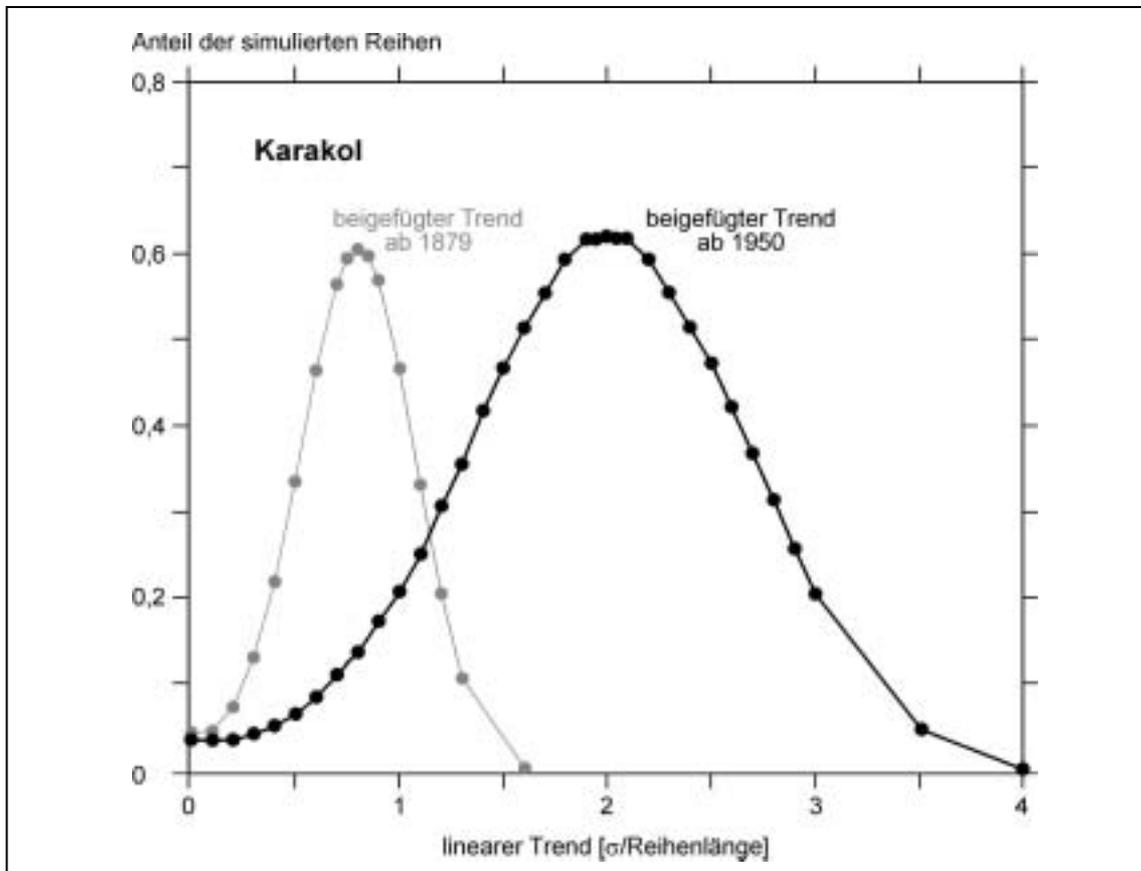
Das modifizierte Verfahren der DFA zur Bestimmung des Erwärmungstrends für Karakol zeigt über die gesamte Zeitreihe eine etwas größere Erwärmung an ($0,8 - 1,1^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre), als zuvor anhand der herkömmlichen Verfahren für die Station Karakol festgestellt wurde ($0,7^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre) (vgl. Tab. 3), wobei sich diese geringe Abweichung vermutlich auf den Anfangszeitpunkt der Regressionsanalyse zurückführen lässt. Wie bezüglich einer angenommenen Erwärmung ab 1950

dargelegt, müsste eigentlich auch für die Regressionsanalyse eine Schwankungsbreite des Trendwertes angegeben werden, denn bereits eine Regression ab 1885 besitzt eine Steigung von $0,8^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre. Als Zwischenergebnis kann daher festgestellt werden, dass die befürchtete Überschätzung der Erwärmung bei der herkömmlichen Trendbestimmung wegen nicht berücksichtigter Langzeitkorrelationen für die Station Karakol unbegründet erscheint, sofern eine kontinuierliche Erwärmung über den gesamten Beobachtungszeitraum unterstellt wird. Im Fall von Bajtik ist hingegen fraglich, ob eine trendhafte Erwärmung stattgefunden hat und wenn ja, so betrug diese bezogen auf 100 Jahre maximal $0,5^{\circ}\text{C}$ und nicht $0,7^{\circ}\text{C}$, wie durch herkömmliche Verfahren bestimmt.

Dieses Ergebnis weist auf ein mögliches Problem des vorgestellten DFA-basierten Verfahrens zur Trendbestimmung unter Berücksichtigung von Langzeitkorrelationen hin, denn es wird angenommen, dass die Erwärmung gleichmäßig über den gesamten Beobachtungszeitraum stattgefunden hat. Die Darstellung der 30jährigen bzw. 7jährigen gleitenden Mittelwerte lässt jedoch vermuten, dass eine Erwärmung erst ab den 1950er Jahren stattgefunden hat (vgl. Abb. 1-3 sowie Giese/Moßig 2004), wobei natürlich auch die 30jährigen gleitenden Mittel von Langzeitkorrelationen beeinflusst sein können. Letztlich könnte jedoch auch das DFA-gestützte Verfahren zur Bestimmung der Trendkomponente in einer Zeitreihe der Problematik unterliegen, den Zeitpunkt zu bestimmen, ab dem eine Erwärmung beginnt. Aufbauend auf den Vorüberlegungen, die im Zuge der Trendbestimmung mit den herkömmlichen Verfahren unternommen wurde, ist das DFA-basierte Verfahren zur Trendbestimmung dahingehend modifiziert worden, indem eine Erwärmung ab 1950 simuliert wurde. Zu diesem Zweck wurden erst ab dem Zeitpunkt innerhalb der künstlich erzeugten Zufallszeitreihen systematisch Trendwerte beigefügt, der dem Jahr 1950 entspricht.

Da die Erwärmung in kürzerer Zeit erfolgt, ist ein entsprechend höherer Trendwert zu erwarten. Die Ergebnisse dieses Verfahrens sind in Abbildung 11 und Tabelle 4 zusammengefasst. Bezüglich einer angenommenen Erwärmung ab 1950 muss den konstruierten Zufallszeitreihen ein linearer Trend von $2,0\sigma$ /Reihenlänge beigefügt werden, damit die Korrelationsstruktur der simulierten Reihen mit größtmöglicher Wahrscheinlichkeit der festgestellten Korrelationsstruktur der Klimastation Karakol entspricht. Zurück gerechnet beträgt unter Berücksichtigung der benachbarten Trendwerte mit ähnlich hoher Wahrscheinlichkeit die Erwärmung nach dem DFA-basierten Verfahren $2,2 - 2,5^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre unter der Annahme einer Erwärmung ab dem Jahr 1950. Die mit herkömmlichen Verfahren (ohne Berücksichtigung der Langzeitkorrelationen) festgestellte Erwärmung um $2,7^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre ist daher offenbar leicht überschätzt.

Abb. 11: Anteil der simulierten Zufallszahlenreihen, die in Abhängigkeit von der Stärke eines ab 1950 hinzugefügten Trends vergleichbare Exponenten bei der FA und DFA2 liefern wie die Temperaturreihe von Karakol (Karakol: $\alpha_{DFA2} = 0,66 \pm 0,05$; $\alpha_{FA} = 0,77 \pm 0,05$)



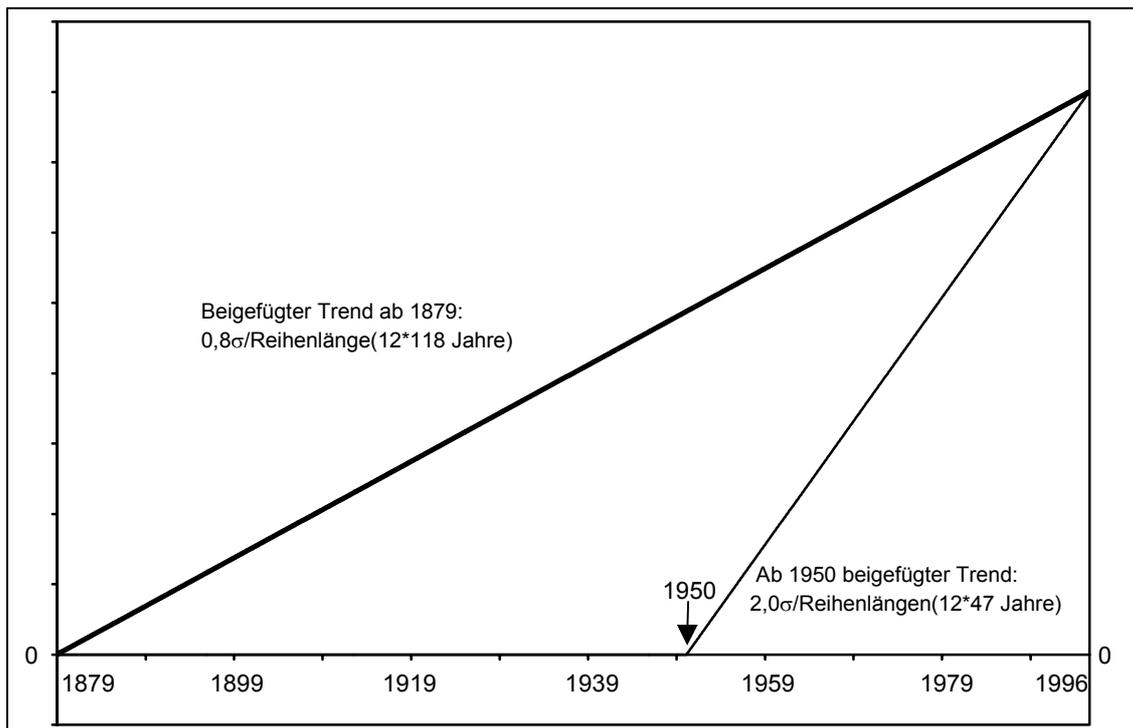
Tab. 4: Vergleich der Ergebnisse verschiedener Verfahren bezüglich der Quantifizierung eines Erwärmungstrends ab 1950 an der Station Karakol

| | Herkömmliches Verfahren Trendkoeffizient der Regressionsanalyse bezüglich einer Erwärmung ab 1950 an der Station Karakol | DFA-basiertes Verfahren unter Berücksichtigung von Langzeitkorrelationen mit einem beigefügten linearer Trend ab 1950 |
|---------|--|---|
| Karakol | +0,027 °C (2,7°C auf 100 Jahre) | +0,022 - 0,025°C (2,2 - 2,5°C auf 100 Jahre) |

Die beiden DFA-basierten Ergebnisse bezüglich eines hypothetischen Trends über die gesamte Zeitreihe im Vergleich zu einer Erwärmung ab 1950 hat gezeigt, dass der Wert der beigefügten Trends ab 1950 mit $2,0\sigma$ /Reihenlänge offenbar mit dem Steigungswert für die gesamte Zeitreihe korrespondiert, der $0,8\sigma$ /Reihenlänge betrug. Der zugefügte Anstieg bezogen auf die kürzere Reihenlänge beträgt mit $2,0\sigma$ /Reihenlänge demnach das 2,5fache des Anstiegs über die gesamte Reihenlänge. Dies entspricht genau dem Verhältnis zwischen der kurzen Erwärmungsperiode ab 1950 (47 Jahre)

und dem Gesamtzeitraum (118 Jahre), denn $118:47 = 2,51$ (vgl. Abb. 12). Dieser Befund auf der Basis des dargestellten DFA-basierten Verfahrens legt nahe, dass die Erhöhung der Temperatur insgesamt konstant ist und sich höhere Steigungen bei später einsetzenden Trends allein daraus ergeben, dass dieser konstante Wert in entsprechend kürzerer Zeit erreicht werden muss (vgl. Abb. 12).

Abb. 12: Modellierte Erwärmungstrends des DFA-basierten Verfahrens zur Trendbestimmung für eine Erwärmungsphase über die gesamte Zeitdauer 1879 - 1996 und für eine Erwärmung von 1950 - 1996



Diese Beobachtung wirft Fragen für zukünftige Analysen auf: Ist der in Abbildung 12 skizzierte Zusammenhang eine Zufälligkeit oder besteht er auch für andere Zeitpunkte, für die ein beginnender Trend modelliert wird? Wenn dies der Fall sein sollte und ein entsprechend allgemeiner Zusammenhang zwischen dem Erwärmungszeitraum und der Stärke der beigefügten Trends tatsächlich besteht, so wäre daraus der Schluss zu ziehen, dass die Erwärmung möglicherweise nicht an einen bestimmten Zeitpunkt gekoppelt ist.

6 Zusammenfassung und Diskussion

- Probleme bei der herkömmlichen Trendbestimmung:
Mit der Bestimmung des Trendwertes bezüglich der Klimaerwärmung in Zentralasien in der jüngeren Vergangenheit anhand herkömmlicher Verfahren der Zeitreihenanalyse (gleitende Mittelwerte, Regressionsanalysen) sind zwei zentrale Probleme verbunden:
Das erste Problem betrifft die Festlegung des Anfangs- und Endzeitpunktes der Regressionsanalyse. Es wurde gezeigt, dass eine Verschiebung des betrachteten Zeitschnittes um wenige Jahre zu erheblich veränderten Trendwerten führen kann. Je kürzer der gewählte Zeitschnitt ist und je weniger Messwerte zur Bestimmung einer Regressionsgeraden einbezogen werden, desto stärker wird der Trendwert durch extreme Werte an den Anfangs- und Endzeitpunkten beeinflusst. Die Wahl des betrachteten Zeitschnittes hat daher sachlogisch begründet zu sein, z.B. anhand des Beginns einer veränderten Gletscherschmelze oder veränderter Abflussmengen der Flüsse mit Gletscherspeisung. Zusätzlich sollten die Trendwerte für benachbarte Anfangs- und Endzeitpunkte berechnet werden, um extreme Ergebnisse durch ungünstig gewählte Zeitpunkte zu identifizieren.
Zweitens tritt das Problem der Langzeitkorrelationen innerhalb der Zeitreihen auf. Die einzelnen Messwerte der betrachteten Temperaturzeitreihen sind demnach nicht unabhängig voneinander, sondern werden noch von weit zurück reichenden Werten beeinflusst. Erhebliche Abweichungen vom langfristigen Mittelwert können dadurch entstehen und leicht als Trend fehlinterpretiert werden. Die Korrelationsstruktur innerhalb einer Zeitreihe ist daher bei einer Trendbestimmung unbedingt zu beachten.
- Ergebnisse der herkömmlichen Verfahren:
Durch die Berechnung von 30jährigen und 7jährigen gleitenden Mittelwerten wurde eine generelle Erwärmung in Zentralasien nachgewiesen, die vermutlich seit Beginn der 1950er Jahren eingesetzt hat. Spätestens seit den 1970er Jahren gehen die gleitenden Durchschnittswerte deutlich über die normale Schwankungsbreite der vorangegangenen langjährigen Messreihen hinaus (Giese/Moßig 2004).
Für die ausgewählten Beispielstationen Karakol und Bajtik wurden bezüglich der Erwärmung ab den 1950er Jahren anhand der regressionsanalytischen Verfahren die folgenden Trendwerte ermittelt:
Karakol: $0,027^{\circ}\text{C}$ bzw. $2,7^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre
(Schwankungsbreite für benachbarten Zeitpunkte: $0,024 - 0,029^{\circ}\text{C}$)
Bajtik: $0,008^{\circ}\text{C}$ bzw. $0,8^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre
(Schwankungsbreite: $0,005 - 0,010^{\circ}\text{C}$).

- Ergebnisse der Detrended Fluctuation Analysis (DFA):
Das spezielle Verfahren der DFA zur Identifikation von Langzeitkorrelationen innerhalb der Zeitreihen für die Monatsmitteltemperaturen an den Stationen Karakol und Bajtik wurde zunächst allgemein erläutert. Anhand der Fluktuationsexponenten $\alpha = 0,66$ für Karakol sowie $\alpha = 0,62$ für Bajtik bei der DFA1 und DFA2 wurde die Existenz von Langzeitkorrelationen nachgewiesen. Da sich jedoch die nicht-trendbereinigenden Fluktuationsexponenten der FA von diesen Werten für die DFA1 und DFA2 unterscheiden haben (FA Karakol: $\alpha = 0,77$, FA Bajtik: $\alpha = 0,56$), wurde zugleich nachgewiesen, dass sich innerhalb der betrachteten Temperaturreihen auch Trends befinden müssen. Durch die DFA bzw. FA kann jedoch die Größe dieser Trends nicht unmittelbar bestimmt werden.
- DFA-basiertes Verfahren zur Trendbestimmung unter Berücksichtigung der Langzeitkorrelationen:
Das unterschiedliche Steigungsverhalten der trendbereinigenden DFA gegenüber der nicht-trendbereinigenden FA wurde genutzt, um die Stärke dieser identifizierten Trends zu quantifizieren. Zu diesem Zweck wurden langzeitkorrelierte Zufallszeitreihen ohne Trend konstruiert, die in ihrem jeweiligen Korrelationsverhalten (DFA1 bzw. DFA2) den Temperaturmessreihen der Stationen Karakol und Bajtik entsprechen. Durch die schrittweise Zugabe von Trends in diese konstruierten Zufallszeitreihen kann über den Vergleich der Korrelationsstrukturen eine Abschätzung bezüglich der Trendwerte vorgenommen werden. Nach dieser Vorgehensweise kann die trendhafte Erwärmung in Karakol bezogen auf 100 Jahre mit $0,8 - 1,1^{\circ}\text{C}$ beziffert werden. Für Bajtik wurde ein Trend zwischen $0 - 0,5^{\circ}\text{C}$ bezogen auf 100 Jahre bestimmt.
Da dieses Verfahren einen kontinuierlichen Trend über die gesamte Zeitreihe unterstellt, muss dieses Ergebnis mit dem entsprechenden Trendwert der Regression über die gesamte Zeitreihe verglichen werden (auch wenn die Erwärmungsphase eigentlich erst ab Anfang der 1950er Jahre zu beginnen scheint). Für Karakol und Bajtik wurden mit dem herkömmlichen Regressionsverfahren (Karakol 1879-1996, bzw. Bajtik 1915 - 2001) jeweils eine Erwärmung um $0,7^{\circ}\text{C}$ auf 100 Jahre ermittelt. In Karakol wäre demnach die anhand des DFA-basierten Verfahrens festgestellte Erwärmung leicht stärker, als durch die herkömmlichen Verfahren angenommen, was vermutlich mit der Schwankungsbreite der Trendwerte innerhalb der herkömmlichen Verfahren aufgrund der betrachteten Zeitschritte in Verbindung steht. Eine Überschätzung des Trendwertes der herkömmlichen Verfahren aufgrund der Nicht-Berücksichtigung der Langzeitkorrelationen liegt in Fall einer unterstellten Erwärmung über den gesamten Beobachtungszeitraum 1879 - 1996 für Karakol demnach jedenfalls nicht vor.
Die gleitenden Mittelwerte haben jedoch gezeigt, dass die Erwärmung offenbar erst später einsetzt und somit die berechneten Werte beider Verfahren (herkömmlich

und DFA-basiert) über die gesamte Zeitreihe die Entwicklung möglicherweise nicht hinreichend widerspiegeln. Der Vergleich mit den herkömmlich ermittelten Trendwerten für eine Erwärmung ab den 1950er Jahren (Karakol: 2,7°C auf 100 Jahre und Bajtik 0,8°C auf 100 Jahre) kann daher nicht vorgenommen werden.

Das DFA-basierte Verfahren wurde aus diesem Grund dahingehend modifiziert, indem die schrittweise Zugabe von Trends erst ab den Werten der Zufallszeitreihen vorgenommen wurde, die das Jahr 1950 repräsentieren. Diese verbesserte Vorgehensweise mit einem 1950 einsetzenden Trend beziffert die Erwärmung an der Station Karakol mit 2,2 - 2,5°C bezogen auf 100 Jahre. Durch die herkömmliche Regressionsanalyse (Trendwert: 2,7°C bezogen auf 100 Jahre) wird die Erwärmung demnach aufgrund der nicht berücksichtigten Langzeitkorrelationen geringfügig überschätzt, jedoch von der Größenordnung her in einem vertretbaren Umfang.

Insgesamt wurde aufgezeigt, dass bei der Bestimmung von Temperaturtrends die innere Korrelationsstruktur der Messreihe zu berücksichtigen ist, da die Trendwerte durch Langzeitkorrelationen beeinflusst sein können. Das Verfahren der Trendabschätzung unter Berücksichtigung der Langzeitkorrelationen erfordert sehr komplexe Algorithmen. Das für die Station Karakol ermittelte Ergebnis und die diesbezüglich entwickelte Vorgehensweise ist unbedingt für weitere Klimastationen durchzuführen, um den vorliegenden ersten Befund weiter abzusichern. Ebenso ist die Vermutung zu prüfen, ob sich tatsächlich der Temperaturanstieg beim DFA-basierten Verfahren bei anders gewählten Anfangszeitpunkten insgesamt nicht ändert, sondern die Stärke der Trendwerte lediglich vom jeweils geprüften Erwärmungszeitraum abhängt. Wenn dies der Fall sein sollte, dann erfolgt in einer unterstellten kurzen Erwärmungsphase dieser konstante Temperaturanstieg in kürzerer Zeit und der entsprechende Trendwert wird größer. Umgekehrt wäre bei unterstellten längeren Erwärmungszeiträumen ein geringerer Trendwert erforderlich, um den konstanten Temperaturanstieg insgesamt zu erreichen. Dies würde jedoch die Frage nach dem Zeitpunkt einer einsetzenden Erwärmungsphase neu aufwerfen, denn die gesamte Erwärmung wäre demnach unabhängig von ihrem Beginn. Diese Vermutung muss jedoch noch eingehend geprüft werden.⁶

Ferner sei darauf hingewiesen, dass die getroffenen Modellannahmen zur DFA-basierten Abschätzung der Erwärmung ab 1950 ebenso wie die Regressionsanalysen, die den Zeitraum ab 1950 betrachten, auf der Annahme beruhen, dass sich ein zuvor stabiler Zustand schlagartig ändert. Die den Berechnungen zugrunde liegende Sichtweise eines plötzlich einsetzenden Trends konstanter Stärke ist eine Vereinfachung, deren Beschränkungen sukzessive abgearbeitet werden müssen, z.B. durch die

⁶ Bei der herkömmlichen Regressionsanalyse ist der Trend übrigens von der Länge des betrachteten Zeitschnittes abhängig. Vjushin et al. (2001) haben gezeigt, dass mit zunehmender Größe betrachteter Zeitschnitte kleinere Steigungen auftreten. Dieser Zusammenhang folgt dabei einem Potenzgesetz. Insgesamt folgt daraus eine zusätzliche Problematik bezüglich der Wahl geeigneter Anfangs- und Endzeitpunkte bei der Trendbestimmung durch herkömmliche regressionsanalytische Verfahren.

Berechnung nicht-linearer Trends, welche einen fließenden Übergang von einem nahezu stationären Zustand in eine Phase der (zunehmend beschleunigten) Erwärmung abbilden würde.

Quellen für mögliche kleinere Fehler und Abweichungen beim vorgestellten DFA-basierten Verfahren zur Bestimmung des Erwärmungstrends innerhalb der analysierten Zeitreihen können sich aus der Annahme einer Normalverteilung bezüglich der konstruierten Vergleichszeitreihen ergeben. Ebenso kann die Bestimmung der Fluktuations-exponenten α mit kleinen Unsicherheiten behaftet sein. Unklar ist zudem, ob von Kurzzeitkorrelationen innerhalb der Messwerte ein Einfluss auf das DFA-basierten Verfahren zur Trendbestimmung ausgeht.

7 Literaturverzeichnis

- Aizen, V.; Aizen, E.; Melack, J. M. and Dozier, J. (1997): Climatic and hydrologic changes in the Tien Shan, Central Asia. In: *Journal of Climate*, Vol. 10(6), pp. 1393-1404.
- Bamberg, G.; Baur, F. (1996): *Statistik*. 9. Auflage, München, Wien.
- Billeter, E.P.; Vlach, V. (1981): *Zeitreihen-Analyse. Einführung in die praktische Anwendung*. Würzburg, Wien.
- Bunde, A.; Havlin, S. (1994a): A Brief Introduction to Fractal Geometry. In: Bunde, A./Havlin, S. (eds.): *Fractals in Science*, Berlin.
- Bunde, A.; Kantelhardt, J. W. (2001): Langzeitkorrelationen in der Natur: von Klima, Erbgut und Herzrhythmus. In: *Physikalische Blätter*, Vol. 57, S. 49-54.
- Eichner, J. F.; Koscielny-Bunde, E.; Bunde, A., Havlin, S.; Schellnhuber, H.-J. (2003): Power-law persistence and trends in the atmosphere: A detailed study of long temperature records. In: *Physical Review E*, Vol. 68.
- Feder, J. (1988): *Fractals*. New York.
- Finaev, A. (1999): Climatic changes in the mountain glacier area of Pamir. In: *Ice Physics and the Natural Environment*, ed. by J. S. Wettlaufer, J. G. Dash and N. Untersteiner. NATO ASI Series: Vol. 156, pp. 289-295.
- Giese, E.; Moßig, I. (2004): *Klimawandel in Zentralasien*. Zentrum für internationale Entwicklungs- und Umweltforschung (ZEU) der Justus-Liebig-Universität Gießen, Diskussionsbeiträge, Nr. 13, Gießen.

- Govindan, R. B.; Vyushin, D.; Bunde, A.; Brenner, S.; Havlin, S.; Schellnhuber, H.-J. (2002): Global Climate Models Violate Scaling of the Observed Atmospheric Variability. In: *Physical Review Letters*, Vol. 89 (2).
- Kantelhardt, J. W.; Koscielny-Bunde, E.; Rego, H. H. A.; Havlin, S.; Bunde, A. (2001): Detecting long-range correlations with detrended fluctuation analysis. In: *Physica A*, Vol. 295, S. 441-454.
- Koscielny-Bunde, E.; Bunde, A.; Havlin, S.; Roman, H. E.; Goldreich, Y.; Schellnhuber, H.-J. (1998): Indication of a Universal Persistence Law Governing Atmospheric Variability. In: *Physical Review Letters*, Vol. 81, S. 729-732.
- Makse, H. A.; Havlin, S.; Schwartz, M.; Stanley, H. E. (1996): Method for generating long-range correlations for large systems. In: *Physical Review E*, Vol. 53 (5), S. 5445 - 5449.
- Peng, C.-K.; Buldyrev, S. V.; Havlin, S.; Simons, M.; Stanley, H. E.; Goldberger, A. L. (1994): Mosaic organization of DNA nucleotides. In: *Physical Review E*, Vol. 49, S. 1685-1689.
- Romanovskij, V. V. (2002): *Sovremennye izmenenija klimata na Tjan'-Šane*. Kyrgyzskaja Nacional'naja Akademija Nauk. Institut Vodnych Problem i Gidroénergetiki, Biškek.
- Vjushin, D.; Govindan, R. B.; Monetti, R. A.; Havlin, S.; Bunde, A. (2001): Scaling analysis of trends using DFA. In: *Physica A*, Vol. 302, pp. 234-243.
- Vjushin, D.; Zhidkov, S.; Havlin, S.; Bunde, A.; Brenner, S. (2004): Volcanic forcing improves Atmosphere-Ocean Coupled General Circulation Model scaling performance. In: *Geophysical Research Letters*, Vol. 31.

Bisherige Veröffentlichungen in dieser Reihe:

- No. 1 HERRMANN, R., KRAMB, M. C., MÖNNICH, Ch. (12.2000): Tariff Rate Quotas and the Economic Impacts of Agricultural Trade Liberalization in the WTO. (etwas revidierte Fassung erschienen in: "International Advances in Economic Research", Vol. 7 (2001), Nr. 1, S. 1-19.)
- No. 2 BOHNET, A., SCHRATZENSTALLER, M. (01.2001): Der Einfluss der Globalisierung auf staatliche Handlungsspielräume und die Zielverwirklichungsmöglichkeiten gesellschaftlicher Gruppen. (erschieden in: "List-Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik", Bd. 27(2001), H. 1, S. 1-21.)
- No. 3 KRAMB, M. C. (03.2001): Die Entscheidungen des "Dispute Settlement"-Verfahrens der WTO im Hormonstreit zwischen der EU und den USA – Implikationen für den zukünftigen Umgang mit dem SPS-Abkommen. (überarbeitete Fassung erschienen in: "Agrarwirtschaft", Jg. 50, H. 3, S. 153-157.)
- No. 4 CHEN, J., GEMMER, M., TONG, J., KING, L., METZLER, M. (08.2001): Visualisation of Historical Flood and Drought Information (1100-1940) for the Middle Reaches of the Yangtze River Valley, P.R. China. (erschieden in: Wu et al. (eds) Flood Defence '2002, Beijing, New York 2002, pp. 802-808.)
- No. 5 SCHROETER, Ch. (11.2001): Consumer Attitudes towards Food Safety Risks Associated with Meat Processing. (geänderte und gekürzte Fassung ist erschienen unter Christiane SCHROETER, Karen P. PENNER, John A. FOX unter dem Titel "Consumer Perceptions of Three Food Safety Interventions Related to Meat Processing" in "Dairy, Food and Environmental Sanitation", Vol. 21, No. 7, S. 570-581.)
- No. 6 MÖNNICH, Ch. (12.2001): Zollkontingente im Agrarsektor: Wie viel Liberalisierungsfortschritt? Ergebnisse und Diskussion einer Auswertung der EU-Daten. (gekürzte Fassung erschienen in BROCKMEIER, M., ISERMEYER, F., von CRAMON-TAUBADEL, S. (Hrsg.), Liberalisierung des Weltagrarhandels - Strategien und Konsequenzen. "Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.", Bd. 37(2002), S. 51-59.)
- No. 7 RUBIOLO, M. (01.2002): EU and Latin America: Biregionalism in a Globalizing World?
- No. 8 GAST, M. (02.2002): Zollkontingente bei US-amerikanischen Käseimporten. (gekürzte Fassung erschienen in: "Agrarwirtschaft", Jg. 51, H. 4, S. 192-202.)
- No. 9 BISCHOFF, I. (08.2002): Efficiency-enhancing Effects of Private and Collective Enterprises in Transitional China.

- No. 10 KÖTSCHAU, K. M., PAWLOWSKI, I., SCHMITZ, P. M. (01.2003): Die Policy Analysis Matrix (PAM) als Instrument zur Messung von Wettbewerbsfähigkeit und Politikeinfluss - Zwischen Theorie und Praxis: Das Fallbeispiel einer ukrainischen Molkerei.
- No. 11 HERRMANN, R., MÖSER A. (06.2003): Price Variability or Rigidity in the Food-retailing Sector? Theoretical Analysis and Evidence from German Scanner Data.
- No. 12 TROUCHINE, A. (07.2003): Trinkwasserversorgung und Armut in Kasachstan: Aktueller Zustand und Wechselwirkungen.
- No. 13 WANG, R.; GIESE, E.; GAO, Q. (08.2003): Seespiegelschwankungen des Bosten-Sees (VR China).
- No. 14 BECKER, S.; GEMMER, M.; JIANG, T.; KE, CH.. (08.2003): 20th Century Precipitation Trends in the Yangtze River Catchment.
- No. 15 GEMMER, M.; BECKER, S.; JIANG, T (11. 2003): Detection and Visualisation of Climate Trends in China.
- No. 16 MÖNNICH, Ch. (12.2003):
Tariff Rate Quotas: Does Administration Matter?
- No. 17 GIESE, E.; MOßIG, I. (03.2004)
Klimawandel in Zentralasien
- No. 18 GIESE, E.; SEHRING, J. TROUCHINE, A. (05.2004)
Zwischenstaatliche Wassernutzungskonflikte in Zentralasien
- No. 19 DIKICH, A. N. (09.2004)
Gletscherwasserressourcen der Issyk-Kul-Region (Kirgistan), ihr gegenwärtiger und zukünftiger Zustand
- No. 20 CHRISTIANSEN, TH.; SCHÖNER, U. (11.2004)
Irrigation Areas and Irrigation Water Consumption in the Upper Ili Catchment, NW-China
- No. 21 NARIMANIDZE, E. et al. (04.2005)
Bergbaubedingte Schwermetallbelastungen von Böden und Nutzpflanzen in einem Bewässerungsgebiet südlich von Tiflis/Georgien - Ausmaß, ökologische Bedeutung, Sanierungsstrategien
- No. 22 ROMANOVSKIJ, V.V.; KUZ'MIČENOK, V.A. (06.2004)
Ursachen und Auswirkungen der Seespiegelschwankungen des Issyk-Kul' in jüngerer Zeit
- No. 23 ZITZMANN, K.; TROUCHINE, A. (07.2005)
Die Landwirtschaft Zentralasiens im Transformationsprozess

- No. 24 SEHRING, J. (08.2005)
Water User Associations (WUAs) in Kyrgyzstan -
A Case Study on Institutional Reform in Local Irrigation Management
- No. 25 GIESE, E., MAMATKANOV, D. M. und WANG, R. (08.2005)
Wasserressourcen und Wassernutzung im Flussbecken des Tarim (Autonome
Region Xinjiang / VR China)
- No. 26 MOSSIG, I., RYBSKY, D. (08.2005)
Die Erwärmung bodennaher Luftschichten in Zentralasien. Zur Problematik
der Bestimmung von Trends und Langzeitkorrelationen

Stand 1. September 2005

Die Diskussionsbeiträge können im Internet unter:

<http://www.uni-giessen.de/zeu/Publikation.html> eingesehen werden.