

Deutscher Wetterdienst



Berichte des Deutschen Wetterdienstes

219

**Hydrometeorologische Untersuchungen
zum Problem der Klimaveränderungen**

von
Klaus Blümel, Adelheid Klämt, Gabriele Malitz,
Helga Matthäus, Martin Rachner, Dieter Richter

Zur Herstellung dieses Buches wurde chlor- und säurefreies Papier verwendet.

ISSN 0072-4130
ISBN 3-88148-379-9

Alle Rechte vorbehalten. Nachdruck, auch auszugsweise, verboten. Kein Teil dieses Werkes darf ohne schriftliche Einwilligung des Deutschen Wetterdienstes in irgendeiner Form (Fotokopie, Mikrofilm, oder ein anderes Verfahren), auch nicht für Zwecke der Unterrichtsgestaltung, reproduziert oder unter Verwendung elektronischer Systeme verarbeitet, vervielfältigt oder verbreitet werden. Für den Inhalt sind die Autoren verantwortlich.

Herausgeber und Verlag:
Deutscher Wetterdienst
Frankfurter Str. 135
63067 Offenbach am Main

Anschrift der Autoren:
Dr. Klaus Blümel
Dipl.-Met. Adelheid Klämt
Dr. Gabriele Malitz
Dipl.-Met. Helga Matthäus
Dr. Martin Rachner
Dr. Dieter Richter

Deutscher Wetterdienst
Geschäftsfeld Hydrometeorologie
Referat Hydrometeorologische Entwicklungen
und Anwendungen
Lindenberger Weg 24
13125 Berlin
email: hm2@dwd.de

Vorwort

Nach den Feststellungen im „Third Assessment Report-Climate Change 2001“ des IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) wird für die nächsten 100 Jahre mit einer Erhöhung der mittleren globalen Temperatur um 1,4 bis 5,8 K gerechnet. Eine solche signifikante „Klimaveränderung“ hat auch spürbare Auswirkungen auf den Wasserhaushalt, da ein Temperaturanstieg allgemein zu einer Intensivierung des hydrologischen Kreislaufs führt. Diese kann erhöhte Verdunstungs- und Niederschlagsraten zur Folge haben.

Hinsichtlich der Auswirkungen von Klimaänderungen auf die Wasserwirtschaft sind die hydrometeorologischen Grundgrößen Niederschlag einschließlich Schneedecke und Verdunstung von besonderer Bedeutung. Veränderungen im Niederschlags- und Verdunstungsregime – sowohl langfristige Veränderungen des mittleren Zustandes als auch langfristige Veränderungen im Schwankungs- und Extremverhalten – haben Auswirkungen auf den Oberflächenabfluss, das Ausmaß und die Häufigkeit von Hochwasserereignissen, den Bodenwasserhaushalt und die Grundwasserneubildung mit Konsequenzen für die Wasserverfügbarkeit. Untersuchungen über die Variabilität der hydrometeorologischen Größen für verschiedene Zeit- und Raumbereiche und die Aufdeckung der Existenz systematischer Trends sind daher vordringliche Aufgaben.

Die bis heute vorliegenden Auswertungen und Ergebnisse zum Langzeitverhalten hydrometeorologischer Größen, insbesondere hinsichtlich inner- und interannueller Aspekte, der zeitlichen Diskretisierung sowie des Häufigkeits- und Extremverhaltens, sind noch unzureichend. Die Untersuchungen auf diesem Gebiet sollten daher intensiviert und auf eine breitere Basis gestellt werden.

Aus diesem Grunde wurde von zwei ATV-DVWK-Fachausschüssen angeregt, im Rahmen eines Projektes „Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen“ (HUK) eine Analyse des Langzeitverhaltens hydrometeorologischer Größen im Auftrag der Länderarbeitsgemeinschaft Wasser (LAWA) in Angriff zu nehmen. Die Untersuchungen wurden auf der Basis einer umfangreichen Datengrundlage und unter Einsatz verschiedener statistischer Methoden (Zeitreihenanalyse) sowie bewährter hydrometeorologischer Modelle und Verfahren im Deutschen Wetterdienst/Geschäftsfeld Hydrometeorologie durchgeführt.

Das Gesamtziel des Projektes bestand in der Gewinnung und Bereitstellung detaillierter und regional differenzierter Informationen über das Langzeitverhalten hydro-meteorologischer Größen und Parameter. Die vorliegende Publikation fasst die Ergebnisse der umfangreichen und teilweise sehr zeitaufwändigen Arbeiten in vier Teilberichten zusammen.

An dieser Stelle möchte ich neben den Autoren auch den Mitgliedern der ATV-DVWK-Arbeitsgruppe 1.1 Niederschlag für die fachliche Begleitung des Projektes danken. Mein Dank gilt auch allen weiteren am Projekt HUK Beteiligten, die durch engagierte Zusammenarbeit die Aufbereitung, Prüfung und Aufstockung der Datenbasis, die Auswertung von zahlreichen Zwischenergebnissen sowie ein erfolgreiches Projektmanagement - insbesondere im Hinblick auf die mehr als 30 Werkverträge - ermöglicht haben.

Thilo Günther, Projektleiter

Berlin, im August 2001

Gesamtinhaltsverzeichnis

Seite

Teil A:

Statistische Analyse langer Zeitreihen hydrometeorologischer Größen

7

Teil B:

Langzeitverhalten des Niederschlags, der Verdunstung und der Bilanzen

139

Teil C:

Langzeitverhalten sommerlicher Niederschläge für Dauerstufen von $D \leq 6$ h

221

Teil D:

Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes

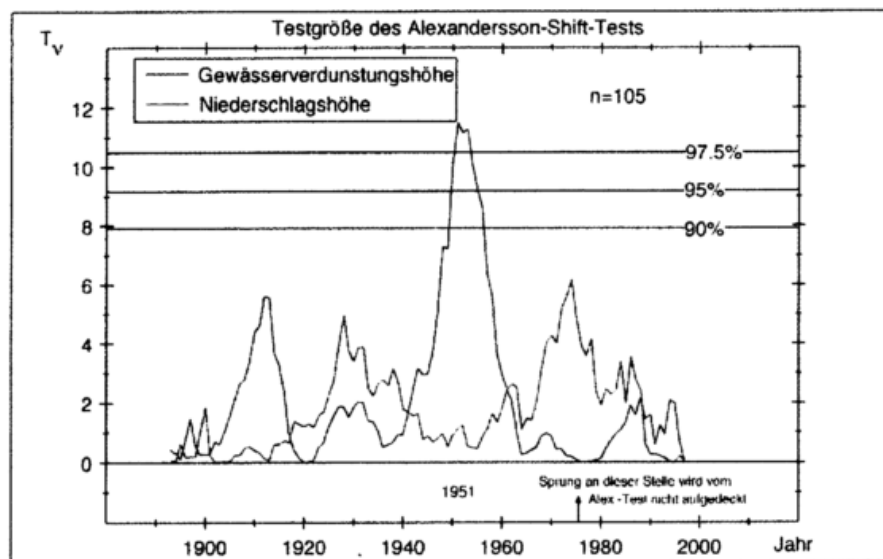
253



Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen (HUK) - Untersuchungen zum Langzeitverhalten hydrometeorologischer Größen

Abschlussbericht

Teil A: Statistische Analyse langer Zeitreihen hydrometeorologischer Größen



Projektleiter: Dr. Thilo Günther
Projektbearbeiter: Dr. Klaus Blümel

Berlin, Dezember 2000

Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen (HUK)

Teil A: Statistische Analyse langer Zeitreihen hydrometeorologischer Größen

Dr. Klaus Blümel

Zusammenfassung

Die Analyse langer klimatologischer Messreihen ist für die Verifikation der Ergebnisse aus Klimamodellen, für die Aufdeckung anthropogener Klimaveränderungen und auch allgemein zur Gewinnung neuer Erkenntnisse über das System *Erde-Atmosphäre* unerlässlich.

Solche Messreihen repräsentieren leider nicht nur den wahren, natürlichen Verlauf des Wetter-/Klimageschehens, sondern können z. B. durch Messmethodik, Urbanisierung, Messgeräte oder Fehler des Beobachters mit künstlichen Sprüngen oder *Trends* behaftet sein. Da bei der Charakterisierung des Klimas diese künstlichen *Inhomogenitäten* stören, müssen sie zunächst, falls vorhanden, aufgedeckt und gegebenenfalls entfernt werden.

Das Auffinden solcher Inhomogenitäten mit so genannten *Homogenitätstests* ist ein Ziel dieser Arbeit. Untersucht werden Reihen der Niederschlagshöhe, der potentiellen Verdunstung (berechnet nach Turc/Ivanov), der Gewässerverdunstung (für Seen mit 6 m Tiefe) und der realen Verdunstung von Oberflächen mit Grasbewuchs auf sandigen Böden an sechs verschiedenen, repräsentativen Stationen in Deutschland. Zusätzlich werden Messungen der Schneedeckenandauer an 9 Stationen bearbeitet.

Um natürliche von künstlichen Trends und Sprüngen zu unterscheiden, vergleicht man bei diesen *relativen* Tests die zu untersuchende Reihe mit den Werten benachbarter Stationen, deren Werte möglichst gut mit den Werten der zu untersuchenden Station korreliert sind.

Nach Aufdeckung der Inhomogenitäten hat man die Möglichkeit, die Reihen zu korrigieren (zu *homogenisieren*). Auf die homogenen Reihen können *absolute* Tests, die auf vorhandene Trends, Zyklizitäten und Brüche prüfen, angewandt werden. Außerdem können deskriptive Untersuchungen zur Verteilungsform, zur Wahrscheinlichkeitsverteilung von Extremwerten, Überschreitungsdauern u. ä. angeschlossen werden. Empfehlenswerte relative und absolute Tests werden zusammengestellt und kurz erläutert. In der vorliegenden Arbeit werden diese „absoluten“ Tests vorwiegend auf die Untersuchung der Trendstabilität der verfügbaren Reihen beschränkt. Zusätzlich wird die Schneedeckenandauer genaueren Trend- und Trendstabilitätsanalysen unterzogen.

Leider zeigte es sich, dass viele statistische Methoden in der Fachwelt fehlerhaft angewendet oder deren Ergebnisse falsch interpretiert werden. Die fehlerhaften Methoden werden in dieser Arbeit korrigiert und verbessert. Auf häufig gemachte Interpretations- oder Anwendungsfehler wird hingewiesen.

Da die Messwerte der vorliegenden Stationen relativ schlecht korreliert sind, wird zusätzlich die Auswirkung dieser geringen Korrelation untersucht. Sehr interessant ist auch die Frage, wie *wichtig* eine bestimmte gefundene Inhomogenität ist und wie stark sie sich auf nachfolgende Ergebnisse (z. B. Trends) auswirkt, falls sie nicht korrigiert wird.

Die Ergebnisse der Homogenitätstest zeigten, dass der Niederschlag und die reale Gras-Sand-Verdunstung ziemlich homogen erscheinen, die berechnete Turc/Ivanov- und Gewässerverdunstung aber stark inhomogen sind, obwohl zu ihrer Berechnung die gleichen Primärgrößen wie zur Bestimmung der Gras-Sand-Verdunstung benutzt werden. Warum das so ist, wird untersucht.

Inhaltsverzeichnis

Verzeichnis der Abbildungen	iii
Verzeichnis der Tabellen	iv
1 Einleitung und Zusammenfassung	1
2 Allgemeines Konzept	3
2.1 Bemerkungen zur benutzten Nomenklatur	3
2.2 Das Prinzip des Homogenitätstests	4
2.3 Bildung der Referenzwerte und Korrekturformeln	7
3 Vorhandene Daten	9
4 Wichtige Bemerkungen zu statistischen Tests	18
4.1 Der Voraussagewert eines signifikanten und eines nicht signifikanten Tests	18
4.2 Mehrfachtests	20
5 Verwendete Testverfahren	24
5.1 Vortests: Tests auf Unabhängigkeit und Normalverteilung	24
5.1.1 Tests auf Unabhängigkeit	25
5.1.2 Tests auf Normalverteilung	27
5.2 Relative Homogenitätstests bzgl. der Erwartungswerte	28
5.3 Tests auf Varianzhomogenität	30
5.3.1 Mögliche Testmethoden für die Prüfung der absoluten Homogenität der $\sigma_{d_i}^2$	31
5.3.2 Mögliche Testmethoden für die Prüfung der relativen Homogenität der $\sigma_{x_i}^2$	32
5.3.3 Mögliche Testmethoden für die Prüfung der absoluten Homogenität der $\sigma_{x_i}^2$	32
5.4 Absolute Tests, angewandt auf die originalen Datensätze (Bruchpunkte, Trends, Spektrum, Extremwertanalyse)	33
5.4.1 Analyse von Inhomogenitäten	34
5.4.2 Trendtests	34
5.4.3 Prüfung der Trendstabilität	36
5.4.4 Analyse zyklischer Schwankungen	37
5.4.5 Extremwert- und Andauerstatistik	37
5.5 Nötige Korrekturen und Verbesserungen der angewandten Verfahren	38
5.5.1 Gauß'sche Tiefpaßfilterung	38
5.5.2 Das modifizierte Abbekriterium (Abbe-Test)	39
5.5.3 Kritische obere Grenzen für den $n\omega^2$ -Test	40

INHALTSVERZEICHNIS

5.5.4	Der modifizierte Schnelltest	41
5.5.5	Signifikanz des Alexandersson–Shift–Tests am Rand	43
5.5.6	Das modifizierte Wertesummenlinienverfahren	44
5.5.7	Korrekte Signifikanzgrenzen für das Powerspektrum	46
6	Die Wichtigkeit	50
6.1	Definition der ‘Wichtigkeit’	50
6.2	Verallgemeinerung der ‘Wichtigkeit’ auf Sprünge und Trends beliebiger Länge	55
6.3	Der α -Fehler der speziellen Testfolge ‘relativer Homogenitätstest, absoluter Trendtest’	56
7	Ergebnisse der relativen Tests	58
7.1	Homogenitätstests am Beispiel ‘Jährliche Niederschlagshöhen in Münster’	59
7.2	Ergebnisse der Homogenitätstests im Überblick	63
8	Warum sind E_{Tarc} und E_{Sec} inhomogener als E_{GS}?	81
8.1	Theoretische Begründung	81
8.2	Praktische Schlußfolgerungen aus empirischen Werten	86
8.3	Zusammenfassung der Ergebnisse dieses Kapitels	90
9	Analyse der homogenen Zeitreihen	91
9.1	Trends, periodische Schwankungen, innerjährlicher Gang	91
9.1.1	Niederschlag und Verdunstungsgrößen	91
9.1.2	Schneedeckenandauer	98
9.2	Trendstabilität	105
9.2.1	Niederschlag und Verdunstungsgrößen	105
9.2.2	Schneedeckenandauer	106
10	Zusammenfassung der Datenanalyse	115
11	Zusammenfassung der theoretischen Ergebnisse	117
A	Einfluß der Korrelation zwischen den Stationen	118
A.1	Einfluß auf die Form der Verteilung	118
A.2	Einfluß auf die Unabhängigkeit der Elemente der Differenzenreihe	118
A.3	Einfluß auf die Teststärke	119
B	Einfluß der zeitlichen Auflösung	121
	Literaturverzeichnis	124

1 Einleitung und Zusammenfassung

Die Analyse langer klimatologischer Meßreihen ist für die Verifikation der Ergebnisse aus Klimamodellen, für die Aufdeckung anthropogener Klimaveränderungen und auch allgemein zur Gewinnung neuer Erkenntnisse über das System *Erde-Atmosphäre* unerlässlich.

Solche Meßreihen repräsentieren leider nicht nur den wahren, natürlichen Verlauf des Wetter-/Klimageschehens, sondern können z. B. durch Meßmethodik, Urbanisierung, Meßgeräte oder Fehler des Beobachters mit künstlichen Sprüngen oder *Trends* behaftet sein. Da bei der Charakterisierung des Klimas diese künstlichen *Inhomogenitäten* stören, müssen sie zunächst, falls vorhanden, aufgedeckt und gegebenenfalls entfernt werden.

Das Auffinden solcher Inhomogenitäten mit sogenannten *Homogenitätstests* ist ein Ziel dieser Arbeit. Untersucht werden Reihen der Niederschlagshöhe, der potentiellen Verdunstung (berechnet nach Turc/Ivanov), der Gewässerverdunstung (für Seen mit 6m Tiefe) und der realen Verdunstung von Oberflächen mit Grasbewuchs auf sandigen Böden an sechs verschiedenen, repräsentativen Stationen in Deutschland. Zusätzlich werden Messungen der Schneedeckenandauer an 9 Stationen bearbeitet.

Um natürliche von künstlichen Trends und Sprüngen zu unterscheiden, vergleicht man bei diesen *relativen* Tests die zu untersuchende Reihe mit den Werten benachbarter Stationen, deren Werte möglichst gut mit den Werten der zu untersuchenden Station korreliert sind.

Nach Aufdeckung der Inhomogenitäten hat man die Möglichkeit, die Reihen zu korrigieren (zu *homogenisieren*). Auf die homogenen Reihen können *absolute* Tests, die auf vorhandene Trends, Zyklizitäten und Brüche prüfen, angewandt werden. Außerdem können deskriptive Untersuchungen zur Verteilungsform, zur Wahrscheinlichkeitsverteilung von Extremwerten, Überschreitungsdauern u. ä. angeschlossen werden. Empfehlenswerte relative und absolute Tests sind in Kapitel 5 zusammengestellt und werden dort kurz erläutert. Viele dieser 'absoluten' Untersuchungen wurden bereits in den Arbeiten von Richter (1999) und Herzog & Müller-Westermeier (1998b) vorgenommen. Daher wurden in der vorliegenden Arbeit diese 'absoluten' Tests vorwiegend auf die Untersuchung der Trendstabilität der verfügbaren Reihen beschränkt. Außerdem wird die noch nicht behandelte Schneedeckenandauer genaueren Trend- und Trendstabilitätsanalysen unterzogen.

Leider zeigte es sich, daß viele statistische Methoden in der Fachwelt fehlerhaft angewendet oder deren Ergebnisse falsch interpretiert werden. Die fehlerhaften Methoden werden in dieser Arbeit korrigiert und verbessert (Kapitel 5.5). Auf häufig gemachte Interpretations- oder Anwendungsfehler wird hingewiesen (Kapitel 4).

Da die Meßwerte der vorliegenden Stationen relativ schlecht korreliert sind, wird zusätzlich die Auswirkung dieser geringen Korrelation untersucht (Anhang A). Sehr

1 EINLEITUNG UND ZUSAMMENFASSUNG

interessant ist auch die Frage, wie *wichtig* eine bestimmte gefundene Inhomogenität ist und wie stark sie sich auf nachfolgende Ergebnisse (z. B. Trends) auswirkt, falls sie nicht korrigiert wird (Kapitel 6).

Die Ergebnisse der Homogenitätstest zeigten, daß der Niederschlag und die reale Gras–Sand–Verdunstung ziemlich homogen erscheinen, die berechnete Turc/Ivanov- und Gewässerverdunstung aber stark inhomogen sind, obwohl zu ihrer Berechnung die gleichen Primärgrößen wie zur Bestimmung der Gras–Sand–Verdunstung benutzt werden. Warum das so ist, wird in Kapitel 8 untersucht.

Fast alle in dieser Arbeit beschriebenen Tests wurden vom Autor selber programmiert. Die Gründe hierfür waren: Die verfügbaren Programmpakete enthielten wichtige Tests nicht (z. B. die Tests von Alexandersson oder Buishand) oder waren sehr umständlich zu bedienen.

Wie bereits erwähnt (siehe Kapitel 5.5), mußten auch zahlreiche Tests korrigiert und verbessert werden. Dies war ebenfalls nur durch eigene Programmentwicklung möglich.

2 Das allgemeine Konzept bei der relativen Homogenisierung von Zeitreihen

2.1 Bemerkungen zur benutzten Nomenklatur

In dieser Arbeit wurden, wie es bei den meisten statistischen Veröffentlichungen üblich ist, nur dann verschiedene Bezeichnungen für Zufallsvariablen, Schätzwerte und Realisierungen der Zufallsvariablen und für Erwartungswerte, Momente und Parameter der Verteilungen benutzt, wenn die Unterscheidung sehr wichtig und nicht selbsterklärend ist. Zufallsvariablen (und häufig auch deren Realisierungen) werden dann mit einem Dach gekennzeichnet (\hat{x}_i im Gegensatz zum Erwartungswert $E(\hat{x}_i) \equiv \mu_{x_i} \equiv x_i$), Schätzwerte (die ebenfalls Zufallsvariablen sind) für Momente und andere Parameter von Verteilungen (bzw. von Grundgesamtheiten) werden ebenfalls mit einem Dach oder lateinischen anstelle von griechischen Buchstaben bezeichnet [z. B. $s_{x_i}^2 \equiv \hat{s}_{x_i}^2$ für den Schätzwert der Varianz anstelle von $\sigma_{x_i}^2 \equiv V(\hat{x}_i)$ für die *wahre* Varianz der Grundgesamtheit und $r(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1}) \equiv \hat{\rho}(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1})$ für den Schätzwert des Autokorrelationskoeffizienten (mit Verschiebung (Lag) = 1) anstelle von $\rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1})$ für den wahren Wert].

Schätzwerte der Varianz werden auch als *empirische* Varianz und echte Varianzen werden auch als *theoretische* Varianzen bezeichnet (analog für andere Parameter).

Das α -Quantil x_α der Verteilung einer Zufallsvariablen \hat{x} wird über die Beziehung $P(\hat{x} < x_\alpha) = \alpha$ definiert, wobei $P(A)$ die Wahrscheinlichkeit für das Ereignis A bezeichnet und α ein bestimmter fest vorgegebener Wert $0 \leq \alpha \leq 1$ ist.

In der vorliegenden Arbeit wird zwischen *Zufallsbereich* und *Vertrauensbereich* unterschieden. Ein *Zufallsbereich* ist ein Bereich, in den eine Zufallsvariable mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit fällt. Die Bereichsgrenzen berechnen sich dabei meistens aus den theoretischen Parametern der Grundgesamtheit, für die häufig bestimmte Annahmen (Nullhypothese H_0) gemacht werden. Man kann die Angabe des Zufallsbereichs und der aktuellen Realisierung der betrachteten Zufallsvariablen dann auch als statistischen Test auffassen: Überschreitet die Zufallsvariable die Zufallsgrenzen, so ist das Ergebnis des Tests signifikant und die Nullhypothese H_0 wird zu Gunsten der Gegenhypothese H_1 verworfen. Oft gehen auch weitere Parameter, wie z. B. die Anzahl der Daten n und ähnliches oder Schätzwerte, die aus einer oder mehreren Realisierungen von Zufallsvariablen berechnet werden, in die Berechnung der Bereichsgrenzen ein.

Ein *Vertrauensbereich* ist als Bereich definiert, der zu einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit einen unbekanntem theoretischen Parameter der Grundgesamtheit umschließt. Die Bereichsgrenzen berechnen sich meistens aus einer oder mehreren Realisierungen von Zufallsvariablen und evtl. aus (als bekannt vorausgesetzten) weiteren theoretischen Parametern sowie n . Im Gegensatz zum Zufallsbereich muß hier die Verteilung der Zufallsvariablen für verschiedene Werte des unbekann-

2 ALLGEMEINES KONZEPT

ten theoretischen Parameters bekannt sein und nicht nur (wie beim statistischen Test) für den Fall, in dem die Nullhypothese gilt.

Bei Definitionsgleichungen wird durch die Benutzung von '=^{def}' auf den speziellen Definitionscharakter der Gleichung hingewiesen. Identitäten werden mit '≡' gekennzeichnet. Begriffe, die in einfachen Gänsefüßchen eingeschlossen sind, sollen besonders hervorgehoben oder als zusammengehörig gekennzeichnet werden, oder sie werden nicht in ihrer exakten Bedeutung benutzt. Kursiv gesetzte Wörter sind wichtige Begriffe oder Bezeichnungen.

Um aus einer einzigen Realisierung einer Zeitreihe theoretische Parameter einer Grundgesamtheit erwartungstreu schätzen zu können [z. B. den Mittelwert oder die Varianz mit den üblichen Ansätzen gemäß Gleichung (7) bzw. (12)], muß die Zeitreihe *ergodisch* sein. Ist die Reihe beliebig lang, kann man dann tatsächlich aus einer einzigen Reihe die theoretischen Parameter (*Ensemblemittelwerte*) exakt bestimmen. Eine Bedingung für Ergodizität ist, daß die Autokorrelationsfunktion quadratisch integrierbar sein muß (d.h. vereinfacht ausgedrückt, daß sie eine endliche Korrelationslänge haben muß) oder äquivalent dazu, daß das Powerspektrum keine diskreten Linien enthalten darf (Taubenheim 1969). Stationarität (zeitliche Konstanz aller theoretischen statistischen Parameter) ist außerdem für Ergodizität notwendig.

2.2 Das Prinzip des Homogenitätstests

Man nennt eine Zeitreihe *homogen*, wenn deren Schwankungen nur durch den tatsächlichen Witterungsablauf in dem betrachteten Gebiet hervorgerufen werden. Leider können aber durch *künstliche* Einflüsse (Stationsverlegung, zunehmende Urbanisierung, Veränderungen des Bewuchses, Wechsel des Beobachters, der Meßinstrumente oder Meßmethodik usw.) plötzliche Sprünge oder auch langsame Veränderungen in den (gemittelten) Meßwerten auftreten. Diese *Inhomogenitäten* verfälschen oder überdecken natürliche Variationen, z. B. langfristige Klimatrends, und müssen erkannt und entfernt werden, bevor weitere Analysen der Zeitreihe vorgenommen werden. Dies ist das Ziel der Homogenitätstests und der Homogenisierung.

Da man nun nicht einfach alle Sprünge und Trends einer Reihe entfernen darf, denn bei diesen kann es sich ja auch um natürliche Variationen des wahren Witterungsverlaufs handeln, benutzt man das Prinzip der relativen Homogenisierung. Dabei werden die Werte \hat{x}_i der zu untersuchenden Station mit den Werten \hat{y}_i benachbarter Stationen (Referenzstationen genannt) verglichen. Man betrachte z. B. folgendes statistisches Modell:

$$\hat{x}_i = \hat{z}_i^{(x)} + c + Tr_i + Zyk_i + \hat{\epsilon}_i^{(x)} + Inh_i \quad (1)$$

$$\hat{y}_i = \hat{z}_i^{(y)} + \alpha_c c + \alpha_t Tr_i + \alpha_z Zyk_i + \hat{\epsilon}_i^{(y)}. \quad (2)$$

2 ALLGEMEINES KONZEPT

Hierbei sind die $\hat{z}_i^{(x)}$ und $\hat{z}_i^{(y)}$ homogene (d.h. unverfälschte) Zufallsvariablen, welche die betrachtete meteorologische Größe an der zu untersuchenden Station und an der Referenzstation repräsentieren. Die \hat{z}_i sind umso besser miteinander korreliert, je dichter die Stationen zusammen liegen und je 'ähnlicher die Lage' der Stationen ist (Höhe über N.N., Exponiertheit etc.). Beide Zufallsvariablen sollen den Mittelwert null haben und keine künstlichen Inhomogenitäten enthalten, sie dürfen aber unterschiedliche Varianzen haben, die nicht von der Zeit abhängen sollen. Der 'Mittelwert' c , ein evtl. vorhandener Trend Tr_i und Periodizitäten bzw. Zyklizitäten Zyk_i seien bereits aus den \hat{z}_i herausgerechnet und sind hier extra aufgeführt. Die $\hat{\epsilon}_i$ stellen normalverteilte Meßfehler dar, die bei der Messung der Größe entstehen. Inh_i ist die zu entdeckende Inhomogenität. Die Faktoren α bei \hat{y}_i wurden eingeführt, damit der Mittelwert, der Trend und die Zyklizität an der Referenzstation andere Werte annehmen darf als an der zu untersuchenden Station. Je dichter nun die Stationen zusammen liegen und je ähnlicher ihre klimatologische Umgebung/Lage ist, desto näher liegen die α am Wert eins.

Bildet man die Differenz aus (1) und (2), so erhält man

$$\hat{d}_i \stackrel{def}{=} \hat{x}_i - \hat{y}_i = \left(\hat{z}_i^{(x)} - \hat{z}_i^{(y)} \right) + (1 - \alpha_c)c + (1 - \alpha_t)Tr_i + (1 - \alpha_z)Zyk_i + \left(\hat{\epsilon}_i^{(x)} - \hat{\epsilon}_i^{(y)} \right) + Inh_i. \quad (3)$$

Sind die zu untersuchende Station und die Referenzstation im Trend, der Zyklizität und im Mittelwert (letzterer ist für die weiteren Betrachtungen ohne Belang) ähnlich ($\alpha_t \approx 1$ usw.), so erhält man

$$\hat{d}_i = \left(\hat{z}_i^{(x)} - \hat{z}_i^{(y)} \right) + \left(\hat{\epsilon}_i^{(x)} - \hat{\epsilon}_i^{(y)} \right) + Inh_i. \quad (4)$$

Diese Gleichung zeigt, daß die Differenz \hat{d}_i nun nur noch aus der Differenz der Zufallsvariablen der homogenen, stationären meteorologischen Größe, einem normalverteilten Term (Meßfehler) und der Inhomogenität besteht. Würden die beiden Meßgeräte der zu untersuchenden Station und der Referenzstation direkt nebeneinander liegen, so würde auch der erste Term auf der rechten Seite verschwinden. Ohne Inhomogenität wären die \hat{d}_i also vollständig homogen und unabhängig von etwaigen natürlichen Klimatrends. Dies macht man sich bei den sogenannten relativen Homogenitätstests zu Nutze. Man benutzt statistische Tests, welche die Nullhypothese 'H0: Die \hat{d}_i sind homogen' gegen die Einshypothese 'H1: Die \hat{d}_i sind inhomogen' prüfen. Ein zusätzlicher Vorteil der Differenzenbildung ist, daß die Varianz der Differenzen bei hoher positiver Korrelation der beiden Größen kleiner werden kann als die Varianz der ursprünglichen Größen [siehe Gleichung (30), Seite 31], was zu einer Zunahme der Teststärke führt.

Die Wahrscheinlichkeit, daß die α nahe bei eins liegen, ist natürlich umso höher, je besser die Meßwerte der Stationen korreliert sind. Umgekehrt können aber auch weit auseinander liegende und schlecht korrelierte Stationen gleiche echte Trends und Zyklizitäten aufweisen. Gleichung (4) kann dann trotzdem korrekt sein. Mittelwerte und Varianzen beider Stationen dürfen dabei differieren ohne die Homogenität der Beziehung bei Gültigkeit der H0 ($Inh_i = 0$) zu stören. Sind aber z. B.

2 ALLGEMEINES KONZEPT

die natürlichen Trends beider Stationen nicht exakt gleich, so muß, wenigstens im Mittel, $(1 - \alpha_t)Tr_i \ll Inh_i$ sein, damit man den künstlichen Trend (also die Inhomogenität) vom Unterschied der natürlichen Trends zwischen den Stationen trennen kann.

Für die Referenzstationen muß man außerdem voraussetzen, daß diese bereits homogen sind. Man kann die Referenzwerte aber z. B. dadurch verläßlicher und repräsentativer machen, indem man sie als Mittelwerte mehrerer benachbarter Stationen berechnet.

Wie sich im nächsten Kapitel zeigen wird, liegen die in dieser Arbeit zu untersuchenden Stationen und ihre jeweiligen Referenzstationen ziemlich weit auseinander und sind nicht besonders hoch korreliert. Es ist dann sichtlich sinnvoll, nur die am dichtesten benachbarten Stationen für die Berechnung der Referenzwerte zu benutzen oder bei Bildung der Referenzmittelwerte mit den Korrelationskoeffizienten oder deren Quadraten (Bestimmtheitsmaß) zu wichten.

Häufig wird bei Homogenitätstests vorausgesetzt, daß die \hat{d}_i normalverteilt und unabhängig sind. Die Fragen, wie sehr sich die Korrelation zwischen Referenzstation und zu untersuchender Station auf die Verteilungsform der \hat{d}_i und deren Unabhängigkeit auswirkt, wird im Anhang A diskutiert. Dort wird außerdem die Auswirkung der Stationskorrelation auf die Teststärke der relativen Homogenitätstests behandelt. Zusammenfassend läßt sich sagen, daß schlechte Korrelation nicht zwingend schlechtere Normalverteilung und höhere Unabhängigkeit bedeutet. Die Teststärke nimmt zwar mit abnehmender Stationskorrelation ρ ab, aber nicht dramatisch, sondern nur 'proportional' zu $1/(1 - \rho)^2$. Anhang B untersucht, wie sehr sich die zeitliche Auflösung der Daten (z. B. Jahres-, Monats- oder Tageswerte) auf das Auffinden von Inhomogenitäten auswirkt.

Für einige meteorologische Größen (z. B. für Niederschlagssummen) bildet man Quotienten \hat{q}_i anstelle von Differenzen. Dies ist immer dann sinnvoll, wenn die betrachtete Größe immer größer als null sein muß und Trends und Inhomogenitäten *multiplikativ* in das entsprechende statistische Modell eingehen. Dies hat auch den Vorteil, daß bei etwaigen Korrekturen bei der Beseitigung der Inhomogenitäten die Größe nicht negativ werden kann [siehe Gleichungen (8) und (10)]. Außerdem bleiben bei der Korrektur Werte, die exakt null sind, null, d.h., daß z. B. regenfreie Tage regenfrei bleiben. Falls der Variationskoeffizient (Standardabweichung geteilt durch Erwartungswert) der betrachteten Größe klein gegen eins ist, so kann man das Quotientenmodell auch auf ein zu Gleichung (1) äquivalentes Modell zurückführen, d.h. es ist dann egal, ob man die Homogenisierung mit den \hat{q}_i oder \hat{d}_i durchführt. Für alle anderen hier betrachteten Größen außer beim Niederschlag wurden Differenzen benutzt, da diese Größen entweder aus *additiven* Größen (z. B. Temperatur) berechnet wurden oder die Quotientenreihen ungewollte Eigenschaften aufwiesen (z. B. sehr starke Abweichungen von der Normalverteilung bei der Schneedeckendauer).

2.3 Bildung der Referenzwerte und Korrekturformeln

Die Referenzreihen wurden in dieser Untersuchung als mit den Bestimmtheitsmaßen (Quadrate der Stationskorrelationen) ρ_j^2 gewichtete und mit den Mittelwerten $\overline{\hat{y}_i^{(j)}}$ der jeweiligen Referenzstation j normierte Mittelwerte berechnet [Alexandersson & Moberg (1997) und Moberg & Alexandersson (1997)]. Normiert man auch die Werte \hat{x}_i an der zu untersuchenden Station mit ihrem Mittelwert und bezeichnet $\hat{y}_i^{(j)}$ den Wert an der Referenzstation j zur 'Zeit' i , erhält man für die zu untersuchende Quotientenreihe

$$\hat{q}_i \stackrel{def}{=} \frac{\hat{x}_i / \overline{\hat{x}_i}}{\frac{\sum_j \rho_j^2 \hat{y}_i^{(j)} / \overline{\hat{y}_i^{(j)}}}{\sum_j \rho_j^2}} \quad (5)$$

bzw. für die Differenzenreihe

$$\hat{d}_i \stackrel{def}{=} \hat{x}_i - \overline{\hat{x}_i} - \sum_j \rho_j^2 (\hat{y}_i^{(j)} - \overline{\hat{y}_i^{(j)}}) / \sum_j \rho_j^2. \quad (6)$$

wobei die Mittelwerte in dieser Arbeit immer, wie in folgender Gleichung für \hat{x}_i gezeigt, gebildet werden:

$$\overline{\hat{x}_i} \stackrel{def}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{x}_i. \quad (7)$$

n ist die Anzahl aller vorliegenden Meßwerte. Die Normierung mit Mittelwerten bei der Bildung der Referenzwerte dient der besseren Vergleichbarkeit der Werte an den verschiedenen Stationen und ist besonders bei der Quotientenbildung von Bedeutung. Die Mittelwerte über die \hat{d}_i sind exakt null und die über die \hat{q}_i betragen ungefähr eins.

Wird eine Inhomogenität in der Quotientenreihe festgestellt, so kann die inhomogene Reihe mit der Beziehung

$$\hat{x}_i^{korr} = \left(\overline{\hat{q}_i^{(2)}} / \overline{\hat{q}_i^{(1)}} \right) \hat{x}_i \quad (8)$$

in die korrigierte Reihe \hat{x}_i^{korr} umgewandelt werden, falls es sich bei der Inhomogenität um einen Sprung handelt. $\overline{\hat{q}_i^{(1)}}$ und $\overline{\hat{q}_i^{(2)}}$ sind hier die Mittelwerte der Quotienten links und rechts vom Sprung. Die Reihe wird derart homogenisiert, daß die älteren Werte an die aktuellen angepaßt werden. Dazu muß der Index i über alle i links vom Sprung laufen. Bei einem Sprung in der Differenzenreihe wird mit

$$\hat{x}_i^{korr} = \hat{x}_i + \overline{\hat{d}_i^{(2)}} - \overline{\hat{d}_i^{(1)}} \quad (9)$$

korrigiert. Bei einem festgestellten relativen linearen Trend, welcher von $i = a$ bis $i = b$ reicht, korrigiert man bei Quotienten mit

$$\hat{x}_i^{korr} = \frac{\overline{\hat{q}_i^{(2)}}}{\overline{\hat{q}_i^{(1)}} + \frac{i-a}{b-a} \left(\overline{\hat{q}_i^{(2)}} - \overline{\hat{q}_i^{(1)}} \right)} \hat{x}_i \quad (10)$$

2 ALLGEMEINES KONZEPT

und bei Differenzen mit

$$\hat{x}_i^{korr} = \hat{x}_i + \left(\frac{b-i}{b-a} \right) \left(\overline{d}_i^{(2)} - \overline{d}_i^{(1)} \right). \quad (11)$$

i läuft dabei nur über die 'Zeiten' a bis b . Links vom Trend wird mit (8) bzw. (9) korrigiert.

3 Überblick über die vorhandenen Daten

Von 6 Stationsstandorten (Potsdam, Hamburg, Münster, Bamberg, Karlsruhe und München) liegen für den Zeitraum 1891 bis 1997 (Potsdam erst ab 1893) lückenlose Zeitreihen folgender Größen als Monatssummen und Jahressummen (Niederschlag auch als Tageswerte) vor: Niederschlagshöhe P , potentielle Verdunstungshöhe E_{Turc} (nach Turc/Ivanov), reale Verdunstungshöhe von Landflächen E_{GS} (für Gras auf sandigem Boden) und Verdunstungshöhe von Gewässern E_{See} (für einen 6m tiefen See). Die Zeitreihen der Verdunstungsgrößen wurden teilweise erst nach Datenergänzungen bei den meteorologischen Grundgrößen (Lufttemperatur t_L , Dampfdruck des Wasserdampfs e und Globalstrahlung G bzw. Sonnenscheindauer), die zur Berechnung der Verdunstung notwendig sind, berechnet.

Die 6 Stationen verteilen sich gleichmäßig über ganz Deutschland, so daß man annehmen kann, daß mit ihrer Auswahl ein Großteil der Fläche der Bundesrepublik repräsentiert wird. Leider stehen keine weiteren Stationen mit derartig langen Zeitreihen als Referenzreihen zur Verfügung, so daß die 6 Stationen gegenseitig als Referenzstationen benutzt werden müssen. Dabei muß man besondere Vorsicht walten lassen, da ihre gegenseitige Entfernung ca. 150 bis 300 km beträgt und die Korrelationen der verschiedenen Wetterelemente zwischen den Stationen nicht allzu groß ist (siehe unten). Weitere Informationen zu den Stationen, zu ihrer Lage, Repräsentanz und den Berechnungsmethoden für die verschiedenen Verdunstungsgrößen kann man Richter (1999) entnehmen.

Weiterhin sind Datenreihen der Schneedeckenandauer (in Tagen) während der jeweiligen Winterperiode der Jahre 1951/52 bis 1995/96 gegeben. Diese vollständigen Datenreihen liegen für die Stationen Görlitz, Chemnitz, Hof-Hohensaas, Potsdam, Schwerin, Hamburg-Fuhlsbüttel, Göttingen, Ellwangen/Jagst und Weiden/Obpf. vor. Zusätzlich sind für jede dieser Stationen noch mehrere gut korrelierte Nachbarstationen als Referenzstationen gegeben. Für Potsdam existiert auch eine längere Reihe (1901 bis 1995) und für Aachen sind Daten von 1934 bis 1995 vorhanden.

Abbildung 1 gibt einen Überblick für die typischen Verläufe der jährlichen Niederschlags- und Verdunstungshöhen am Beispiel der Station Potsdam. Der Niederschlag P (durchgezogene Linie) hat die größte Varianz, gefolgt von der Gewässerverdunstung E_{See} mit etwas höherem Mittelwert und der Gras-Sand-Verdunstung E_{GS} mit dem kleinsten Mittelwert. Die potentielle Turc/Ivanov-Verdunstung hat die kleinste Varianz. Zahlenwerte für die wichtigsten aus den Daten geschätzten statistischen Kenngrößen des Niederschlags und der Verdunstungsgrößen für Potsdam und die anderen fünf Stationen sind in den Tabellen 1 bis 4 dargestellt. Aufgelistet sind Mittelwert, Standardabweichung, Median, Schiefe, Exzeß, Minimum und Maximum. Der Schätzwert (empirische Varianz) für die theoretische Varianz $V(\hat{x}_i) \equiv \sigma_x^2$ einer Größe \hat{x}_i , deren Wurzel die empirische Standard-

3 VORHANDENE DATEN

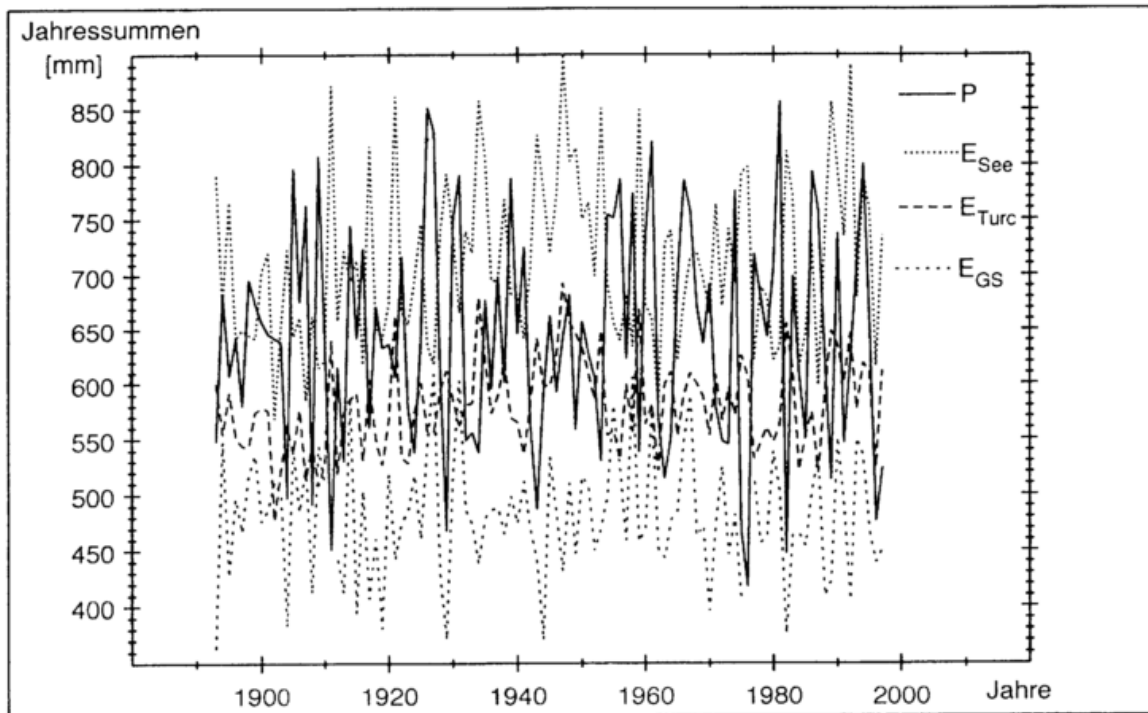


Abbildung 1: Jahressummen des Niederschlags und verschiedener Verdunstungshöhen am Beispiel der Station Potsdam.

abweichung ist, wird in dieser Arbeit immer als erwartungstreuer Schätzwert nach

$$\hat{s}_x^2 \stackrel{def}{=} \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (\hat{x}_i - \bar{\hat{x}})^2 \quad (12)$$

berechnet, wobei n wieder die Anzahl aller vorliegenden Meßwerte ist.

Auffällig ist, daß E_{Turc} und E_{See} linkssteile Verteilungen zeigen (die Schiefe ist meist signifikant positiv), E_{GS} aber eine rechtssteile Verteilung aufweist (signifikant negative Schiefe). Eine Erklärung hierfür wird in Kapitel 8.2 gegeben. Die Standardabweichung (Standardfehler) 's(Schiefe)' der Schiefe als Funktion der Anzahl n der zu seiner Bildung benutzten Daten beträgt $\approx \sqrt{6/n}$ (Essenwanger 1986, S.248), falls die betrachtete Größe normalverteilt ist und daher der Erwartungswert der Schiefe gleich null ist. Die entsprechenden Werte sind jeweils unter den Tabellen angegeben. Liegt der tatsächlich berechnete Wert der Schiefe außerhalb des Bereichs $\pm 2s(\hat{Schiefe})$, so ist die Schiefe mit 95-prozentiger statistischer Sicherheit nicht null und die Verteilung signifikant keine Normalverteilung!

Angaben über den Exzeß (Kurtosis) der verschiedenen Größen sind mit Vorsicht zu behandeln, da die Schätzwerte i. allg. erst ab 5^4 Beobachtungen aussagekräftig sind. Dies zeigt auch der hohe Standardfehler $s(\hat{Exzeß})$ des Exzeß' [wieder für normalverteilte Größen mit Erwartungswert $E(\hat{Exzeß}) = 0$]. Nach Essenwanger (1986) gilt $s(\hat{Exzeß}) \approx \sqrt{24/n}$ und der 95% Zufallsbereich für den Schätzwert $\hat{Exzeß}$ beträgt $-2.5s \dots 1.8s$.

3 VORHANDENE DATEN

Besonders auffällig sind die extremen Werte von Schiefe und Exzeß beim Niederschlag und bei der Gras-Sand-Verdunstung an der Station München. Die jährliche Niederschlagshöhe ist linkssteil und flachgipfelig, die Gras-Sand-Verdunstung rechtssteil und steilgipfelig verteilt.

Station	Mittelwert [mm]	Stand. [mm]	Median [mm]	(*)Schiefe	(*)Exzeß	Min. [mm]	Max. [mm]
Potsdam	643.0	100.5	641	0.034	-0.675	417	857
Hamburg	827.8	134.1	821	-0.007	-0.100	450	1176
Münster _i	835.7	124.4	845	-0.284	-0.336	454	1089
Bamberg	710.2	111.6	707	-0.022	-0.047	467	1014
Karlsruhe	840.4	145.4	841	0.009	-0.085	511	1208
München	1024.2	137.6	1014	0.308	-0.561	757	1353

Tabelle 1: Statistische Kenngrößen der **Niederschlagshöhe** (Jahressummen).

(*) Die Standardabweichung des Schätzwertes für die Schiefe betrüge ≈ 0.24 und die des Exzeß ≈ 0.48 (wenn die Niederschlagshöhe normalverteilt wäre).

Station	Mittelwert [mm]	Stand. [mm]	Median [mm]	(*)Schiefe	(*)Exzeß	Min. [mm]	Max. [mm]
Potsdam	477.9	58.5	476	-0.198	0.261	308	609
Hamburg	508.7	55.5	514	-0.531	-0.277	372	599
Münster	526.6	54.0	532	-0.649	-0.075	379	622
Bamberg	511.7	57.5	518	-0.640	0.378	318	624
Karlsruhe	572.9	66.1	587	-0.493	-0.585	425	697
München	623.4	31.4	622	-0.330	0.874	517	702

Tabelle 2: Statistische Kenngrößen der **Gras-Sand-Verdunstungshöhe** (Jahressummen).

(*) Die Standardabweichung des Schätzwertes für die Schiefe betrüge ≈ 0.24 und die des Exzeß ≈ 0.48 (wenn die Gras-Sand-Verdunstungshöhe normalverteilt wäre).

Tabelle 5 zeigt die gleichen Kennwerte für die Schneedeckenandauer. Alle Stationen haben (z. T. signifikant) positive Schiefe (linkssteile Verteilungen).

Die Tabellen 6 bis 9 zeigen die empirische Korrelationsmatrix $\hat{\rho}(\hat{x}_i, \hat{y}_i)$ des Niederschlags und der verschiedenen Verdunstungsgrößen zwischen den 6 Stationen und die Autokorrelation $\hat{\rho}(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1})$ zur Verschiebung=1 (Lag=1) in der letzten Spalte. \hat{x}_i bezeichnet hier die Meßwerte an irgendeiner der Stationen und \hat{y}_i die an irgendeiner anderen Station zum Zeitschritt i . Die *Korrelation zweier Größen* ist als

$$\hat{\rho}(\hat{x}_i, \hat{y}_i) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\hat{C}(\hat{x}_i, \hat{y}_i)}{\hat{s}_x \hat{s}_y} \quad (13)$$

3 VORHANDENE DATEN

Station	Mittelwert [mm]	Stand. [mm]	Median [mm]	(*1) Schiefe	(*1) Exzeß	Min. [mm]	Max. [mm]
Potsdam	710.580	74.649	696	0.517	-0.381	568	898
Hamburg	628.990	68.927	618	0.459	0.188	469	812
Münster	675.485	64.019	659	0.880	0.495	555	879
Bamberg	691.819	75.925	678	1.066	1.380	587	999
Karlsruhe	797.057	77.149	783	0.685	-0.143	671	988
München	659.771	64.428	650	0.824	1.036	544	906

Tabelle 3: Statistische Kenngrößen der **Gewässer-Verdunstungshöhe** (See 6m tief)(Jahressummen).

(*1) Die Standardabweichung des Schätzwertes für die Schiefe betrüge ≈ 0.24 und die des Exzeß ≈ 0.48 (wenn die Gewässer-Verdunstung normalverteilt wäre).

Station	Mittelwert [mm]	Stand. [mm]	Median [mm]	(*1) Schiefe	(*1) Exzeß	Min. [mm]	Max. [mm]
Potsdam	581.228	41.796	578	0.293	-0.188	477	693
Hamburg	541.761	41.183	537	0.152	-0.203	442	642
Münster	574.752	36.091	572	0.519	0.224	495	692
Bamberg	579.628	42.930	575	0.563	0.246	474	718
Karlsruhe	657.857	38.308	655	0.388	-0.561	587	747
München	589.809	38.351	583	0.753	0.863	523	729

Tabelle 4: Statistische Kenngrößen der **Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe** (Jahressummen).

(*1) Die Standardabweichung des Schätzwertes für die Schiefe betrüge ≈ 0.24 und die des Exzeß ≈ 0.48 (wenn die Turc/Ivanov-Verdunstung normalverteilt wäre).

definiert, wobei \hat{s}_x und \hat{s}_y nach (12) berechnet werden und die Kovarianz \hat{C} nach

$$\hat{C}(\hat{x}_i, \hat{y}_i) \stackrel{def}{=} \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (\hat{x}_i - \bar{\hat{x}})(\hat{y}_i - \bar{\hat{y}}) \quad (14)$$

berechnet wird.

Die *empirische Autokorrelation* ist prinzipiell nur asymptotisch erwartungstreu. Von den vielen verschiedenen Berechnungsmethoden, die in der Literatur zu finden sind, wurde

$$\hat{\rho}(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+k}) \stackrel{def}{=} \left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-k} (\hat{x}_i - \bar{\hat{x}})(\hat{x}_{i+k} - \bar{\hat{x}}) \right) / \hat{s}_x^2 \quad (15)$$

gewählt. Diese Form hat den Vorteil, daß sie positiv definit ist und zur Berechnung des Powerspektrums benutzt werden kann (Chatfield 1989, S. 50). Die Verschiebung k sollte dabei $n/10$ nicht wesentlich übersteigen, da dann die Schätzung zu unsicher wird.

3 VORHANDENE DATEN

Station	Mittelwert [d]	Stand. [d]	Median [d]	(*1) Schiefe	(*1) Exzeß	Min. [d]	Max. [d]
Görlitz	55.8	20.9	55	0.49	0.81	14	122
Chemnitz	62.6	19.9	60	0.38	0.64	22	123
Hof-Hohensaas	81.7	21.5	78	0.38	-0.35	43	134
Potsdam	43.4	24.9	39	0.82	0.38	5	119
Schwerin	40.7	25.3	41	0.80	0.93	3	124
Hamburg-Fuhls.	30.4	21.2	27	1.01	1.05	0	98
Göttingen	37.0	23.6	32	1.05	0.93	0	111
Ellwangen/Jagst	56.3	24.9	53	0.28	-0.44	11	113
Weiden/Obpf.	62.4	21.6	61	0.59	0.21	28	123

Tabelle 5: Statistische Kenngrößen der **Schneedeckenandauer** (in Tagen) pro Jahr.

(*1) Die Standardabweichung des Schätzwertes für die Schiefe betrage ≈ 0.37 und die des Exzeß ≈ 0.73 (wenn die Schneedeckenandauer normalverteilt wäre).

Als Beispiel für die Schneedeckenandauer-Fälle zeigt Tabelle 10 die Korrelationen der Schneedeckenandauer für die zu untersuchende Station Potsdam mit den gegebenen Referenzstationen sowie wieder die Autokorrelation zum Lag=1. Man erkennt sofort, daß die Korrelationen bei der Schneedeckenandauer wesentlich höher sind als bei den vier anderen Größen. Das liegt daran, daß für die kurzen, sich über nur 45 Jahre erstreckenden Reihen der Schneedeckenandauer, in der Nähe befindliche, benachbarte Referenzstationen zur Verfügung standen. Die 105-jährigen Reihen der anderen Größen mußten auf Grund fehlender, direkt benachbarter und homogener Reihen selber als Referenzreihen benutzt werden und liegen daher, wie bereits erwähnt, relativ weit auseinander. Während die hohe Stationskorrelation erwünscht ist, wirkt sich die relativ hohe Autokorrelation bei der Schneedeckenandauer eher negativ aus, da die Voraussetzungen der meisten Tests Unabhängigkeit voraussetzen.

Zu den Korrelationskoeffizienten muß folgendes bemerkt werden: Bei den noch durchzuführenden relativen Homogenitätstests werden Differenzen $\hat{d}_i = \hat{x}_i - \hat{y}_i$ der Werte an der zu untersuchenden Station und an den Referenzstationen benutzt. Welche Auswirkungen die Korrelationen zwischen den \hat{x}_i und \hat{y}_i auf die Verteilungsform der \hat{d}_i , auf die Autokorrelation der \hat{d}_i und die Testschärfe der Homogenitätstests hat, wird in Anhang A untersucht. Die Beziehungen zwischen den statistischen Eigenschaften der \hat{d}_i und denen der \hat{x}_i und \hat{y}_i sind ziemlich komplex und man muß streng zwischen der Autokorrelation der \hat{x}_i und der der \hat{d}_i unterscheiden! [Dies ist sehr deutlich an der Gleichung (91, S.119) zu erkennen, welche die Autokorrelation der \hat{d}_i mit den (Auto-)Korrelationen der \hat{x}_i und \hat{y}_i in Beziehung setzt.] Bei den später mit den homogenen Original-Reihen durchzuführenden Tests auf Trend, Periodizitäten u. ä. sind dagegen die Korrelationen zwischen den Stationen nur von

3 VORHANDENE DATEN

	Potsd.	Hamb.	Münst.	Bamb.	Karls.	Münch.	Autokorr.
Potsdam	1.000	0.654	0.570	0.571	0.446	0.502	0.134 [-0.029]
Hamburg	0.654	1.000	0.684	0.481	0.544	0.384	0.103 [0.079]
Münster	0.570	0.684	1.000	0.652	0.573	0.443	0.141 [0.071]
Bamberg	0.571	0.481	0.652	1.000	0.727	0.600	-0.038 [-0.096]
Karlsruhe	0.446	0.544	0.573	0.727	1.000	0.411	0.146 [-0.006]
München	0.502	0.384	0.443	0.600	0.411	1.000	0.149 [0.103]

Tabelle 6: Korrelationsmatrix (aus Differenzen aufeinanderfolgender Werte) und Autokorrelation [Lag=1; aus *Differenzen* und *normal* berechnet (in eckigen Klammern angegeben) (siehe Text)] für die **Niederschlagshöhen** (Jahressummen).

	Potsd.	Hamb.	Münst.	Bamb.	Karls.	Münch.	Autokorr.
Potsdam	1.000	0.594	0.479	0.480	0.327	0.277	0.055 [-0.100]
Hamburg	0.594	1.000	0.580	0.486	0.443	0.305	-0.062 [-0.127]
Münster	0.479	0.580	1.000	0.610	0.552	0.276	-0.004 [-0.011]
Bamberg	0.480	0.486	0.610	1.000	0.716	0.192	0.007 [-0.102]
Karlsruhe	0.327	0.443	0.552	0.716	1.000	0.093	0.036 [-0.071]
München	0.277	0.305	0.276	0.192	0.093	1.000	0.073 [0.005]

Tabelle 7: Korrelationsmatrix (aus Differenzen aufeinanderfolgender Werte) und Autokorrelation [Lag=1; aus *Differenzen* und *normal* berechnet (in eckigen Klammern angegeben) (siehe Text)] für die **Gras-Sand-Verdunstungshöhe** (Jahressummen).

sekundärer Bedeutung, und die hier angegebenen Autokorrelationen können direkt als Indikator für die (zeitliche) Unabhängigkeit der Größen benutzt werden.

Da die empirischen Korrelationskoeffizienten, welche Schätzwerte der theoretischen Ensemble-Korrelationskoeffizienten darstellen sollen, leider stark von evtl. vorhandenen Inhomogenitäten (Trends oder Sprüngen), aber auch von natürlichen Trends u. ä. verfälscht werden, wurden sie hier nicht aus den Originalwerten, sondern aus Differenzen aufeinander folgender Werte gebildet. Sind die Reihen nämlich stationär und verschwinden die Autokorrelationen der \hat{x}_i und \hat{y}_i bei der Verschiebung=1, so gilt

$$\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i) = \rho((\hat{x}_{i+1} - \hat{x}_i), (\hat{y}_{i+1} - \hat{y}_i))$$

für die theoretischen Korrelationen. [Stationarität ist sowieso Voraussetzung für Ergodizität, die zur Berechnung vernünftiger Schätzwerte aus einer Realisierung (einer Reihe) notwendig ist.] Bildet man nun mit den üblichen Formeln Schätzwerte $\hat{\rho}$ für $\rho((\hat{x}_{i+1} - \hat{x}_i), (\hat{y}_{i+1} - \hat{y}_i))$, so sind auch diese, genauso wie die normal gebildeten Schätzwerte, asymptotisch erwartungstreue Schätzer für die linke Seite obiger Gleichung.

3 VORHANDENE DATEN

	Potsd.	Hamb.	Münst.	Bamb.	Karls.	Münch.	Autokorr.
Potsdam	1.000	0.867	0.827	0.778	0.660	0.668	0.1120 [0.1223]
Hamburg	0.867	1.000	0.810	0.652	0.552	0.563	0.2702 [0.2830]
Münster	0.827	0.810	1.000	0.783	0.741	0.646	0.2392 [0.2136]
Bamberg	0.778	0.652	0.783	1.000	0.866	0.834	0.0725 [0.1837]
Karlsruhe	0.660	0.552	0.741	0.866	1.000	0.805	0.0165 [0.2300]
München	0.668	0.563	0.646	0.834	0.805	1.000	-0.0881 [0.2409]

Tabelle 8: Korrelationsmatrix (aus Differenzen aufeinanderfolgender Werte) und Autokorrelation [Lag=1; aus *Differenzen* und *normal* berechnet (in eckigen Klammern angegeben) (siehe Text)] für die **Gewässer-Verdunstungshöhe** (See 6m tief)(Jahressummen).

	Potsd.	Hamb.	Münst.	Bamb.	Karls.	Münch.	Autokorr.
Potsdam	1.000	0.880	0.827	0.783	0.714	0.678	0.1650 [0.2266]
Hamburg	0.880	1.000	0.846	0.647	0.590	0.532	0.2382 [0.2829]
Münster	0.827	0.846	1.000	0.764	0.764	0.590	0.1365 [0.1239]
Bamberg	0.783	0.647	0.764	1.000	0.896	0.870	0.0763 [0.2936]
Karlsruhe	0.714	0.590	0.764	0.896	1.000	0.842	-0.0505 [0.1331]
München	0.678	0.532	0.590	0.870	0.842	1.000	-0.0325 [0.2766]

Tabelle 9: Korrelationsmatrix (aus Differenzen aufeinanderfolgender Werte) und Autokorrelation [Lag=1; aus *Differenzen* und *normal* berechnet (in eckigen Klammern angegeben) (siehe Text)] für die **Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe** (Jahressummen).

chung [Dieser Schätzer ist sogar dann noch ein (asymptotisch) erwartungstreuer Schätzer des theoretischen Werts, wenn ein linearer Trend in den \hat{x}_i oder \hat{y}_i vorhanden ist, vorausgesetzt, daß Unkorreliertheit der \hat{x}_i und \hat{y}_i und Stationarität der Varianzen der \hat{x}_i und \hat{y}_i gewährleistet ist]. Der aus Differenzen gebildete Schätzwert verhält sich bei Störungen der Stationarität viel robuster als der normalerweise benutzte Schätzwert und wurde daher hier und auch später als Gewichtungsfaktor bei der Berechnung der Referenzwerte verwendet. Diese Vorgehensweise wird auch von Alexandersson (1986), Alexandersson & Moberg (1997) und Moberg & Alexandersson (1997) empfohlen. Bei den hier untersuchten Fällen wurden allerdings keine erheblichen Unterschiede zwischen den aus Differenzen gebildeten und den gewöhnlichen Korrelationen (hier nicht dargestellt) festgestellt. [Im Prinzip könnte man auch erst die Trends und Sprünge entfernen und dann die Autokorrelation mit den herkömmlichen Formeln bestimmen. Die Trends und Sprünge sollen aber erst gefunden werden und müssen beim (Vor-)Test auf Autokorrelation als unbekannt angesehen werden.]

3 VORHANDENE DATEN

	Nauen	Brueck	Luckenw.	Branden.	Potsdam	Autokorr.
Nauen	1.0000	0.9492	0.9440	0.9461	0.9545	0.3292 [0.3234]
Brueck	0.9492	1.0000	0.9735	0.9219	0.9326	0.4521 [0.3107]
Luckenwalde	0.9440	0.9735	1.0000	0.9344	0.9437	0.4108 [0.3408]
Brandenbug-G.	0.9461	0.9219	0.9344	1.0000	0.9647	0.4795 [0.3180]
Potsdam	0.9545	0.9326	0.9437	0.9647	1.0000	0.2447 [0.1658]

Tabelle 10: Korrelationsmatrix (aus Differenzen aufeinanderfolgender Werte) und Autokorrelation [Lag=1; aus *Differenzen* und *normal* berechnet (in eckigen Klammern angegeben) (siehe Text)] für die **Schneedeckendauer** (jeweils einer Winterperiode in Tagen) für die zu untersuchende Station Potsdam.

Auch die empirischen Autokorrelationskoeffizienten gaukeln leicht große Autokorrelationen vor, die in Wirklichkeit aber nicht auf eine Abhängigkeit der Zufallsvariablen \hat{x}_i und \hat{x}_{i+1} zurückzuführen sind, sondern auf z. B. einen Trend oder eine sonstige langsame Veränderung des Erwartungswertes von \hat{x}_i mit der Zeit. Da Unkorreliertheit bzw. sogar Unabhängigkeit meistens eine wichtige Voraussetzung für statistische Tests ist, ist es sehr wichtig zu wissen, ob die Daten korreliert sind oder die empirische Korrelation z. B. nur auf einem Trend beruht. Daher wurde die Autokorrelation zum Lag=1 neben der üblichen Methode auch noch auf folgende alternative Weise berechnet:

Zunächst wird ρ_{1M} über die folgende Gleichung definiert, wobei vorerst 'theoretische' (exakte) Parameter benutzt werden:

$$\rho_{1M} = 1 + 2\rho_{\Delta} \quad (16)$$

mit

$$\rho_{\Delta} \stackrel{def}{=} \rho((\hat{x}_{i+1} - \hat{x}_i), (\hat{x}_{i+2} - \hat{x}_{i+1})) = \frac{E[(\hat{x}_{i+1} - \hat{x}_i)(\hat{x}_{i+2} - \hat{x}_{i+1})]}{\sigma_{\Delta}^2}$$

und

$$\sigma_{\Delta}^2 \stackrel{def}{=} E[(\hat{x}_{i+1} - \hat{x}_i)^2].$$

Man zeigt relativ leicht durch Ausrechnen (Ausmultiplizieren usw.) der zweiten und dritten Zeile der Gleichung, daß ρ_{1M} dem normalen Korrelationskoeffizienten entspricht, wenn Stationarität gilt und die Reihe \hat{x}_i ein Markov-Prozeß 1. Ordnung ist, für den bekanntlich gilt: $\rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+2}) = \rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1})^2$. Die entsprechend gebildeten Schätzwerte für ρ_{1M} sind wesentlich unempfindlicher gegenüber Sprüngen und spraskaligen Variationen der Mittelwerte und liefern in dem Fall, daß die theoretische Autokorrelation nahe null ist, sehr kleine Werte oder Werte mit zur normalen Autokorrelation entgegengesetztem Vorzeichen. Der so berechnete Wert ist natürlich mit Vorsicht zu behandeln, da die Voraussetzung eines Markov-Prozesses 1. Ordnung nicht immer gegeben ist. Diese Berechnungsmethode wird später auch auf die \hat{d}_i angewendet und mit den normalen Schätzungen der Autokorrelation verglichen, um die bei den Homogenitätstests vorausgesetzte Unabhängigkeit zu prüfen.

3 VORHANDENE DATEN

Die Unterschiede der Ergebnisse der beiden Berechnungsmethoden sind bei der Autokorrelation wesentlich ausgeprägter als bei den Korrelationen zwischen den Stationen.

Die Genauigkeit und Signifikanz der Werte in den Tabellen kann man leicht abschätzen, wenn man weiß, daß sich der Vertrauensbereich des theoretischen $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)$ (bei einem Schätzwert $\hat{\rho}(\hat{x}_i, \hat{y}_i) = 0.8$, bei $n = 105$ und einer geforderten Sicherheit von 95%) von 0.72 bis 0.86 erstreckt (Berechnung über die Fisher'sche z-Transformation, siehe Sachs 1992). Der Zufallsbereich zur Sicherheit 95% für den empirischen Autokorrelationskoeffizienten zum Lag=1 bei $n = 105$ (bei den Reihen der Niederschlags- und Verdunstungshöhe) und verschwindender theoretischer Autokorrelation (zum Lag=1) ist $-0.2 \dots 0.18$ und bei $n = 45$ (bei der Schneedeckenandauer) beträgt er $-0.31 \dots 0.27$. Beide Bereiche gelten aber nur exakt bei 'normal' (und nicht aus Differenzen) gebildeten Schätzwerten für $\hat{\rho}$ und bei Stationarität. Bei den robusteren Schätzmethoden aus Differenzen ist die Stationarität nicht mehr so wichtig, dafür werden die Bereiche i. allg. etwas breiter ausfallen.

4 Wichtige Bemerkungen zu statistischen Tests

In diesem Kapitel sollen einige wesentliche Punkte, die zur Interpretation von Testergebnissen unverzichtbar sind, leider aber auch von Experten allzu häufig übersehen oder vergessen werden, diskutiert werden. Der erste Punkt (Abschnitt 4.1) wird häufig völlig ignoriert und ist den Anwendern gar nicht bekannt. Die anschließenden Ausführungen über Mehrfachtests (Abschnitt 4.2) sind für das bei Homogenitätstests übliche Vorgehen sehr wichtig, wenn man aus den durchgeführten Tests keine falschen Schlußfolgerungen ziehen möchte.

4.1 Der Voraussagewert eines signifikanten und eines nicht signifikanten Tests

Häufig wird die Signifikanzsicherheit $S = 1 - \alpha$ fälschlicherweise mit der *a-posteriori* Wahrscheinlichkeit $P(H1|sig)$ (=Wahrscheinlichkeit, daß die Einshypothese $H1$ tatsächlich gilt, wenn der Test ein **signifikantes** Ergebnis liefert) bzw. mit $P(H0|nsig)$ (=Wahrscheinlichkeit, daß die Nullhypothese $H0$ gilt, wenn der Test ein **nicht signifikantes** Ergebnis liefert) verwechselt. (α ist der meist vorgegebene Fehler erster Art.)

Falls die $H0$, *vereinigt* (im Sinne der Mengenleere) mit der $H1$, die gesamte mögliche Ereignismenge überdeckt, folgt aus dem Satz für die totale Wahrscheinlichkeit und dem Multiplikationssatz der Wahrscheinlichkeitsrechnung das Bayesche Theorem (Sachs 1992, S. 78, [124]), welches die exakte Berechnung der beiden gesuchten Wahrscheinlichkeiten gestattet:

Der Voraussagewert eines positiven (signifikanten) Tests ist:

$$P(H1|sig) = \frac{1}{1 + \frac{(1-P(H1))\alpha}{P(H1)(1-\beta)}} \quad (17)$$

Der Voraussagewert eines (negativen) nicht signifikanten Tests ist:

$$P(H0|nsig) = \frac{1}{1 + \frac{P(H1)\beta}{(1-P(H1))(1-\alpha)}} \quad (18)$$

Dabei sind

$$\alpha \stackrel{def}{=} P(sig|H0) \quad (19)$$

der Fehler erster Art (α -Fehler) und

$$\beta \stackrel{def}{=} P(nsig|H1) \quad (20)$$

ist der Fehler zweiter Art (β -Fehler). Die (leider meist unbekannt) Wahrscheinlichkeit $P(H1)$ für die Gültigkeit der $H1$ heißt *a-priori* Wahrscheinlichkeit (oder Prävalenz).

4 WICHTIGE BEMERKUNGEN ZU STATISTISCHEN TESTS

[Erläuterung für Experten: Bei stetiger Verteilungsfunktion der Testgröße und einem zweiseitigen Test muß der Gültigkeitsbereich der H_0 evtl. auf einen *endlichen Bereich* ausgedehnt werden, damit überhaupt $P(H_0) > 0$ gelten kann.

Der β -Fehler hängt i. allg. noch von der Größe x der Abweichung von der Nullhypothese H_0 ab. Hier ist unter β (analog für α) der mit der a-priori Wahrscheinlichkeitsdichte (als Funktion von x) gewichtete Mittelwert (über alle möglichen Abweichungen x) der entsprechenden bedingten Fehlerwahrscheinlichkeit (unter der Bedingung, daß die Abweichung x einen bestimmten Wert hat) zu verstehen.]

Die Tabelle 11 gibt ein Beispiel, wie sehr die a-priori Wahrscheinlichkeit die a-posteriori Wahrscheinlichkeiten beeinflussen kann. Es wurde $\alpha = \beta = 0.05$ benutzt. Ist $P(H_1)$ sehr klein, so hat der nicht signifikante Test einen höheren Voraussage-

$P(H_1)$	$P(H_1 sig)$	$P(H_0 nsig)$
0.01	0.161	0.9995
0.50	0.950	0.950
0.90	0.994	0.679

Tabelle 11: A-posteriori Wahrscheinlichkeit als Funktion der a-priori Wahrscheinlichkeit bei einer statistischen Sicherheit von 95%.

wert. Ist $P(H_1)$ sehr groß, so hat der signifikante Test einen höheren Voraussagewert.

Sind z. B. nur 1% der Zeitreihen des Deutschen Wetterdienstes (DWD) inhomogen, so bedeutet ein Test, der zur statistischen Sicherheit $S = 1 - \alpha = 95\%$ auf signifikante Inhomogenitäten hinweist, nicht etwa, daß die untersuchte Reihe zu 95% Wahrscheinlichkeit inhomogen ist. Sie ist gemäß der Tabelle 11 nur zur Wahrscheinlichkeit 16.1% inhomogen!!!

Soll $P(H_1|sig) > 90\%$ sein (bei $\beta = 20\%$), so folgt aus Gleichung (17), daß dann $P(H_1) > 36\%$ sein muß, falls $\alpha = 5\%$ vorgegeben ist. Bei $\alpha = 1\%$ muß immerhin noch $P(H_1) > 10\%$ gelten, damit der positive Test einen Voraussagewert von mindestens 90% hat.

Glücklicherweise gilt immer $P(H_1|sig) > P(H_1)$, d.h., daß der positive Test einen Wahrscheinlichkeitszuwachs bringt; die Wahrscheinlichkeit, nach einem signifikanten Test tatsächlich einen Fall, auf den die H_1 zutrifft, gewählt zu haben, ist größer als bei zufälliger Ziehung eines Falls aus der Gesamtheit aller Fälle.

Hat man die Möglichkeit, zwei völlig unabhängige Tests durchzuführen (Dies ist manchmal bei z. B. medizinischen Bluttests möglich, meist aber nicht bei nur einem gegebenen meteorologischen Datensatz und zwei *vernünftigen* statistischen Tests; hier herrscht dann eine teilweise Abhängigkeit. Die unten beschriebene Verbesserung der a-posteriori Wahrscheinlichkeit trifft dann nur in verringertem Maße zu.), so kann man die a-posteriori Wahrscheinlichkeiten wesentlich verbessern. Man testet die signifikanten Ergebnisse noch einmal mit dem zweiten Test bzw. nimmt die

4 WICHTIGE BEMERKUNGEN ZU STATISTISCHEN TESTS

H1 nur dann an, wenn beide Tests signifikante Ergebnisse liefern. In diesem Fall muß α in Gleichung (17) durch α^2 und $1 - \beta$ durch $(1 - \beta)^2$ ersetzt werden (zu den α - und β -Fehlern bei Mehrfachtests siehe auch Abschnitt 4.2). Für $\alpha = 0.02$, $\beta = 0.01$ und $P(H1) = 0.001$ ergibt sich $P(H1|sig) = 4.72\%$ beim Einfachtest und immerhin $P(H1|sig) = 71\%$ bei zweifach-signifikanter Testung.

Zwei Tests werden als unabhängig bezeichnet, falls

$$P(T_1 = x \wedge T_2 = y|H0) = P(T_1 = x|H0)P(T_2 = y|H0) \quad (21)$$

und

$$P(T_1 = x \wedge T_2 = y|H1) = P(T_1 = x|H1)P(T_2 = y|H1) \quad (22)$$

gilt. T_1 und T_2 sind hier die Testgrößen des ersten bzw. zweiten Tests und x und y stehen für alle möglichen Werte, die von den Testgrößen angenommen werden können. Man beachte, daß die Unabhängigkeit hier über den Multiplikationssatz für *bedingte Wahrscheinlichkeiten* definiert wird.

Es bleibt also festzuhalten: Solange der β -Fehler und die a-priori Wahrscheinlichkeit nicht wenigstens grob approximativ abgeschätzt werden können, sagt ein signifikantes Testergebnis sehr wenig über die tatsächliche Gültigkeit der Gegenhypothese H1. Erst mehrere, möglichst unabhängige Tests, die alle signifikant sind, erhöhen die Wahrscheinlichkeit für die Gültigkeit (meistens) erheblich.

4.2 Mehrfachtests

Führt man den Alexandersson-Shift-Test bei einer Zeitreihe (Differenzenreihe) mit mehreren Sprüngen durch, so deutet der Verlauf der Testgröße T_ν [die eigentliche Testgröße, aus der Signifikanz gefolgert wird, ist $T_{\nu max} = \text{def} \max_{\nu=1 \dots n-1}(T_\nu)$; siehe Anhang B und Gleichung (95), S. 122] oft auf mehrere Sprünge hin, wenn nämlich T_ν mehrere Maxima mit hohen Werten aufweist. Es kann aber auch passieren, daß T_ν gerade dort, wo ein Sprung ist, kleine Werte annimmt oder sogar null wird. Denn der Alexandersson-Shift-Test ist nur für einfache Sprünge konzipiert!

Um mehrere Inhomogenitäten finden zu können, kann man den Alexandersson-Test z. B. auf Teilzeitreihen anwenden. Denn es kann passieren, daß der Alexandersson-Test keine Signifikanz meldet, wenn er auf die gesamte Reihe angewendet wird, aber signifikante Inhomogenitäten anzeigt, wenn er nur z. B. die erste Hälfte der Reihe testet. Dieses Verhalten ist sogar möglich, obwohl die Anzahl der Differenzenwerte \hat{d}_i dann kleiner ist und die Power des Tests eigentlich abnehmen müßte.

Im folgenden sei jetzt die Nullhypothese 'H0: Die Reihe ist homogen' und die 'H1: Die Reihe ist inhomogen mit mindestens einem Sprung' betrachtet. (Die originale, exakte H1 für den Alexandersson-Shift-Test lautet korrekt: 'Die Reihe hat genau einen Sprung'.) Das oben geschilderte Phänomen hängt damit zusammen, daß der β -Fehler (bezogen auf die eben definierte H1) nicht nur von n , α und den

4 WICHTIGE BEMERKUNGEN ZU STATISTISCHEN TESTS

Sprunghöhen abhängt, sondern auch von der Anzahl der Sprünge und deren relativen Position innerhalb der Reihe.

Oft findet man auch weitere Inhomogenitäten, indem man die Reihe an der ersten gefundenen signifikanten Inhomogenität in zwei Teilreihen zerlegt und auf diese wiederum den Test anwendet (Verfahren von Easterling und Peterson (1995), siehe auch Moberg und Alexandersson 1997). Dieses Verfahren hat den Vorteil, daß der α -Fehler (bzgl. der oben definierten H_1) konstant bleibt. Der β -Fehler kann jedoch erheblich anwachsen, da evtl. gar keine erste Inhomogenität entdeckt wird, obwohl mehrere Inhomogenitäten vorhanden sind.

Ein alternatives Verfahren, nämlich die subjektive Zerlegung nach visueller Inspektion der Reihe, ist nur mit höchster Vorsicht zu gebrauchen, denn der α -Fehler steigt erheblich an, da man leicht auch in einer homogenen Reihe Zerlegungen findet, deren Test signifikante Sprünge liefert. Diese Vorgehensweise entspricht eigentlich einem Mehrfachtest ohne notwendige Anpassung der α -Fehlers. Dieses unzulässige Vorgehen ist häufig auch beim Wertesummenlinienverfahren (Kapitel 5.2 und 5.5.6) anzutreffen, bei dem zuerst auffällige Stellen gesucht werden, welche dann so getestet werden, als ob sie zufällig gewählt worden seien. Auch beim u-Test (oder auch beim Test nach Kolmogorov-Smirnov) wird dieser Fehler häufig begangen, indem der Test nach subjektiver visueller Wahl einer Unterteilung auf die resultierenden Teilreihen angewandt wird, mit dem Ziel zu zeigen, daß beide Teilreihen aus unterschiedlichen Verteilungen stammen.

Da leider nur 105 Jahressummen pro Reihe zur Verfügung stehen und die Korrelation der Meßwerte zwischen zu untersuchender Station und den Referenzstationen ziemlich gering ist (das vermindert die Teststärke, siehe Kapitel A.3; eine höhere zeitliche Auflösung bringt auch keine Verbesserung, siehe Anhang B), werden die verbleibenden Inhomogenitäten in den kürzeren Teilreihen auch nur selten gefunden, da die Teststärke ziemlich gering wird.

Versuche ergaben, daß es einfacher und effektiver ist, verschiedene Tests auf die gesamte Reihe anzuwenden und dann unter Beachtung der 'folgenden Ausführungen über Mehrfachtests' über die Signifikanz der Inhomogenität zu urteilen. Dieses Vorgehen empfiehlt auch Schönwiese (1985b), allerdings ohne genauere Untersuchung der Konsequenzen. Auch das Verfahren von Easterling und Peterson ist eigentlich ein Mehrfachtest, denn es werden sowohl der Alexandersson-Shift-Test als auch der Alexandersson-Trend-Test angewendet, wobei das Ergebnis des Trend-Tests bevorzugt werden sollte, wenn dieser signifikant ist und die Trendlänge größer als fünf Jahre ist.

Besonders bewährt hat sich die Kombination von Alexandersson-Shift- und Trend-Test, Buishand-Test und modifiziertem Summenlinienverfahren.

Wendet man nun mehrere Tests auf dieselbe Reihe an, so entstehen folgende Probleme:

1. Man muß definieren, wann die gesamte Testfolge signifikant sein soll, also

4 WICHTIGE BEMERKUNGEN ZU STATISTISCHEN TESTS

wann man die H1 annimmt (z. B.: alle Tests sollen signifikant sein, oder mindestens einer usw.).

2. Je nach Definition dieses Gesamttestergebnisses T_{ges} verändern sich die α - und β -Fehler α_{ges} und β_{ges} , die nun wie folgt definiert sein sollen:

$$\alpha_{ges} = P(H1 \text{ wird angenommen} | H0 = \text{Die Reihe ist homogen}) \text{ und}$$

$$\beta_{ges} = P(H0 \text{ wird beibehalten} | H1 = \text{Die Reihe ist inhomogen}),$$

wobei die H1 nur angenommen wird, wenn das Gesamttestergebnis T_{ges} signifikant ist. Für konkrete Werte von β_{ges} muß man natürlich die H1 genauer spezifizieren, z. B. Sprunghöhen und -Lagen angeben (vgl. auch Kapitel 4.1).

Ein Beispiel mit zwei unabhängigen Tests, die beide den gleichen α -Fehler (daraus berechnen sich die kritischen Werte (Levels) für die Testgrößen) und welche die β -Fehler β_1 bzw. β_2 besitzen, möge die Auswirkungen des Mehrfachtests auf die resultierenden Fehler α_{ges} und β_{ges} sowie auf die a-posteriori Wahrscheinlichkeit $P(H1 | T_{ges} \text{ sig})$ verdeutlichen:

1. Die H1 werde angenommen, wenn beide Tests signifikant sind. Dann gilt:

$$\alpha_{ges} = \alpha^2 \ll \alpha \text{ des Einzeltests (VIEL KLEINER),} \quad (23)$$

$$\beta_{ges} = 1 - (1 - \beta_1)(1 - \beta_2) > \max(\beta_1, \beta_2) \text{ (GRÖßER),} \quad (24)$$

$$P(H1 | T_{ges} \text{ sig}) \equiv P(H1 | T_1 \text{ sig} \wedge T_2 \text{ sig}) > \max(P(H1 | T_1 \text{ sig}), P(H1 | T_2 \text{ sig})). \quad (25)$$

Die letzte Gleichung kann aus Gleichung (17) hergeleitet werden. T_1 und T_2 stehen für die Ergebnisse der Tests mit den möglichen Ausgängen sig =signifikant und nsig =nicht signifikant (man denke sich in den obigen Gleichungen ein Gleichheitszeichen zwischen T_{ges} und sig usw.). Je nach Wert von $\alpha_{ges}/(1 - \beta_{ges})$ und $P(H1)$ kann $P(H1 | T_{ges} \text{ sig})$ sogar erheblich größer sein als beim einfachen Test.

2. Die H1 wird angenommen, wenn mindestens ein Test signifikant ist bzw. die H0 wird nur beibehalten, wenn beide Tests nicht signifikant ausfallen. Nun gilt:

$$\alpha_{ges} = 1 - (1 - \alpha)^2 \approx 2\alpha > \alpha \text{ des Einzeltests (GRÖßER),} \quad (26)$$

$$\beta_{ges} = \beta_1 \beta_2 \text{ (KLEINER),} \quad (27)$$

$$P(H1 | T_{ges} \text{ sig}) = P(H1 | T_1 \text{ sig} \vee T_2 \text{ sig}) < \max(P(H1 | T_1 \text{ sig}), P(H1 | T_2 \text{ sig})). \quad (28)$$

Die a-posteriori Wahrscheinlichkeit ist nun geringer als die maximale der Einzeltests!

3. Wird nun schließlich die H1 angenommen, wenn (mindestens) p Tests von insgesamt m verschiedenen unabhängigen Tests signifikant sind, so gilt, wenn α bei allen Tests gleich ist:

$$\alpha_{ges} = \sum_{i=p}^m \binom{m}{i} \alpha^i (1 - \alpha)^{m-i}. \quad (29)$$

4 WICHTIGE BEMERKUNGEN ZU STATISTISCHEN TESTS

Sind die Tests nicht völlig unabhängig [vgl. hierzu die Definitionen (21) und (22)], weil z. B. die verschiedenen Tests z. T. die gleichen Messungen verwenden, so sind die Abweichungen der α -Gesamtfehler von den Einzelfehlern i. allg. geringer, vorausgesetzt, daß die Testgrößen T_1 und T_2 bei Gültigkeit der H_0 'positiv korreliert' sind. Gleiches gilt für die β -Fehler, falls T_1 und T_2 bei Gültigkeit der H_1 'positiv korreliert' sind. Verwendet man für beide Tests jedesmal denselben Test mit derselben Realisierung (dieselben Daten) und stecken keine weiteren Zufälligkeiten in den Testgrößen, so sind die T_1 und T_2 total abhängig und es gilt $\alpha_{ges} = \alpha$ und $\beta_{ges} = \beta$, denn die beiden Testgrößen sind dann identisch.

Da die Verhältnisse bei Mehrfachtests so kompliziert sind, muß man leider letztendlich eine mit logischen Argumenten untermauerte subjektive Entscheidung fällen. Dabei sollte man die H_0 bei dem hier betrachteten Homogenitätsproblem nur dann verwerfen, wenn die H_1 durch Hintergrundwissen (z. B. Stationsgeschichte) gestützt wird. Die H_1 sollte bevorzugt angenommen werden, wenn viele Tests signifikant sind (vgl. Punkt 1.), da dann die Wahrscheinlichkeit, die Homogenitätshypothese zu Unrecht zu verwerfen, gering ist und die Wahrscheinlichkeit, daß eine Reihe tatsächlich inhomogen ist, sehr groß ist.

Die H_1 bei nur (mindestens) einem signifikantem Test ($p = 1$) von vielen (m) anderen durchgeführten Tests anzunehmen, ist sehr gefährlich, denn der gesamte α -Fehler ist dann nach Gleichung (29) [Hinweis: Die Summe in (29) von 0 bis m ergibt eins]

$$\alpha_{ges} = 1 - (1 - \alpha)^m \stackrel{u.U.}{\gg} \alpha.$$

5 Verwendete Testverfahren

In diesem Kapitel werden die später verwendeten statistischen Tests kurz vorgestellt. Dabei werden vier verschiedene Testtypen unterschieden:

Vortests, welche die Voraussetzungen der eigentlichen Tests prüfen.

Relative Homogenitätstests, welche auf die Differenzen- oder Quotientenreihe angewendet werden und Inhomogenitäten in den Erwartungswerten aufdecken sollen.

Tests, welche die **Homogenität der Varianz** testen.

'Absolute' Tests, die auf die originalen Daten \hat{x}_i angewendet werden, wenn diese als homogen befunden wurden oder entsprechend korrigiert wurden (in dieser Arbeit wurden inhomogene Reihen nicht korrigiert und daher wurden auf diese auch keine 'absoluten Tests' angewendet).

Leider werden einige der aufgeführten Testverfahren (z. T. erst seit einigen Jahren) von der wissenschaftlichen Gemeinschaft kritiklos angewendet, obwohl die Tests fehlerhaft sind, oder die Ergebnisse dieser Tests werden falsch interpretiert. Die notwendigen Korrekturen, Modifikationen und Verbesserungen werden in Abschnitt 5.5 beschrieben.

Die verschiedenen Tests bekommen im folgenden eine Abkürzung zugewiesen, z. B. wird der 'Phasenhäufigkeitstest von Wallis und Moore' als **VWM** bezeichnet (Der erste Buchstabe weist immer auf den Typ hin: **V**=Vortest, **R**=relativer Test, **A**=absoluter Test.).

5.1 Vortests: Tests auf Unabhängigkeit und Normalverteilung

Praktisch alle Tests, die in den folgenden Kapiteln beschrieben werden, können fälschlicherweise Inhomogenitäten anzeigen. Sind nämlich die Voraussetzungen der Tests (z. B. Unabhängigkeit oder Normalverteilung der Daten) verletzt, so verändert sich der α -Fehler. Wenn die Daten z. B. positiv autokorreliert sind, der Test aber Unabhängigkeit voraussetzt, steigt der α -Fehler i. allg. an. Je nach Fragestellung kann man dann die Anzahl n der Daten zu einem effektiven $n_{eff} < n$ reduzieren, die Daten hochpaßfiltern, stückweise Summen bilden oder Daten auslassen, um die Unabhängigkeit zu 'vergrößern'. Bei Abweichungen von der Normalverteilung kann man linkssteile Verteilungen einer Logarithmus-Transformation oder Potenztransformation mit einem Exponenten kleiner eins unterwerfen und bei rechtssteilen Verteilungen kann man eine Potenzfunktion mit Exponenten größer eins benutzen.

Beim Einsatz als Vortest sollte der α -Fehler des entsprechenden Tests erhöht werden (z. B. auf 0.1), da dann der entscheidendere β -Fehler kleiner wird (Sachs 1992).

5.1.1 Tests auf Unabhängigkeit

Die meisten Tests setzen Unabhängigkeit der Daten voraus. Daher wurden die Differenzen \hat{d}_i (vor den relativen Tests) bzw. die originalen \hat{x}_i (vor den absoluten Tests) zunächst auf ihre Unabhängigkeit hin getestet. Dazu wurden folgende Tests und Verfahren verwendet:

VAuf: Die gewöhnlichen Schätzer für die **Autokorrelationsfunktion** mit Zeitverschiebung $1 \dots \approx n/10$ werden berechnet [Gleichung (15)] (siehe auch z. B. Chatfield 1989). Der Zufallsbereich für die Schätzwerte zur statistischen Sicherheit 95% bei Unabhängigkeit der Daten, falls alle Daten aus der gleichen Verteilung stammen und n hinreichend groß ist, wurde am Ende von Kapitel 3 behandelt.

VAut: Zur Angabe des obigen Zufallsbereichs beinahe äquivalent ist der **t-Test auf Korrelationskoeffizient gleich null** (Sachs 1992, S. 537, [551]), der für große n auch auf den Schätzwert des Autokorrelationskoeffizienten angewendet werden darf. 'H0: $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) = 0$ '; 'H1: $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) \neq 0$ ' (anstelle von \hat{d}_i kann natürlich auch \hat{x}_i stehen). Voraussetzungen: \hat{d}_i approximativ normalverteilt und $n > 10$ oder alle \hat{d}_i aus derselben Verteilung und n 'sehr groß'.

VMit: Der **Autokorrelationstest von Mitchell et al.** (siehe z. B. Schönwiese et al. 1990 und Schönwiese & Rapp 1997) wird häufig als Homogenitätstest beschrieben. Dies ist korrekt, wenn man Unkorreliertheit der zu untersuchenden Daten voraussetzt. Sprünge oder Trends in den Daten erhöhen nämlich i. allg. den Wert des empirischen Autokorrelationskoeffizienten zum Lag=1 (der theoretische Autokorrelationskoeffizient kann dabei trotzdem null sein). Sind die Daten aber von Natur aus korreliert, so zeigt dieser Test Signifikanz, auch wenn die Reihe vollständig homogen ist. Die von Schönwiese & Rapp 1997 empfohlene vorausgehende Hochpaßfilterung der \hat{d}_i zur Reduzierung unerwünschter Autokorrelation der Daten (bei Anwendung des Tests als Homogenitätstest) ist insofern nicht zu empfehlen, da künstliche Trends, die als Inhomogenität erst gefunden werden sollen, auf diese Weise ausgefiltert werden. Wählt man die Grenzfrequenz des Hochpaßfilters zu hoch, können auch negative Korrelationen erzeugt werden.

Versuche zeigten außerdem, daß die Teststärke des Mitchell-Tests als Homogenitätstest ziemlich gering ist. Erst Sprünge in der Größenordnung der Varianz der Daten werden signifikant. Der Test wurde daher nur als Vortest zur Prüfung der Unabhängigkeit der Daten eingesetzt. Er entspricht dann im wesentlichen dem Test VAut, nur wird der Mitchell-Test zur Sicherheit $(1 - \alpha)$ signifikant, wenn der empirische Korrelationskoeffizient $\hat{\rho}(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1})$ größer als $(-1 + u_{1-\alpha} \sqrt{n-2}) / (n-1)$ wird. Es handelt sich also im Gegensatz zu VAut um einen einseitigen Test mit 'H0: $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) \leq 0$ '; 'H1: $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) > 0$ '. Die Voraussetzungen entsprechen exakt denen von VAut. Man beachte aber, daß dieser Test nach dem oben Gesagten genauso wie auch VAut gleichzeitig sensibel auf Inhomogenitäten, besonders auf Trends, anspricht. Möchte man die Autokorrelation alleine testen, so müssen eventuell vorhandene Trends vorher entfernt werden oder man muß Tests benutzen, die bzgl. Inhomogenitäten robuster sind, etwa den **Phasenhäufigkeitstest von**

Wallis und Moore oder den **modifizierten Autokorrelationskoeffizienten** (siehe unten). Der **Spearman'sche Rangkorrelationskoeffizient** (Sachs 1992, S. 511, [531]), der verteilungsunabhängig ist, bringt in dieser Hinsicht leider keine weiteren Vorteile.

VAbbe: Auf das z. B. von Paesler (1983), Schönwiese et al. (1990) und Schönwiese & Rapp (1997) beschriebene **Abbe-Kriterium** trifft das Gleiche zu wie auf den Mitchell-Test. Man kann zeigen (siehe Kapitel 5.5.2), daß der Abbe-Test eigentlich ein zweiseitiger Test des Korrelationskoeffizienten zum Lag=1 ist mit der 'H0: $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) = 0$ ' und der 'H1: $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) \neq 0$ '. Die von den oben genannten Autoren angegebenen Signifikanzgrenzen des Abbe-Tests sind viel zu klein. Wendet man den Abbe-Test in der dort beschriebenen Form an, so beträgt der α -Fehler 32% !!!!. Es lassen sich aber leicht vernünftige Signifikanzgrenzen angeben (Kapitel 5.5.2).

Wie am Ende der Beschreibung von VMit erwähnt, können Inhomogenitäten den Autokorrelationskoeffizienten erheblich verfälschen. Die folgenden beiden Verfahren reagieren wesentlich unempfindlicher auf Trends o.ä. in den Daten und wurden ergänzend zu den bereits beschriebenen Verfahren benutzt:

VWM: Der **Phasenhäufigkeitstest nach Wallis & Moore** (siehe Sachs 1992, S. 484, [473]) testet, ob die Vorzeichen der Differenzen ($\hat{d}_{i+1} - \hat{d}_i$) zweier aufeinander folgender Daten ein zufälliges Bild bieten (die Häufigkeit der Vorzeichenphasen wird geprüft). Der Test arbeitet zuverlässig für $n > 10$, er ist verteilungsunabhängig und wurde als zweiseitiger Test ('H1: die Vorzeichenwechsel kommen zu häufig oder zu selten vor') eingesetzt.

Vrho1: Der **alternative Autokorrelationskoeffizient** nach Gleichung (16) wird mit dem normalen Autokorrelationskoeffizienten zum Lag=1 verglichen. Ist ρ_{1M} nahe null oder hat ρ_{1M} ein zum normalen Autokorrelationskoeffizienten entgegengesetztes Vorzeichen, so ist dies ein starkes Indiz dafür, daß die theoretische Autokorrelation zum Lag=1 tatsächlich klein ist.

APow: Auch das Powerspektrum der \hat{d}_i bzw. \hat{x}_i kann zur Untersuchung der internen Abhängigkeit der Daten herangezogen werden. Diese Methode wird in Kapitel 5.4.4 und 5.5.7 näher erläutert. Unabhängige Daten dürfen die [korrigierten! (siehe Kap. 5.5.7)] Signifikanzgrenzen des weißen Rauschens nicht überschreiten. Abhängige Daten haben häufig ein Spektrum, welches sich ähnlich wie das eines Markov-Prozesses 1. Ordnung verhält. Inhomogenitäten, z. B. Trends, führen ebenfalls zu einer 'Färbung' des Spektrums. Meist werden die Amplituden der niedrigsten Frequenzen stark angehoben. Sie haben dann so hohe Werte, daß sogar die Signifikanzgrenzen des roten Markov-Rauschens überschritten werden. [Siehe Taubenheim (1969) und Chatfield (1989).]

5.1.2 Tests auf Normalverteilung

Viele Tests verlangen wenigstens angenähert normalverteilte Daten. Folgende verteilungsunabhängige Tests wurden für den Test auf Normalverteilung benutzt:

VKS: Der zweiseitige **Kolmogorov–Smirnov–Test** für die Güte der Anpassung (Sachs 1992, S. 426, [44] und Press et al. 1992, S. 617) wurde speziell zur Überprüfung der 'H₀: Die \hat{d}_i sind normalverteilt' gegenüber der 'H₁: Die \hat{d}_i sind nicht normalverteilt' eingesetzt. Da hierzu der Mittelwert und die Standardabweichung aus den Daten geschätzt werden müssen, wurde die *Lilliefors–Modifikation* des Tests benutzt. Ohne diese Modifikation würden die Testresultate viel zu konservativ ausfallen. Der Test setzt unabhängige Daten und $n > 5$ voraus, wobei mindestens 5 Daten verschiedene Zahlenwerte haben müssen. Der Kolmogorov–Smirnov–Test wird bevorzugt für nicht klassifizierte Daten eingesetzt und ist bei kleinen n teststärker als der χ^2 –Test.

VCHI: Der zweiseitige χ^2 –**Anpassungstest** (Sachs 1992, S. 422, [433] und Press et al. 1992, S. 616) zum Vergleich einer empirischen mit einer Normalverteilung prüft dieselben Hypothesen wie der VKS–Test. Er setzt $n > 12$ und unabhängige Daten voraus. Er wird bevorzugt zur Prüfung von bereits klassifizierten Daten benutzt. Da die hier vorliegenden Daten nicht klassifiziert waren, wurden $r = \min(16, \text{int}(n/3+0.5))$ Klassen gebildet, die anfangs alle die gleiche theoretische (absolute) Häufigkeit n/r aufwiesen. Falls die empirische Häufigkeit kleiner gleich eins war, wurden benachbarte Klassen zusammengelegt. Da wieder Erwartungswert und Standardabweichung aus den nicht klassifizierten Daten geschätzt werden mußten, muß die ursprüngliche Anzahl $r - 1$ der Freiheitsgrade auf $r - 3$ reduziert werden. Der χ^2 –Test ist gut für die Aufdeckung von Irregularitäten in der Verteilung, während der Kolmogorov–Smirnov–Test Abweichungen in der Verteilungsform besser erkennt.

Vno2: Der $n\omega^2$ –**Test** (Dyck 1980, S. 133) wurde für die Prüfung der gleichen Hypothesen wie bei den beiden vorangehenden Tests benutzt. Wieder werden unabhängige Daten und $n > 6$ mit mindestens 6 verschiedenen Werten vorausgesetzt. Der Test entspricht im Prinzip dem χ^2 –Test, nur umgeht er die Klasseneinteilung. Die Testgröße $n\omega^2$ ist ein Maß für die Güte der Anpassung. Je kleiner sie ist, desto besser ist die Anpassung. Sie kann als Vergleichswert für die Anpassung mehrerer Verteilungen dienen und ist mit der Teststatistik von 'Green and Hegazy' und der von 'Cramer–von Mises' verwandt (siehe Essenwanger 1986, S. 308).

Die oberen kritischen Werte für diesen Test, die in Tabelle IX, S.519 in Dyck (1980) tabelliert sind, gelten nur für fest vorgegebenen, bekannten Erwartungswert und Standardabweichung der Normalverteilung. Schätzt man diese Größen aus den Daten, wie es in der vorliegenden Arbeit getan werden mußte, müssen diese Grenzen modifiziert werden, da der Test sonst extrem konservativ ist (siehe Kapitel 5.5.3).

5.2 Relative Homogenitätstests bzgl. der Erwartungswerte

RCra: Der **Craddock-Test** [Schönwiese et al. (1990) und Schönwiese & Rapp (1997)] ist ein graphisches Verfahren, um Inhomogenitäten zu erkennen. Dazu werden die kumulativen Differenzen zwischen den zu untersuchenden und den Referenzdaten graphisch dargestellt. Besonders ausgeprägte Extremwerte geben einen Hinweis auf das Datum der vermutlichen Inhomogenität. Leider gestattet dieser Test nicht die Festlegung eines bestimmten Signifikanzniveaus und erlaubt ausschließlich subjektive Entscheidungen. Daher sind Tests wie der Buishand-Test oder die Tests von Alexandersson (siehe unten) zu bevorzugen.

Rsch:¹ In Schönwiese (1985b) wird ein sogenannter **Schnelltest** beschrieben, der den zeitlichen Verlauf gleitend tiefpaßgefilterter Daten daraufhin prüft, ob diese bestimmte Signifikanzgrenzen überschreiten. Die Herleitung dieser Grenzen ist allerdings nicht ganz einsichtig und es können auch keine präzisen statistischen Sicherheiten angegeben werden. Im Rahmen der hier durchgeführten Untersuchungen wurde mit Monte-Carlo-Simulationen festgestellt, daß die statistischen Sicherheiten je nach Anzahl der Daten n und Anzahl der Werte m , die beim Tiefpaßfilter (arithmetisches Mittel) benutzt werden, extrem schwanken (z. B. 99.999% bei $n = 930$, $m = 31$ und 38% bei $n = 122$, $m = 61$). Werden diese Grenzen überschritten, so soll dies ein Hinweis auf Inhomogenität sein. Auch die gleitend über jeweils m -Werte gebildete Standardabweichung der Daten wird bei Schönwiese (ohne Angabe von Signifikanzgrenzen) untersucht.

Ein Vorschlag des Autors der vorliegenden Arbeit zur Korrektur und Verbesserung dieses Verfahrens ist in Kapitel 5.5.4 beschrieben. Das Verfahren, angewandt auf die Standardabweichungen, ist eines der wenigen sinnvollen Verfahren zum Test der absoluten Varianzhomogenität (vgl. Kapitel 5.3.1).

RAS: Ein sehr trennscharfer Test, der besonders gut einfache Sprünge im Erwartungswert der \hat{d}_i aufdecken kann und einen Hinweis auf deren Zeitpunkt gibt, ist der **Standard Normal Homogeneity Test for Shifts**, im folgenden auch als **Alexandersson-Shift-Test** bezeichnet (Alexandersson 1986, Alexandersson & Moberg 1997). Die benutzte Testgröße ist im zweiten Teil des Anhang B beschrieben. Eine häufige Mißinterpretation der Testergebnisse ist in Kapitel 5.5.5 beschrieben. Eine ausführliche Diskussion der praktischen Anwendung des Tests findet man in Moberg & Alexandersson (1997) und Moberg & Bergström (1997). Es werden approximativ normalverteilte, unabhängige Daten vorausgesetzt, und die Varianz der Daten darf nicht von der Zeit abhängen.

RAT: Der Alexandersson-Shift-Test wurde in Alexandersson & Moberg (1997) zu einem Test auf einen linearen Trend unbekannter Stärke zwischen den unbekanntem Zeiten a und b verallgemeinert. Dieser **Standard Normal Homogeneity Test for Trend** (oder kurz **Alexandersson-Trend-Test**) setzt ebenfalls normalverteilte, unabhängige Daten mit zeitkonstanter Varianz voraus und ergibt Schätzungen der Zeiten a und b . Werden signifikante relative Trends aufgedeckt (diese sollten mindestens fünf Zeitschritte andauern, ansonsten ist das Ergebnis des

Alexandersson-Shift-Tests zu bevorzugen), so können diese mit den Formeln (10) bzw. (11) korrigiert werden.

RBuis: Der **Buishand-Test** (Buishand 1982) arbeitet ähnlich wie der Alexandersson-Shift-Test. Er ist ebenfalls sehr empfehlenswert und trennscharf und gibt Hinweise auf die Zeiten der Inhomogenität. Es werden approximativ normalverteilte, unabhängige Daten mit konstanter Varianz vorausgesetzt. Ähnlich wie beim RAS-Test die Größe T_ν als Hilfsgröße gebildet wird, wird beim Buishand-Test die Größe $S_{**}(k)$ gebildet. Das Maximum über alle $k = 0 \dots n$, genannt Q , ist dann eine von insgesamt vier Testgrößen (Q , R , U und A) (Es handelt sich also um einen Mehrfachtest.). Für die vier Testgrößen sind die jeweils unterschiedlichen kritischen Grenzen zu verschiedenen statistischen Sicherheiten in Buishand 1982 tabelliert. Für die numerische Anwendung wurden die Tabellenwerte, wie auch bei den Alexandersson-Tests, durch entsprechend angepaßte analytische Funktionen ersetzt.

RMW: Das Verfahren bei der in Pettitt (1979) beschriebenen **Bruchpunktanalyse nach Mann und Whitney** ist äußerlich ganz ähnlich zum Buishand-Test. Die Daten brauchen allerdings nicht mehr normalverteilt sein. Es reicht die Unabhängigkeit, denn das Verfahren ist verteilungsfrei. Es ist außerdem ziemlich robust gegenüber Ausreißern. Die Verteilungsfunktion der Daten sollte stetig sein bzw. sogenannte Bindungen (gleiche Ränge) sollen keine Rolle spielen. n muß hinreichend groß sein. Extremwerte der aus den Daten gebildeten Hilfsgröße $U(k)$ geben wieder Aufschluß über die mögliche Lage von Inhomogenitäten. Der Test liefert stetige Signifikanzsicherheiten. Man kann entweder eine zweiseitige oder wahlweise auch einseitige Versionen des Tests verwenden. Bei zweiseitigem Test lauten die geprüften Hypothesen: 'H0: Alle \hat{x}_i ($i = 1 \dots n$) stammen aus derselben Verteilung $F_1(x)$ ' und 'H1: Die \hat{x}_i ($i = 1 \dots \tau$; $\tau < n$) stammen aus der Verteilung $F_1(x)$ und die \hat{x}_i ($i = \tau + 1 \dots n$) stammen aus der Verteilung $F_2(x) \neq F_1(x)$ '. (Bei einseitiger Formulierung muß man ' \neq ' durch ' \leq ' oder ' \geq ' ersetzen.) Strikte Ungleichheit soll bei mindestens *einem* x gelten.

RWsum: Das in dieser Arbeit benutzte **modifizierte Wertesummenlinienverfahren** hat eigentlich gar nichts mehr mit einer Summenlinie zu tun. Das ursprüngliche Verfahren (der übliche Verweis in der Literatur zielt auf Luft & Vieser (1990); dort ist aber nur in einer Fußnote erklärt, was die Summe über n -Werte bedeutet) ist mit der in Dyck (1980; S. 56 ff) beschriebenen Doppelsummenanalyse verwandt, nur daß beim Wertesummenlinienverfahren die Referenzreihe \hat{y}_i durch (nicht notwendigerweise äquidistante) Zeiten t_i bzw. i ersetzt wird. Das Summenlinienverfahren kann als relatives Verfahren auf die \hat{d}_i angewendet werden (dann ersetzt es das Doppelsummenlinienverfahren vollständig) oder es kann als absoluter Test direkt auf die originalen \hat{x}_i angewendet werden. — Bei dem Verfahren werden Zeitbereiche, in denen sich schleichende relative Veränderungen (Trends) bemerkbar machen, erkannt und ausgewiesen. Dazu werden zwei oder mehrere Regressionsgeraden so durch die Datenpunkte gelegt, daß die Gesamtrestvarianz minimal wird und Änderungen der Trends werden auf ihre Signifikanz untersucht.

In den meisten Fällen werden entweder die Ergebnisse dieses Tests falsch interpretiert (vgl. Kapitel 4.2) oder es werden Testmethoden auf Daten angewendet, die sämtliche Voraussetzungen der gewählten Tests verletzen. Diese Fehler werden in Abschnitt 5.5.6 diskutiert. Dort wird auch eine korrigierte Methode vorgestellt, die einen korrekten Fehler erster Art liefert, so daß nicht praktisch alle getesteten Reihen, auch wenn sie homogen sind, als signifikant inhomogen eingestuft werden. Dies ist leider häufig bei Softwarepaketen der Fall, welche diesen Test enthalten.

5.3 Tests auf Varianzhomogenität

Bei der Prüfung der Varianzhomogenität muß man drei verschiedene Fälle unterscheiden:

1. Die *absolute* Homogenität der Varianzen $\sigma_{d_i}^2 \equiv \sigma_{x_i - y_i}^2$ der *Differenzen* \hat{d}_i zwischen den Werten \hat{x}_i der zu untersuchenden Station und den Werten \hat{y}_i der Referenzstationen.
2. Die *relative* Homogenität der Varianzen der zu untersuchenden Station $\sigma_{x_i}^2$ bzgl. der Varianzen der Referenzstationen (d.h. $(\sigma_{x_i}^2 - \sigma_{y_i}^2)$ soll homogen sein). Diese Homogenität entspricht der Homogenität, die in Abschnitt 5.2 getestet wurde, nur daß hier nicht die Homogenität der Erwartungswerte, sondern die der Varianzen geprüft wird. Es wird also geprüft, ob Veränderungen der Varianz auf Grund irgenwelcher künstlicher Einflüsse, wie z. B. Stationsverlegungen, auftreten.
3. Die *absolute* Homogenität der Varianzen σ_{x_i} der *originalen* \hat{x}_i . Falls bereits relative Homogenität (siehe oben) bestätigt wurde, so wird hier geprüft, ob sich die Varianz auf Grund natürlicher Einflüsse im Lauf der Zeit signifikant verändert hat.

Die absolute Homogenität der $\sigma_{d_i}^2$ aus Punkt 1. (d.h. $\sigma_{d_i}^2 = const.$) ist bei den meisten hier verwendeten Tests und insbesondere bei den relativen Homogenitätstests, welche die relative Homogenität der Erwartungswerte prüfen, eine Voraussetzung. (Speziell bei den Tests auf linearen Trend wird die Homogenität der Restvarianz *Homoeskadizität* genannt.) Ist diese Voraussetzung nicht erfüllt, so kann z. B. die Wahrscheinlichkeit steigen, daß die Reihe der \hat{x}_i [bzw. die der Erwartungswerte $E(\hat{x}_i)$] für inhomogen erklärt wird, obwohl sie es gar nicht ist. Ohne die Kenntnis, ob die Voraussetzung der Varianzhomogenität erfüllt ist, testet man bei den relativen Homogenitätstests eigentlich die folgende Nullhypothese H_0 und Gegenhypothese (Einshypothese) H_1 :

$$H_0 : E(\hat{x}_i - \hat{y}_i) \text{ ist homogen} \wedge E(\hat{s}_{x_i - y_i}^2) \text{ ist homogen}$$

$$H_1 : E(\hat{x}_i - \hat{y}_i) \text{ ist inhomogen} \vee E(\hat{s}_{x_i - y_i}^2) \text{ ist inhomogen.}$$

Der gewöhnliche Schätzwert für die Varianz $\sigma_{d_i}^2 \equiv \sigma_{x_i - y_i}^2$ wurde hier mit $\hat{s}_{x_i - y_i}^2$ bezeichnet. Man muß weiterhin beachten, daß die Prüfung der $\sigma_{d_i}^2$ zum großen Teil die *Homogenität der Korrelation* der Meßwerte zwischen den Stationen prüft, denn es gilt

$$\sigma_{d_i}^2 = \sigma_{x_i}^2 + \sigma_{y_i}^2 - 2\sigma_{x_i}\sigma_{y_i}\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i) \approx 2\sigma_{x_i}^2(1 - \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)). \quad (30)$$

Hierbei wurde im zweiten Teil der Formel angenommen, daß die Varianzen der Werte \hat{x}_i an der zu untersuchenden Station ähnliche Werte wie die \hat{y}_i an den Referenzstationen aufweisen. [\hat{y}_i steht hier stellvertretend für den gewichteten Mittelwert der Werte aller benutzten Referenzstationen. Dieser Mittelwert wird nur dann eine ähnliche Varianz haben wie die Einzelwerte, wenn die Stationen stark korreliert sind. Für unabhängige Werte (unkorrelierte Stationen) sinkt die Varianz des Mittelwertes proportional zu $1/m$ (m =Anzahl der Referenzstationen), falls alle Mittelungsgewichte gleich groß sind.]

Der absolute Test der $\sigma_{d_i}^2$ ist also als Vortest der Voraussetzungen des relativen Homogenitätstests der \hat{x}_i (bei dem die \hat{d}_i untersucht werden) aufzufassen. Beim eigentlichen Test auf relative Homogenität der Varianzen nach Punkt 2. muß $\sigma_{x_i}^2 - \sigma_{y_i}^2$ bzw. ein entsprechender Schätzwert $\hat{s}_{x_i}^2 - \hat{s}_{y_i}^2$ untersucht werden und nicht $\hat{s}_{x_i - y_i}^2 \equiv \hat{s}_{d_i}^2$!

Nun entsteht das Problem, daß $\hat{s}_{d_i}^2$ bzw. $\hat{s}_{x_i}^2, \hat{s}_{y_i}^2$ nicht primär gegeben sind, sondern diese Schätzwerte erst aus den Originaldaten \hat{x}_i, \hat{y}_i berechnet werden müssen. Dies kann z. B. auf folgende Weisen geschehen:

- Sukzessive Bildung von z. B. $\hat{s}_{x_i}^2$ über je m -Werte \hat{x}_i , wobei $\hat{s}_{x_i}^2$ der Position des mittleren benutzten \hat{x}_i zugewiesen wird. Die jeweils benutzten Teilzeitreihen aus m Werten sollen sich dabei nicht überlappen (disjunkt sein). Unter diesen Voraussetzungen sind die $\hat{s}_{x_i}^2$ unabhängig, wenn es die \hat{x}_i waren. Die Anzahl der Schätzwerte beträgt dann n/m [falls n (=Anzahl der gegebenen \hat{x}_i) durch m teilbar ist].
- Man bildet *gleitende* Varianzen über je m Werte, d.h. die Teilzeitreihen überlappen sich und die $\hat{s}_{x_i}^2$ sind auf jeden Fall abhängig. Vorteilhaft ist hierbei, daß sich die Anzahl der Schätzwerte für die Varianzen gegenüber der Anzahl der \hat{x}_i nur um einige *Randwerte* reduziert.

5.3.1 Mögliche Testmethoden für die Prüfung der absoluten Homogenität der $\sigma_{d_i}^2$

Falls die \hat{d}_i normalverteilt und unabhängig sind, kann die Reihe zu irgendeinem Zeitpunkt j in zwei disjunkte Teile unterteilt werden und die Varianzen $\hat{s}_{d_i}^2$ jeweils des linken und des rechten Teils können mit dem normalen **F-Test** auf Gleichheit geprüft werden (Sachs 1992, S. 347, [35]). Da j aber i. allg. nicht zufällig gewählt wird, sondern rein subjektiv meist so, daß die Varianzdifferenz zwischen linker und rechter Teilreihe (fast) maximal wird, steigt der α -Fehler stark an.

Auch sukzessives Ausführen mehrerer Tests für verschiedene j ist unzulässig, wenn man nicht den kritischen Signifikanzwert (kritischer Wert der Testgröße) des einzelnen Tests entsprechend erhöht.—Alternativ zum F-Test kann auch der verteilungsfreie **Rangdispersionstest von Siegel und Tukey** auf die 2 unabhängigen Teilreihen angewandt werden (Sachs 1992, S. 374, [391]).

Das Problem der Wahl von j und die Erhöhung des α -Fehlers kann man umgehen, indem man einen varianzanalytischen Vergleich der Mittelwerte von

$$\hat{z}_{ij} \stackrel{\text{def}}{=} \left| \hat{d}_{ij} - \tilde{d}_i \right|$$

mit dem robusten **Test auf Varianzheterogenität nach Levene in der Brown-Fortythe-Version** vornimmt (Sachs 1992, S.349, [35]). Die Originalreihe wird dazu in k disjunkte Teilreihen zerlegt ($i = 1 \dots k$). Die \tilde{d}_i sind dabei die Mediane der i -ten Teilreihe und die \hat{d}_{ij} sind die unnummerierten Differenzen der originalen \hat{x}_i und \hat{y}_i (j numeriert jetzt die Werte innerhalb der Teilreihen). Auch der **H-Test für den Vergleich mehrerer Mittelwerte** (bzw. der u-Test bei $k=2$) kann auf die \hat{z}_{ij} angewendet werden. Beide Tests haben auch noch den Vorteil, daß die \hat{d}_{ij} nicht normalverteilt zu sein brauchen. Nur die Unabhängigkeit dieser Werte muß gewährleistet sein.

Wurden gleitende Varianzen gebildet, so kann der (allerdings relativ testschwache) **Schnelltest für die gleitenden Varianzen** $\hat{s}_{d_i}^2$ der \hat{d}_i (siehe Abschnitt 5.2) angewendet werden (dieser unterscheidet sich vom Schnelltest für die gleitenden Mittelwerte, da die $\hat{s}_{d_i}^2$ χ^2 -verteilt sind, falls die \hat{d}_i normalverteilt sind, was Voraussetzung dieses Tests ist).

5.3.2 Mögliche Testmethoden für die Prüfung der relativen Homogenität der $\sigma_{x_i}^2$

Hier liegen nun entweder nur relativ wenige Differenzen $\hat{d}_{s_{x_i}^2} = \text{def } \hat{s}_{x_i}^2 / \sigma_x^2 - \hat{s}_{y_i}^2 / \sigma_y^2$ bzw. Quotienten $\hat{q}_{s_{x_i}^2} = \text{def } \hat{s}_{x_i}^2 / \hat{s}_{y_i}^2$ vor, wenn man die Schätzwerte der Varianz aus disjunkten Teilzeitreihen gebildet hat, oder die $\hat{d}_{s_{x_i}^2}$ sind abhängig. Im ersten Fall kann man alle normalen Homogenitätstests auf die $\hat{d}_{s_{x_i}^2}$ anwenden. Man muß dabei aber unbedingt beachten, daß die $\hat{d}_{s_{x_i}^2}$ als Differenz zweier χ^2 -verteilter Zufallsvariablen, die nicht einmal unabhängig voneinander sind, weder normal- noch χ^2 -verteilt sind und die $\hat{q}_{s_{x_i}^2}$ nicht F-verteilt sind. Die Power der Tests ist außerdem ziemlich schlecht, da nur n/m unabhängige Werte $\hat{d}_{s_{x_i}^2}$ bzw. $\hat{q}_{s_{x_i}^2}$ zur Verfügung stehen.

5.3.3 Mögliche Testmethoden für die Prüfung der absoluten Homogenität der $\sigma_{x_i}^2$

Wenn man beachtet, daß die \hat{x}_i evtl. 'schlechter' normalverteilt sind und eine andere Autokorrelation aufweisen als die \hat{d}_i , so kann man alle in Abschnitt 5.3.1 für die \hat{d}_i aufgeführten Tests auch auf die \hat{x}_i anwenden.

Bei allen Tests, auch bei denen der vorhergehenden Abschnitte, muß beachtet werden, daß Inhomogenitäten in den \hat{x}_i , \hat{y}_i bzw. \hat{d}_i die Schätzwerte $\hat{s}_{x_i}^2$, $\hat{s}_{y_i}^2$ und $\hat{s}_{d_i}^2$ beeinflussen bzw. zu Inhomogenitäten in diesen führen, obwohl die echten σ_{x_i} , σ_{y_i} und σ_{d_i} (Ensemblewerte) homogen sind (d.h., die Ergodizität der Reihe ist dann nicht mehr gegeben). Zumindest sollten die \hat{x}_i , \hat{y}_i bzw. \hat{d}_i vor den Varianzhomogenitätstests von Trends und saisonalen Effekten bzgl. der Mittelwerte befreit werden.

Nicht nur die Schätzwerte, sondern auch die theoretische Varianz einer Größe zeigt unangenehme Eigenschaften, z. B. bei nicht-linearen Transformationen dieser Größe: Es sei eine Größe \hat{x}_i gegeben, die einen Sprung δx in den Erwartungswerten haben soll. [Das δ bei δx wurde gewählt, da Δ später für andere Definitionen benutzt wird und hat nichts mit einem relativen Fehler zu tun.] Die Varianz von \hat{x}_i habe für alle i (also vor und hinter dem Sprung) einen festen konstanten Wert. Unterwirft man nun \hat{x}_i einer *nicht-linearen* Transformation $f(\hat{x}_i)$, so hat die Varianz dieser transformierten Größen vor dem Sprung einen anderen Wert als hinter dem Sprung! Dies folgt durch Taylor-Entwicklung von $f(\hat{x}_i + \delta x)$ um \hat{x}_i und anschließender Bildung der Varianz (die \hat{x}_i sind hier als Zufallsvariablen unter Ausschluß der Inhomogenität δd aufzufassen). Das heißt, daß über nicht-lineare Beziehungen abgeleitete Größen i. allg. sowohl in den Erwartungswerten als auch in den Varianzen inhomogen sind, auch wenn die Ausgangsgrößen nur in den Erwartungswerten, nicht aber in den Varianzen, Inhomogenitäten aufweisen.

Wegen der oben angeführten Schwierigkeiten bei der Prüfung der Varianzhomogenität, wurden in dieser Arbeit nur der **Schnelltest**, der **Rangdispersionstest von Siegel und Tukey** und der **u-Test**, angewandt auf z_{ij} , benutzt.

5.4 Absolute Tests, angewandt auf die originalen Datensätze (Bruchpunkte, Trends, Spektrum, Extremwertanalyse)

Im Prinzip kann man alle in Kapitel 5.2 aufgeführten Tests auch als absolute Tests auf die originalen Daten \hat{x}_i anwenden. Man muß jedoch prüfen, ob auch die \hat{x}_i die Voraussetzungen der Tests erfüllen. Die \hat{x}_i haben nämlich i. allg. eine andere Verteilung und ein anderes Korrelationsverhalten als die Differenzen \hat{d}_i . Möchte man z. B. Trends unbekannter Länge (und nicht nur Trends über die gesamte Zeitspanne der Reihe) in den Daten aufdecken, so kann es durchaus sinnvoll sein, den Alexandersson-Trend-Test auf die \hat{x}_i anzuwenden.

Umgekehrt kann man aber auch alle hier aufgeführten Tests als relative Tests auf die \hat{d}_i anwenden, falls diese die jeweiligen Voraussetzungen erfüllen. Die Unterteilung der Tests in relative und absolute Testverfahren entspricht hier ihrer in dieser Arbeit vorgenommenen hauptsächlichen Anwendung.

5.4.1 Analyse von Inhomogenitäten

Besonders nützlich bei der Aufdeckung von Bruchpunkten und Knickstellen sind folgende Tests, die bereits im Abschnitt 5.2 als relative Tests erwähnt wurden. Um als absolute Tests eingesetzt werden zu können, müssen sie auf die originalen \hat{x}_i angewendet werden.

Asch: (=Rsch) Der (modifizierte) Schnelltest.

AMW: (=RMW) Die Bruchpunktanalyse nach Mann und Whitney.

AWsum: (=RWsum) Das modifizierte Wertesummenlinienverfahren. Dieses Verfahren ist besonders nützlich, wenn nicht nur ein Gesamttrend, sondern verschiedene Trends in aufeinanderfolgenden Zeitabschnitten auftreten.

5.4.2 Trendtests

Eines der wichtigsten Ziele statistisch-meteorologischer Untersuchungen von Zeitreihen ist die Feststellung von signifikanten Trends. Ob die evtl. festgestellten Trends *natürliche Ursachen* haben (natürliche Variabilität oder Zyklizität des Klimas) oder *vom Menschen verursacht* sind (z. B. Treibhauseffekt), läßt sich anhand der Statistik nicht entscheiden. Ebenfalls können langperiodische (supraskalige) *Schwingungen*, die eine wesentlich längere Periode als die gesamte Meßdauer Δt_{ges} der Zeitreihe haben, nicht von einem *reinen linearen An- oder Abstieg* unterschieden werden.

Trendtests prüfen eigentlich nur, ob das *Trendverhalten innerhalb der Zeitspanne* Δt_{ges} durch zufällige Schwankungen entstanden sein kann oder ob irgendeine deterministische Ursache für sein Zustandekommen verantwortlich sein muß.

Es kann aber auch folgender Fall eintreten: Die zu untersuchenden Daten sind voneinander abhängig und haben eine 'Autokorrelationslänge', die Δt_{ges} weit übersteigt. Dann kann der Trend auch zufällig durch eine zufällige, besonders langperiodische Schwingung hervorgerufen worden sein, die aber bei der relativ kurzen Länge der Reihe nicht als zufällig erkannt werden kann. Denn die bestehende *theoretische* Korrelation der Daten, die sich auch in einer hohen *empirischen* Korrelationsfunktion niederschlägt, wird üblicherweise in einen Trend der Erwartungswerte (welcher die Schätzwerte der Autokorrelation erhöht) und *theoretische* Unkorreliertheit uminterpretiert. Diese Interpretation ist in vielen Fällen auch korrekt, wenn man nämlich annimmt, daß der betreffende Vorgang kein 'Gedächtnis' über Zeiten länger als Δt_{ges} haben kann. In allen anderen Fällen ist die gewählte Interpretation auch eine Frage der Definition von *deterministisch* und *stochastisch*.

Auch im unten besprochenen Powerspektrum werden supraskalige lange Perioden nicht aufgelöst oder auf die niedrigsten Frequenzen 'gefaltet', und das aufgelöste Spektrum erscheint dann wie ein durch einen Trend verfälschtes weißes Rauschen, welches sich als rotes Rauschen darstellt.

Es werden drei verschiedene Trendtests benutzt:

Alin: Bei der **linearen Regression** wird folgendes lineares Modell für die Meßwerte \hat{x}_i vorausgesetzt:

$$\hat{x}_i = at_i + b + \hat{\epsilon}_i.$$

t_i ist die Zeit, a und b sind unbekannte Parameter, welche die Regressionsgerade charakterisieren und $\hat{\epsilon}_i$ sind Zufallsvariablen mit Erwartungswert null und unbekannter Varianz σ_ϵ . Schätzwerte \hat{a} und \hat{b} für die unbekannt Parameter 'Geradensteigung (Regressionskoeffizient) a ' und 'Achsenabschnitt (Offset) b ' werden mit der Methode der kleinsten Quadrate bestimmt. Vertrauensgrenzen für a , b und für die Varianz σ_ϵ (der Schätzwert $\hat{\sigma}_\epsilon$ für σ_ϵ wird auch *Restvarianz* genannt) findet man in Sachs (1992, S. 552, [557]) und Fisz (1976, S. 622 ff). Vertrauensgrenzen für die Erwartungswerte der \hat{x}_i (für jeweils ein festes i) und für die gesamte Regressionsgerade sind in Sachs (1992, S.556, [559]) angegeben. Ein signifikanter Trend ($a \neq 0$ bei beidseitigem Test oder $a < 0$ bzw. $a > 0$ bei einseitigem Test) kann mit dem t-Test mit $(n-2)$ -Freiheitsgraden getestet werden (Sachs 1992, S. 551, [554 und 555]). Für die Gültigkeit der Vertrauensgrenzen und als Voraussetzung des t-Tests muß man normalverteilte, unabhängige \hat{x}_i mit zeitkonstanter Varianz annehmen. Die Voraussetzungen der linearen Regression sind sehr gut in Sachs (1992, S. 550, [553]) beschrieben.

AMK: Der **Mann-Kendall-Trendtest** (siehe z. B. Herzog & Müller-Westermeier 1998b) setzt nicht, wie die normale lineare Regression, ein spezielles Regressionsmodell voraus. Lediglich ein relatives An- oder Abfallen der Daten wird getestet. Da nur die Vorzeichen der Differenzen zweier Daten zu verschiedenen Zeiten berücksichtigt werden, ist der Test verteilungsfrei. Dieser Test, der allerdings nur die 'H0: Der Erwartungswert der \hat{x}_i ist zeitlich konstant' prüft und keine Vertrauensbereiche für die Regressionssteigung a berechnet, stellte sich als fast genauso teststark wie der bereits besprochene t-Test heraus, wenn letzterer auf die 'H0: $a = 0$ ' angewendet wird. Bei Verletzungen der Voraussetzungen des t-Tests war der Mann-Kendall-Trendtest z. T. sogar teststärker als der parametrische t-Test. Bei der Anwendung des Tests sollte $n > 10$ sein, falls die Normalverteilungsapproximation für die Testgröße Q benutzt wird. Außerdem müssen die Daten unabhängig sein. Der Test wurde als zwei- und einseitiger Test angewendet.

Als Test auf signifikanten Trend ist dieser Test den anderen Tests überlegen. Zur Angabe konkreter Trendwerte, von Vertrauensbereichen und zur graphischen Darstellung muß jedoch die lineare Regression benutzt werden (mit Voraussetzung von approximativ normalverteilten Meßwerten).

ACS: Der **Vorzeichen-Trendtest von Cox-Steward** auf an- oder absteigende Tendenz ist ebenfalls verteilungsfrei und setzt nur unabhängige Daten voraus (Sachs 1992, S. 486, [48]). Als Testgröße wird die Anzahl der positiven (negativen) Vorzeichen der Differenzen der \hat{x}_i benutzt, wobei zur Differenzenbildung jeweils ein Wert aus dem letzten und einer aus dem ersten Drittel der Daten benutzt wird. Differenzen gleich null werden nicht berücksichtigt. Ist $n < 30$, wird die Korrektur nach Yates angebracht [Sachs 1992, (4.68 a)]. Die geprüfte H0 lautet: $P(x_i > x_{i+1}) = 0.5$

bzw. 'Die Verteilung der Differenzen $(x_{i+1} - x_i)$ hat den Median null'. Für die Formulierung der H_1 ist das Gleichheitszeichen durch ' \neq ' oder '>' bzw. '<' zu ersetzen. n sollte größer als ungefähr 20 sein, wenn man die Normalverteilungsapproximation für die normierte Testgröße benutzt.

Dieser Test ist mit dem Vorzeichentest von Dixon und Mood eng verwandt, der ebenfalls in Sachs (1992, S. 414, [424]) (allerdings für gepaarte Stichproben) beschrieben ist.

5.4.3 Prüfung der Trendstabilität

Folgende Verfahren wurden zur Prüfung der Trendstabilität angewendet:

AVT: Beim **Vorwärtsschreitenden Trend** werden sukzessive Regressionsgeraden durch die Daten \hat{x}_i ($i = j \dots n$) berechnet und die Geradensteigung (der Trend) \hat{a}_j wird bestimmt (wie oben bei Alin beschrieben). Der Index j läuft dabei von $1 \dots n - d + 1$. Zuerst wird also die Regressiongerade durch alle Daten gelegt, dann durch \hat{x}_2 bis \hat{x}_n usw., bis schließlich die letzte berechnete Regressiongerade nur noch durch die d Werte $x_{n-d+1} \dots x_n$ läuft. d sollte möglichst größer als 10 sein, da sonst die letzten (großes j) berechneten Regressionsgeraden durch sehr wenige Werte gelegt werden. Außerdem erfordern die beim Mann-Kendall-Test gemachten Approximationen, daß mindestens ca. 10 Werte benutzt werden. Dieser Test wird nämlich zusätzlich bei jedem j eingesetzt, um die Signifikanzsicherheit \hat{S}_j der Hypothese ' $H_1: \hat{a}_j \neq 0$ ' gegenüber der Nullhypothese ' $H_0: \hat{a}_j = 0$ ' zu testen.

Die berechneten Steigungen \hat{a}_j und die Signifikanzsicherheiten \hat{S}_j für eine Steigung $\hat{a}_j \neq 0$ können dann nebeneinander graphisch dargestellt werden. Dabei muß man aber unbedingt beachten, daß sich die berechneten Sicherheiten jeweils auf nur ein festes, zufällig gewähltes j beziehen (siehe die Diskussion im Kapitel 4.2 oder auch in Abschnitt 5.5.4). Da hier gleichzeitig viele Stellen getestet werden, wird man häufig auch bei Reihen, die keinen Trend enthalten, signifikante Ergebnisse erhalten. Nur sehr hohe und relativ 'stabile' Werte \hat{S}_j deuten also auf einen wahren Trend hin.

Man muß bei der Darstellung der \hat{S}_j außerdem beachten, daß mit steigendem j die Anzahl der benutzten Daten sinkt. Damit sinkt auch die Power des Trendtests und die Signifikanz \hat{S}_j wird schließlich absinken, auch wenn der Trend konstant bleibt. Aus diesem Grunde ist es sinnvoll, nur Werte mit $j = 1 \dots \approx 2n/3$ zu betrachten.

ART: Das Verfahren beim **Rückwärtsschreitenden Trend** entspricht dem gerade eben besprochenen AVT-Verfahren. Nur werden jetzt Regressionsgeraden durch die \hat{x}_i mit ($i = 1 \dots j$) gelegt und j läuft von d (wieder ungefähr größer 10) bis n . Das bedeutet, daß man zunächst kurze Regressionsgeraden auswertet und daß sich nun die letzten berechneten Regressionsgeraden über die gesamte Zeitspanne erstrecken. Die Berechnung der \hat{a}_j und \hat{S}_j ist mit der bei AVT identisch.

AGT: Beim **Gleitenden Trend** werden Regressiongeraden fester 'Länge' ll durch die \hat{x}_i ($i = k \dots ll+k-1$) gelegt und k läuft von 1 bis $n-ll+1$. Die Regressions-

gerade fester Länge *bewegt* sich also von links nach rechts über die Daten. Eine sinnvolle Länge *ll* kann z. B. mit dem modifizierten Wertesummenlinienverfahren (bei Suche nach zwei Bruchpunkten) bestimmt werden.

5.4.4 Analyse zyklischer Schwankungen

Einen guten ersten subjektiven Überblick über den Verlauf einer Reihe kann man erhalten, wenn man die tiefpaßgefilterte Reihe graphisch darstellt (siehe Kapitel 5.5.1 oder 5.5.4). Genauere Analysemöglichkeiten zur Aufdeckung von Zyklizitäten bietet folgendes Verfahren [auch zeitliche Abhängigkeiten (Autokorrelationen) der Daten werden vom Verfahren angezeigt (vgl. Kapitel 5.1.1)]:

APow: Das **Powerspektrum** beschreibt, welchen Anteil an der Gesamtvarianz der Reihe die einzelnen Frequenzanteile einer Fourierentwicklung haben. In der vorliegenden Arbeit wurde das Powerspektrum nicht aus der Autokorrelationsfunktion, sondern, wie in Press et al. (1992) oder Chatfield (1989) beschrieben, alternativ aus dem Periodogramm berechnet. Dazu wird das Bartlett–Window zur Vermeidung von *Leakage* auf die Daten angewendet. Die so modifizierten Daten werden dann fouriertransformiert und es werden die Absolutquadrate der Fourierkoeffizienten gebildet. Diese Periodogrammwerte werden nun noch über ca. $n/10$ Werte gleitend gemittelt (n =Anzahl der ursprünglichen Werte \hat{x}_i), um den relativen Fehler des Schätzwertes des Spektrums an einer bestimmten Frequenz ν_k auf ca. 30% zu senken. Details und korrigierte Berechnungsmethoden für die Zufallsgrenzen (Signifikanzgrenzen) des weißen und roten Rauschens sind im Abschnitt 5.5.7 zu finden.

5.4.5 Extremwert- und Andauerstatistik

Alle zuvor beschriebenen Tests wurden aus Gründen, die bereits in der Einleitung erwähnt wurden, vom Autor dieser Arbeit selber programmiert.

Für die **Extremwertanalyse** kann aber das ziemlich komplexe Modul EXTREM aus dem "Softwarepaket für Hydrologie und Wasserwirtschaft" des Instituts für Wasserwirtschaft und Kulturtechnik (IWK) der Universität Karlsruhe (Ihringer 1999) uneingeschränkt empfohlen werden: Hierbei werden verschiedene analytische Verteilungsfunktionen mit Hilfe der Momentenmethode oder der Maximum–Likelihood–Methode an die Daten angepaßt. Die Güte der Anpassung kann mit dem $n\omega^2$ –Test oder dem Kolmogorov–Smirnov–Test beurteilt werden. Anschließend kann die eigentliche Extremwertanalyse durchgeführt werden (Analyse von Über- oder Unterschreitungswahrscheinlichkeiten und von Maximal- oder Minimalwerten). Die angepaßten Verteilungen und Überschreitungswahrscheinlichkeiten (o.ä.) können graphisch dargestellt werden und die empirischen Wahrscheinlichkeiten können mit verschiedenen 'Plotting Position'–Formeln berechnet und in das Diagramm eingetragen werden.

Eine theoretische Einführung in die Extremwertstatistik unter Berücksichtigung eventueller Abhängigkeit der Daten findet man in Sen (1997). Theoretische Betrachtungen zur Überschreitung von Schwellenwerten sind in Taubenheim (1969, S.211, Kapitel 7.2.5) dargestellt.

Oftmals ist auch die Angabe der Häufigkeit von Über- oder Unterschreitungen (eines bestimmten Schwellenwertes) mit einer bestimmten zeitlichen Länge interessant. Diese Untersuchungen werden als **Andauerstatistik** bezeichnet.

5.5 Nötige Korrekturen und Verbesserungen der angewandten Verfahren

5.5.1 Gauß'sche Tiefpaßfilterung

Leider ist ein schwerwiegender Fehler, der die Tiefpaßfilterung von Daten betrifft, in der jüngeren Literatur weit verbreitet. Beim Gauß'schen Tiefpaßfilter werden die Daten \hat{x}_i gefiltert, indem gleitende Mittelwerte gebildet werden:

$$\tilde{x}_i = \sum_{j=-k}^k \hat{x}_{i+j} w_j.$$

Für die dabei benutzten Gewichte gilt

$$w_j = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{j}{\sigma}\right)^2\right).$$

Für das k , bis zu dem die obige Summe gebildet werden muß, kann man ohne großen Fehler den Wert k_a setzen, für den das erste Mal $w_{k_a} < 0.1w_0$ ist. σ kann frei gewählt werden und bestimmt die Grenzfrequenz ν_* , die so definiert ist (Taubenheim 1989, Schönwiese 1985a), daß Amplituden des Amplitudenspektrums mit Frequenzen $\nu > \nu_*$ fast vollständig ausgefiltert werden. Im Gegensatz zum gleitenden arithmetischen Mittel verhält sich die Filter-Response-Funktion (Durchlaßfunktion) beim Gaußfilter vorteilhafter, da sie keine Schwingungen am Rand zeigt und mit wachsender Frequenz monoton gegen null strebt. Sie lautet:

$$G(\nu) = \exp(-2(\pi\sigma\nu)^2) = \exp\left(-2 \left(\frac{\pi}{a}\right)^2 \left(\frac{\nu}{\nu_*}\right)^2\right).$$

Beim letzten Term wurde $\sigma = 1/(\nu_* a)$ gesetzt, so daß nun der noch zu bestimmende Wert a festlegt, auf welchen Wert $G(\nu)$ bei der (frei wählbaren) Grenzfrequenz $\nu = \nu_*$ abgefallen ist. Wählt man $a = 2.4495$, so gilt $G(\nu_*) = 0.037$, so daß Amplituden mit Frequenzen größer ν_* auf weniger als 4% ihres ursprünglichen Wertes abgeschwächt werden.

Leider wird in der Literatur (Promet 1983, Schönwiese 1985a und 1985b, Schönwiese et al. 1990, Schönwiese & Rapp 1997) häufig $a = 6$ (das ist das Quadrat des korrekten Werts) benutzt. Das führt dazu, daß $G(\nu_*) = 0.58$ gilt, so daß

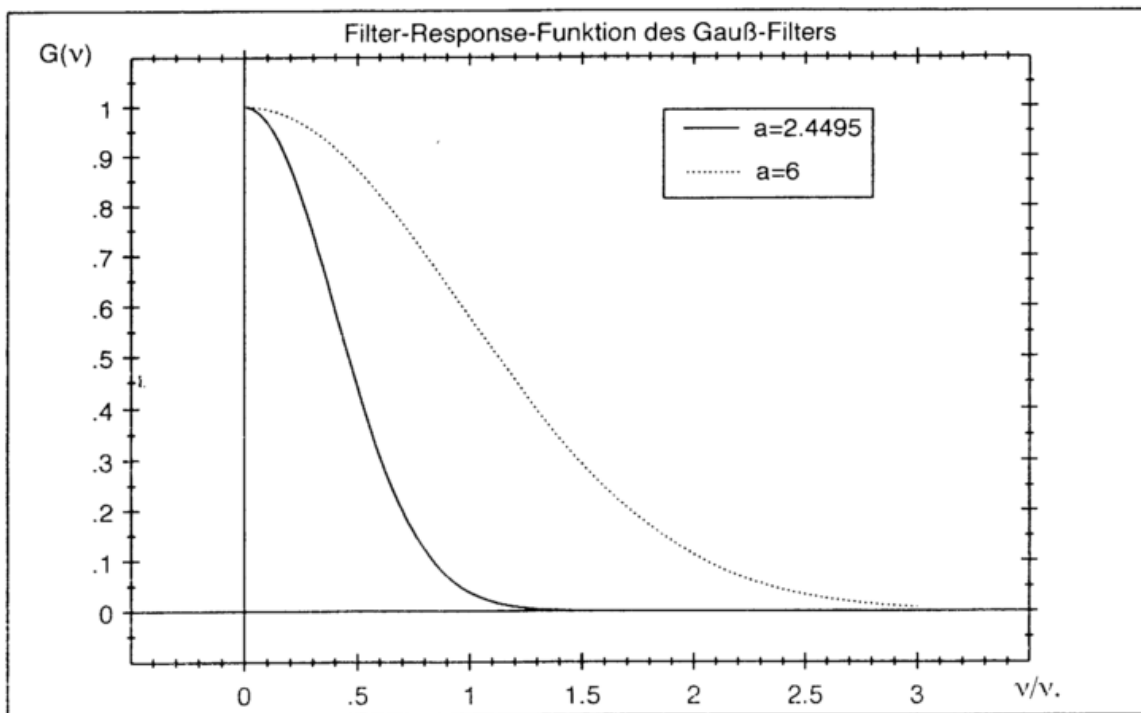


Abbildung 2: Filter-Response-Funktion des Gauß'schen Filters mit korrektem Wert $a = 2.4495$ und mit $a = 6$.

die Amplituden an der Grenzfrequenz nur auf 58% ihres Wertes abgesenkt werden. Abbildung 2 illustriert dieses Verhalten. Aus dem oben genannten Kriterium zur Wahl von k folgt, daß die Gesamtanzahl $2k + 1$ aller Gewichte mindestens 55 sein muß, wenn man den korrekten Wert $a = 2.4495$ benutzt, um Schwingungen mit Perioden kleiner $T_* = 30$ Gitterpunkte fast vollständig auszufiltern. Beim falschen Wert benötigt man insgesamt nur 23 Gewichte. Es ist anschaulich klar, daß man Amplituden mit Perioden der Länge 30 nicht mit nur 23 Gewichten, die am Rand auch noch sehr klein werden, auf beinahe null absenken kann.

Benutzt man das falsche a , so können bestimmte Tests, die eine vorausgehende Filterung voraussetzen [z. B. der in Schönwiese (1985b) beschriebene 'Schnelltest'], zu häufig signifikant werden, da die vom Filter erzeugte Glättung viel geringer als angenommen ist und die Varianz größer als angenommen ausfällt.

5.5.2 Das modifizierte Abbekriterium (Abbe-Test)

Durch Umformung der für A und B in z. B. Paesler (1983) angegebenen Ausdrücke erhält man leicht für die Testgröße $2A/B$ des Abbe-Tests

$$\frac{2A}{B} \approx \frac{1}{1 - \hat{\rho}(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1})} \approx 1 + \hat{\rho}(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}).$$

Für den letzten Term wurde die Tatsache ausgenutzt, daß der Schätzwert $\hat{\rho}(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1})$ für die 'Autokorrelation zum Lag=1' bei Gültigkeit der 'H0: $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) = 0$ ' klein ist, wenn die Anzahl der Daten n hinreichend groß ist. Falls die \hat{d}_i unabhängig sind (dann gilt die oben angegebene H0) und alle aus der gleichen Verteilung stammen, so ist $\hat{\rho}(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1})$ approximativ normalverteilt mit Erwartungswert

$$E[\hat{\rho}(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1})] \approx -\frac{1}{n}$$

und Varianz

$$V[\hat{\rho}(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1})] \approx \frac{1}{n-1}$$

(Chatfield 1989, S. 51). Es gilt dann approximativ, wenn $u_{1-\alpha/2}$ das $(1-\alpha/2)$ -Quantil der Standardnormalverteilung darstellt,

$$P\left[1 - \frac{u_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n-1}} \leq \frac{2A}{B} \leq 1 + \frac{u_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n-1}}\right] = 1 - \alpha.$$

Liegt $2A/B$ außerhalb des in dieser Gleichung dargestellten Bereichs, so wird die H0 zur statistischen Sicherheit $1 - \alpha$ verworfen.

Paesler (1983), Schönwiese et al. (1990) und Schönwiese & Rapp (1997) benutzen diesen Test mit '1' anstelle von $u_{1-\alpha/2}$. Dies bedeutet, daß sie mit einem effektiven α -Fehler von 32% arbeiten und jede dritte homogene Reihe zu Unrecht für inhomogen befunden wird. Schönwiese, der diesen Test im Gegensatz zu Paesler als absoluten Homogenitätstest benutzt (also für die \hat{x}_i anstelle der \hat{d}_i), führt die häufige Signifikanz auf Langzeitklimatrends zurück und versucht diese durch geeignete Hochpaßfilterung (die wieder auf der fehlerhaften Tiefpaßfilterung des Abschnitts 5.5.1 beruht) zu unterdrücken.

Monte-Carlo Simulationen ergaben, daß der oben beschriebene Test auch bei nicht normalverteilten Daten (bei gleichverteilten) den vorgeschriebenen α -Fehler gut einhält und scheinbar ziemlich robust ist.

In Dyck (1980, S. 66, Abschnitt 2.3.3.3) wird ein präzisiertes Abbekriterium (genannt *a-Test*) beschrieben, welches den Kehrwert $A/(2B)$ als Testgröße benutzt. Dieser *a-Test* ist fast mit dem Trendtest (sukzessive Differenzenstreuung) von Neumann u. Mitarb. (1941) bzw. Moore 1955 (beschrieben in Sachs 1992, S. 481, [471]) identisch.

Es ist erstaunlich, daß ein einfacher Test auf 'Korrelationskoeffizient gleich null' mit so vielen unterschiedlichen Namen in der Literatur auftaucht und über Jahrzehnte hinweg fehlerhaft angewendet wurde.

5.5.3 Kritische obere Grenzen für den $n\omega^2$ -Test

Bei Benutzung der kritischen Werte für den $n\omega^2$ -Test aus Tabelle IX, S.519 in Dyck (1980) stellt man fest, daß der Test erheblich zu konservativ wird, wenn man Erwartungswert μ und Standardabweichung σ aus nicht klassifizierten Daten schätzt. Für

5 VERWENDETE TESTVERFAHREN

z. B. $\alpha = 10\%$ ergibt sich dann (bei Test auf Normalverteilung) ein tatsächlicher α -Fehler von nur 0.03% , wie durch Monte-Carlo-Simulationen gezeigt werden konnte. Folgende kritische obere Grenzen können bei Test auf Normalverteilung und bei aus nicht klassifizierten Rohdaten geschätzten μ und σ benutzt werden, um einen korrekten α -Fehler und ausreichende Teststärke zu erreichen (Werte gelten für statistische Sicherheit 90%, 95% und 99% und $n \leq 500$):

$$n\omega^2(90\%) = 0.015 n/100 + 0.10,$$

$$n\omega^2(95\%) = 0.015 n/100 + 0.125$$

und

$$n\omega^2(99\%) = 0.01 n/100 + 0.18.$$

5.5.4 Der modifizierte Schnelltest

\tilde{x}_j sei zunächst das arithmetische Mittel über insgesamt m unabhängige, approximativ normalverteilte Werte \hat{x}_i (oder \hat{d}_i) und der Index j bezeichne die 'Zeit', die der Mitte des jeweiligen Mittelungsintervalls entspricht. Falls $\bar{\hat{x}}_i$ (der Mittelwert über alle n Werte) ein hinreichend guter Schätzwert für den Erwartungswert μ_x der \hat{x}_i ist, und falls \hat{s}_x (die Standardabweichung, gebildet aus allen Werten) die theoretische Standardabweichung σ_x der \hat{x}_i gut approximiert (etwa ab $n > 30$), so gilt die folgende Formel, die angibt, mit welcher Wahrscheinlichkeit P die \tilde{x}_j zwischen die in der Formel angegebenen Grenzen fallen:

$$P \left[\bar{\hat{x}}_i - \frac{\hat{s}_x}{\sqrt{m}} u_{1-\tilde{\alpha}/2} \leq \tilde{x}_j \leq \bar{\hat{x}}_i + \frac{\hat{s}_x}{\sqrt{m}} u_{1-\tilde{\alpha}/2} \right] = (1 - \tilde{\alpha})^I \stackrel{!}{=} (1 - \alpha). \quad (31)$$

Die $u_{1-\tilde{\alpha}/2}$ sind dabei wieder die $1 - \tilde{\alpha}/2$ -Quantile der Standardnormalverteilung und es wurde weiterhin angenommen, daß alle \hat{x}_i voneinander unabhängig sind und außerdem m merklich kleiner als n ist (etwa $m \leq 0.25n$). Untersucht man nur ein einziges \tilde{x}_j , so würde $P = (1 - \tilde{\alpha})$ gelten. Die Gleichung soll aber die Wahrscheinlichkeit beschreiben, daß alle $(n - m + 1)$ gleitend gebildeten Mittelwerte \tilde{x}_j [$j = (m + 1)/2 \dots n - (m - 1)/2$, falls m ungerade ist] zwischen diese Grenzen fallen. Anders ausgedrückt: Das Maximum und Minimum der \tilde{x}_j soll in den angegebenen Bereich fallen. Dann würde $P = (1 - \tilde{\alpha})^{(n-m+1)}$ gelten. Dies ist aber nur korrekt, wenn alle \tilde{x}_j voneinander unabhängig wären. Diese sind aber voneinander abhängig und korreliert. Daher wurde $n - m + 1$ um den Faktor $1/\tilde{\epsilon}_{\tilde{x}}$ reduziert.

$$I = \frac{n - m + 1}{\tilde{\epsilon}_{\tilde{x}}}. \quad (32)$$

Dies entspricht der Einführung der *Bartel'schen Erhaltungszahl* $\epsilon(m)$ (Taubenheim 1969) bei der Berechnung der Varianz V des Mittelwerts aus m korrelierten Werten \hat{x}_i , für die dann gilt:

$$V \left(\bar{\hat{x}}_i^{(m)} \right) = \frac{\sigma_x^2}{m/\epsilon(m)}.$$

(Beachte: Hier sind die \hat{x}_i korreliert. Oben sind die \hat{x}_i als unabhängig (folglich auch unkorreliert) vorausgesetzt und erst die \tilde{x}_j sind abhängig!). Entsprechend muß auch die empirische Varianz modifiziert werden.

Die *Bartel'sche Erhaltungszahl* berechnet sich bei Stationarität aus den Autokorrelationskoeffizienten mit allen möglichen Verschiebungen (Lags) k :

$$\epsilon(m) = 1 + 2 \sum_{j=1}^{n-1} \frac{n-j}{n} \rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+j}) \stackrel{(*)}{\approx} \frac{1 + \rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1})}{1 - \rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1})}.$$

Der letzte Term (*) kann als Approximation benutzt werden, falls sich die Reihe approximativ durch einen Markov-Prozess 1. Ordnung beschreiben läßt. Auch der Schätzwert für die Varianz σ_x der Einzelwerte muß korrigiert werden, allerdings geht hier die Bartel-Zahl nicht multiplikativ, sondern nur additiv ein:

$$\hat{s}_x^2 = \frac{1}{n - \epsilon(n)} \sum_{i=1}^n (\hat{x}_i - \bar{\hat{x}}_i)^2.$$

Ist z. B. $\epsilon(m) = 2$, so bedeutet das bei der Berechnung von $V(\bar{\hat{x}}_i^{(m)})$ eine Verminderung der effektiven Datenanzahl um den Faktor 2, bei \hat{s}_x^2 wird n aber nur um 2 verringert.

Eine andere Methode zur Bestimmung der Wahrscheinlichkeit, daß das Maximum von n abhängigen Zufallsvariablen einen bestimmten Wert nicht überschreitet, wird von Sen (1997) beschrieben. Diese Methode setzt allerdings die Kenntnis der Verteilungsfunktion und von bedingten Verteilungsfunktionen voraus, so daß sie in der Praxis nur mit Schwierigkeiten anzuwenden ist.

Monte-Carlo-Rechnungen mit homogenen, simulierten \hat{x}_i zeigten, daß man zuverlässige α -Fehler der vorgegebenen Größe erhält, wenn man für I in (32)

$$I = \frac{4n}{m+3}$$

wählt. Dieses Ergebnis gilt, wenn es sich bei den \tilde{x}_j um gleitende arithmetische Mittelwerte handelt.

[Um Signifikanzgrenzen für gemessene abhängige Daten mit einer bestimmten Autokorrelationsfunktion zu bestimmen, verwendet man i. allg. *Bootstrapping* bzw. *Phase Randomization*. Dies ist hier aber nicht notwendig, da die Originaldaten als unabhängig vorausgesetzt werden und erst durch wohl definierte Mittelungen abhängig gemacht werden. Diesen Prozeß kann man mit einfachen Monte-Carlo-Methoden nachvollziehen.]

Das zur Berechnung der Quantile $u_{1-\tilde{\alpha}/2}$ nötige $\tilde{\alpha}$ läßt sich aus dem effektiven α als $\tilde{\alpha} = 1 - (1 - \alpha)^{(1/I)}$ berechnen [vgl. (31)].

Benutzt man für die \tilde{x}_j keine arithmetischen Mittelwerte, sondern mit dem Gaußfilter aus Abschnitt 5.5.1 gefilterte Werte, so ist folgende Ersetzung in (31) durchzuführen:

$$\frac{\hat{s}_x}{\sqrt{m}} u_{1-\tilde{\alpha}/2} \rightarrow \frac{\hat{s}_x}{\sqrt{0.5(T_* + m_{ges})}} u_{1-\tilde{\alpha}/2}.$$

5 VERWENDETE TESTVERFAHREN

T_* ist hier die Periode (in Zeitschritten), die der Abschneidefrequenz $\nu_* = 1/T_*$ entspricht und m_{ges} ist die Gesamtanzahl aller bei der Filterung benutzten Gewichte [Diese Gesamtanzahl $(2k+1)$ muß mit dem in Kapitel 5.5.1 angegebenen Kriterium berechnet werden.]. Für I in (32) sollte nun

$$I = \frac{2n}{T_* + 1}$$

benutzt werden. Für $T_* > 1$ und $m_{ges} < n/2$ ergeben sich hiermit relativ genaue Zufallsbereiche.

Bildet man gleitend die empirische Standardabweichung \hat{s}_{gj} aus jeweils m_s Werten \hat{x}_i [mit den Gleichungen (7) und (12) (S.7) mit m_s anstelle von n], so gilt als gute Approximation für hinreichend großes n und unabhängige \hat{x}_i , die approximativ normalverteilt sind:

$$P \left[\sqrt{\frac{\chi_{m_s-1, \tilde{\alpha}/2}^2}{m_s - 1}} \hat{s}_x \leq \hat{s}_{gj} \leq \sqrt{\frac{\chi_{m_s-1, 1-\tilde{\alpha}/2}^2}{m_s - 1}} \hat{s}_x \right] = (1 - \tilde{\alpha})^I \stackrel{!}{=} (1 - \alpha).$$

Hierbei ist $\chi_{m_s-1, \tilde{\alpha}/2}^2$ das $\tilde{\alpha}/2$ -Quantil der χ^2 -Verteilung mit $m_s - 1$ Freiheitsgraden usw. Wie Monte-Carlo-Rechnungen ergaben, kann für I wieder

$$I = \frac{4n}{m_s + 3}$$

gesetzt werden.

Bei Anwendungen wurde m_s gleich T_* bzw. m gesetzt. Für T_* wurde meistens $n/8$ benutzt (bei den 105 jährigen Reihen also $T_* = 13$ a). Für $m = 1$ und bei Benutzung von arithmetischen Mittelwerten bei Bildung der \tilde{x}_j (in diesem Fall ist natürlich $\tilde{x}_j = \hat{x}_i$) entspricht dieser Test im Wesentlichen dem 'normalen', zweiseitigen Ausreißertest.

Die Trennschärfe ist leider relativ gering, sie steigt mit anwachsendem T_* bzw. m .

5.5.5 Signifikanz des Alexandersson-Shift-Tests am Rand

In mehreren Arbeiten (z. B. Herzog & Müller-Westermeier 1998a und 1998b) wird darauf hingewiesen, daß das Ergebnis des Alexandersson-Shift-Tests unzuverlässig wird, wenn der Test signifikant ist und der Zeitpunkt, an dem das Maximum der Testgrößen T_ν angenommen wird und an dem man die Inhomogenität vermutet, in der Nähe des Anfangs oder des Endes der Reihe liegt. Dies ist nicht korrekt. Monte-Carlo-Simulationen ergaben folgendes: Die Wahrscheinlichkeit, daß der Test bei einer homogenen Reihe signifikant wird, wenn das Maximum der T_ν (siehe zweiter Teil von Anhang B) am Rand der Reihe liegt, ist sogar geringer (um etwa 25% bei $n = 20 \dots 100$) als wenn es in der Mitte liegt. Je kleiner diese Wahrscheinlichkeit (also der bedingte α -Fehler) ist, desto zuverlässiger ist das Testergebnis bezogen auf die 'Annahme der H_1 ', d.h. bei Signifikanz. Bei Signifikanz am

Rand ist die statistische Sicherheit für Inhomogenität also sogar größer als in der Mitte!

Das Maximum liegt allerdings etwa doppelt so häufig am Rand wie in der Mitte und die Wahrscheinlichkeit, daß das Maximum am Rand liegt **und** der Test signifikant ist, ist daher am Rand größer als in der Mitte. Diese Wahrscheinlichkeit ist aber für die *Zuverlässigkeit* bei der Untersuchung einer einzigen Reihe nicht von Bedeutung.

Alexandersson & Moberg 1997 selber bemerken richtig, daß einige Anwender dieses Tests signifikante Randwerte nicht benutzten, da die zur Korrektur notwendigen Mittelwerte $\bar{q}_i^{(1,2)}$ bzw. $\bar{d}_i^{(1,2)}$ links bzw. rechts der vermuteten Inhomogenität aus den wenigen (Rand-)Werten nicht zuverlässig genug berechnet werden können. Letzteres ist der eigentliche Grund für das Ignorieren der Randwerte. Erkannte Inhomogenitäten am Rand sind aber mindestens genauso 'sicher' wie andere in der Mitte.

Berücksichtigt man z. B. jeweils 5 Randwerte bei der Bildung des Maximums von \hat{T}_v nicht, so wird der Test unnötigerweise konservativer. Aus einer geforderten statistischen Sicherheit von 90% wird bei $n = 30$ dann eine tatsächliche Sicherheit von 95%.

5.5.6 Das modifizierte Wertesummenlinienverfahren

Das ursprüngliche Summenlinienverfahren kann eigentlich nur auf Zufallsvariablen \hat{d}_i , welche folgendes statistische Modell befolgen, angewendet werden:

$$\hat{d}_i = b + \hat{\epsilon}_i. \quad (33)$$

b ist ein konstanter Wert, der bei $i = k$ einen Sprung haben darf. Die $\hat{\epsilon}_i$ sind normalverteilte, unabhängige Zufallsvariablen mit Erwartungswert null und konstanter Varianz σ_ϵ^2 . Jeder weitere zeitabhängige Term (bzw. von i abhängige Term) würde bewirken, daß die Summe über die \hat{d}_i

$$\hat{s}um_j \stackrel{def}{=} \sum_{i=1}^j \hat{d}_i = jb + \sum_{i=1}^j \epsilon_i$$

bzw. deren Erwartungswert

$$E[\hat{s}um_j] = jb$$

keine lineare Funktion von j ist. Hat b einen Sprung bei $i = k$, so ändert sich dort die Steigung der Geraden $E[\hat{s}um_j]$. Es entsteht ein Knick bei $i = k$. Für die Varianz der Summen erhält man

$$V(\hat{s}um_j) = j\sigma_\epsilon^2.$$

Man erkennt, daß die Varianz mit der Zeit ansteigt. Bei der graphischen Darstellung der Summenlinie $\hat{s}um_j$ ist das meistens nicht zu erkennen (falls σ_ϵ/b nicht zu groß ist), denn der Variationskoeffizient \sqrt{V}/E verhält sich proportional zu $1/\sqrt{j}$. Der

übliche t-Test auf Gleichheit der Steigung zweier Regressionsgeraden [Sachs 1992, S. 553, [558], (5.104)] und der t-Test auf Gleichheit zweier Achsenabschnitte [Sachs 1992, S. 555, [558], (5.112)] setzen aber zeitkonstante Varianzen (Homoskedastizität) voraus. Eine weitere Voraussetzung für diese Tests ist die Unabhängigkeit der Daten. Diese ist natürlich bei den \hat{sum}_j nicht gegeben! Das bedeutet: Selbst wenn die Knickstelle $i = k$ zufällig gewählt worden wäre, dürfen die beiden eben genannten Tests nicht zur Prüfung der Signifikanz herangezogen werden. Das ursprüngliche Summenlinienverfahren ist dann also ein rein subjektives, graphisches Verfahren ohne Signifikanzaussage.

Der zweite Fehler, der häufig gemacht wird, ist der, daß man entweder visuell oder durch z. B. Minimierung der Restvarianz zweier Regressionsgeraden [erste Regressionsgerade läuft von $i = 1$ bis $i = k$; die zweite von $k + 1$ bis n ; der Index k , über den minimiert wird, läuft bei der Minimumbildung von z. B. 5 (durch 5 Punkte kann man bereits eine sinnvolle Regressionsgerade legen) bis $n - 4$] einen Knick bzw. eine verdächtige Stelle ausfindig macht und dann die Tests auf die Regressionsgeraden links und rechts der Stelle anwendet. Selbst wenn es sich um Regressionsgeraden durch die 'originalen' \hat{d}_i handelt (diese erfüllen die Voraussetzungen der obigen Test) und nicht um Regressionsgeraden durch die \hat{sum}_j , steigt der α -Fehler stark an. Bei einem vorgegebenem α -Fehler von 5% beim t-Test können (falls n größenordnungsmäßig zwischen 20 und 100 liegt) tatsächliche Fehler erster Art von über 40% erreicht werden! Dies liegt daran, daß die Stelle nicht zufällig gewählt wurde. Auf diese Gefahr wiesen bereits Weiss & Wilson (1953) hin. Bei der damaligen Rechentechnik waren jedoch keine Monte-Carlo-Simulationen möglich und die Gefahr dieser Vorgehensweise wurde wahrscheinlich erheblich unterschätzt.

Im **modifizierten Summenlinienverfahren** werden die beiden erwähnten t-Tests auf die Originaldaten angewendet. Die Regressionsgeraden werden also durch die \hat{d}_i und nicht durch die \hat{sum}_j gelegt. In diesem Fall darf das Modell (33) auch noch einen Term, der linear von i abhängt (einen Trend), beinhalten. Der Test auf Gleichheit der Achsenabschnitte [Sachs (5.112)] ist manchmal relativ trennschwach und seine Power hängt auch vom Betrag der \hat{d}_i ab. Als Alternative bietet sich der F-Test (der Kovarianzanalyse) mit $(1, n - 3)$ Freiheitsgraden an, der für die Doppelsummenanalyse in Dyck (1980, S. 56 ff, Kapitel 2.3.2) beschrieben ist und der hier auf die \hat{d}_i anstelle von \hat{x}_i und auf i anstelle von \hat{y}_i angewendet wird. Dieser Test deckt Änderungen des Regressionsachsenabschnitts sehr gut auf, ist aber auch sensibel bzgl. Steigungsänderungen. Alle drei Tests setzen unabhängige Werte, die angenähert normalverteilt sind und konstante Varianzen haben, voraus. Die Summenlinie \hat{sum}_j wird nun gar nicht mehr benötigt.

Bei dem hier vorgeschlagenen Verfahren soll ein verdächtiger *Bruchpunkt* an der Stelle $i = k_1$ gesucht und gefunden werden, indem die Gesamtrestvarianz bzgl. zweier Regressionsgeraden durch die \hat{d}_i (von $i = 1$ bis $i = k_1$ und von $i = k_1 + 1$ bis $i = n$) minimiert wird, indem man alle Werte $k = 5$ bis $k = n - 4$ durchprobiert. Auch die Suche nach zwei verdächtigen Stellen soll möglich sein. Es werden dann drei

5 VERWENDETE TESTVERFAHREN

Regressionsgeraden durch die Daten gelegt (von $i = 1$ bis $i = k_1$, von $i = k_1 + 1$ bis $i = k_2$ und von $i = k_2 + 1$ bis $i = n$) und alle möglichen Kombinationen $4 < k_1 < k_2 < n - 3$ durchgetestet. Damit die mittlere Regressionsgerade sinnvoll ist, kann man noch einen Mindestabstand $dd \stackrel{\text{def}}{=} k_2 - k_1 > 4$ fordern.

Damit sich durch diese Vorauswahl der Fehler erster Art nicht drastisch erhöht, kann man, ähnlich wie in Kapitel 5.5.4 geschehen, α durch folgende Ersetzung

$$\alpha \rightarrow 1 - (1 - \alpha)^{\epsilon(\tilde{n})/\tilde{n}} \quad (34)$$

entsprechend verkleinern. Die Formel ist in dieser Form zunächst nur korrekt, wenn man einen einzigen Bruchpunkt sucht. Der neue Wert, den man aus der rechten Seite berechnet, ist nun in dem verwendeten Test anstelle des normalen, vorzugebenden Fehlers erster Art [z. B. 5% = 0.05] zu verwenden. \tilde{n} steht dabei für die Anzahl aller vorgetesteten Zeiten (bei obiger Minimierung über $k = 5$ bis $k = n - 4$ erhält man z. B. $\tilde{n} = n - 8$) und $\epsilon(\tilde{n})$ entspricht wieder funktionell der Bartel'schen Erhaltungszahl und wurde durch Monte-Carlo-Rechnungen bestimmt:

$$\epsilon(\tilde{n}) = 0.8835 + 0.01909 \tilde{n} \quad (\tilde{n} \lesssim 100) \quad [\text{beim F-Test aus Dyck (1980)}]$$

$$\epsilon(\tilde{n}) = 0.88 + 0.13047 \tilde{n}^{0.61583} \quad (\tilde{n} \lesssim 100) \quad [\text{beim t-Test (5.104) aus Sachs (1992)}]$$

$$\epsilon(\tilde{n}) = 0.58 + 0.3271 \tilde{n}^{0.46364} \quad (\tilde{n} \lesssim 100) \quad [\text{beim t-Test (5.112) aus Sachs (1992)}]$$

Sucht man im Voraus zwei verschiedene verdächtige Stellen, so steigt der α -Fehler nochmals vom (bereits einfach korrigierten!!!) 5%-Level auf ca. 11% beim F-Test und auf ca. 43% bei den t-Tests an. Dies kann man vermeiden, wenn man bei zwei vorgetesteten Bruchpunkten folgende Ersetzung in Gleichung (34) vornimmt:

$$\epsilon(\tilde{n})/\tilde{n} \rightarrow \epsilon(\tilde{n})/(\tilde{n} F).$$

Beim F-Test muß $F = 4$ und bei den t-Tests muß $F = 3$ gesetzt werden. Beim Test der Signifikanz der linken 'Bruchstelle' bei k_1 muß \tilde{n} auf $\tilde{n} = k_2 - 4 - dd - 1$ gesetzt werden. Beim Signifikanztest der rechten Bruchstelle muß man $\tilde{n} = n - k_1 - 4 - dd$ wählen. Außerdem sollte der Mindestabstand der Bruchpunkte dadurch beschränkt werden, daß man bei der Minimierung nur (k_1, k_2) -Tupel betrachtet, für die

$$dd \stackrel{\text{def}}{=} k_2 - k_1 \gtrsim \frac{n}{5}$$

gilt.

5.5.7 Korrekte Signifikanzgrenzen für das Powerspektrum

In vielen Publikationen (z. B. Schönwiese 1985a), aber auch in verschiedenen Softwarepaketen, werden Signifikanzgrenzen für weißes oder rotes Rauschen angegeben. Überschreitet ein Schätzwert des Spektrums bei einer oder mehreren Frequenzen diese Grenzen, so verwirft man die Nullhypothese, daß es sich bei der

untersuchten Reihe um weißes Rauschen bzw. rotes Rauschen handelt. Nach den Betrachtungen im Kapitel 5.5.4 sieht man leicht ein, daß hier gleichzeitig viele Tests durchgeführt werden. Die Signifikanzgrenzen beziehen sich aber nur auf eine einzige, festgewählte Frequenz. Versuche ergaben, daß tatsächlich fast jede Reihe, die z. B. reines weißes Rauschen darstellt, bei diesen Tests als 'signifikant nicht weiß' eingestuft wird.

Im folgenden wird eine Möglichkeit dargestellt, die diesen so häufig gemachten Fehler behebt:

Für die Schätzwerte $\hat{P}(\nu_k)$ (welche auch empirisches Periodogramm genannt werden) des Powerspektrums und für seinen theoretischen Wert $P(\nu_k)$ (ν_k =irgendeine der diskreten Frequenzen der Fourierentwicklung) gilt, daß

$$2 \frac{\hat{P}(\nu_k)}{P(\nu_k)} \sim \chi^2_2,$$

d.h., daß der Quotient aus Schätzwert und theoretischem Wert, multipliziert mit 2, für große n asymptotisch χ^2 -verteilt mit 2 Freiheitsgraden ist. Für verschiedene, benachbarte diskrete Frequenzen ν_{k_1} und ν_{k_2} sind $\hat{P}(\nu_{k_1})/P(\nu_{k_1})$ und $\hat{P}(\nu_{k_2})/P(\nu_{k_2})$ sogar asymptotisch unabhängig (Chatfield 1989, Taubenheim 1969). Für die Varianz der χ^2 -Verteilung mit f Freiheitsgraden gilt

$$V(\hat{\chi}^2_f) = 2f.$$

Aus den beiden letzten Gleichungen folgt dann sofort, daß für die Varianz des Quotienten

$$V\left(\frac{\hat{P}(\nu_k)}{P(\nu_k)}\right) \approx 1$$

gilt. Auch die Standardabweichung, also die Wurzel aus der Varianz, die im Prinzip den relativen Fehler des Schätzwertes des Periodogramms bei der Frequenz ν_k darstellt, ist dann eins. D.h., der relative Fehler von $\hat{P}(\nu_k)$ beträgt unabhängig von der Anzahl n der benutzten Werte 100%! Vergrößert man n , so geht die erhöhte Information nicht in eine verbesserte Genauigkeit ein, sondern erhöht nur die Frequenzauflösung, denn bekanntlich erhält man aus n Daten ca. $n/2$ diskrete Frequenzen $\nu_k = k/n$ ($k = 1 \dots n/2$).

Wie in Chatfield (1989) beschrieben, kann man zur Verringerung des Fehlers gleitende Mittelwerte der $\hat{P}(\nu_k)$ über m benachbarte Frequenzen bilden. Zur Mittelung benötigte, aber in Randnähe fehlende Werte, können durch 'Spiegelung' erzeugt werden. Die Varianz des Quotienten verringert sich dabei von 1 auf $1/m$. Die gemittelten Periodogrammwerte $\bar{\hat{P}}(\nu_k)/P(\nu_k)$ sind dann wie $\chi^2_{2m}/(2m)$ verteilt. m sollte dabei zwischen $n/40$ und $n/10$ liegen. In dieser Arbeit wird $n/10$ bevorzugt. Der 'relative' Fehler von $\hat{P}(\nu_k)$ sinkt dann auf ca. 30%.

Für die $(m-1)/2$ Mittelwerte in Randnähe, die mit mehr oder weniger vielen gespiegelten Werten gebildet wurden, ist die Varianz um bis zum Zweifachen größer, da nicht alle Werte, die zur Mittelwertbildung benutzt wurden, unabhängig sind. Außerdem sind sie nicht exakt χ^2 -verteilt.

Zur Ermittlung des Zufallsbereichs für die $\hat{P}(\nu)$ wurde wie folgt vorgegangen: Nach dem oben Gesagten gilt, wenn $\chi_{f,1-\alpha}$ das $(1 - \alpha)$ -Quantil der χ^2 -Verteilung mit f -Freiheitsgraden ist, daß

$$P \left[f \frac{\hat{P}(\nu_k)}{P(\nu_k)} > \chi_{f,1-\alpha}^2 \right] = \alpha$$

ist. Wenn $\hat{P}(\nu_k)$ den ungemittelten Wert des Periodogramms darstellt, gilt $f = 2$ (für ein festes ν_k). Bezeichnet $\hat{P}(\nu_k)$ aber den Mittelwert über m Werte, so gilt $f = 2m$. Daraus folgt, daß man als obere Signifikanzgrenze $O_{sig}(\nu_k)$ des Zufallsbereichs von $\hat{P}(\nu_k)$

$$O_{sig}(\nu_k) = \frac{P(\nu_k) \chi_{f,1-\alpha}^2}{f}$$

erhält. Ist $\hat{P}(\nu_k)$ größer als dieser Wert, so kann man die 'H0: Die \hat{x}_i haben bei der festgewählten Frequenz ν_k den Spektralwert $P(\nu_k)$ ' verwerfen. Soll aber die Hypothese 'H0: Die \hat{x}_i haben das Spektrum $P(\nu_k)$ bei allen berechneten diskreten Frequenzen $k = 1 \dots n/2$ ', so muß man wie in Gleichung (34) im Kapitel über das modifizierte Wertesummenlinienverfahren die effektive statistische Sicherheit erhöhen bzw. α durch einen kleineren effektiven Wert ersetzen:

$$\alpha \rightarrow 1 - (1 - \alpha)^{1/M_{eff}}.$$

Sind alle $M \stackrel{\text{def}}{=} n/2$ Spektralwerte $\hat{P}(\nu_k)$ unabhängig, was der Fall ist, wenn keine gleitende Mittelung erfolgte, so gilt $M_{eff} = M$. Wurde aber über m Werte gleitend gemittelt, so ist die effektive Anzahl der Werte geringer. Monte-Carlo-Simulationen und die Ergebnisse von Kapitel 5.5.4 ergeben, daß man genauso wie dort (in diesem früheren Kapitel allerdings bei der gleitend arithmetischen Mittelung der \hat{x}_i und bei gleitend gemittelten Varianzen)

$$M_{eff} = \frac{4M}{m+3}$$

setzen kann (hier natürlich mit der Gesamtzahl M der einzelnen, asymptotisch unabhängigen Spektralwerte $\hat{P}(\nu_k)$ und nicht mit der Anzahl n aller ursprünglichen Daten). Für die Randwerte müßte der Zufallsbereich etwas vergrößert werden, da diese, wie oben erwähnt, weniger Freiheitsgrade haben. Dieser Effekt wurde hier aber vernachlässigt.

Schließlich muß noch festgelegt werden, mit welchem theoretischen Spektrum die Schätzwerte verglichen werden sollen. Üblicherweise entscheidet man sich entweder für weißes Rauschen, d.h.

$$P^{weiß}(\nu_k) = \text{const.},$$

oder man nimmt an, daß die Daten einem Markov-Prozess 1. Ordnung folgen und das Spektrum folglich ein rotes Rauschen ist. Das theoretische Spektrum eines Markov-Prozesses 1. Ordnung hat nach Schönwiese (1985a) die Form

$$P^{rot}(\nu_k) = w \left(\frac{1 - \rho_1^2}{1 + \rho_1^2 - 2\rho_1 \cos(\pi k/M)} \right).$$

5 VERWENDETE TESTVERFAHREN

ρ_1 ist hier die abgekürzte Schreibweise für den Autokorrelationskoeffizienten zum Lag=1. Der unbekannte Parameter *const.* beim weißen Rauschen folgt aus der Bedingung (Normierung), daß die Summe über alle $P^{weiß}(\nu_k)$ gleich der Summe über alle geschätzten $\hat{P}(\nu_k)$ sein muß. Beim roten Rauschen kann man den Autokorrelationskoeffizienten ρ_1 zum Lag=1 aus den Daten schätzen und dann zur Bestimmung von w ausnutzen, daß die Summe über $P^{rot}(\nu_k)$ gleich der Summe über $\hat{P}(\nu_k)$ sein soll.

Mit den oben angegebenen Formel kann man korrekte Signifikanzgrenzen für weißes oder rotes Rauschen zur Gesamtsicherheit $S = 1 - \alpha$ sowohl für ungemittelte als auch für gemittelte Periodogrammwerte bestimmen.

6 Die 'Wichtigkeit' einer Inhomogenität

Man muß sich nun fragen, ob eine signifikante Inhomogenität in einer Größe \hat{x}_i überhaupt *wichtig* ist. Die Inhomogenität sei mit einem relativen Homogenitätstest aus der Differenzenreihe $\hat{d}_i = \hat{x}_i - \hat{y}_i$ (\hat{y}_i =Referenzreihe) ermittelt worden. Ist z. B. n sehr groß, so werden winzige relative Sprünge oder Trends entdeckt. Diese haben dann aber auf Grund ihrer Kleinheit evtl. keinen Einfluß auf die 'Signifikanz des Tests der Originalreihe \hat{x}_i auf einen Trend $a_x \neq 0$ ' (bzgl. der gesamten Meßzeit Δt_{ges}). Ein Sprung am Rand wird die Steigung der Regressionsgerade bzw. des Modells $\hat{x}_i = a_x t_i + \hat{\epsilon}_{x_i} + b_x$ weniger beeinflussen als ein Sprung in der Mitte der Reihe \hat{x}_i . Umgekehrt kann es vielleicht passieren, daß relative Sprünge oder relative Trends nicht signifikant sind, diese aber trotzdem den Trend der Originalreihe merklich beeinflussen.

6.1 Definition der 'Wichtigkeit'

In diesem Abschnitt sollen die \hat{x}_i und \hat{y}_i normalverteilt sein mit Varianzen

$$V(\hat{x}_i) = V(\hat{y}_i) = \sigma_x^2 \quad (35)$$

und mit einem Korrelationskoeffizienten

$$\rho(\hat{x}, \hat{y}) \geq 0.$$

Die \hat{x}_i und \hat{y}_i seien jeweils untereinander unabhängig und es seien n Werte bei jeder Realisierung gegeben. Die Referenzreihe \hat{y}_i sei homogen und folge dem Modell eines linearen Trends:

$$\hat{y}_i = a_y t_i + \hat{\epsilon}_{y_i} + b_y, \quad (36)$$

wobei

$$\hat{\epsilon}_{y_i} \sim N(0, \sigma_x)$$

bedeutet, daß die $\hat{\epsilon}_{y_i}$ (und damit auch die \hat{y}_i) normalverteilt sein sollen mit Mittelwert null und Varianz σ_x . t_i stellt die 'diskretisierte' Zeit zum Zeitschritt i dar. Die zu untersuchende Reihe \hat{x}_i soll zunächst ebenfalls ein solches Modell befolgen:

$$\hat{x}_i = a_x t_i + \hat{\epsilon}_{x_i} + b_x \quad (37)$$

mit

$$\hat{\epsilon}_{x_i} \sim N(0, \sigma_x).$$

Für die Korrelation gilt dann:

$$\rho(\hat{\epsilon}_{x_i}, \hat{\epsilon}_{y_i}) \equiv \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i).$$

Der Gesamttrend der \hat{x}_i setze sich aus einem künstlichen Trend a_d und dem natürlichen Trend a_y der Referenzreihe zusammen:

$$a_x = a_d + a_y. \quad (38)$$

6 DIE WICHTIGKEIT

Für die Differenzenreihe gilt dann:

$$\hat{d}_i \stackrel{\text{def}}{=} \hat{x}_i - \hat{y}_i = a_d t_i + \hat{\epsilon}_{d_i} + b_d, \quad (39)$$

mit

$$b_d = b_x - b_y$$

und

$$\hat{\epsilon}_{d_i} = \hat{\epsilon}_{x_i} - \hat{\epsilon}_{y_i}.$$

Die $\hat{\epsilon}_{d_i}$ sind

$$\hat{\epsilon}_{d_i} \sim N(0, \sigma_d)$$

verteilt. Die \hat{d}_i wurden hier ohne Beschränkung der Allgemeinheit ohne Normierung mit Mittelwerten definiert [vgl. Gleichung (6)]. Für die Varianz der \hat{d}_i folgt leicht

$$\sigma_d = \sqrt{2}\sigma_x(1 - \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i))^{1/2} \equiv \sqrt{V(\hat{d}_i)} \equiv \sqrt{V(\hat{\epsilon}_{x_i} - \hat{\epsilon}_{y_i})}. \quad (40)$$

Der Einfachheit halber wird hier exemplarisch der einfache t-Test mit der 'H0: $a_d = 0$ ' und der 'H1: $a_d \neq 0$ ' als relativer Homogenitätstest angewendet, der auf folgender Beziehung basiert (siehe Sachs 1992, S. 551, [555] und Fisz 1976, S.623, Kap. 15.3):

$$P \left[\frac{|\hat{a}_d|}{\sqrt{(1 - \hat{r}_{td}^2)} \hat{s}_d} s_t (n - 2)^{1/2} > t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \right] = \alpha \quad (\text{falls } a_d = 0 \text{ gilt}). \quad (41)$$

Dabei ist

$$s_t^2 = \frac{1}{(n - 1)} \sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t}_i)^2, \quad (42)$$

ein Streumaß (analog zur Varianz) der Zeitwerte (keine Zufallsvariable!),

$$\hat{s}_d^2 = \frac{1}{(n - 1)} \sum_{i=1}^n (\hat{d}_i - \bar{\hat{d}}_i)^2 \quad (43)$$

ist die empirische Gesamtvarianz der \hat{d}_i und

$$\hat{r}_{td} = \frac{C(t_i, \hat{d}_i)}{s_t \hat{s}_d} \quad (44)$$

ist eine Art Korrelationskoeffizient zwischen t_i und \hat{d}_i mit der 'Kovarianz'

$$C(t_i, \hat{d}_i) = \frac{1}{(n - 1)} \sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t}_i)(\hat{d}_i - \bar{\hat{d}}_i).$$

Die Balken über \hat{d}_i und t_i bezeichnen arithmetische Mittelwerte der Größen, die wie gewohnt gebildet werden. Der Schätzwert für die Steigung der Regressionsgerade bzgl. der \hat{d}_i ist

$$\hat{a}_d = \frac{\hat{r}_{td} \hat{s}_d}{s_t} = \frac{1}{(n - 1) s_t^2} \sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t}_i) \hat{d}_i. \quad (45)$$

6 DIE WICHTIGKEIT

$t_{1-\alpha/2}^{(n-2)}$ ist das $(1 - \alpha/2)$ -Quantil der t-Verteilung mit $(n - 2)$ Freiheitsgraden. Der 'Nenner' in (41) ist ein erwartungstreuer Schätzwert für die Restvarianz σ_d^2 , wenn man ihn noch quadriert und mit dem Faktor $(n - 1)/(n - 2)$ erweitert. Das heißt, daß

$$\hat{s}_\epsilon \stackrel{def}{=} \sqrt{(1 - \hat{r}_{td}^2)} \hat{s}_d \quad (46)$$

ein (approximativer) Schätzwert für

$$\sigma_d = \sqrt{V(\hat{d}_i)} = \sqrt{V(\hat{\epsilon}_i)}$$

ist. Bei den hier betrachteten Zeitreihen ist $\sqrt{(1 - \hat{r}_{td}^2)} \approx 1$, da die Varianz der \hat{d}_i groß und die Steigung \hat{a}_d gering ist (denn es gilt ja nach (45): $\hat{r}_{td} = s_t \hat{a}_d / \hat{s}_d$), so daß man

$$\hat{s}_\epsilon \approx \hat{s}_d \quad (47)$$

setzen kann. Ist die Restvarianz σ_d bekannt, so gilt alternativ zu Gleichung (41), bei der σ_d geschätzt werden mußte:

$$P \left[\frac{|\hat{a}_d|}{\sigma_d} s_t n^{1/2} > u_{1-\alpha/2} \right] = \alpha, \quad (48)$$

falls wieder die 'H0: $a_d = 0$ ' gilt. $u_{1-\alpha/2}$ ist das $(1 - \alpha/2)$ -Quantil der Standardnormalverteilung. Mit den Definitionen

$$\sigma_{a_d} \stackrel{def}{=} \sigma_d / (s_t n^{1/2}) \quad (49)$$

(Standardabweichung der Steigungen \hat{a}_d) und

$$a_{dkrit} \stackrel{def}{=} u_{1-\alpha/2} \sigma_{a_d} \stackrel{(49),(40)}{=} u_{1-\alpha/2} \sqrt{2(1 - \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i))} \frac{\sigma_x}{s_t n^{1/2}} \quad (50)$$

kann man (48) als

$$P \left[\frac{|\hat{a}_d|}{a_{dkrit}} > 1 \right] = \alpha \quad (\text{falls } E(\hat{a}_d) \equiv a_d = 0) \quad (51)$$

schreiben. Die H0 wird verworfen, wenn

$$\frac{|\hat{a}_d|}{a_{dkrit}} > 1$$

wird.

Dem relativen Homogenitätstest soll nun ein Test der Originalreihe \hat{x}_i auf 'einen linearen Trend über die gesamte Zeitspanne $\Delta t_{ges} = (n - 1)\Delta t'$ folgen. Es wird dazu wieder der normale t-Test von Gleichung (41) bzw. (51) verwendet, der nun aber auf der etwas modifizierten Beziehung

$$P \left[\frac{|\hat{a}_x|}{a_{xkrit}} > 1 \right] = \alpha \quad (\text{falls } E(\hat{a}_x) \equiv a_x = 0) \quad (52)$$

6 DIE WICHTIGKEIT

basiert, da nun ja die \hat{x}_i , und nicht die \hat{d}_i , getestet werden. Die Gleichungen (41) bis (49) gelten auch für die \hat{x}_i , wenn man dort d durch x ersetzt. Aus der Gleichung (50) wird dann

$$a_{x\text{krit}} \stackrel{\text{def}}{=} u_{1-\alpha/2} \sigma_{a_x} \stackrel{(49)}{=} u_{1-\alpha/2} \frac{\sigma_x}{S_t n^{1/2}} = u_{1-\alpha/2} \sigma_{a_x}. \quad (53)$$

$a_{x\text{krit}}$ ist der kritische Wert von \hat{a}_x bei einem Test der 'H0: $a_x = 0$ ', ab dem der Test zur statistischen Sicherheit $S = 1 - \alpha$ signifikant wird.

Jetzt werde angenommen, daß der relative Homogenitätstest eine signifikante relative Inhomogenität (d.h. einen relativen Trend) ergeben habe. Mit (45) kann man leicht zeigen, daß auch für die Schätzwerte die Beziehung

$$\hat{a}_d = \hat{a}_x - \hat{a}_y \quad (54)$$

gilt. Der relative Homogenitätstest wurde signifikant, wenn

$$\hat{T}_d \stackrel{\text{def}}{=} \frac{|\hat{a}_d|}{a_{d\text{krit}}} = \frac{|\hat{a}_x - \hat{a}_y|}{a_{d\text{krit}}} > 1 \quad (55)$$

war [vgl. (51)]. Die Größe \hat{T}_d wird im folgenden *normierte Signifikanz* genannt, da gerade beim Wert '1' Signifikanz eintritt.

Der absolute Trendtest mit 'H0: $a_x = 0$ ' wird gemäß (52) signifikant, falls

$$\hat{T}_x \stackrel{\text{def}}{=} \frac{|\hat{a}_x|}{a_{x\text{krit}}} \stackrel{(54)}{=} \frac{|\hat{a}_d + \hat{a}_y|}{a_{x\text{krit}}} > 1 \quad (56)$$

gilt. Die Signifikanzsicherheit \hat{S} des Trends beträgt dabei

$$\hat{S} = 2 F_{N(0,1)} \left(\frac{|\hat{a}_x|}{\sigma_{a_x}} \right) - 1 \stackrel{(53)}{=} 2 F_{N(0,1)} \left(u_{1-\alpha/2} \frac{|\hat{a}_x|}{a_{x\text{krit}}} \right) - 1, \quad (57)$$

da

$$\frac{|\hat{a}_x|}{\sigma_{a_x}}$$

(bei Gültigkeit der H0) standardnormalverteilt ist [vgl. Fisz 1976, S.626 bzw. Gleichung (45)] und ein zweiseitiger Test betrachtet wird. ($F_{N(0,1)}$ ist die (akkumulierte) Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.)

Betrachtet man nur den Anteil des *relativen* Trends \hat{a}_d am Gesamttrend \hat{a}_x (setzt also die aktuelle Realisierung des Trends \hat{a}_y der Referenzdaten null), so würde der absolute Test einen signifikanten Trend der originalen \hat{x}_i melden, der alleine auf dem *künstlichen* Trend \hat{a}_d basiert, falls

$$\left(\frac{|\hat{a}_d|}{a_{x\text{krit}}} \right) > 1 \quad (58)$$

ist. Die Signifikanzsicherheit des t-Tests auf Regressionssteigung gleich null wäre dann

$$\hat{S} \stackrel{(57)}{=} 2 F_{N(0,1)} \left(u_{1-\alpha/2} \frac{|\hat{a}_d|}{a_{x\text{krit}}} \right) - 1. \quad (59)$$

6 DIE WICHTIGKEIT

Die **Wichtigkeit** \hat{W}_d einer Inhomogenität wird nun wie folgt definiert:

$$\hat{W}_d \stackrel{def}{=} \frac{|\hat{a}_d|}{a_{xkrit}} = \text{Wichtigkeit der Inhomogenität.} \quad (60)$$

Ist $\hat{W}_d > 1$, so meldet der t-Test einen signifikanten Trend mit Signifikanzsicherheit $S > 1 - \alpha$ gemäß (59). Ist $\hat{W}_d \leq 1$, so wird weiterhin 'kein Trend der Originalwerte \hat{x}_i ' angenommen.

Aus (55) und (60) folgt noch folgende Beziehung:

$$\frac{\hat{W}_d}{\hat{T}_d} = \frac{a_{dkrit}}{a_{xkrit}} = \sqrt{2(1 - \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i))}. \quad (61)$$

Dies bedeutet, daß eine gerade noch signifikante Trendinhomogenität ($\hat{T}_d \approx 1$) umso *unwichtiger* ist, je größer die Korrelation zwischen der zu untersuchenden Reihe und der Referenzreihe ist. Denn ist ρ groß, so ist σ_d gemäß (40) klein und der relative Homogenitätstest ist sehr teststark verglichen mit dem absoluten Homogenitätstest. Ist $\rho = 0.5$, so ist $\hat{W}_d = \hat{T}_d$, d.h. daß ein absoluter Trend genauso gut aufgedeckt wird wie ein absoluter. Für $\rho = 0$ ist $\hat{W}_d = \sqrt{2}\hat{T}_d$, d.h., daß es Fälle geben kann, in denen der relative Homogenitätstest nicht signifikant ist ($\hat{T}_d < 1$), aber die verborgene Inhomogenität \hat{a}_d alleine in der Lage ist, einen absoluten signifikanten Trend zu erzeugen! Dies liegt daran, daß die Varianz der Differenz zweier unabhängiger Zufallsvariablen (mit gleicher Varianz) doppelt so groß ist wie die einer einzelnen Zufallsvariablen.

Benutzt man relative Homogenitätstests, die speziell für die Suche nach Inhomogenitäten konzipiert sind (z. B. den Alexandersson-Trend-Test), so sind diese Tests i. allg. teststärker als der t-Test. Ist dann der spezielle Homogenitätstest gerade signifikant, so ist \hat{T}_d (die normierte Signifikanz der t-Tests) noch kleiner als eins. D.h. dann, daß die Wichtigkeit \hat{W}_d eines gerade signifikanten Ergebnisses dieses teststärkeren, speziellen Tests kleiner ist, als Gleichung (61) angibt, wenn man dort $\hat{T}_d = 1$ setzt.

Bei den hier betrachteten Stationen und meteorologischen Größen ist $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i) = 0.6 \dots 0.9$. Daraus folgt, daß $\hat{W}_d/\hat{T}_d = 0.89 \dots 0.45$ gilt. Die Wichtigkeit \hat{W}_d eines gerade signifikanten relativen Homogenitätstests ($\hat{T}_d \approx 1$) liegt dann also zwischen 0.89 und 0.45 (gleiches α beim relativen und absoluten Homogenitätstest vorausgesetzt).

Die oben angestellten Betrachtungen setzen stillschweigend voraus, daß die Referenzreihe bereits homogen ist und die *echten* Trends an der Referenzstation und an der zu untersuchenden Station exakt gleich sind. Die letzte Forderung kann auch für schlecht korrelierte Stationen erfüllt sein. Sie wird aber umso sicherer erfüllt sein, je größer die Korrelation der Zeitreihen \hat{x}_i und \hat{y}_i zwischen den Stationen ist.

6.2 Verallgemeinerung der 'Wichtigkeit' auf Sprünge und Trends beliebiger Länge

Nun habe \hat{d}_i an der Stelle $i = k$ bzw. $t = (i - 1)\Delta t + t_0$ einen Sprung (Shift) der Höhe δd im Erwartungswert, nun aber keinen Trend. Das δ bei δd wurde gewählt, da Δ später für andere Definitionen benutzt wird und hat nichts mit einem relativen Fehler zu tun. Die gesamte Länge der Zeitreihe sei n bzw. $\Delta t_{ges} = (n - 1)\Delta t$. Ein einfaches Modell für die \hat{d}_i könnte also folgendermaßen formuliert werden:

$$\hat{d}_i = c_i + \hat{\epsilon}_{d_i},$$

wobei $c_i = c_1$ für $i = 1 \dots k$ und $c_i = c_2$ für $i = (k + 1) \dots n$ gelten soll. Die $\hat{\epsilon}_{d_i}$ seien unabhängige Zufallsvariablen, die alle dieselbe Normalverteilung befolgen. Der Sprung δd ergibt sich dann zu

$$\delta d \stackrel{def}{=} c_2 - c_1.$$

Man kann leicht zeigen, daß der Erwartungswert der Regressionssteigung \hat{a}_d [siehe (45)] der Regressionsgeraden durch die \hat{d}_i dann ungefähr

$$a_d(k, n) \approx 1.485 \frac{\delta d}{\Delta t_{ges}} f(k/n) \quad (62)$$

ist, wobei

$$f\left(\frac{k}{n}\right) = 4 \frac{k}{n} \left(1 - \frac{k}{n}\right) \quad (63)$$

den Einfluß der relativen Position des Sprungs auf die Steigung beschreibt. Einen Schätzwert für δd erhält man aus der Beziehung

$$\delta \hat{d} = \overline{\hat{d}_i}^{(2)} - \overline{\hat{d}_i}^{(1)}. \quad (64)$$

$\overline{\hat{d}_i}^{(1)}$ bedeutet hierin die Mittelwertbildung über alle \hat{d}_i links vom Sprung und $\overline{\hat{d}_i}^{(2)}$ den Mittelwert rechts vom Sprung. Handelt es sich bei den \hat{x}_i und \hat{y}_i um Niederschlagssummen \hat{P}_i , so ist $\delta \hat{d}$ aus der Quotientenreihe

$$\hat{q}_i = \hat{x}_i / \hat{y}_i$$

wie folgt zu bestimmen:

$$\delta \hat{d} \approx \overline{P_i}^{(1)} \left(\frac{\overline{\hat{q}_i}^{(2)}}{\overline{\hat{q}_i}^{(1)}} - 1 \right) \approx \overline{P_i} \left(\frac{\overline{\hat{q}_i}^{(2)}}{\overline{\hat{q}_i}^{(1)}} - 1 \right). \quad (65)$$

$\overline{P_i}$ ist hier der Mittelwert über die gesamte Reihe. Für den dritten Term wurde angenommen, daß

$$\delta P / \overline{P_i} \ll 1$$

gilt.

6 DIE WICHTIGKEIT

Einsetzen von (62) in (60) mit Berücksichtigung von (53) ergibt

$$\hat{W}_d = \frac{|\hat{a}_d|}{a_{xkrit}} \stackrel{(62),(53)}{=} \frac{|\delta\hat{d}|}{\Delta t_{ges}} \frac{f\left(\frac{k}{n}\right) 1.485 n^{1/2}}{u_{1-\alpha/2} \sigma_x} s_t.$$

Für s_t [Gleichung (42)] gilt, wenn n hinreichend groß ist und die Zeitschritte äquidistant sind:

$$s_t \approx \Delta t_{ges} / \sqrt{12}.$$

Die rechte Seite ist gerade die Standardabweichung einer Gleichverteilung der Breite Δt_{ges} . Setzt man dies in die vorherige Gleichung ein, so erhält man, wenn man noch σ_x durch den Schätzwert \hat{s}_x ersetzt und die Funktion $z(l, n)$ im Nenner einfügt

$$\hat{W}_d = \frac{|\delta\hat{d}| n^{1/2}}{\hat{s}_x} 0.22 \frac{f\left(\frac{k}{n}\right)}{z(l, n)}. \quad (66)$$

Die Funktion

$$z(l, n) = \frac{0.485}{n-2} (l-1) + 1 \quad (67)$$

wurde eingefügt, um auch Trends der zeitlichen Länge $(l-1)\Delta t$, deren 'Mittelpunkt' bei $t = (k-1)\Delta t + t_0$ liegt, und die einen Niveauunterschied $\delta\hat{d}$ überbrücken, berücksichtigen zu können. Sprünge ($l=1$) ergeben $z(l, n) = 1$. Trends über die gesamte Zeitspanne der Reihe ($l=n-1$ und $k=n/2$) ergeben $z(l, n) = 1.485$. $f(k/n)$ ist in diesem Fall eins und man erhält aus Gleichung (62), die ebenfalls durch $z(l, n)$ dividiert werden muß, die Steigung $\hat{a}_d = \delta\hat{d} / \Delta t_{ges}$, was der wahren Steigung des Trends entspricht. Bei der realen Interpretation der *Wichtigkeit* muß man berücksichtigen, daß mehrere Sprünge die effektive Wichtigkeit erhöhen oder erniedrigen können, je nach Vorzeichen der Sprünge.

6.3 Der α -Fehler der speziellen Testfolge 'relativer Homogenitätstest, absoluter Trendtest'

Normalerweise wird man zuerst die (relative) Homogenität einer Zeitreihe mit relativen Homogenitätstests überprüfen. Kann die Homogenität nicht abgelehnt werden und ist die Wichtigkeit wesentlich kleiner als eins, so wird man nun prüfen, ob die Originalreihe einen signifikanten absoluten Trend aufweist. Als gesamten α -Fehler dieser Testfolge kann man z. B. die folgende, bedingte Wahrscheinlichkeit definieren:

P ('Homogenität wird nicht verworfen' \wedge 'Reihe hat einen signifikanten Trend' | 'Reihe ist homogen und trendfrei').

Verwendet man wieder sowohl für den relativen als auch für den absoluten Trendtest den einfachen, bereits oben benutzten t -Test, so kann man auch mit den Bezeichnungen des letzten Abschnitts schreiben:

$$\alpha_{ges} \stackrel{def}{=} P(|\hat{a}_d| \leq a_{dkrit} \wedge |\hat{a}_x| > a_{xkrit} | a_d = 0, a_x = 0). \quad (68)$$

6 DIE WICHTIGKEIT

Nach dem Multiplikationssatz der Wahrscheinlichkeitsrechnung gilt nun bei Gültigkeit der 'H0: $a_d = 0, a_x = 0$ '

$$\alpha_{ges} = P(|\hat{a}_x| > a_{x\text{krit}})P(|\hat{a}_d| \leq a_{d\text{krit}} | |\hat{a}_x| > a_{x\text{krit}}) = \alpha * c, \quad (69)$$

wobei im zweiten Teil der Formel die Definition des α -Fehlers bzw. die Definition von $a_{x\text{krit}}$ ausgenutzt wurde. c wurde als Abkürzung für das zweite $P(\dots)$ benutzt und muß, da es sich um eine Wahrscheinlichkeit handelt, kleiner als eins sein. Mit wachsender Korrelation von \hat{a}_x und \hat{a}_d bzw. sinkender Korrelation von \hat{x}_i und \hat{y}_i wird c i. allg. kleiner.

Die Beziehung der Korrelationen

$$\rho(\hat{a}_x, \hat{a}_d) = \sqrt{\frac{1 - \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)}{2}} \quad (70)$$

folgt leicht aus (45).

Im 'ungünstigsten' Fall ist $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i) = 1$. Dann ist nach (70) $\rho(\hat{a}_x, \hat{a}_d) = 0$. Für normalverteilte Größen (und nur für diese) folgt aus der Unkorreliertheit die Unabhängigkeit, und das bedeutet für c :

$$c = P(|\hat{a}_d| \leq a_{d\text{krit}} | |\hat{a}_x| > a_{x\text{krit}}) = P(|\hat{a}_d| \leq a_{d\text{krit}}) = 1 - \alpha$$

Das heißt, daß der Maximalwert des α -Fehlers der doppelten t-Testfolge $\alpha(1 - \alpha)$ ist bzw. daß $\alpha_{ges} \leq \alpha(1 - \alpha)$ gilt.

7 Durchführung und Ergebnisse der relativen Homogenitätstests

Da für den Niederschlag und die drei verschiedenen Verdunstungsgrößen nur insgesamt 6 Stationen zur Verfügung standen, die gleichzeitig gegenseitig als Referenzstationen benutzt wurden, mußten sehr viele Tests durchgeführt werden. Es konnte nicht davon ausgegangen werden, daß die Referenzstationen bereits homogen sind. Signifikante Inhomogenität kann in diesem Fall auch bedeuten, daß eine der Referenzstationen inhomogen ist.

Um diese Möglichkeit auszuschalten, wurde nach Wahl der zu untersuchenden Station die Referenzreihe zunächst wie der Nenner in Gleichung (5) bzw. der letzte Term von (6) aus allen fünf verbleibenden Stationen gebildet. Nach Durchführung der Tests wurde eine weitere Referenzreihe aus nur zwei (manchmal auch drei) Stationen gebildet, wobei dafür diejenigen Stationen ausgewählt wurden, welche die höchsten Korrelationen mit der zu untersuchenden Station aufwiesen (Tabelle 6 bis 10). Nun wurden die Tests wiederholt und es wurde darauf geachtet, ob die Ergebnisse ähnlich ausfielen. In einem dritten Durchgang wurde dann häufig noch eine Referenzreihe benutzt, die nur aus der am besten korrelierten Station bestand. Für jede neue Referenzreihe mußten die Quotienten \hat{q}_i bzw. Differenzenreihen \hat{d}_i neu berechnet werden. Außerdem mußte jedesmal neu überprüft werden, ob die Voraussetzungen der Normalität und Unabhängigkeit gewährleistet waren.

Dann konnte endlich abschließend bewertet werden, ob Signifikanzen häufig genug und 'konsistent' genug auftraten, um signifikante Inhomogenitäten der zu untersuchenden Station darzustellen, oder ob evtl. einige der Referenzstationen als 'verdächtig' eingestuft werden mußten. Außerdem mußte entschieden werden, ob ein Sprung, ein Trend oder gar mehrere Sprünge und/oder Trends auftraten.

Anhand der Mittelwerte der Quotienten bzw. Differenzen links und rechts von der Inhomogenität wurde dann $\delta d \approx \overline{\hat{d}_i^{(2)}} - \overline{\hat{d}_i^{(1)}}$ bzw. $\overline{\hat{q}_i^{(2)}}$ und $\overline{\hat{q}_i^{(1)}}$ bestimmt [vgl. (64) und (65)]. Die Kenntnis dieser Größen, zusammen mit den Start- und Endzeitpunkten t_a und t_b der Sprünge oder Trends ist dann für eine anzubringende Korrektur bereits ausreichend [Gleichungen (8) bis (11)].

Eine Darstellung aller Testergebnisse würde den Rahmen dieses Berichts bei weitem sprengen. Daher soll nur am Beispiel der Jahresniederschlagshöhen der Station Münster die Vorgehensweise bei den Tests auf Homogenität im Detail erläutert werden. Die Ergebnisse für die anderen Stationen sind den folgenden Tabellen zu entnehmen, die weiter unten genauer erläutert werden. Besonderheiten der einzelnen Stationen oder getesteten Größen werden ebenfalls unten beschrieben.

7.1 Homogenitätstests am Beispiel 'Jährliche Niederschlagshöhen in Münster'

Im folgenden werden die Abkürzungen der einzelnen Tests aus Kapitel 5 benutzt. Eine Angabe der Form 'VMit: 93.5%' bedeutet, daß der *Autokorrelationstest von Mitchell et al.* eine Signifikanzsicherheit von 93.5% ergab. 'nsig' bedeutet *nicht signifikant bei 95% Sicherheit*, 'sig' bedeutet *signifikant*. 'RAT: 1903...1904 (> 97.5%)' heißt, daß der *Alexandersson-Trend-Test* einen Trend von 1903 bis 1904 (also einen Sprung) ergab, der zu mehr als 97.5% signifikant ist usw.

1) Die Quotientenreihe \hat{q}_i wird aus allen anderen fünf Stationen berechnet:

VKS (< 90%), VCHI (< 90%), Vno2 (< 90%)

VAuf: Lag=1: 0.02; Lag=2 usw.: 0.188,-0.124,0.246,0.066,0.279

Vrho1: -0.17

VAut: 9%; VWM: 21%; VMit: 58%; VAbbe: 9%

RCra: 1929; Rsch: nsig

RAS: 1903 (> 97.5%)

RAT: 1903...1904 (> 97.5%), 1895...1910 (> 97.5%, falls nur Trends > 4a berücksichtigt werden), 1895...1910 (> 97.5%, bei nur Trends > 10a)

RBuis: Testgröße Q 1929 (> 95%, fast 99%), U,A (> 99%)

RMW: 1929 (95.7%)

RWsum: ein gesuchter Bruchpunkt: 1922 (89% beim t-Test auf Änderung der Regressionskoeffizienten); zwei gesuchte Bruchpunkte: 1922 und 1950 (nsig)

AMK (auf die \hat{q}_i angewendet, d.h. benutzt als relativer Test): 99%

2) \hat{q}_i wird nur aus Hamburg und Bamberg gebildet:

VKS (< 90%), VCHI (< 90%), Vno2 (< 90%)

VAuf: Lag=1:0.025; Lag=2 usw.:0.21,-0.1,0.27,0.04,0.31

Vrho1: -0.18

VAut: nsig; VWM: nsig; VMit: 59%; VAbbe: 11%

RCra: 1913 und 1935; Rsch: nsig

RAS: 1908 (> 97.5%) (1932 auch verdächtig)

RAT: 1895...1916 (> 97.5%)(bei Trends > 1a und Trends > 4a)

RBuis: Testgröße Q 1934 (> 99%), U,A (> 99%), R (> 90%) (1913 verdächtig)

RMW: 1934 (97.9%)(abfallende Tendenz)

RWsum: ein gesuchter Bruchpunkt: nsig ; zwei gesuchte Bruchpunkte: nsig

3) \hat{q}_i besteht nur aus Hamburg:

VKS (< 90%), VCHI (< 90%), Vno2 (< 90%)

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

VAuf: Lag=1:0.04; Lag=2 usw.:0.25,-0.02,0.22,-0.0046

Vrho1: -0.18

VAut: 24%; VWM: 77%; VMit: 66%; VAbbe: 25%

RCra: 1913 und 1940; Rsch: nsig

RAS: 1909 (> 97.5%) (1940 auch verdächtig)

RAT: 1909...1910 (> 97.5%)(bei Trends $\geq 1a$) und 1908...1915 (> 97%) (bei Trends > 4a)

RBuis: Testgröße Q 1940 (> 95%), U,A (> 99%), R (> 90%)

RMW: 1940 (98.4%)(abfallende Tendenz)

RWsum: ein gesuchter Bruchpunkt: nsig ; zwei gesuchte Bruchpunkte: 1913 und 1938 (F-Test: 2.4%, 90%; **t-Test:** 72%, 99%)

Alle drei Testfolgen ergeben ähnliche, signifikante Ergebnisse. Besonders hoch gewertet wurden die Ergebnisse von RAT bei 2) (Trend von 1895 bis 1916) und RBuis (Sprung bei 1934). Viele der anderen Ergebnisse weisen Zeiten als verdächtig aus, die ebenfalls im Bereich des Trends liegen. Das ist für Tests, die speziell zur Aufdeckung von Sprüngen konzipiert sind, bei vorliegenden Trends typisch. Visuelle Inspektion des Verlaufs der \hat{q}_i (Abbildung 3; Erklärung siehe unten) führte schließlich zu den beiden alternativen, in der Tabelle 12 gelisteten, abschließenden Bewertungen. Der Zeitpunkt 1935 (bzw. 1934; wie der Anhang B zeigt, ist die Bestimmung des Zeitpunkts der Inhomogenitäten nicht sehr exakt) ist besonders verdächtig, da die Sonnenscheindauer an dieser Station erst ab diesem Zeitpunkt gemessen wurde. Die Sonnenscheindauer ist zwar für den Niederschlag unerheblich und geht erst in die Berechnungsformeln der Verdunstung ein, es ist aber anzunehmen, daß weitere größere Umstellungen der Meßmethodik zu dieser Zeit erfolgten. Es wird sich auch später zeigen, daß in Münster weitere Inhomogenitäten in der Gras-Sand- und Turc/Ivanov-Verdunstung in der Nähe von 1934 auftreten.

Die Abbildungen 4 und 5 zeigen die 'Testgrößen' T_ν des Alexandersson-Shift-Tests RAS (siehe Kapitel 5.2 und Anhang B) und die Testgröße $S_{**}(k)$ des Buishand-Tests mit den zugehörigen Signifikanzgrenzen (Die Indizes ν bzw. k sind fortlaufende Zähler der auf der Abszisse dargestellten Jahreszahlen). Beide Testgrößen haben signifikante Werte im Bereich des vermuteten Trends und um 1934 herum. Ein abgerundeter Verlauf der Testgröße deutet meistens auf einen Trend hin, während ein spitzer Verlauf auf Sprünge hinweist. Als Referenzstationen wurden die Stationen Hamburg und Bamberg benutzt. Die Testgrößen wurden aus den Quotienten \hat{q}_i gebildet, die in Abbildung 3 dargestellt sind. In diese Abbildung sind auch die zwei alternativ zur Auswahl stehenden, vermuteten inhomogenen Verläufe der Erwartungswerte der \hat{q}_i eingetragen.

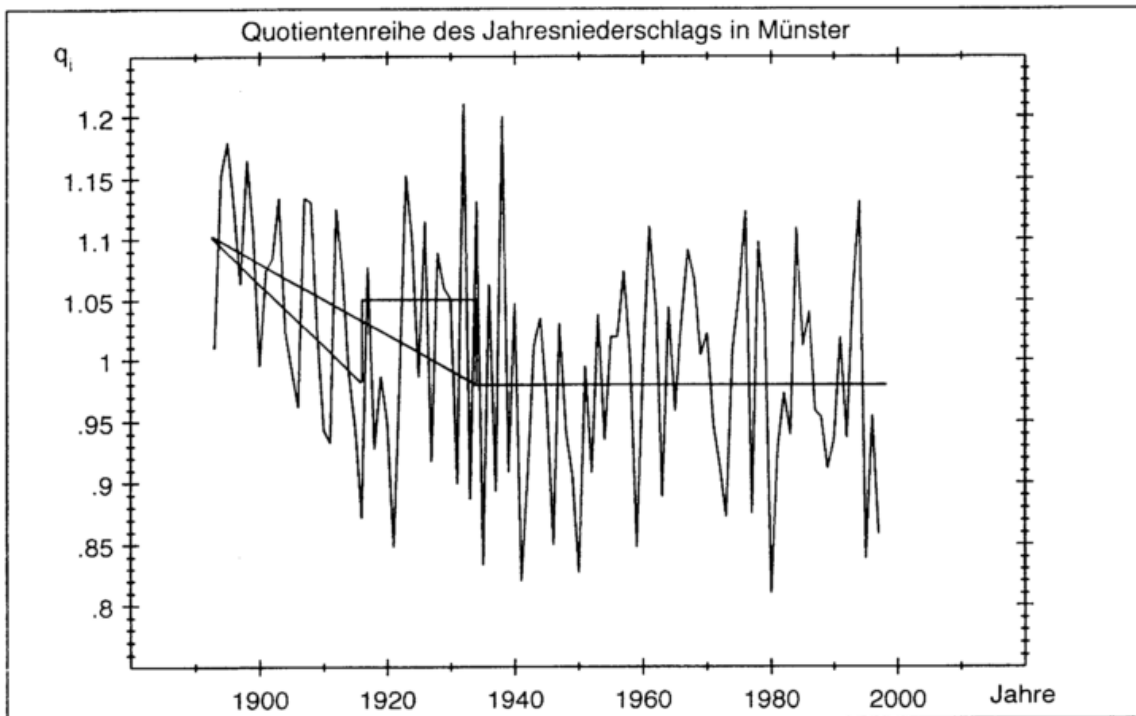


Abbildung 3: Quotientenreihe der Jahressummen der Niederschlagshöhe an der Station Münster und vermuteter Verlauf ihrer Erwartungswerte (zwei alternative Verläufe).

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

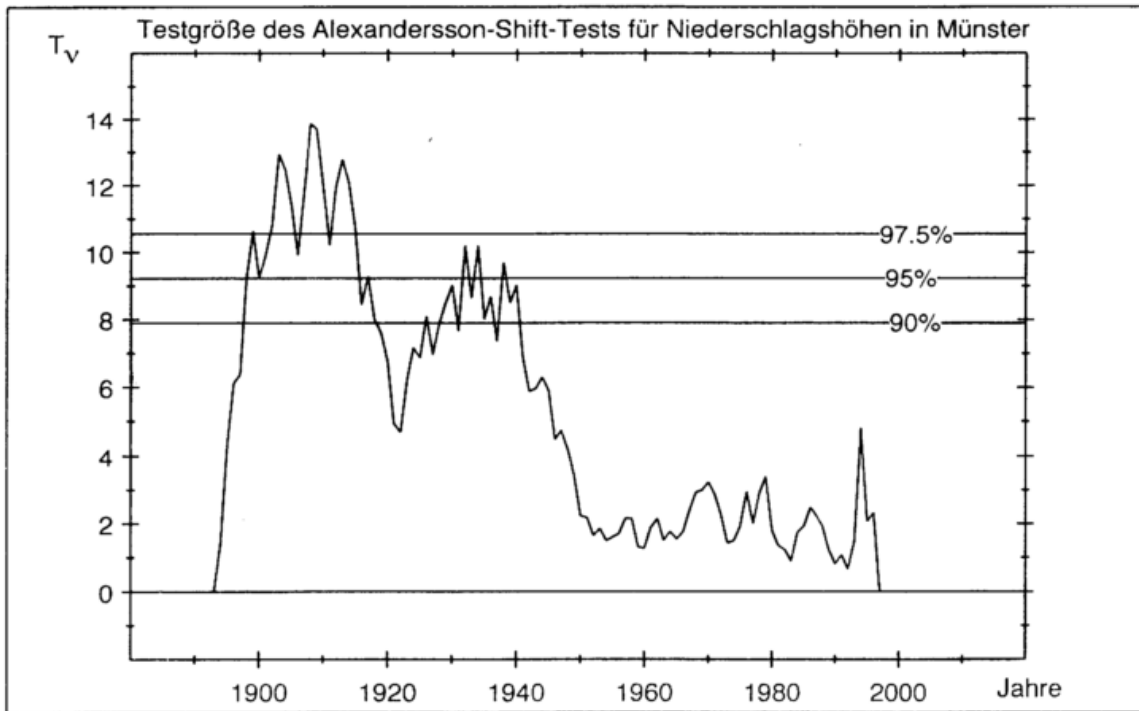


Abbildung 4: 'Testgröße' \hat{T}_v des Alexandersson-Shift-Tests an der Station Münster für Jahressummen der Niederschlagshöhe mit Signifikanzgrenzen.

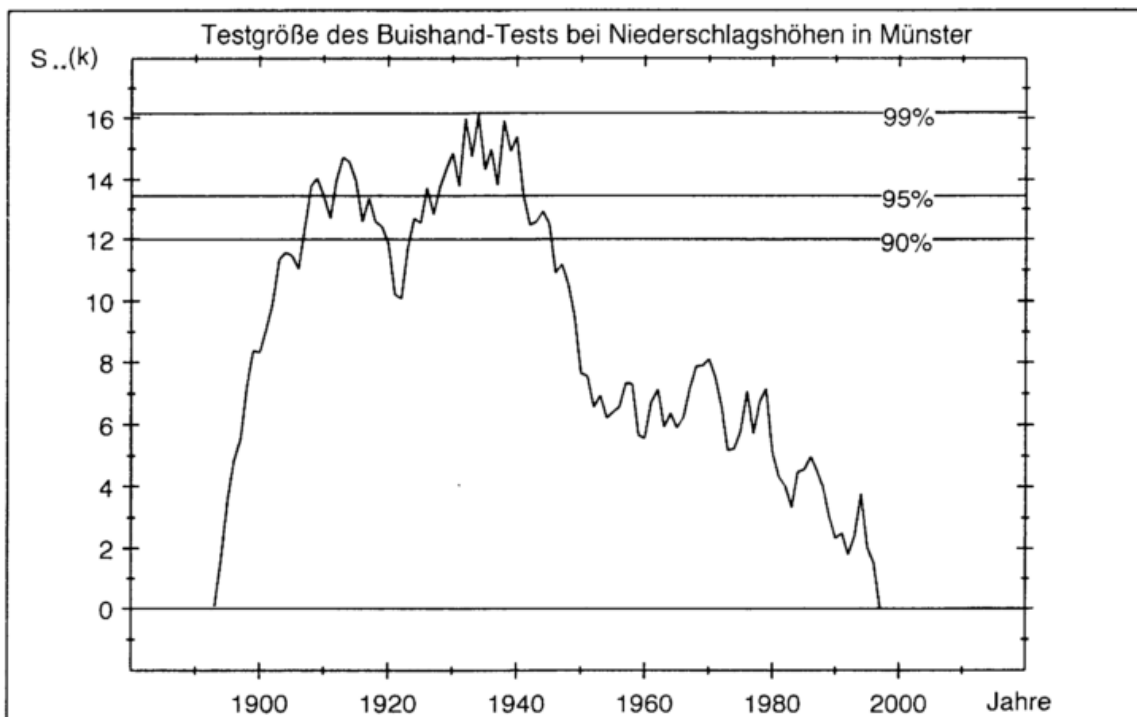


Abbildung 5: 'Testgröße' $\hat{S}_{..}(k)$ des Buishand-Tests an der Station Münster für Jahressummen der Niederschlagshöhe mit Signifikanzgrenzen.

7.2 Ergebnisse der Homogenitätstests im Überblick

Die Tabellen 12 bis 16 zeigen für die verschiedenen meteorologischen Größen die abschließenden Ergebnisse der Homogenitätstests. Die erste Spalte gibt die untersuchte Station an. In der zweiten und dritten Spalte ist das Start- und Endjahr der Inhomogenität angegeben. Beträgt die Differenz nur eins, so handelt es sich um einen Sprung. Die vierte Spalte gibt die Höhe δd des Sprungs an [bei Trends und Differenzen ist das die Differenz der mittleren Niveaus der \hat{d}_i rechts und links vom Trend gemäß (64), bei Quotienten entsprechend umgerechnet nach (65)]. Die nächste Spalte "Trend" wurde nach Gleichung (62) (die rechte Seite wurde dabei noch durch $z(l, n)$ geteilt) berechnet und gibt den Trend an, den die Inhomogenität im Mittel über die gesamte Zeitspanne erzeugen würde (bei linearer Regression). 'Wo' ist die Wichtigkeit der Inhomogenität nach (66) ohne Wertung der relativen Position innerhalb der Reihe ($f(k/n) \equiv 1$) und 'W' ist die Wichtigkeit nach (66) mit Wichtung der Position.

Die Spalte 'Ursache' beschreibt mögliche Ursachen. Diese wurden den Berichten des Deutschen Wetterdienstes (Höschele & Kalb (1988) für Karlsruhe, Cappel & Kalb (1976) für Hamburg und Schäfer (1982) für München), der Arbeit von Richter (1999) und den persönlichen Informationen von Müller-Westermeier (1999) sowie der Arbeit von Herzog & Müller-Westermeier (1998b) entnommen.

Wenn eine mögliche Ursache gefunden werden kann, deren Auftreten mit dem Zeitpunkt der Inhomogenität übereinstimmt, erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, daß es sich um eine echte (künstliche) Inhomogenität handelt, erheblich. Die Ursachenforschung wurde erst nach Abschluß aller Tests und Entscheidungen (Trend oder Sprung usw.) durchgeführt, um eine von Vorurteilen freie, objektive Analyse zu gewährleisten.

Die letzte Spalte bewertet die Inhomogenitäten je nach Wichtigkeit und Signifikanz mit *homogen* für wahrscheinlich homogene Reihen, *x* für leichte Inhomogenitäten, *xx* und *xxx* für mittlere bis schwere (gemessen an den in dieser Arbeit überhaupt aufgetretenen) Inhomogenitäten.

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

Station _i	t _a [Jahr]	t _b [Jahr]	"δd" [mm]	"Trend" [mm/a]	Wo	W	Ursache	Wertung
Potsdam								homogen
Hamburg								homogen
Münster	1893	1934	-91.2	-0.70	1.40	0.89	(Sonnenscheindauer erst ab 1935 gemessen) (*1)	xx
oder	1893	1916	-91.2	-0.48	1.50	0.61		x
	1916	1917	59.7	0.60	1.09	0.77		x
	1934	1935	-55.7	-0.76	1.01	0.97	(Sonnenscheindauer erst ab 1935 gemessen) (*1)	xx
Bamberg								homogen
Karlsruhe								homogen
München								homogen

Tabelle 12: Inhomogenitäten der **Niederschlagshöhe** (Jahressummen).

Beim ersten möglichen Fall (Trend) beträgt $\bar{q}_i^{(1)} \approx 1.1$ und $\bar{q}_i^{(2)} \approx 0.98$. Im alternativen Fall (Trend, Sprung, Sprung) beträgt $\bar{q}_i^{(1)} \approx 1.1$, $\bar{q}_i^{(2)} \approx 0.98$ (Trend), $\bar{q}_i^{(1)} \approx 0.98$, $\bar{q}_i^{(2)} \approx 1.05$ (1. Sprung) und $\bar{q}_i^{(1)} \approx 1.05$, $\bar{q}_i^{(2)} \approx 0.98$ (2. Sprung).

(*1) Für die Niederschlagsbestimmung ist die Sonnenscheindauer zwar nicht wichtig, es ist aber nicht unwahrscheinlich, daß zu diesem Zeitpunkt auch die Meßmethodik für den Niederschlag verändert wurde. Signifikante Sprünge treten in Münster ebenfalls 1934 in der Gras-Sand- und Turc/Ivanov-Verdunstung auf.

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

Station	t_a [Jahr]	t_b [Jahr]	" δd " [mm]	"Trend" [mm/a]	Wo	W	Ursache	Wertung
Potsdam								homogen
Hamburg								homogen
Münster	1934	1935	-40.0	-0.55	1.67	1.60	Sonnescheindauer erst ab 1935 ge- messen	xx
	1942	1943	40.0	0.57	1.67	1.67	Ausfälle am Ende des 2. Weltkrieges	xx (un- sicher)
	1979	1980	-30.0	-0.24	1.25	0.71	?	xx
Bamberg								homogen
Karlsruhe								homogen
München								homogen

Tabelle 13: Inhomogenitäten der **Gras-Sand-Verdunstungshöhe** (Jahressummen).

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

Station	t_a [Jahr]	t_b [Jahr]	" δd " [mm]	"Trend" [mm/a]	Wo	W	Ursache	Wertung
Potsdam	1966	1967	-27.0	-0.32	0.82	0.68	?	x
Hamburg oder	1933	1934	-75.0	-1.02	2.45	2.33	1934 Verlegung	xxx
	1934	1997	118.0	1.1	2.99	2.53	T 1936 inhomogen	xxx
	1933	1934	-40.0	-0.55	1.31	1.26	wie oben	xx
	1967	1968	60.0	0.70	1.96	1.6	T 1965 inhomogen, 1968 Verlegung	xxx
Münster	1947	1948	-25.0	-0.36	0.88	0.88	Ausfälle am Ende des 2. Weltkrieges	xx
	1956	1957	25.0	0.34	0.88	0.84	?	xx
	1984	1985	-35.0	-0.22	1.23	0.53	?	x
Bamberg	1941	1942	80.0	1.14	2.38	2.37	?	xxx
	1954	1955	-60.0	-0.83	1.78	1.72	1959 Verlegung	xx
Karlsruhe	1913	1914	-60.0	-0.55	1.75	1.12	ab 1914 unruhige Periode, e 1914 inhomogen	xx
	1927	1928	50.0	0.63	1.46	1.30	Sonnenscheindauer erst ab 1928 ge- messen, e 1925 inhomogen, (*1)	xx
München	1952	1953	-32.0	-0.45	1.12	1.10	?	xx
	1976	1977	47.0	0.43	1.65	1.05	?	xx

Tabelle 14: Inhomogenitäten der **Gewässer-Verdunstungshöhe** (See, 6m tief) (Jahressummen).

(*1) Ab 1921 fanden mehrere Verlegungen statt; 1929 wurde das Met. Inst. der TH gegründet.

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

Station	t_a [Jahr]	t_b [Jahr]	" δd " [mm]	"Trend" [mm/a]	Wo	W	Ursache	Wertung
Potsdam ₁	1922	1923	25.0	0.29	1.35	1.10	T 1918 inhomogen	xx
	1969	1970	-20.0	-0.22	1.08	0.84	?	xx
Hamburg	1967	1968	16.4	0.19	0.90	0.73	1968 Verlegung, T 1965 inhomogen	x (schwach signifi- kant)
Münster	1933	1934	-23.0	-0.31	1.44	1.37	Sonnenscheindauer erst ab 1935 ge- messen	xx
Bamberg	1934	1935	34.0	0.47	1.79	1.72	Sonnenscheindauer erst ab 1935 ge- messen	xxx
	1954	1955	-23.0	-0.32	1.21	1.17	(1959 Verlegung?)	xx
Karlsruhe	1913	1914	-19.0	-0.77	1.12	0.72	unruhige Periode ab 1914	x
	1937	1938	-13.0	-0.18	0.77	0.75	Verlegung 1936/37	x
	1951	1952	13.0	0.18	0.77	0.75	T 1954 inhomogen	x
	1983	(*1) 1984	15.7	0.10	0.92	0.43	?	x
München	1923	1933	-40	-0.49	2.25	2.03	1922 Verlegung, bis 1926 Korrektur von e und T	xxx
	1935	1936	42	0.58	2.46	2.38	?	xxx
	1951	1952	-19	-0.27	1.12	1.10	1948 Verlegung	xx

Tabelle 15: Inhomogenitäten der **potentiellen Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe** (Jahressummen).

(*1) Eventuell Trend von 1983 bis 1987.

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

Station	t_a [Jahr]	t_b [Jahr]	" δd " [d]	"Trend" [d/a]	Wo	W	Ursache	Wertung
Görlitz (11405)								homogen
Chemnitz (42155)	1969	1970	-5.0	-0.16	0.37	0.36	?	x
Hof- Hohensaas (WST) (43019)								homogen
Potsdam (OBS) (47021)	1977	1994	10.0	0.20	0.50	^(*) 0.35	?	x
Schwerin (WST) (48366)	1964	1991	-6.64	-0.17	0.30	0.29	?	x
Hamburg- Fuhls. (48558)								homogen
Göttingen (WST) (54428)								homogen
Ellwangen/Jagst (71605)	1977	1990	-14.2	-0.33	0.74	0.58	?	x
Weiden/Obpf. (WST) (91134)	1963	1964	8.78	0.24	0.60	0.49	?	x (evtl. auch homo- gen)

Tabelle 16: Inhomogenitäten der **Schneedeckenandauer**.

(*1) Wenn man die Wichtigkeit W derselben Inhomogenität auf die lange Reihe (1901 bis 1995) und nicht auf die kurze Reihe (1951 bis 1995) bezieht, ergibt sich $W=0.33$. Nur für die kurze Reihe existiert fortlaufendes Datenmaterial von Referenzstationen.

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

Für die verbleibenden Stationen und die weiteren geprüften meteorologischen Größen werden im folgenden nur noch besonders erwähnenswerte Testergebnisse angegeben, sofern diese nicht in den Tabellen dargestellt sind:

Der **Niederschlag in Potsdam** wurde von VKS, VCHI und Vno2 zu 95%, 97% und 99% als nicht normal getestet. Die Untersuchungen wurden dennoch zuerst mit den nicht veränderten Daten durchgeführt. Es wurden keine besonderen Signifikanzen festgestellt. Danach wurde eine Logarithmustransformation durchgeführt. Die neuen Daten konnten nun nicht mehr als 'signifikant nicht normal' getestet werden. Die erneut mit diesen transformierten Daten durchgeführten Tests ergaben aber dasselbe Ergebnis wie mit den untransformierten.

Es zeigte sich auch in allen anderen 'nichtnormalen' Fällen, daß die Nichtnormalität die Ergebnisse nicht wesentlich beeinflußt. Die benutzten Test, z. B. auch RAS, RAT und RBuis, die Normalität voraussetzen, scheinen relativ robust zu sein.

Der Einfluß der relativ hohen Autokorrelation (0.15 für Lag=2) auf die Testergebnisse [diese lag jedoch im 90%-Zufallsbereich (bei Gültigkeit der 'H0: Die Autokorrelation ist null')] wurde untersucht, indem nur jeder zweite \hat{q}_i -Wert benutzt wurde. Die Autokorrelation (nun zum Lag=1) wurde aber sogar noch höher. Eine weitere Datenreduktion durch Auslassen weiterer Zwischenzeiten schien nicht sinnvoll, da dann die Teststärke zu stark absinken würde. Danach wurde versucht, zuerst Zeitpunkte in den \hat{x}_i und \hat{y}_i auszulassen und dann die \hat{q}_i neu zu berechnen. Dies verbesserte jedoch die Autokorrelation auch nicht. Die Ergebnisse blieben aber sehr ähnlich. Nur die Testgrößen U und A des Buishand-Tests waren nicht mehr, wie im Fall, bei dem alle Daten benutzt wurden, zu 90% signifikant, sondern wiesen kleinere Werte auf. (Potsdam wurde zuerst mit allen anderen fünf Stationen, dann mit Hamburg und Bamberg und zuletzt nur mit Hamburg verglichen).

Bei den Tests der **Niederschlagshöhe der Station Hamburg** (und Vergleich mit allen anderen) wurden der Buishand-Test 1959 zu 90% signifikant, beim Vergleich mit Potsdam und Münster wurden auch der RAS und RAT bei 1909 bzw. 1907...1912 zu 97.5% bzw. 90% signifikant, die Signifikanz des RBuis stieg auf 95%. Wurde allein mit Münster verglichen, so wurden die Signifikanzsicherheiten noch höher. Wurde dagegen Hamburg nur mit Potsdam verglichen, so wurde nur noch der RBuis zu knapp 90%, und nun 1971, signifikant. Daher wurde gefolgert, daß die Inhomogenitäten der Station Hamburg auf die Inhomogenitäten der Station Münster zurückgeführt werden müssen. Hamburg scheint also trotz obiger Testergebnisse insgesamt ziemlich homogen zu sein.

Die **Niederschlagshöhe der Station Bamberg** bzw. die Quotientenreihe zeigt 1972 eine signifikant zu hohe Varianz (gleitende Varianzen aus je 13 Jahren berechnet mit Rsch), d.h. die absolute Varianzhomogenität der \hat{q}_i , welche Voraussetzung fast aller Tests ist, wird kurzzeitig verletzt. Die anderen Tests zeigen aber keine Auffälligkeiten. Nur RWsum (bei zwei gesuchten Bruchpunkten und t-Test auf Änderung des Regressionskoeffizienten) ergibt, ebenfalls 1972, eine 95.2%-ige Signifikanz für den zweiten Bruchpunkt (der erste liegt bei 1909 und ist nur zu 34.6% signifikant). Es ergaben sich aber keine weiteren Hinweise auf eine wahre Inhomo-

genität zu diesem Zeitpunkt.

Die **Niederschlagshöhe in Karlsruhe und München** verhält sich vorbildlich homogen. In München ist er zwar signifikant nicht normalverteilt, nach der Transformation $q_i^{neu} = \ln(q_i^{alt})$ ergeben alle Tests (nun auch VKS, VCHI und Vno2) aber wieder keine signifikanten Ergebnisse.

Bei der **Gras-Sandverdunstungshöhe von Hamburg** zeigen sich beim Vergleich mit Potsdam und Münster Signifikanzen zum Zeitpunkt 1971. Diese Inhomogenität wurde aber der Station Münster angelastet, da Hamburg mit Potsdam verglichen völlig homogen erscheint.

Die **Gras-Sandverdunstungshöhe von Münster** weist wieder ähnliche Inhomogenitäten wie der Niederschlag auf. Die vom Autor am stärksten gewichteten Tests (RAS, RAT, RBuis) zeigen zwar nur Signifikanzen $> 90\%$ zur Zeit 1934 und 1979, aber diesmal ergibt auch RWsum einen sehr signifikanten Bruchpunkt (97% beim F-Test bei zwei gesuchten Bruchpunkten im Jahr 1979). Der in der Tabelle angegebene Sprung um 1942 wurde rein subjektiv aus der graphischen Darstellung der \hat{d}_i geschlossen und ist daher unsicher. Er kann allerdings bei der Bearbeitung von Teilreihen auch als signifikant geprüft werden. Dies ist allerdings ein unzulässiges Vorgehen (vgl. das Kapitel 4.2).

Die **Gras-Sandverdunstungshöhe von Bamberg** war bei VCHI zu 97% signifikant nicht normal, Vno2 und VKS dagegen waren weniger als 90% signifikant. Dies liegt daran, daß der χ^2 -Test die Randwerte stärker berücksichtigt als die beiden anderen Tests. Die Transformation $\ln(d_i + 200)$ überführte die linkssteile, flachgipfelige Verteilung (viele Extremwerte) in eine approximativ normale Verteilung. Tests vor und nach der Transformation erbrachten aber keine Auffälligkeiten.

Bei der **Gras-Sandverdunstungshöhe von Karlsruhe** erbrachte der VWM mit 96.7%-iger Sicherheit zu wenig Vorzeichenwechsel. Die anderen Tests auf Unabhängigkeit ergaben aber keine Hinweise, daß die Reihe der \hat{d}_i abhängig oder nicht zufällig ist.

Die **Gras-Sandverdunstungshöhe von München** zeigte in den aus je 13 Jahren gebildeten Varianzen der \hat{d}_i zu niedrige Varianzen ($> 95\%$ Signifikanz bei Rsch) um das Jahr 1901 herum. Ansonsten wurden keine weiteren Auffälligkeiten festgestellt.

Bei der **Gewässer-Verdunstungshöhe in Potsdam** waren die \hat{d}_i , auch über größere Verschiebungen (Lags), relativ stark korreliert (ca. 0.2)(bei VAuf). Diese Abhängigkeit wurde auch bei allen anderen Stationen beobachtet. Die scheinbare hohe Autokorrelation kann hier aber vielleicht dadurch erklärt werden, daß alle Reihen mehr oder weniger starke Inhomogenitäten aufweisen, welche den Schätzwert des Autokorrelationskoeffizienten erhöhen. Es wurde daher verstärkt auf den Wert bzw. die Ergebnisse des alternativen Autokorrelationskoeffizienten Vrho1 und des Phasenhäufigkeitstests VWM geachtet, die in dieser Beziehung robuster sind.

Falls diese ebenfalls auf hohe Korrelation hinwiesen, wurden die mit allen Werten durchgeführten Tests mit den Daten wiederholt, nachdem jeder zweite Wert in den originalen Daten ausgelassen wurde (die Referenzreihe und Differenzenreihe

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

wurde dann jedesmal neu berechnet). Denn gerade bei der Gewässerverdunstung ist ein merkliches 'Gedächtnis' bzw. eine spürbare Korrelation sogar bei Jahreswerten nicht auszuschließen.

Da VKS bei Potsdam auf nicht normale Werte hindeutete ($> 95\%$), wurden auch die transformierten Differenzen $\sqrt{\hat{d}_i + 300}$ getestet. Die Ergebnisse unterschieden sich nicht merklich von denen bei den untransformierten Werten.

Der Fall Potsdam erwies sich als überaus kompliziert. Es zeigte sich nämlich, daß ausgerechnet die am besten mit Potsdam korrelierten Stationen Hamburg und Münster die besonders starke Autokorrelation der \hat{d}_i bewirken. Wurde Potsdam nur mit diesen beiden Stationen verglichen, so wurde VAut zu 99.999% signifikant und sogar Vrho1 lieferte $\rho_{1M} = 0.32$. Mehrere der entdeckten Inhomogenitäten mußten auch der Station München zugeschrieben werden.

Bei der **Gewässer-Verdunstungshöhe in Hamburg** wurde zusätzlich zu den normalen Tests auch die Reihe, die nur aus jedem zweiten Wert bestand, getestet, da VAut und sogar VWM Signifikanzen von 99.998% und 96.7% ergaben. Rsch ergab 1973 zu niedrige (aus je 13 Jahreswerten gebildete) Varianzen der \hat{d}_i . RWsum machte sich hier bei der Aufdeckung der Inhomogenität 1933/34 besonders verdient.

Nach der Reduzierung der Werte wegen der starken Autokorrelation (nur jeder zweite Wert wurde benutzt) bei der **Gewässer-Verdunstungshöhe in Münster** waren die entdeckten Inhomogenitäten nicht mehr signifikant. Wahrscheinlich ist die verringerte Datenanzahl und die dadurch gesunkene Testschärfe hierfür verantwortlich. Da der VWM ohne Reduktion der Daten nur niedrige Signifikanzlevel (54% bis 77%) zeigte, wurden die Ergebnisse mit den unreduzierten Datensätzen als korrekt gewertet.

Bamberg und München zeigten im Powerspektrum der \hat{d}_i der **Gewässer-Verdunstungshöhe** ausgeprägte Maxima bei Perioden von etwa 50 Jahren. Der Schnelltest Rsch meldete 1951 signifikant zu hohe Gaußgefilterte d_i ($> 95\%$) an der Station Bamberg im Zeitraum um 1950. Die \hat{d}_i an der Station Bamberg und die tiefpaßgefilterten Werte sind in Abbildung 6 dargestellt. Zur Bildung der Differenzreihe wurden hier alle anderen 5 Stationen benutzt.

Die Abbildung 7 zeigt das zugehörige Powerspektrum $\hat{P}(\nu)$ der \hat{d}_i , welches hier gleitend über jeweils 11 benachbarte Frequenzen des ungemittelten Periodogramms (als gepunktete Linie dargestellt) gemittelt wurde.

Dargestellt ist auch das Spektrum des weißen Rauschens mit gleicher Varianz und einseitige Signifikanzgrenzen [bezogen auf alle aus den 105 \hat{d}_i berechneten 52 gemittelten $\hat{P}(\nu)$]. Werden diese von $\hat{P}(\nu)$ überschritten, so bedeutet das, daß das berechnete Spektrum signifikant vom weißen Rauschen abweicht. Man erkennt deutlich, daß das Spektrum bei etwa $T = 50a$ signifikant vom weißen Rauschen abweicht. Dieses Verhalten kann aber allein durch die in der Tabelle 14 angegebenen vermuteten Inhomogenitäten erklärt werden.

Die Normierung von $P(\nu)$ ist hier so gewählt, daß das Integral über ν gerade eins

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

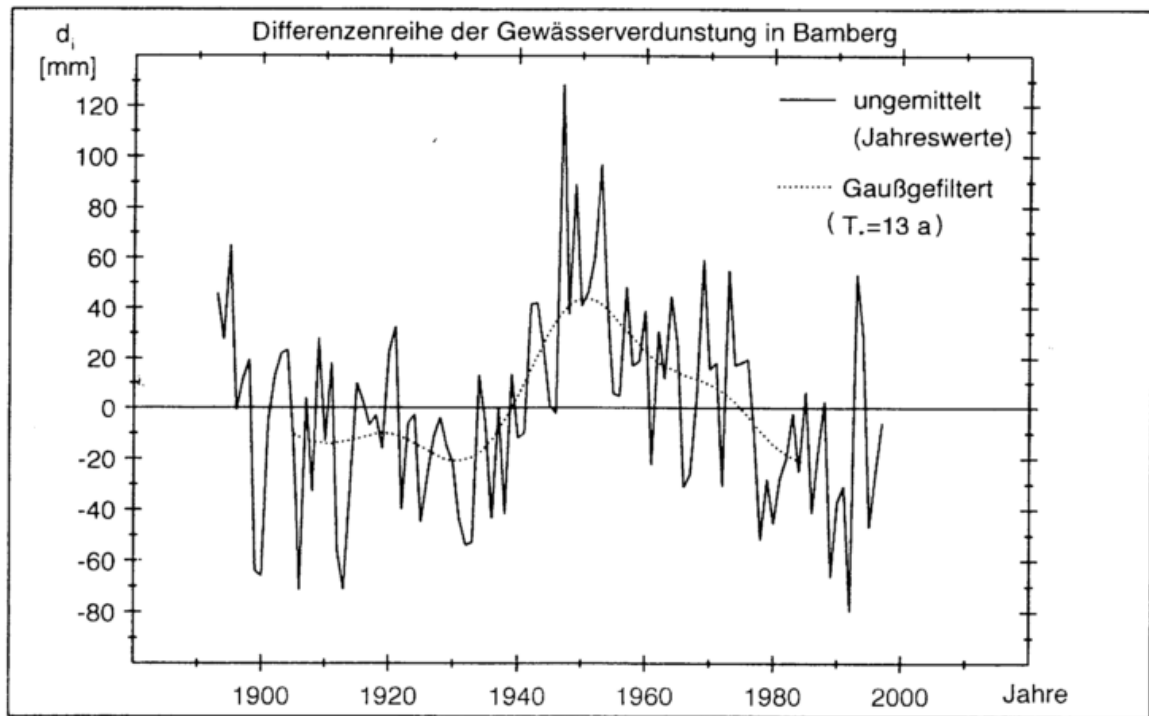


Abbildung 6: Differenzenreihe der Gewässerverdunstung (Jahressummen) an der Station Bamberg, ungemittelt und tiefpaßgefiltert (Gaußfilter mit Grenzperiode $T_* = 13$ a).

ergibt, d.h. es werden relative Varianzanteile pro Frequenzintervall dargestellt. Die beiden Abszissen stellen die Frequenz ν und Periode T in Einheiten '1/Jahr $\equiv 1/a$ ' bzw. 'Jahr $\equiv a$ ' dar. Die senkrechten Striche geben Aufschluß über die benutzte 'Bandbreite' des Mittelungsintervalls. Sie stellen den jeweiligen Mittelpunkt der Mittelungsintervalle dar, wenn diese nicht gleitend, sondern disjunkt gewählt worden wären. Eine genaue Beschreibung der Berechnungsmethode des Spektrums und der Signifikanzgrenzen findet man in Kapitel 5.4.4 und 5.5.7.

Abbildung 8 zeigt die zugehörige Autokorrelationsfunktion der \hat{d}_i . Könnte die scheinbare Abhängigkeit der \hat{d}_i nicht durch die Inhomogenität selber erklärt werden, so müßte man die Anzahl der Daten bei den Homogenitätstests ungefähr halbieren (die approximierte Bartel-Zahl beträgt ≈ 2), falls man das Konzept einer *effektiven Datenanzahl* bzw. das der Bartel'schen Zahl benutzen möchte [vgl. die Diskussion hinter Gleichung (32)].

Das *modifizierte Wertesummenlinienverfahren* RWsum liefert in Bamberg (Referenzstationen sind dabei alle anderen Stationen außer München) extrem hohe Signifikanzen für 1930 und 1953 (99.9996% und 99.99999% beim t-Test der Regressionskoeffizienten und bei zwei gesuchten Bruchpunkten) und 1941 (99.9999% beim F-Test und bei einem gesuchten Bruchpunkt). Das Ergebnis dieses Tests bei zwei gesuchten Bruchpunkten ist in Abbildung 9 verdeutlicht (eine genaue

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

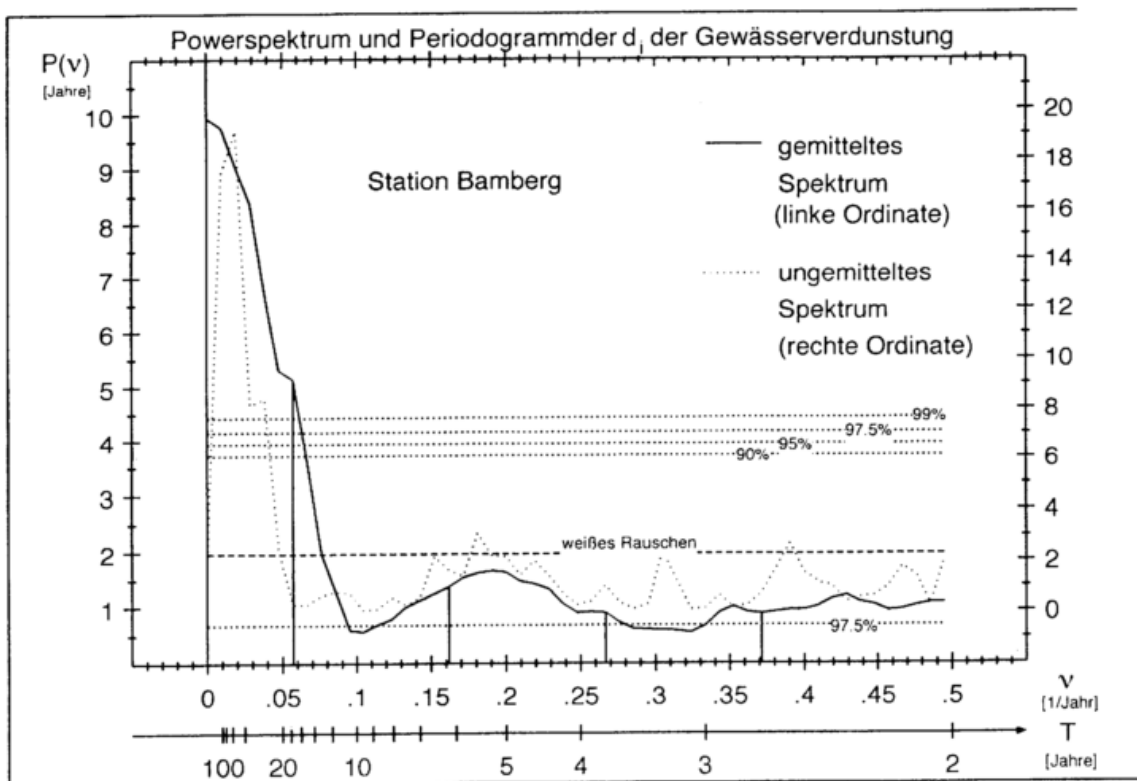


Abbildung 7: Powerspektrum (gleitendes Mittel über 11 benachbarte Frequenzen des Periodogramms) und ungemitteltes Periodogramm der Differenzenreihe der Gewässerverdunstung an der Station Bamberg mit Signifikanzgrenzen bzgl. des weißen Rauschens.

Erklärung dieses Tests findet man in Kapitel 5.5.6). Auch die drei berechneten Regressionsgeraden sind dort eingezeichnet.

Bei der **Gewässer-Verdunstungshöhe in Karlsruhe** müssen wieder die Inhomogenitäten von München und Bamberg beachtet werden, indem man nur diejenigen Inhomogenitäten in Betracht zieht, die ohne diese beiden Stationen entdeckt werden. Das Powerspektrum der \hat{d}_i (mit allen Stationen gebildet) ist signifikant kein weißes Rauschen bei Perioden $T = 25 \dots 30a$. Man kann dieses Spektrum auch als rotes Rauschen mit signifikanten Peaks bei $T = 2 \dots 3a$ betrachten. Ohne München und Bamberg kann die 'H0: Das Spektrum ist weißes Rauschen' nicht verworfen werden und ρ_{1M} sinkt von 0.1122 (mit allen Stationen) auf -0.018 . Der Schätzwert des normalen Autokorrelationskoeffizienten zum Lag=1 beträgt 0.41 bei Benutzung aller Stationen und nur noch 0.26 ohne München und Bamberg.

Das Powerspektrum der d_i bei der **Gewässer-Verdunstungshöhe in München** ist wieder signifikant kein weißes Rauschen (bei über 11 benachbarte Frequenzen gleitend gemitteltem Spektrum), wenn man alle Stationen benutzt. Jedoch ist VWM nur zu 21% signifikant, und es ist $\rho_{1M} = 0.13$, und ohne Karlsruhe gilt sogar $\rho_{1M} = 0.09$, so daß die hohe Korrelation als nur 'scheinbare' eingestuft wurde.

Bei der **Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe** werden allgemein wieder relativ hohe

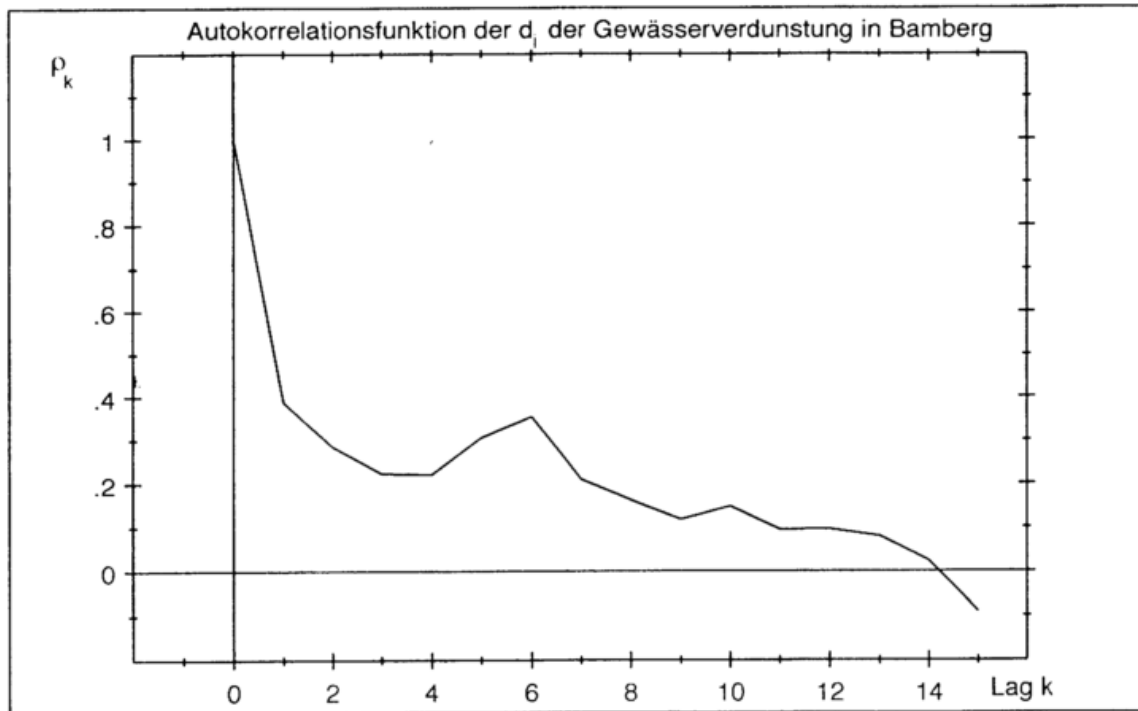


Abbildung 8: Autokorrelationsfunktion der Differenzenreihe \hat{d}_i der Gewässerverdunstung in Bamberg.

Schätzwerte der Autokorrelationskoeffizienten der \hat{d}_i berechnet. Die Tests VWM und Vrho1 relativieren aber diese scheinbare Abhängigkeit durch entsprechend niedrige Signifikanz- bzw. Korrelationswerte.

Bei **Hamburg** wiesen allerdings alle Kriterien auf hohe Autokorrelation hin und nach Auslassen jedes zweiten Werts war nur noch Buishand's U zu etwas mehr als 90% signifikant. Die gefundene Inhomogenität ist also relativ unsicher und glücklicherweise auch nicht sehr 'wichtig'.

Der *modifizierte Schnelltest* (Kapitel 5.5.4) ergibt in **Münster** im Jahr 1918 signifikant zu hohe tiefpaßgefilterte \hat{d}_i und um 1949 herum zu niedrige Werte. Die gleitend gemittelte Varianz der \hat{d}_i ist 1969 knapp signifikant zu klein (absolute Inhomogenität der σ_d). Dieses Verhalten ist in den Abbildungen 10 und 11 dargestellt.

Die Analyse der Ergebnisse der anderen Tests legte aber nahe, nur einen einzigen Sprung im Jahr 1933 als Inhomogenität anzunehmen (Tabelle 15).

Das Powerspektrum der \hat{d}_i in **Bamberg** weist einen auffälligen Peak bei $T = 100$ a, der allerdings erst signifikant bzgl. des weißen Rauschens wird, wenn man als Referenzstation nur Karlsruhe und München benutzt.

Karlsruhe und **München** zeigten relativ niedrige Autokorrelation. Die \hat{d}_i von **München** zeigten sich als 'signifikant nicht normal' (beim Vergleich mit den Referenzstationen Bamberg und Karlsruhe war z. B. VCHI zu $> 99.5\%$ signifikant). Die Transformation $(\hat{d}_i + 100)^2$ beseitigte diesen Mißstand, führte aber zu keinen we-

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

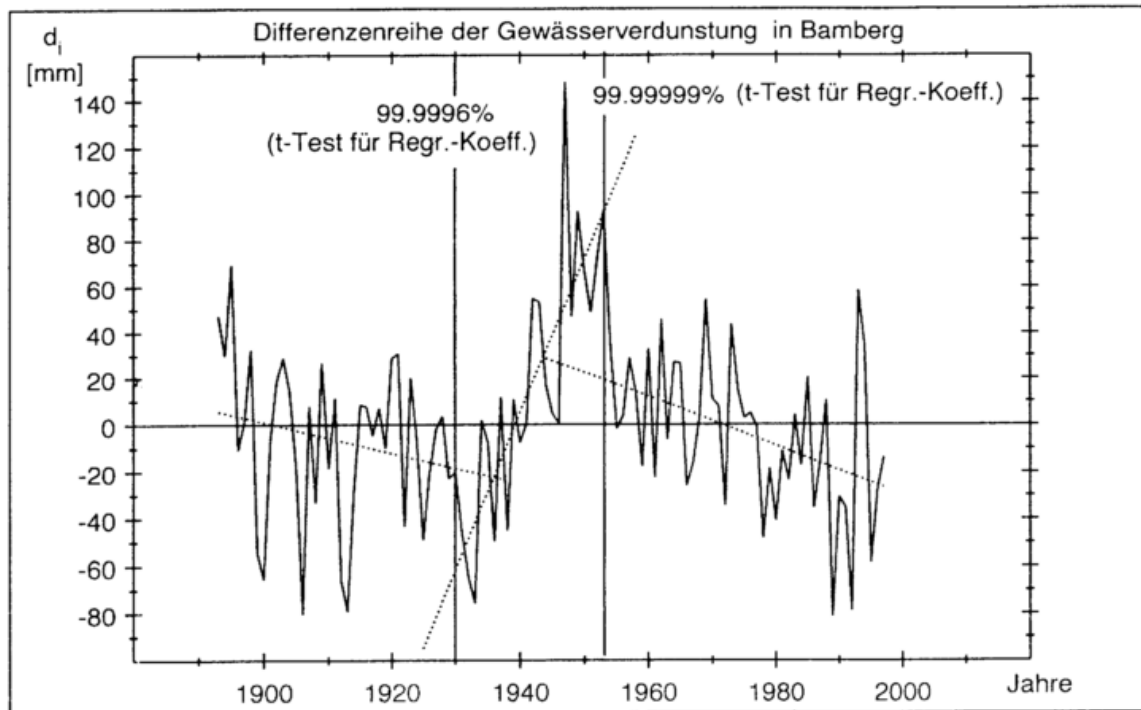


Abbildung 9: Anwendung des modifizierten Wertesummenlinienverfahrens auf die Differenzenreihe der Gewässerverdunstung der Station Bamberg.

sentlichen Änderungen der Ergebnisse. Die absolute Homogenität der gleitenden, aus 13 \hat{d}_i -Werten gebildeten Varianzen wurde vorübergehend zu 95% Signifikanz um 1916 herum verletzt (zu kleine Werte).

Obwohl die **Schneedeckendauer** immer größer oder gleich null sein muß, wurden für die relativen Homogenitätstests keine Quotienten, sondern wie für die Verdunstungsgrößen Differenzen \hat{d}_i benutzt. Versuchweise gebildete Quotientenreihen waren hochgradig nicht normalverteilt. Dagegen hatten die Differenzen eine angenähert normale Verteilung. Bei etwaigen Korrekturen muß aber darauf geachtet werden, daß bei Benutzung von Differenzen Werte, die exakt null waren, bei der Korrektur nicht exakt null bleiben (im Fall der Schneedeckendauer sollten die Werte aber null bleiben).

Die bei jeder zu untersuchenden Station benutzten Referenzstationen sind in Tabelle 17 mit den drei letzten Ziffern der Niederschlagskennzahlen angegeben. Wie bei den vorhergehenden Untersuchungen wurden zuerst alle Referenzstationen zur Bildung der Referenzreihe benutzt. Dann wurde die Anzahl der benutzten Stationen sukzessive reduziert, wobei die 'am schlechtesten mit der untersuchten Station korrelierten' Stationen nicht mehr zur Bildung der Referenzreihe herangezogen wurden.

Die vermuteten Inhomogenitäten für die Schneedeckendauer sind in Tabelle

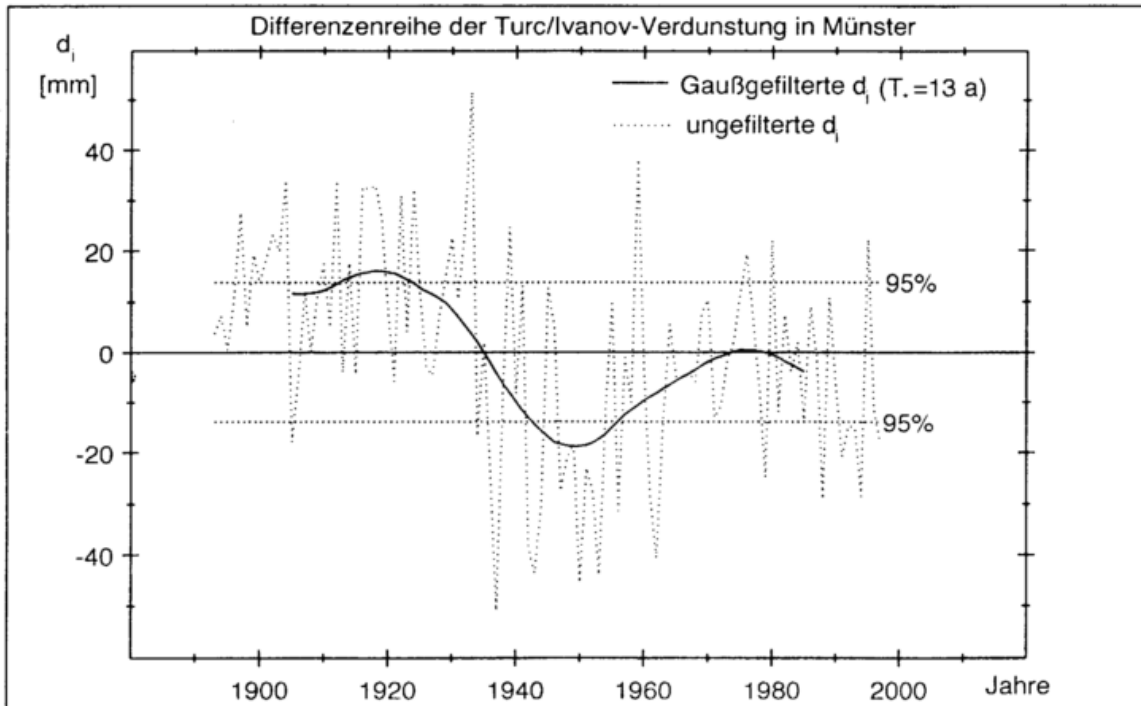


Abbildung 10: Differenzenreihe der Turc/Ivanov-Verdunstung in Münster mit Signifikanzgrenzen des *modifizierten Schnelltests*.

16 (S.68) gelistet.

Görlitz (11405) zeigt bei RAS, RAT und RBuis schwach signifikante Ergebnisse mit statistischer Sicherheit $> 90\%$. Wie sich aber später herausstellte, liegt dies an Inhomogenitäten der Referenzstation Oppach (46203).

Beim Testen von **Chemnitz** (42155) gegenüber allen anderen Stationen zeigt zunächst nur der F-Test von RWsum 99%-tige Signifikanz im Jahr 1969. Die beim Test benutzten 45 Differenzenwerte \hat{d}_i und die beiden beim *modifizierten Wertesummenlinienverfahren* berechneten Regressionsgeraden (bei nur einem gesuchten 'Bruchpunkt') sind in Abbildung 12 dargestellt. Als gepunktete Kurve (mit zugehörigen Werten auf der rechten Ordinate) ist auch die Wurzel aus der gesamten Restvarianz (in Tagen) als Funktion des gewählten 'Bruchpunkts' aufgetragen. Der in der Abbildung gewählte Bruchpunkt entspricht dem Minimum dieser Kurve. Die Abbildung 13 zeigt das Ergebnis des gleichen Tests, wenn zwei Bruchpunkte gesucht werden. Der erste gefundene Wert entspricht dem bereits eben besprochenen (mit Ausnahme einer kleinen Verschiebung von 1969 zum Jahr 1970 hin), der zweite Punkt bei 1989 ist nicht signifikant. Eine genaue Erklärung des Verfahrens findet man in Kapitel 5.5.6.

Werden alle gegebenen Referenzstationen ohne Station Schönbrunn (42339) benutzt oder nur die Referenzstationen Burkhardttsdorf (42130) und Hohnsdorf (42084) verwendet, so werden auch RAS, RAT und RBuis signifikant (ca. 99% im

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

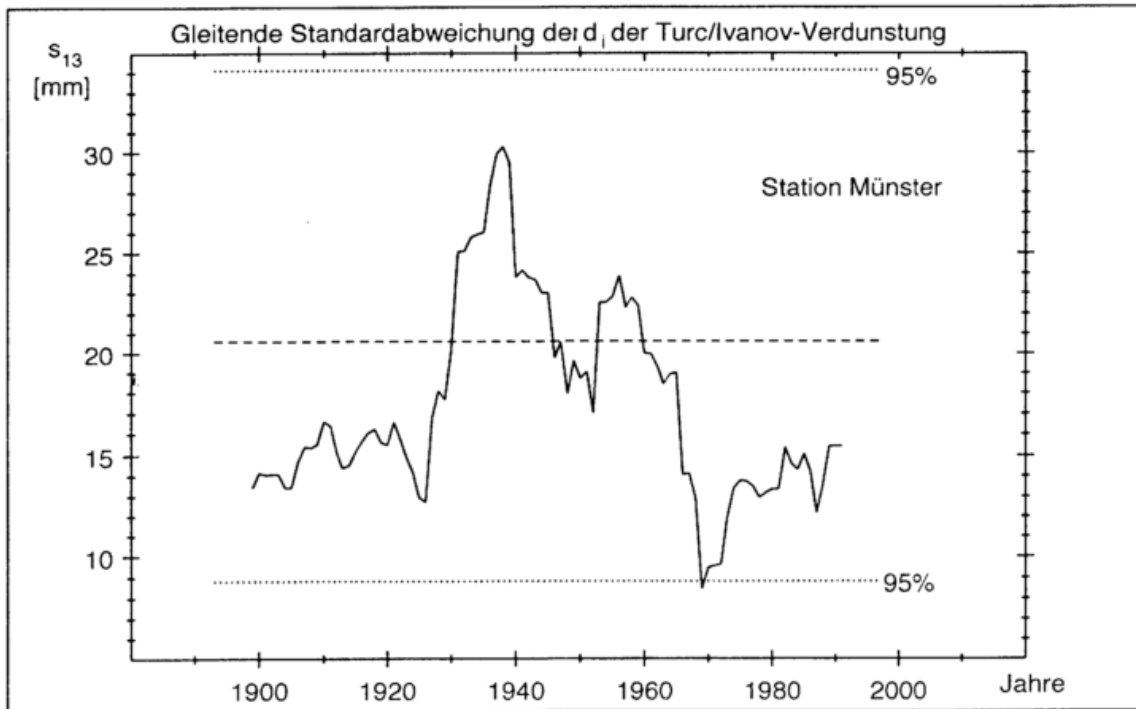


Abbildung 11: Gleitende Standardabweichung (aus je 13 Jahreswerten berechnet) der Differenzenwerte der Turc/Ivanov-Verdunstung in Münster mit Signifikanzgrenzen des *modifizierten Schnelltests*.

ersten Fall und 95% im zweiten Fall).

Schwerin (48366) wird von VKS und Vno2 als nicht normalverteilt eingestuft. Die Transformation $(\hat{d}_i + 10)^{1/2}$, welche approximative Normalverteilung bewirkt, verändert aber die Ergebnisse nicht.

Hamburg-Fuhlsbüttel (48558) soll hier erwähnt werden, auch wenn es keine negativen Besonderheiten aufweist. Die Werte an dieser Station verhalten sich vorbildlich. Die Normalität und Autokorrelation wird von keinem Test beanstandet und die Homogenitätstests geben auch keinen Anlaß zur Vermutung einer Inhomogenität. Hamburg ist also mit großer Sicherheit homogen!

Göttingen (54428) wird von allen Anpassungstest zu 99% als nicht normalverteilt ausgewiesen. Die Verteilung ist signifikant rechtssteil. Die Transformation $(\hat{d}_i + 30)^2$ vermindert die Schiefe auf -0.479 , was betragsmäßig nur etwas mehr als die einfache Standardabweichung des Schätzwertes der Schiefe bei normalverteilten Größen ist. Die Anpassungstests sind nun bei einem Signifikanzniveau von 90% nicht mehr signifikant. Die Reihe wird aber auch nach der Transformation als homogen eingestuft.

Die hohe Autokorrelation zum Lag=1 von 0.35 bei **Ellwangen/Jagst** (71605) konnte allein auf den entdeckten Trend (siehe Tabelle 16) zurückgeführt werden. Nach Trendkorrektur ergaben sich nicht signifikante Autokorrelationskoeffizienten.

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

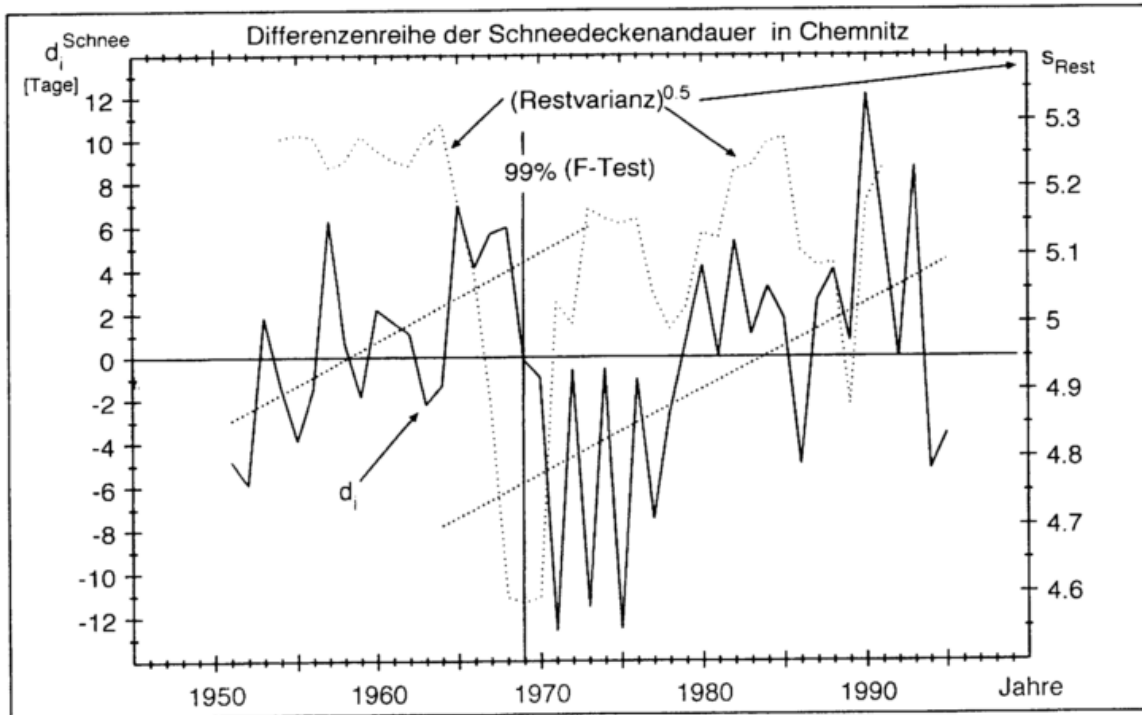


Abbildung 12: Anwendung des *modifizierten Wertesummenlinienverfahrens* auf die Differenzenreihe der Schneedeckenandauer in Chemnitz (ein gesuchter Bruchpunkt).

Aber auch ohne Trendkorrektur konnte man dies dank des Wertes des alternativen Korrelationskoeffizienten $\rho_{1M} = -0.18$ vermuten.

In **Weiden/Obpf.** (91134) waren die \hat{d}_i wieder signifikant nicht normalverteilt. Die Transformation $(\hat{d}_i + 30)^{10.2}$ brachte hier Abhilfe. Leider wiesen auch VAu und VAuf sowie Vrho1 auf hohe Korrelation hin. Das Powerspektrum ergab zu 95%-iger Sicherheit Abweichungen vom weißen Rauschen bei Perioden von $T = 22.5$ a, 15 a und 11.25 a. Der Vergleich mit den beiden gegebenen Referenzstationen Goessweinstein (73404) und Bayreuth (73029) ergab einen signifikanten Sprung bei 95%- bis 97.5%-iger Sicherheit bei ungefähr 1963. Wurde Bayreuth aber bei der Referenzreihenbildung nicht berücksichtigt, so ergaben sich keine Inhomogenitäten. Eventuell ist also Bayreuth und nicht die zu untersuchende Station Weiden/Obpf. inhomogen.

Leider lagen keine Informationen über die Stationsgeschichten vor, so daß mögliche Ursachen der gefundenen Inhomogenitäten nicht in Erfahrung gebracht werden konnten. Bei allen Inhomogenitäten handelt es sich um relativ 'unwichtige' Inhomogenitäten im Sinne der Definition der *Wichtigkeit* von Kapitel 6. Dies liegt an der hohen Korrelation zwischen untersuchter Station und den Referenzstationen, die dazu führt, daß auch kleine Inhomogenitäten erfolgreich aufgedeckt wer-

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

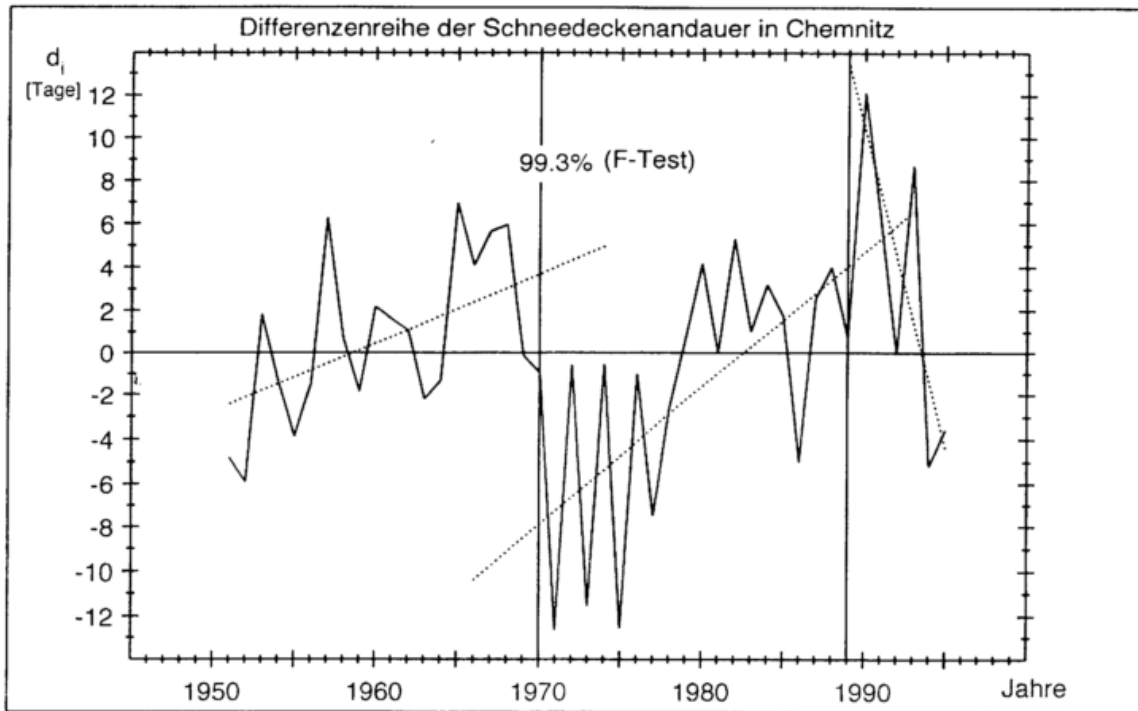


Abbildung 13: Anwendung des *modifizierten Wertesummenlinienverfahrens* auf die Differenzenreihe der Schneedeckenandauer in Chemnitz (zwei gesuchte Bruchpunkte).

den können.

7 ERGEBNISSE DER RELATIVEN TESTS

zu untersuchende Station	Niederschlagskennzahlen der benutzten Referenz- stationen [die 3 letzten Ziffern]
Görlitz (11405)	272 251 203 442
Chemnitz (42155)	054 130 084 339
Hof-Hohensaas (WST) (43019)	018 009 330
Potsdam (OBS) (47021)	340 057 009 145
Schwerin (WST) (48366)	503 510 543 735 130
Hamburg-Fuhls. (48558)	434 653 655 543
Göttingen (WST) (54428)	945 844 250
Ellwangen/Jagst (71605)	205 511
Weiden/Obpf. (WST) (91134)	029 404

Tabelle 17: Referenzstationen, die bei den Homogenitätsuntersuchungen der Schneedeckenandauer benutzt wurden.

8 Warum sind die Turc/Ivanov- und die See-Verdunstungshöhe inhomogener als die Gras-Sand-Verdunstungshöhe?

8.1 Theoretische Begründung

Die Homogenitätsanalyse ergab, daß der Niederschlag $P \equiv E_P$ und die Gras-Sand-Verdunstungshöhe E_{GS} relativ homogen erscheinen. Die Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe E_{Turc} (im folgenden auch als Bezeichnung für die Turc-Verdunstungshöhe alleine gebraucht) und die Gewässer-Verdunstungshöhe E_{See} (auch See-Verdunstungshöhe genannt) weisen viele Inhomogenitäten auf, obwohl sie aus den gleichen Primärgrößen (Lufttemperatur t_L , Dampfdruck e , Globalstrahlung G bzw. Sonnenscheindauer und Niederschlag P berechnet wurden. Eine Inspektion der in den Tabellen 1 bis 4 dargestellten Schiefe dieser Größen zeigt, daß E_{Turc} und E_{See} linkssteile Verteilungen aufweisen, E_{GS} aber eine rechtssteile Verteilung hat. P hat nur eine geringe Schiefe.

Man fragt sich nun, wie diese Tatsachen zu erklären sind. Vergleich der Varianzen der vier Größen legt den Verdacht nahe, daß diese etwas mit der gesuchten Erklärung zu tun haben könnten. Denn die Standardabweichung von P ist fast doppelt so groß wie die der E_γ (γ steht hier stellvertretend für *Turc*, *See* und *GS*). Allerdings ist die Standardabweichung von E_{Turc} mit der von E_{GS} vergleichbar und beide sind wesentlich kleiner als die von E_{See} (siehe Abbildung 1 und Tabellen 1 bis 4).

Da relative Homogenitätstests mit den Differenzenreihen \hat{d}_i zwischen zu untersuchender Station und Referenzstationen durchgeführt wurden, sollte man sogar präziser vermuten, daß die Varianz der Differenzen d_i die entscheidende Rolle spielt. Auch die Sensibilität der benutzten Formeln zur Berechnung der Verdunstungshöhen aus den Primärdaten könnte eine Rolle spielen. Die komplizierte Sachlage wird im folgenden genauer untersucht.

Ein relativer Homogenitätstest wird zur Prüfung einer Reihe, bestehend aus Verdunstungshöhen

$$\hat{E}_{\gamma i} = E_\gamma(\hat{t}_{Li}, \hat{P}_i) \quad (i = 1 \dots n), \quad (71)$$

eingesetzt. Eigentlich müßte man

$$\hat{E}_{\gamma i} = E_\gamma(\hat{t}_{Li}, \hat{G}_i, \hat{e}_i, \hat{P}_i)$$

schreiben, da \hat{E}_γ auch vom Dampfdruck e und der Globalstrahlung G abhängen kann (vgl. dazu die in Richter (1999) angegebenen Formeln zur Berechnung der \hat{E}_γ). Da G aber qualitativ dieselbe Wirkung entfaltet wie die Lufttemperatur t_L und e nur einen geringen Einfluß hat, werden beide der Einfachheit halber für die folgende Herleitung vernachlässigt. Es wird weiterhin angenommen, daß die Beziehung (71) wenigstens qualitativ auch für Jahresmittelwerte bzw. Jahressummen gilt. Dies ist

natürlich nur approximativ der Fall, da die in Richter angegebenen konkreten Beziehungen von (71) für Tages- bzw. Dekadenmittelwerte hergeleitet wurden. Die Mittelung einer nichtlinearen Gleichung ist aber nicht identisch mit derselben Gleichung, in die die Mittelwerte der Argumente eingesetzt wurden, sondern es ergeben sich zusätzlich Korrelationsterme der Schwankungen der Primärgrößen um ihre Mittelwerte.

Hier soll es aber genügen, wenn die linearisierte Form der Gleichung (71) [siehe (75)] die ursprüngliche Funktion qualitativ hinreichend genau approximiert. Dann kann man beliebige Mittelwerte bilden, ohne daß die Form der Funktion verändert wird.

Die Einbeziehung des Niederschlags P in die Gleichung ist ebenfalls nicht trivial und nur approximativ möglich, da dieser eine gewisse Speicherwirkung mit verzögerter Wirkung auf die Verdunstung aufweist.

Die Reihe der Lufttemperatur \hat{t}_{Li} habe nun einen Sprung in den Erwartungswerten um δt_L bei $i = k$ und die Erwartungswerte t_{Li} seien mit Ausnahme dieses Sprungs konstant. Die \hat{P}_i seien aber über den Zeitraum der gesamten Messung homogen. Folgende Modellvorstellung verdeutlicht diese Annahmen noch einmal in mathematischer Schreibweise:

$$\begin{aligned} \hat{t}_{Li} &= t_{Li} + \hat{\epsilon}_{t_{Li}} \\ t_{Li} &= c_1 \text{ für } i = 1 \dots k \text{ und } t_{Li} = c_1 + \delta t_L \text{ für } i = k + 1 \dots n \\ \hat{P}_i &= P_i + \hat{\epsilon}_{P_i} \text{ mit } P_i = \text{const.} \\ t_{Li} &\stackrel{\text{def}}{=} E(\hat{t}_{Li}) \\ P_i &\stackrel{\text{def}}{=} E(\hat{P}_i). \end{aligned} \quad (72)$$

Die $\hat{\epsilon}$ sind hier unabhängige Zufallsvariablen mit Erwartungswert null, die alle (jeweils für P_i bzw. t_{Li}) aus derselben Verteilung stammen sollen. Gefragt ist nun danach, wie sehr die Inhomogenität δt_L auf die \hat{E}_γ 'durchschlägt' bzw. wie gut sie noch in den verrauschten \hat{E}_γ aufgedeckt werden kann. Dazu nehmen wir an, daß sich die *Power des Tests* (die Wahrscheinlichkeit, die 'H0: Die Reihe ist homogen' zu Gunsten der 'H1: Die Reihe ist inhomogen' abzulehnen, wenn die H1 wirklich gilt) wenigstens asymptotisch als monoton steigende Funktion von

$$x_\gamma \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\delta d_\gamma}{\sigma_{d_\gamma}} \sqrt{n} \quad (73)$$

darstellen läßt. σ_{d_γ} ist hier die theoretische Standardabweichung der Differenzen \hat{d}_i [aus den zu untersuchenden Werten $\hat{E}_{\gamma i}$ und den Referenzwerten $\hat{E}_{\gamma Ref, i}$ gebildet, vgl. (76) und (82)], und δd_γ ist der durch δd_L hervorgerufene Sprung in E_γ . Da die Power auch noch vom vorzugebenden α -Fehler und der relativen Position k/n des Sprungs abhängt, soll also gelten:

$$Power_\gamma = f_{Pow} \left(x_\gamma, \frac{k}{n}, \alpha \right). \quad (74)$$

8 WARUM SIND E_{TURC} UND E_{SEE} INHOMOGENER ALS E_{GS} ?

Die genaue Form von f_{Pow} hängt von der speziellen Testgröße und deren Verteilung ab.

Entwicklung von (71) um die Erwartungswerte von \hat{t}_{Li} (also z. B. um c_1 ; siehe (72)) und von \hat{P}_i ergibt

$$\Delta \hat{E}_{\gamma i} = \frac{\partial E_{\gamma}}{\partial \hat{t}_L} \Delta \hat{t}_{Li} + \frac{\partial E_{\gamma}}{\partial \hat{P}} \Delta \hat{P}_i, \quad (75)$$

wobei die Δ 's als Abweichungen von den Erwartungswerten definiert sind:

$$\Delta \hat{E}_{\gamma i} \stackrel{def}{=} \hat{E}_{\gamma i} - E(\hat{E}_{\gamma i}).$$

(Anstelle von $E(\hat{E}_{\gamma i})$ kann man z. B. den Erwartungswert des ersten Wertes der Reihe, also $E(\hat{E}_{\gamma 1})$, benutzen.) Für die Referenzreihe(n) gilt ein analoges Ergebnis. Die [jetzt mit Mittelwerten normierte (vgl. Kapitel 2.3), Gleichung 6)] Differenzreihe kann man dann schreiben als

$$\hat{d}_{\gamma i} \stackrel{def}{=} \hat{d}_{E_{\gamma i}} = \Delta \hat{E}_{\gamma i} - \Delta \hat{E}_{\gamma Ref,i} = a_{\gamma} \hat{d}_{t_{Li}} + h_{\gamma} \hat{d}_{P_i}. \quad (76)$$

(Anstelle der Normierung mit den Mittelwerten kann man die Referenzreihe auch um die gleichen Erwartungswerte entwickeln wie die zu untersuchende Reihe \hat{x}_i .) In (76) wurden folgende Abkürzungen benutzt:

$$\hat{d}_{t_{Li}} \stackrel{def}{=} \Delta \hat{t}_{Li} - \Delta \hat{t}_{LRef,i}, \quad (77)$$

$$\hat{d}_{P_i} \stackrel{def}{=} \Delta \hat{P}_i - \Delta \hat{P}_{Ref,i} \quad (78)$$

und

$$a_{\gamma} = \frac{\partial E_{\gamma}}{\partial \hat{t}_L} \quad \text{und} \quad h_{\gamma} = \frac{\partial E_{\gamma}}{\partial \hat{P}}. \quad (79)$$

Nun soll die Varianz der $\hat{d}_{\gamma i}$ berechnet werden. Aus (76) bis (79) berechnet man

$$\begin{aligned} V(\hat{d}_{\gamma i}) &\stackrel{(76)}{=} a_{\gamma}^2 V(\Delta \hat{t}_{Li} - \Delta \hat{t}_{LRef,i}) + h_{\gamma}^2 V(\Delta \hat{P}_i - \Delta \hat{P}_{Ref,i}) \\ &\quad + 2a_{\gamma} h_{\gamma} C((\Delta \hat{t}_{Li} - \Delta \hat{t}_{LRef,i}), (\Delta \hat{P}_i - \Delta \hat{P}_{Ref,i})), \end{aligned} \quad (80)$$

wobei $C(\dots)$ die Kovarianz bezeichnet. Für eine beliebige Größe \hat{z}_i bzw. für deren Differenzreihe, die analog zu (76) gebildet wird, folgt leicht

$$\begin{aligned} V(\hat{d}_{z_i}) &\stackrel{def}{=} V(\Delta \hat{z}_i - \Delta \hat{z}_{Ref,i}) = E[(\Delta \hat{z}_i - \Delta \hat{z}_{Ref,i})^2] = V(\hat{z}_i) + V(\hat{z}_{Ref,i}) \\ &\quad - 2\sigma_z \sigma_{zRef} \rho(\hat{z}_i, \hat{z}_{Ref,i}) \approx 2\sigma_z^2 (1 - \rho(\hat{z}_i, \hat{z}_{Ref,i})). \end{aligned} \quad (81)$$

Die Approximation im letzten Term nutzt die Annahme aus, daß die Varianzen σ_z und σ_{zRef} ungefähr gleich groß sind. Setzt man nun für \hat{z} in (81) \hat{t}_L und \hat{P} und setzt das Ergebnis in (80) ein, so erhält man abschließend

$$\begin{aligned} \sigma_{\hat{d}_{\gamma}}^2 = V(\hat{d}_{\gamma i}) &\approx 2a_{\gamma}^2 \sigma_{t_L}^2 (1 - \rho(\hat{t}_{Li}, \hat{t}_{LRef,i})) + 2h_{\gamma}^2 \sigma_P^2 (1 - \rho(\hat{P}_i, \hat{P}_{Ref,i})) + \\ &\quad 2a_{\gamma} h_{\gamma} \sigma_{t_L} \sigma_P [2\rho(\hat{t}_{Li}, \hat{P}_i) - \rho(\hat{t}_{Li}, \hat{P}_{Ref,i}) - \rho(\hat{t}_{LRef,i}, \hat{P}_i)]. \end{aligned} \quad (82)$$

Hierbei wurde wieder angenommen, daß $\sigma_P \approx \sigma_{P_{Ref}}$ usw. gilt und daß außerdem $C(\Delta\hat{t}_{Li}, \Delta\hat{P}_i) \approx C(\Delta\hat{t}_{L_{Ref,i}}, \Delta\hat{P}_{Ref,i})$ gilt. Der dritte Term auf der rechten Seite ist i. allg. sehr klein und wird im folgenden vernachlässigt.

Ein Sprung zur 'Zeit' k in den Erwartungswerten von \hat{t}_{Li} (also in den t_{Li} , als Erwartungswerte hier ohne Däch geschrieben) um die Sprunghöhe δt_L (Der Niederschlag sei homogen, also $\delta P = 0$) bewirkt einen Sprung in ΔE_γ von $a_\gamma \delta t_L$ [siehe (75)] und um den gleichen Betrag in d_γ [siehe (76)]. Der Sprung in $d_{t_L} = \Delta t_L - \Delta t_{L_{Ref}}$ ist δt_L .

Nach (74) gilt für die Power des relativen Homogenitätstests, angewandt auf die Größe \hat{E}_γ

$$Power_\gamma = f_{Pow} \left(x_\gamma, \frac{k}{n}, \alpha \right) \quad \text{mit} \quad x_\gamma = \frac{\delta d_\gamma}{\sigma_{d_\gamma}} \sqrt{n}, \quad (83)$$

wobei nun $\delta d_\gamma = a_\gamma \delta t_L$ gilt und σ_{d_γ} nach (82) berechnet wird. Für einen anderen Verdunstungstyp \hat{E}_ζ , der aus denselben Messungen \hat{t}_{Li} und \hat{P}_i berechnet wurde, erhält man das gleiche Ergebnis, nur muß man γ durch ζ ersetzen.

Ist nun x_ζ größer als x_γ , so ist die Power des Tests zur Aufdeckung von Inhomogenitäten in \hat{E}_ζ größer als die Power bzgl. \hat{E}_γ , d.h. man wird häufiger Inhomogenitäten in \hat{E}_ζ als in \hat{E}_γ feststellen. Entscheidend ist also der Quotient

$$Q_{\zeta\gamma} \stackrel{def}{=} \frac{x_\zeta}{x_\gamma} \stackrel{(73)}{=} \frac{\delta d_\zeta \sigma_{d_\gamma}}{\sigma_{d_\zeta} \delta d_\gamma} \stackrel{!}{=} \frac{a_\zeta \sigma_{d_\gamma}}{a_\gamma \sigma_{d_\zeta}}. \quad (84)$$

Ist $Q_{\zeta\gamma} > 1$, so wird \hat{E}_ζ häufiger als inhomogen eingestuft.

Einsetzen von (82) (ohne den letzten Term) in (84) und Beachtung, daß $h_{Turc} = 0$ gilt (vgl. Tabelle 19), ergibt, wenn man noch $(1 - \rho(\hat{t}_{Li}, \hat{t}_{L_{Ref,i}})) \approx (1 - \rho(\hat{P}_i, \hat{P}_{Ref,i}))$ annimmt:

$$Q_{Turc,GS} \approx \frac{a_{Turc}}{a_{GS}} \frac{\left((a_{GS} \sigma_{t_L})^2 + (h_{GS} \sigma_P)^2 \right)^{1/2}}{a_{Turc} \sigma_{t_L}}. \quad (85)$$

$a_\gamma \sigma_{t_L} = (\partial E_\gamma / \partial \hat{t}_L) \sigma_{t_L}$ ist ein Indikator dafür, wie stark Schwankungen in der Lufttemperatur im Mittel zur Standardabweichung von \hat{E}_γ beitragen. Ebenso beschreibt $h_\gamma \sigma_P = (\partial E_\gamma / \partial \hat{P}) \sigma_P$ den Beitrag des Niederschlags zu $V(\hat{E}_\gamma)$.

Nimmt man an, daß $h_{GS} \sigma_P \geq a_{GS} \sigma_{t_L}$ ist, so folgt aus (85), daß

$$Q_{Turc,GS} > \sqrt{2} \quad (86)$$

gilt. Außer der letzten, eben gemachten Annahme brauchten für die Aussage (86) keine weiteren Parameterwerte geschätzt zu werden. Die Power eines relativen Homogenitätstests bzgl. der Turc-Verdunstung ist also wesentlich größer als die bzgl. der Gras-Sand-Verdunstung. Für eine genauere quantitative Spezifikation benötigt man leider die genaue Verteilungsfunktion der benutzten Testgröße, um f_{Pow} in (74) zu bestimmen.

Alternativ kann man auch die aus Daten berechneten Varianzen und Korrelationen der Verdunstungshöhen direkt benutzen. Dann muß man allerdings konkrete

8 WARUM SIND E_{TURC} UND E_{SEE} INHOMOGENER ALS E_{GS} ?

Werte für die a_γ kennen. Diese wurden aus den Formeln, die in Richter (1999) angegeben sind, berechnet (siehe Tabelle 19). Die a_{GS} für \hat{E}_{GS} mußten allerdings grob geschätzt werden, da die Berechnung der Gras-Sand-Verdunstung auf Grund der Einbeziehung des Niederschlags komplizierter ist (siehe die Kommentare zu Tabelle 19 und 21 auf S.87 und S.89). Aus (81) mit $z = E_\gamma$ folgt sofort

$$\sigma_{d_\gamma}^2 \stackrel{def}{=} V(\hat{d}_\gamma) \approx 2\sigma_{E_\gamma}^2 \left(1 - \rho(\hat{E}_{\gamma i}, \hat{E}_{\gamma Ref,i})\right). \quad (87)$$

Gleichung (87) in (84) eingesetzt für $\zeta = \text{Turc}$ und $\gamma = \text{GS}$ ergibt, wenn man die Werte für a_γ aus Tabelle 19, für ρ aus Tabelle 18 und für σ aus den Tabellen 2 bis 4 benutzt:

$$Q_{Turc,GS} = \frac{a_{Turc}}{a_{GS}} \frac{\left(1 - \rho(\hat{E}_{GS i}, \hat{E}_{GS Ref,i})\right)^{1/2} \sigma_{E_{GS}}}{\left(1 - \rho(\hat{E}_{Turc i}, \hat{E}_{Turc Ref,i})\right)^{1/2} \sigma_{Turc}} = \underline{2.41}. \quad (88)$$

$\sigma_{E_{See}}$ ist mit 75 mm wesentlich größer als $\sigma_{E_{Turc}} = 42$ mm (Werte für Potsdam; vgl. Tabelle 1 bis 4). Dies führt dazu, daß die Standardabweichung der Differenzen $\sigma_{d_{See}}$ nach (87) ebenfalls größer ist als $\sigma_{d_{Turc}}$. Mit $\zeta = \text{See}$ und $\gamma = \text{GS}$ in (84) würde man nun ein wesentlich kleineres $Q_{See,GS}$ als das gerade eben berechnete $Q_{Turc,GS}$ erwarten, da in (84) $\sigma_{d_{Turc}}$ im Nenner durch das große $\sigma_{d_{See}}$ ersetzt werden muß. Zur Kompensation wird aber im Zähler das kleine a_{Turc} durch das große a_{See} ersetzt (Tabelle 19), so daß man wieder einen Q -Wert erhält, der wesentlich größer als eins ist.

Analog zur Herleitung von (88) erhält man also für die See- und Gras-Sand-Verdunstung:

$$Q_{See,GS} = \frac{a_{See}}{a_{GS}} \frac{\left(1 - \rho(\hat{E}_{GS i}, \hat{E}_{GS Ref,i})\right)^{1/2} \sigma_{E_{GS}}}{\left(1 - \rho(\hat{E}_{See i}, \hat{E}_{See Ref,i})\right)^{1/2} \sigma_{E_{See}}} = \underline{4.62}. \quad (89)$$

Bei gleich großer Inhomogenität δt_L in den \hat{t}_L bzw. bei aus gleichen \hat{t}_L berechneten \hat{E}_γ gilt nach (84) und den Werten in (89) und (88) also

$$x_{Turc}, x_{See} \gg x_{GS}.$$

Aus (83) folgt dann, da f_{Pow} monoton steigend ist, daß

$$Power_{Turc}, Power_{See} \gg Power_{GS}.$$

Die Wahrscheinlichkeit, eine Inhomogenität aufzudecken, ist also tatsächlich bei E_{Turc} und E_{See} größer als bei E_{GS} . Daher erscheinen die Reihen inhomogener.

Man könnte nun denken, daß man durch eine lineare Transformation der t_L -Werte, also z. B.

$$t_L^{neu} = a_\zeta t_L^{alt},$$

eine Reihe erhält, in der Inhomogenitäten leichter aufdeckt werden können. Eine Inspektion von (84) zeigt aber, daß der Quotient a_ζ/σ_{d_ζ} entscheidend ist. Und dieser ist vor und nach der Transformation gleich, da die Standardabweichung proportional zum Transformationsfaktor ist. Bei der Kombination *mehrerer unterschiedlicher* Größen zu einer neuen Größe kann aber sowohl die neue Größe inhomogen erscheinen, obwohl die ursprünglichen Größen für homogen befunden wurden (z. B. bei der Differenz zweier stark positiv-korrelierter Größen mit resultierender kleiner Varianz), als auch die neue Größe ein homogenes Erscheinungsbild zeigen, obwohl die ursprünglichen Größen inhomogen waren (z.B die Summe zweier stark positiv-korrelierter Größen mit resultierender großer Varianz). (Letztendlich entscheidet aber erst wieder die Varianz der *Differenzen* der neuen Größe zwischen zu untersuchender Station und Referenzstation über den Testausgang.) Dieses Phänomen kann bereits bei linearen Beziehungen auftreten. (Beachte im Gegensatz hierzu die Ausführungen zur Varianzinhomogenität bei nicht-linearen Transformationen am Ende von Kapitel 5.3.3.)

Interessant ist noch, daß man aus (66) (S.56) für den Quotienten der Wichtigkeiten zweier Größen (z. B. verschiedene Verdunstungsarten), die aus denselben Primärdaten berechnet wurden, folgende Gleichung erhält:

$$\hat{W}_{\zeta\gamma} \stackrel{def}{=} \frac{\hat{W}_{d_\zeta}}{\hat{W}_{d_\gamma}} = \frac{|\delta d_\zeta| \hat{s}_{x\gamma}}{\hat{s}_{x\zeta} |\delta d_\gamma|} \quad (90)$$

Dazu wurde (66) mit einem zusätzlichen Index geschrieben, der wie γ die gerade betrachtete Verdunstungsart bezeichnet. Diese Gleichung ähnelt der Gleichung (84), nur werden hier Schätzwerte anstelle der exakten Werte benutzt und die Standardabweichung bezieht sich auf die originalen Werte (z. B. \hat{E}_γ) und nicht auf die Differenzen mit den Referenzwerten.

Beachte: Der Einfluß von G bzw. $b_\gamma = \frac{\partial E_\gamma}{\partial G}$ wurde hier vernachlässigt. Da G aber für \hat{E}_{Turc} und \hat{E}_{See} eine ähnliche Bedeutung hat wie \hat{t}_L (siehe Tabelle 21; für \hat{E}_{See} ist der Einfluß allerdings geringer als der von \hat{t}_L) und b_γ gleiches Vorzeichen aufweist wie a_γ , können die Inhomogenitäten von \hat{E}_{Turc} und \hat{E}_{See} auch durch Inhomogenitäten in \hat{G} verursacht werden und müssen nicht zwangsläufig aus Inhomogenitäten in \hat{t}_L folgen. Diese Frage kann nur durch Untersuchung der originalen \hat{t}_{Li} und \hat{G}_i beantwortet werden, welche aber leider nicht als Daten zur Verfügung standen.

8.2 Praktische Schlußfolgerungen aus empirischen Werten

Zunächst werden einige Korrelationen des Niederschlags mit den verschiedenen berechneten Verdunstungsgrößen (alle Jahressummen) und der Verdunstungsgrößen untereinander angegeben:

$$\hat{\rho}(\hat{P}, \hat{E}_{See}) = -0.47$$

$$\begin{aligned}\hat{\rho}(\hat{P}, \hat{E}_{Turc}) &= -0.37 \\ \hat{\rho}(\hat{P}, \hat{E}_{GS}) &= 0.74 \\ \hat{\rho}(\hat{E}_{GS}, \hat{E}_{See}) &= -0.49 \\ \hat{\rho}(\hat{E}_{GS}, \hat{E}_{Turc}) &= -0.32 \\ \hat{\rho}(\hat{E}_{Turc}, \hat{E}_{See}) &= 0.93\end{aligned}$$

Man erkennt an den Werten: \hat{E}_{Turc} und \hat{E}_{See} sind sehr stark miteinander korreliert. Dies liegt daran, daß beide Verdunstungen nicht direkt vom Niederschlag P abhängen (h_γ in Tabelle 19). Sie sind aber trotzdem mit dem Niederschlag negativ korreliert, denn sie hängen von der Globalstrahlung und der Lufttemperatur ab. Diese beiden Größen sind aber negativ mit dem Niederschlag korreliert, da i. allg. in mittleren Breiten die Strahlung und die Temperatur bei Regen geringer sind als bei Sonnenschein. \hat{E}_{GS} ist aber ziemlich gut positiv mit dem Niederschlag korreliert. Als tatsächliche Gras-Sand-Verdunstung (und nicht als potentielle Verdunstung wie die Turc- und See-Verdunstung) hängt diese folglich vom Niederschlagsangebot ab. Wenig Niederschlag bedeutet meistens trockene Böden und wenig Evapotranspiration. Da der Niederschlag für \hat{E}_{GS} bedeutsamer ist als G und t_L , ist \hat{E}_{GS} mit \hat{E}_{Turc} und \hat{E}_{See} negativ korreliert.

Wegen dieser negativen Korrelation, also wegen $\hat{\rho}(\hat{E}_{GS}, \hat{E}_{See}) < 0$, kann man \hat{E}_{GS} grob als Streckspiegelung

$$\hat{E}_{GS} = -|a| \hat{E}_{See} + b$$

um den Wert b auffassen. Das wäre natürlich exakt erst bei $\rho = -1$ der Fall. Diese Auffassung erklärt aber sehr gut die Tatsache, daß \hat{E}_{See} und \hat{E}_{Turc} linkssteile Verteilungen zeigen und \hat{E}_{GS} rechtssteil verteilt ist. (Genaugenommen erklärt dies nur, warum beide entgegengesetzte Steilheiten aufweisen, und nicht etwa, warum \hat{E}_{See} linkssteil verteilt ist.)

Tabelle 18 zeigt typische Werte der Korrelationen zwischen den Niederschlagshöhen der zu untersuchenden Station und den Referenzstationen sowie gleichartige Korrelationen für die verschiedenen Verdunstungstypen (alles für Jahressummen). Die Werte wurden aus den Tabellen 6 bis 9 entnommen. Die letzte Spalte zeigt die aus diesen Korrelationen resultierenden Werte des so wichtigen Faktors $(1 - \rho)^{1/2}$. Der Einfachheit halber wurde der Jahresniederschlag P in dieser Tabelle mit E_P bezeichnet. (Diese Bezeichnung für P wird gelegentlich auch an anderen Stellen dieser Arbeit verwendet.)

Die Tabelle 19 listet die Sensitivitätsfaktoren a_γ , b_γ , c_γ und h_γ , welche aus den in Richter (1999) angegebenen Formeln für die verschiedenen Verdunstungsgrößen E_γ bestimmt wurden. Die erste Zeile (für Gras-Sand) wurde jedoch aus den entsprechenden Werten der Tabelle 21 berechnet (siehe unten). Diese Formeln wurden für Tagessummen bzw. Tagesmittelwerte (genauer: für Dekadensummen bzw. Dekadenmittelwerte) bestimmt. Um dies zu verdeutlichen, wurde E_γ (und $P \equiv E_P$)

8 WARUM SIND E_{TURC} UND E_{SEE} INHOMOGENER ALS E_{GS} ?

γ ↓	$\rho(E_\gamma, E_{\gamma,Ref})$	$(1 - \rho(E_\gamma, E_{\gamma,Ref}))^{(1/2)}$
P	0.6	0.63
GS (Gras-Sand)	0.7	0.55
Turc	0.8... 0.9	0.45... 0.31
See	0.8... 0.9	0.45... 0.31

Tabelle 18: Typische Werte für die **Korrelationen** zwischen zu untersuchenden Werten und Referenzwerten für die Jahresniederschlagshöhen ($\gamma = P$) und verschiedenen Jahresverdunstungshöhen (entsprechend dem Index γ) (vgl. auch mit den Tabellen 6 bis 9).

γ ↓	$a_\gamma = \partial E_\gamma / \partial t_L$ [mm/(d °C)]	$b_\gamma = \partial E_\gamma / \partial G$ [(mm/d)/(J/(cm² d))]	$c_\gamma = \partial E_\gamma / \partial e$ [mm/(d hPa)]	$h_\gamma = \partial E_\gamma / \partial P$ [(mm/d)/(mm/d)]
GS	0.08	0.0004	-0.2	0.19
Turc	0.114	0.00155	0	0
Ivanov	0.086	0	-0.3375	0
See	0.39	0.00055	-0.327	0

Tabelle 19: **Sensitivität** der verschiedenen Verdunstungsformeln bzgl. der 'primären' meteorologischen Größen.

hier vorübergehend als Niederschlagsintensität bzw. Wasserdampffluß mit der Einheit mm/d aufgefaßt.

Tabelle 20 zeigt grobe Schätzwerte der Standardabweichungen der Jahresmittelwerte der Lufttemperatur t_L , der Globalstrahlung G , des Partialdrucks des Wasserdampfes e und der Niederschlagsintensität P . Die Standardabweichungen von t_L , G und e wurden aus groben Schätzungen der Standardabweichungen der Tagesmittelwerte $\sigma_{\bar{x}^{1d}}$ berechnet (x steht hier für eine beliebige physikalische Größe). Dabei wurde benutzt, daß $\sigma_{\bar{x}^{1a}} \approx \sigma_{\bar{x}^{1d}} / \sqrt{365}$ gilt, falls die \bar{x}^{1d} unabhängig sind. ($\sigma_{\bar{x}^{1a}}$ =Standardabweichung der Jahresmittelwerte). σ_P ergibt sich, indem man die Standardabweichung der Jahressumme des Niederschlags (Tabelle 1) durch 365 d teilt.

σ_{t_L} [°C]	σ_G [J/(cm² d)]	σ_e [hPa]	σ_P [mm/d]
0.26	50	0.1	0.27

Tabelle 20: Geschätzte **Standardabweichungen der Jahresmittelwerte** der 'primären' meteorologischen Größen.

8 WARUM SIND E_{TURC} UND E_{SEE} INHOMOGENER ALS E_{GS} ?

Tabelle 21 entspricht der Tabelle 19, nur daß hier die erste Spalte mit σ_{t_L} aus Tabelle 20 multipliziert wurde, die zweite mit σ_G usw. Die erste Zeile für Gras-Sand wurde gemäß den Ergebnissen der Diskussion auf Seite 86 grob geschätzt. Division der Werte in dieser Zeile durch die entsprechende Standardabweichung aus Tabelle 20 ergibt die erste Zeile von Tabelle 19.

Die so berechneten Größen beschreiben den partiellen Beitrag der Lufttemperatur, der Globalstrahlung, des Partialdrucks und der Niederschlagsintensität an der Varianz bzw. Standardabweichung der vier verschiedenen Verdunstungsgrößen. Das Vorzeichen wurde nur beibehalten, um die Wirkung einer Erhöhung der 'Primärgröße' auf die Verdunstung (Zuwachs oder Abnahme) anzudeuten. Da die benutzten σ 's sich auf Jahresmittelwerte beziehen, bezieht sich das in der Tabelle dargestellte Ergebnis ebenfalls auf Jahresmittelwerte. Die für das Ergebnis benutzte Einheit ist allerdings noch die Einheit von E_γ aus Tabelle 19, also 'mm/d'. Um die Beiträge zur Gesamtstandardabweichung als Jahressummen in 'mm' zu erhalten, müssen die Werte in der Tabelle nur mit '365 d' multipliziert werden. Jahresmittelwerte in 'mm/a' bekommt man durch Multiplikation mit '365'.

Man entnimmt der Tabelle 21, daß die Schwankungen des Niederschlags den größten Einfluß auf die Varianz der Gras-Sand-Verdunstung haben. Die Standardabweichung der Seeverdunstung hängt sehr sensibel von der Varianz der Lufttemperatur ab. Erhöhungen der Wasserdampfkonzentration (Luftfeuchte) führen zu einer Verringerung der Seeverdunstung (negatives Vorzeichen). Die Turc-Verdunstung reagiert am sensibelsten auf die Globalstrahlung, während die Ivanov-Verdunstung von dieser überhaupt nicht abhängt.

γ ↓	$a_\gamma \sigma_{t_L}$ [mm/d]	$b_\gamma \sigma_G$ [mm/d]	$c_\gamma \sigma_e$ [mm/d]	$h_\gamma \sigma_P$ [mm/d]
GS	0.02	0.02	-0.02	0.05
Turc	0.03	0.08	0.00	0.00
Ivanov	0.02	0.00	-0.03	0.00
See	0.10	0.03	-0.03	0.00

Tabelle 21: **Beitrag** der verschiedenen 'primären' meteorologischen Grundgrößen an der Standardabweichung der verschiedenen Verdunstungsgrößen.

Der Vollständigkeit halber zeigt Tabelle 22 noch die Standardabweichungen der verschiedenen Verdunstungsgrößen. Dabei mußten die Turc- und die Ivanov-Verdunstung nun zusammengefaßt werden, da die potentielle Evapotranspiration von April bis Oktober nach Turc und von November bis März nach Ivanov berechnet wird. Dargestellt sind wieder Standardabweichungen der Jahresmittelwerte in Einheiten 'mm/d' [= (Standardabweichung der Jahressummen)/(365 d)].

8 WARUM SIND E_{TURC} UND E_{SEE} INHOMOGENER ALS E_{GS} ?

σ_{GS} [mm/d]	$\sigma_{Turc/Ivanov}$ [mm/d]	σ_{See} [mm/d]
0.16	0.115	0.21

Tabelle 22: **Standardabweichungen der Jahresmittelwerte** der verschiedenen Verdunstungsgrößen, geschätzt aus Messwerten der Station Potsdam.

8.3 Zusammenfassung der Ergebnisse dieses Kapitels

Die Ergebnisse des vorherigen Abschnitts und die eben gewonnenen Erkenntnisse kann man nun grob wie folgt zusammenfassen: Die Gras-Sand-Verdunstung \hat{E}_{GS} hat eine relativ große Varianz, da die große Varianz des Niederschlags P in ihr enthalten ist, was bei der Turc/Ivanov-Verdunstung \hat{E}_{Turc} und der See-Verdunstung \hat{E}_{See} nicht der Fall ist. Die Sensitivität bzgl. e , G und t_L ist geringer als die bzgl. P (besonders z. B. bei Trockenheit). Dies alles führt dazu, daß \hat{E}_{GS} relativ homogen erscheint.

\hat{E}_{Turc} hat eine relativ kleine Varianz bei merklicher Sensitivität bzgl. G und t_L , woraus die Aufdeckung vieler Inhomogenitäten resultiert.

\hat{E}_{See} hat eine relativ große Varianz. Die sehr starke Sensitivität bzgl. t_L führt aber dazu, daß Inhomogenitäten trotz der großen Varianz häufig erkannt werden, wodurch die Reihen insgesamt auch sehr inhomogen erscheinen.

Wegen der negativen Korrelation von G und t_L mit P und der starken Abhängigkeit von \hat{E}_{GS} von P sind \hat{E}_{See} und \hat{E}_{Turc} negativ mit \hat{E}_{GS} korreliert.

9 Analyse der homogenen Zeitreihen

Im folgenden werden die originalen Daten \hat{x}_i (also keine Differenzen oder Quotienten mehr) getestet ('absolute' Tests). Dabei werden nur Größen und Stationen untersucht, für die eine 'Wichtigkeit' kleiner 0.75 berechnet wurde und die als homogen oder mit nur einem 'x' bewertet wurden (Tabelle 12 bis 16).

Vor Durchführung dieser absoluten Tests muß mit den Vortests aus Kapitel 5.1 geprüft werden, ob die \hat{x}_i die Voraussetzungen (Normalverteilung, Unabhängigkeit usw.) der Tests erfüllen. Wie bereits erwähnt, können die \hat{x}_i andere Verteilungs- und Korrelationseigenschaften aufweisen als die Differenzen \hat{d}_i bzw. Quotienten \hat{q}_i .

9.1 Trends, periodische Schwankungen, innerjährlicher Gang

Die 'absoluten' Tests, die zur Analyse der \hat{x}_i verwendet werden können, sind bereits in Kapitel 5.4 beschrieben worden. Um den Rahmen der Arbeit nicht zu sprengen, wurde auf die Anwendung der Tests zur Aufdeckung 'absoluter' Inhomogenitäten aus Abschnitt 5.4.1, auf die Untersuchung des zyklischen Verhaltens (Kapitel 5.4.4) und auf die im Abschnitt 5.4.5 erwähnte Extremwertstatistik zunächst verzichtet. Ein großer Teil der hier nicht ausgeführten Untersuchungen ist bereits in Richter (1999) beschrieben.

9.1.1 Niederschlag und Verdunstungsgrößen

Untersuchungen zu linearen Trends und deren Signifikanz, zu periodischen Schwankungen und Veränderungen im innerjährlichen Gang der Niederschlagshöhe und verschiedener Verdunstungsgrößen [Gras-Referenz-Verdunstungshöhe (sehr ähnlich zur Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe), Gewässerverdunstungshöhe, Verdunstungshöhe von Gras auf Sand (diese Größen wurden auch in dieser Arbeit untersucht), Gras auf lehmigem Sand und Kiefernbestand auf Sand] sind ausführlich in Richter 1999 beschrieben. Auch die Wasserbilanzen werden dort untersucht. Man findet dort auch Analysen der Häufigkeit von Niederschlagstagen, von Extremwerten und von Trocken- und Naßperioden.

Richter benutzte bei seinen Analysen die gleichen, auch hier untersuchten Reihen. Er nahm an, daß die noch in diesen Reihen verborgenen Inhomogenitäten die Ergebnisse (z. B. der Trendanalysen) nicht merklich beeinflussen. Die berechneten *Wichtigkeiten* zeigen aber, daß die Inhomogenitäten vieler Reihen (fast alle der Turc/Ivanov- und der Gewässerverdunstung) die Ergebnisse doch stark beeinflussen können.

Aber auch bei den Niederschlagsreihen und den Gras-Sand-Verdunstungsreihen müssen die Ergebnisse von Richter, wenigstens für die hier als inhomogen eingestufte Station Münster, mit Vorsicht betrachtet werden: Es zeigte sich zum Beispiel in Richter's Untersuchungen, daß 5 von den 6 Stationen

leichte bis kräftige positive Trends der Niederschlagshöhe aufweisen. Nur die als inhomogen eingestufte Station Münster zeigte einen negativen Trend (-33 mm in 105 Jahren).

Es gibt nun zwei Möglichkeiten: Der Niederschlag in Münster ist inhomogen und der negative Trend ist evtl. nur durch die Inhomogenität hervorgerufen worden (Die Größenordnung und das Vorzeichen der Inhomogenität stimmen mit dem Trendergebnis von Richter überein.). Oder der Niederschlag in Münster verhält sich tatsächlich anders als an den anderen Stationen. Diese zweite Möglichkeit ist nicht ganz unwahrscheinlich, denn die festgestellte Inhomogenität läßt sich als *Trend* deuten: Für die Homogenitätstests mußte nämlich angenommen werden, daß die Trends an der zu untersuchenden Station und an den Referenzstationen sehr ähnlich sind (Kapitel 2.2). Dies braucht bei weit auseinander liegenden Stationen mit schlechter Korrelation natürlich nicht unbedingt der Fall zu sein. Daß die festgestellte Inhomogenität aber fast genau zu dem Zeitpunkt auftritt, zu dem neue Meßmethoden eingeführt wurden, spricht für die Inhomogenitätsvermutung. Die schlechte Korrelation zwischen den Stationen bewirkt außerdem ein Absinken der Teststärke, so daß nur relativ große Abweichungen als Inhomogenität erkannt werden. Bei den meisten hier aufgedeckten Inhomogenitäten handelt es sich auch um *Sprünge*, die wohl nur selten als *natürliche* Abweichung vom Verhalten an anderen Stationen gedeutet werden können.

Damit die Ergebnisse bzgl. der Trendstabilität im Abschnitt 9.2 besser interpretiert werden können, sind die Größen mit signifikantem Trend (sofern die Reihen für homogenen befunden wurden oder nur 'unwichtige' Inhomogenitäten entdeckt wurden) in den Abbildungen 14 bis 21 hier noch einmal dargestellt. Dabei wurde neben der Regressionsgerade (dem Trend) auch der gleitende Mittelwert (Gaußfilter mit $T_* = 10$ a) dargestellt. Außerdem ist die Gleichung der Regressionsgeraden ($y = ax + b$) angegeben. Für y ist die entsprechende Ordinatengröße und für x das Jahr (gezählt **ab eins** für das erste vorliegende Jahr) einzusetzen. Der Faktor vor x ist der Trend in Einheiten 'mm/Jahr'. Außerdem ist das Bestimmtheitsmaß B (quadrierter 'Korrelationskoeffizient') und die einseitige Signifikanzsicherheit des Mann-Kendall-Trendtests für eine Steigung der Regressionsgerade größer null ($a > 0$) oder kleiner null ($a < 0$) vermerkt.

Der Trend der Niederschlagshöhe in Karlsruhe ist zwar nur zu 86.5% signifikant, die Reihe wurde aber trotzdem dargestellt, da der *rückwärtsschreitende Trend* in Abbildung 33 für Trends, die über die kürzeren Zeiträume von 1891 bis 1925 oder von 1891 bis 1945 gebildet wurden, signifikante Ergebnisse (> 95%) ergibt. Alle dargestellten Reihen haben einen positiven Trend.

Die Tabelle 23 zeigt die 95%-Vertrauensgrenzen (V.-Grenzen) und den Schätzwert des Trends der (fast) homogenen Reihen des Niederschlags und der verschiedenen Verdunstungsgrößen. Die zusätzlich angegebenen Signifikanzsicherheiten beziehen sich auf den Mann-Kendall-Trendtest. Die Vertrauensgrenzen sind nur korrekt, wenn man annimmt, daß die Größen normalverteilt und unabhängig sind.

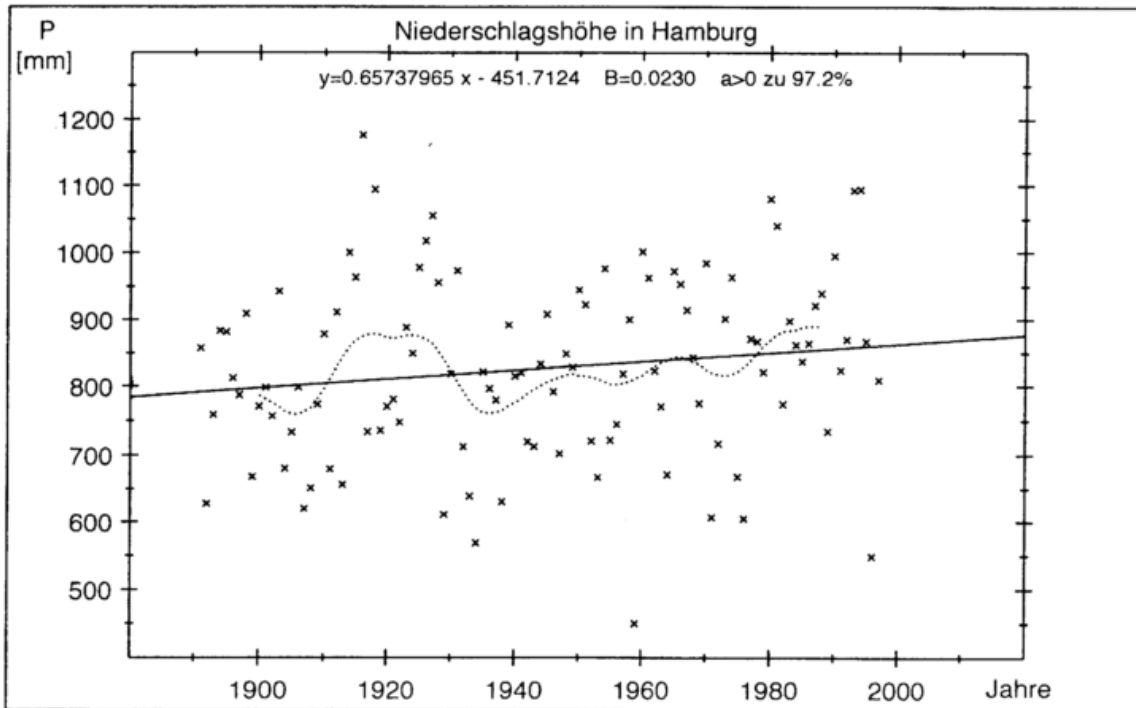


Abbildung 14: **Niederschlagshöhe** der Station Hamburg mit Trend und gleitendem Mittelwert.

Die erste Voraussetzung ist oft nicht erfüllt. Die angegebenen Werte erlauben aber dennoch eine gute Vorstellung davon, wie groß die Fehler der Trendschätzung sein können. Wie man sieht, können die relativen Fehler leicht über 100% betragen und man muß quantitative Trendangaben sehr vorsichtig interpretieren!

Zum Beispiel könnte der scheinbare, große Trend des Niederschlags von 0.66 mm/a in **Hamburg** im Rahmen der 95%-Vertrauensgrenzen sogar leicht negativ sein. Daß der Wert dennoch signifikant positiv ist (97.2%), liegt daran, daß die in den Abbildungen angegebenen Signifikanzwerte sich auf den einseitigen Mann-Kendall-Test beziehen (einseitige Tests sind i. allg. teststärker als zweiseitige Tests). Der (einseitige) Mann-Kendall-Test ist in diesem Fall auch noch teststärker als der gewöhnliche, einseitige t-Test mit $(n - 2)$ -Freiheitsgraden, der nur 94.1% Signifikanz erzielt. Die Wurzel aus der Varianz um die Regressionsgerade herum (Restvarianz) beträgt bei Hamburg 133 mm mit Vertrauensgrenzen von 117 mm und 154 mm.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

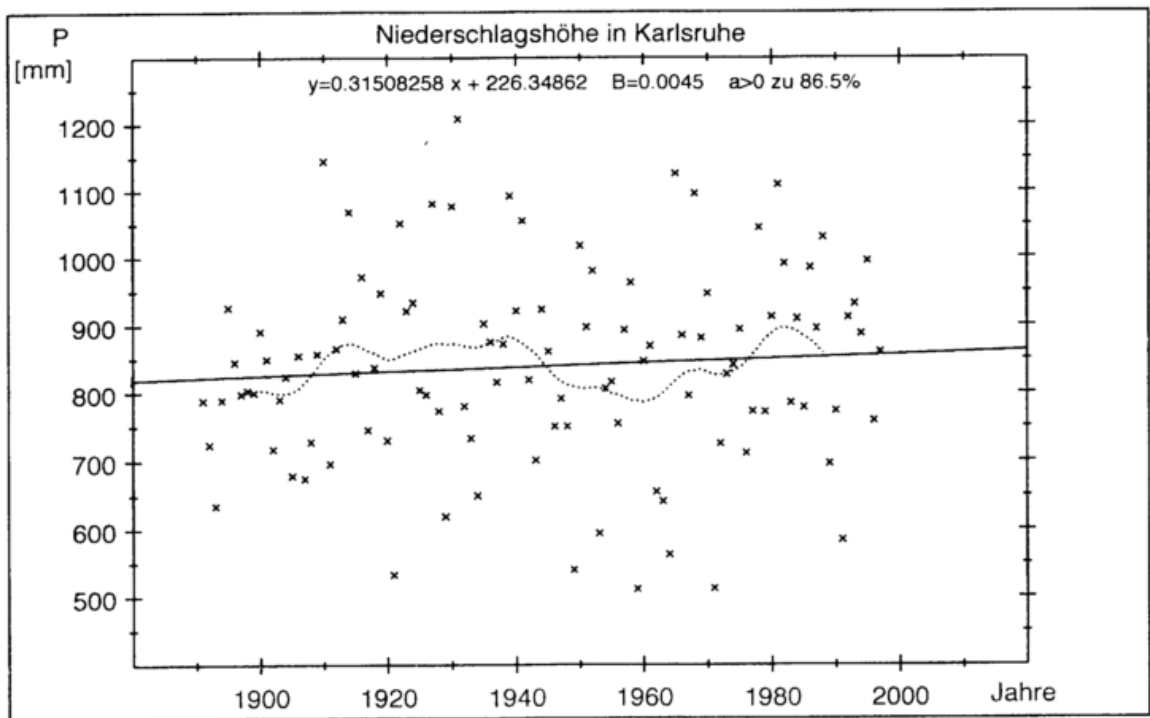


Abbildung 15: **Niederschlagshöhe** der Station Karlsruhe mit Trend und gleitendem Mittelwert.

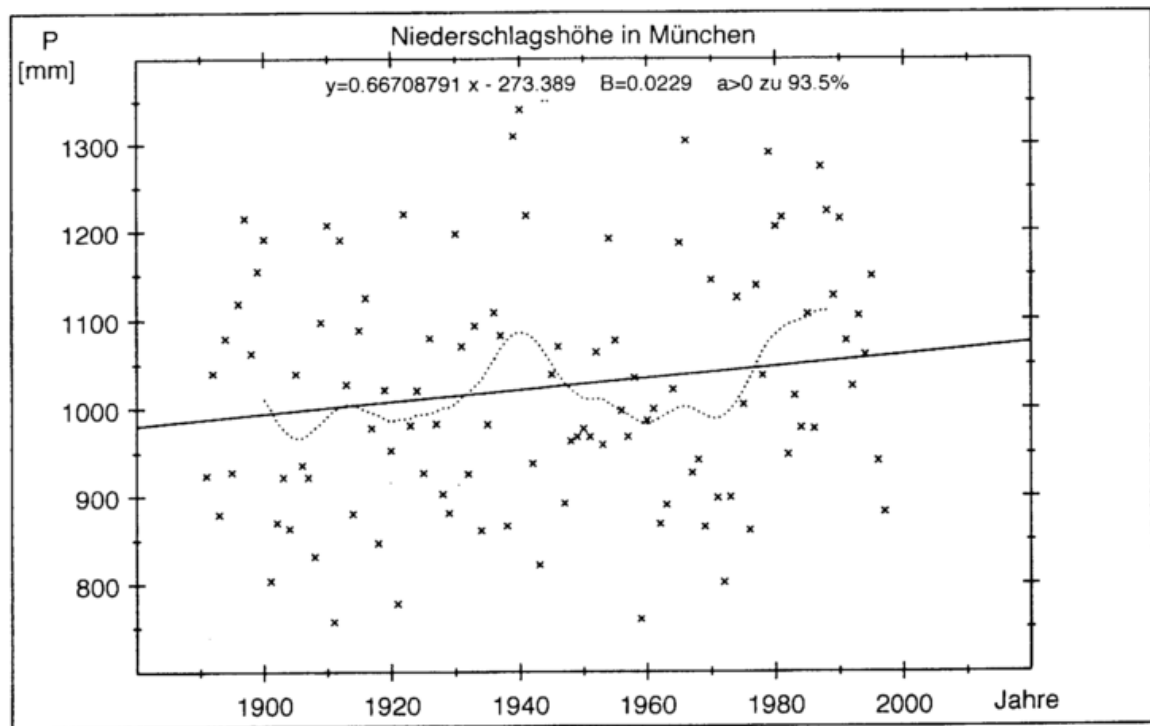


Abbildung 16: **Niederschlagshöhe** der Station München mit Trend und gleitendem Mittelwert.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

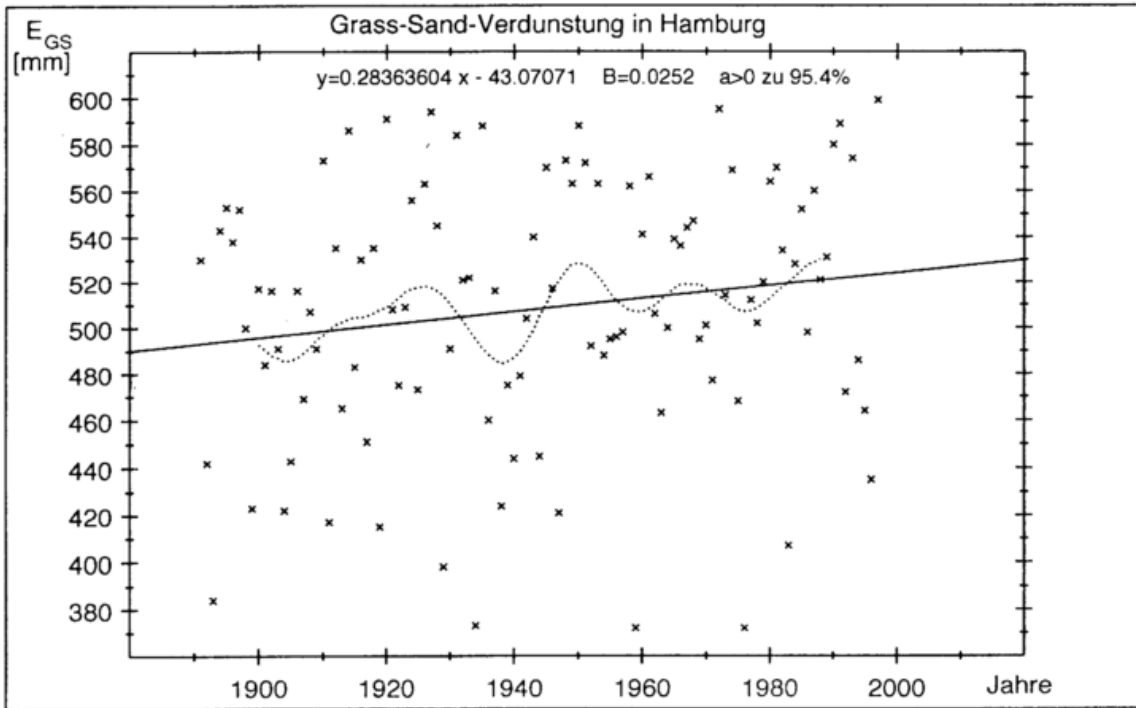


Abbildung 17: **Gras-Sand-Verdunstungshöhe** der Station Hamburg mit Trend und gleitendem Mittelwert.

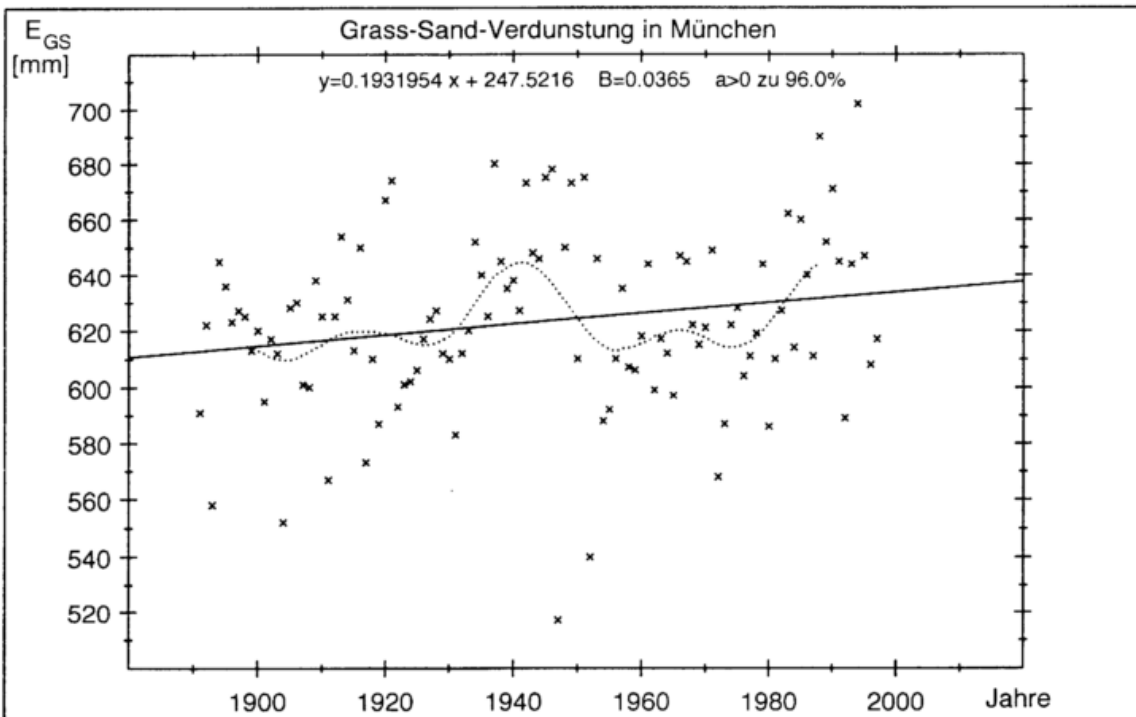


Abbildung 18: **Gras-Sand-Verdunstungshöhe** der Station München mit Trend und gleitendem Mittelwert.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

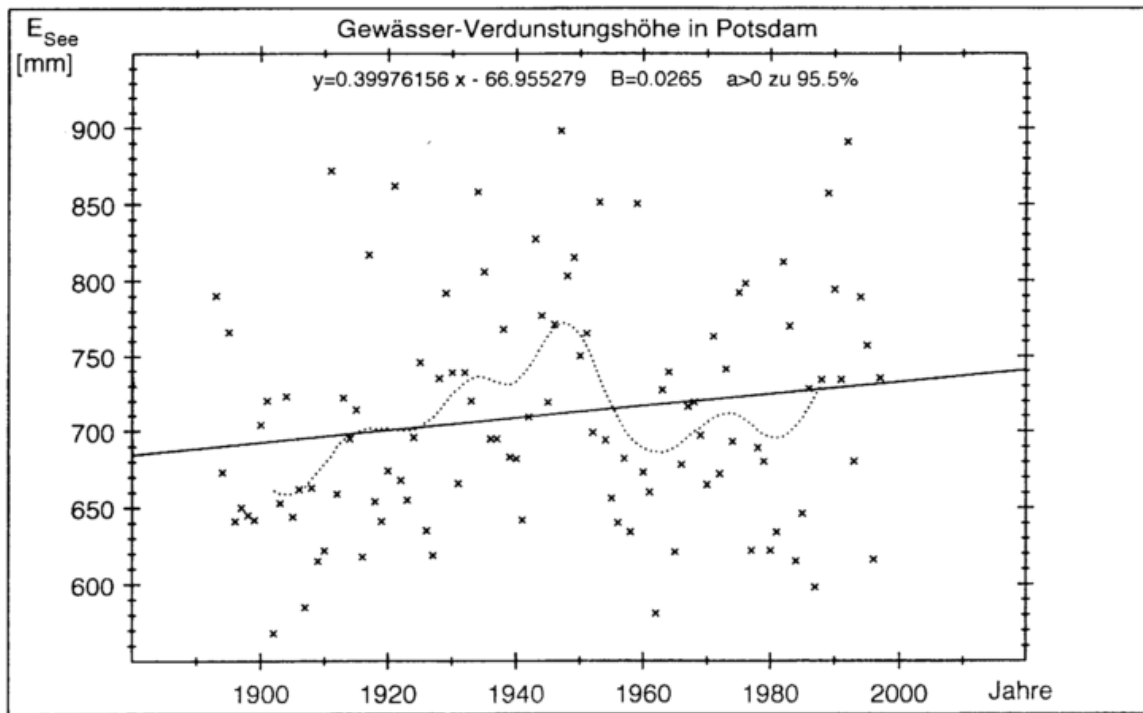


Abbildung 19: **Gewässer-Verdunstungshöhe** der Station Potsdam mit Trend und gleitendem Mittelwert.

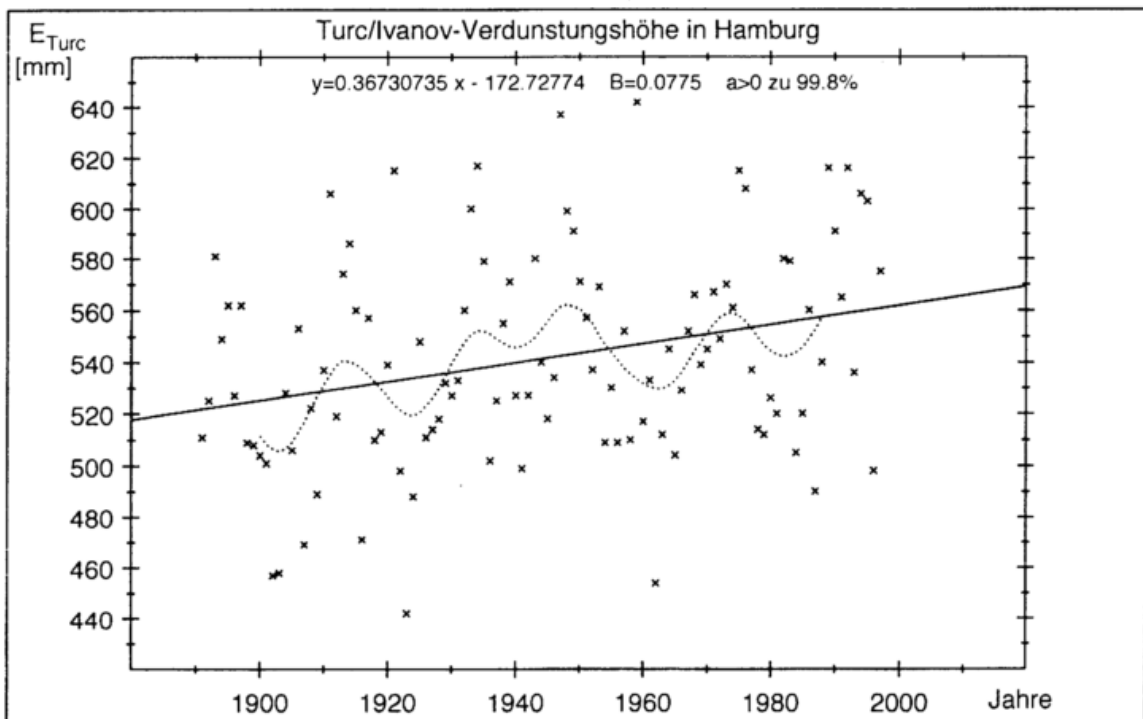


Abbildung 20: **Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe** der Station Hamburg mit Trend und gleitendem Mittelwert.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

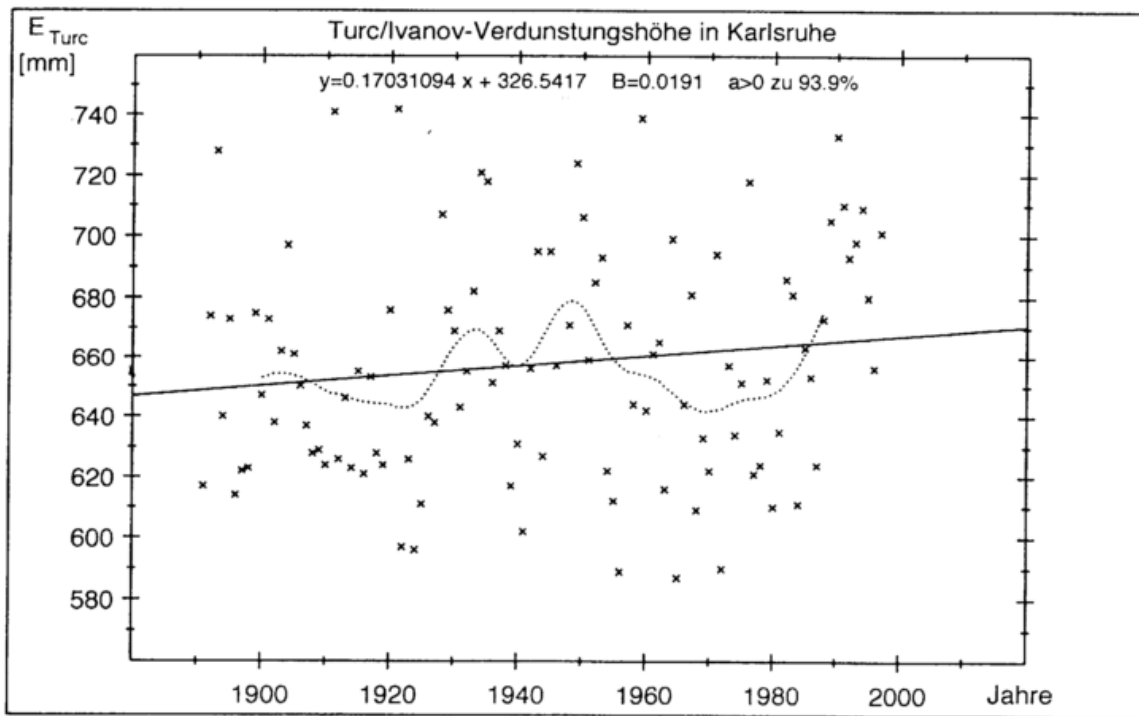


Abbildung 21: **Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe** der Station Karlsruhe mit Trend und gleitendem Mittelwert.

Station	untere V.-Grenze [mm/a]	Schätz- wert des Trend [mm/a]	obere V.-Grenze [mm/a]	Signifikanz [%]
Niederschlagshöhe				
Hamburg	-0.17	0.66	1.49	97.2
Karlsruhe	-0.58	0.32	1.21	86.5
München	-0.18	0.67	1.51	93.5
Gras-Sand-Verdunstungshöhe				
Hamburg	-0.06	0.28	0.62	95.4
München	0.0013	0.19	0.39	96.0
Gewässer-Verdunstungshöhe				
Potsdam	-0.07	0.40	0.87	95.5
Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe				
Hamburg	0.12	0.37	0.61	99.8
Karlsruhe	-0.07	0.17	0.41	93.9

Tabelle 23: 95%-Vertrauensgrenzen und Schätzwerte der **signifikanten Trends** der (fast) homogenen Stationen. Alle Ergebnisse für Jahressummen.

9.1.2 Schneedeckenandauer

Die Abbildungen 22 bis 32 entsprechen den Abbildungen 14 bis 21, nur ist hier die **Schneedeckenandauer** der jeweiligen Winterperiode in Tagen angegeben. Es sind außerdem alle, auch die nicht signifikanten Fälle, dargestellt. Die 'Wichtigkeiten' der Inhomogenitäten waren bei allen Stationen kleiner als 0.6. Der angegebene Trend (der Faktor vor 'x' in der angegebenen Regressionsgleichung) hat hier die Einheit 'Tage/Jahr'. Zusätzlich sind die Vertrauensgrenzen der Erwartungswerte der Schneedeckenandauer (für jeweils festes Jahr) als gestrichelte Linien eingetragen. Die Vertrauensgrenzen sind nur gültig, wenn man Normalverteilung der Schneedeckenandauer annimmt.

Alle signifikanten Trends (Schwerin, Hamburg, Ellwangen/Jagst) haben negative Werte. Bei den signifikanten Stationen ist der Vertrauensbereich des Trends in der jeweiligen Legende der Abbildung vermerkt. Der Bereich ist relativ groß. Dies kann sowohl durch die hohe Streuung der Werte als auch durch die geringe Datenanzahl ($n = 45$) begründet werden.

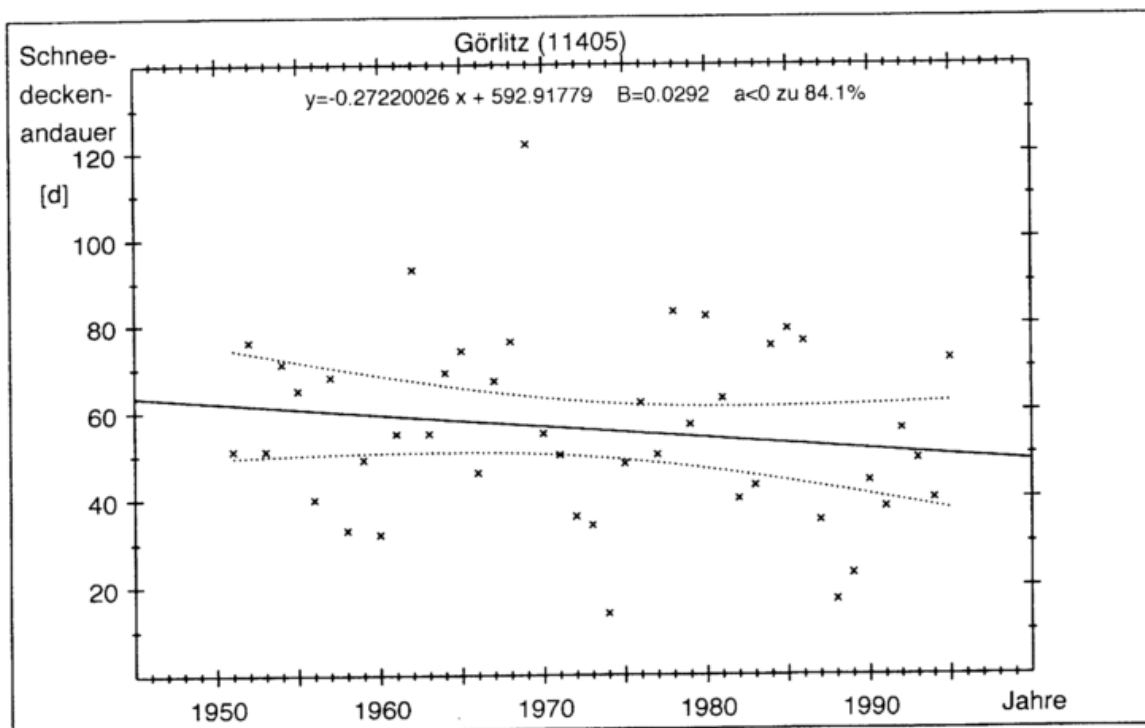
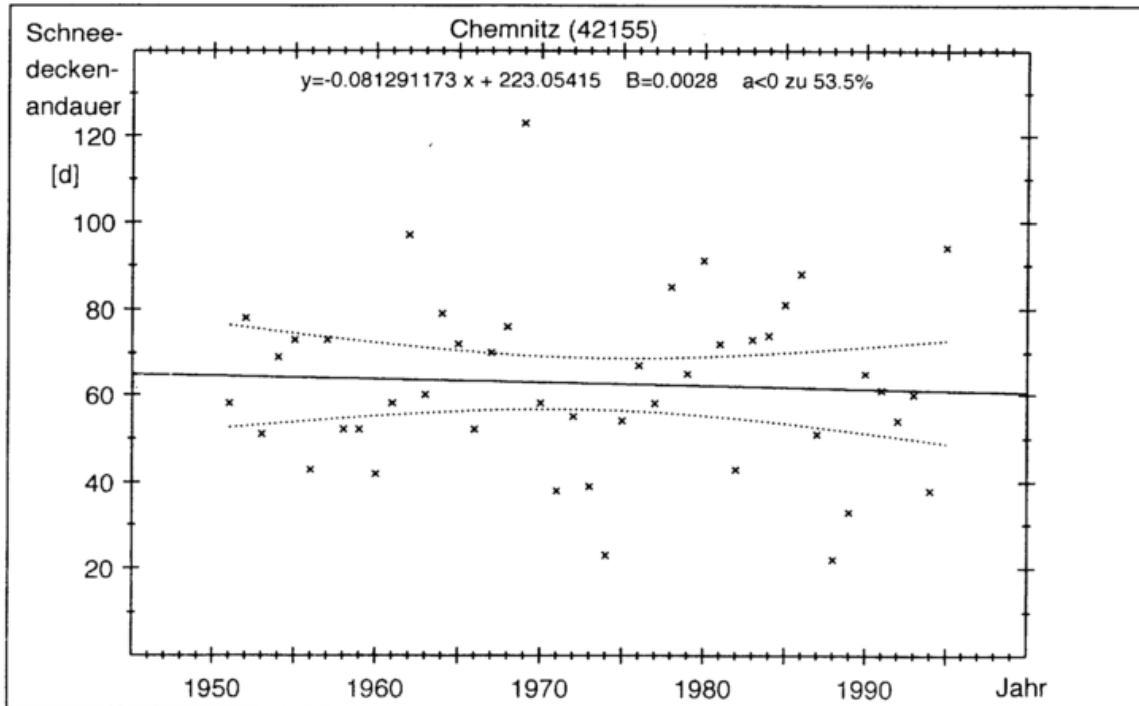


Abbildung 22: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Görlitz.

Für Potsdam und Aachen lagen auch längere Reihen vor [95 bzw. 62 Jahre (Werte)]. Diese wurden intensiver untersucht.

In **Potsdam** waren die festgestellten Autokorrelationen nicht signifikant, auch das Powerspektrum entsprach weitgehend dem des weißen Rauschens. Allerdings ist die Verteilung der Schneedeckenandauer signifikant linkssteil. Der modifizierte

Abbildung 23: Trendtest der **Schneedeckendauer** in Chemnitz.

Schnelltest, die Bruchpunktanalyse von Mann–Whitney und das modifizierte Wertesummenlinienverfahren ergaben keine Brüche oder Trends. Auch alle Trendtests verliefen negativ.

Wie man der Abbildung 41 (für Potsdam, rückwärtsschreitender Trend) entnehmen kann, erhält man nur für die feste Zeitspanne von 1901 bis 1986 einen Trend zur statistischen Sicherheit von 88%. Wie aber bereits bei der Beschreibung des AVT-Tests in Kapitel 5.4.3 erwähnt wurde, ist eine derartige Trendsuche durch Mehrfachtestung nicht zulässig.

Auch in **Aachen** ist die Verteilung der Schneedeckendauer signifikant linkssteil. Die Autokorrelationen sind tolerierbar (< 0.2). Alle Trendtests ergeben keine signifikanten Ergebnisse. Die Bruchpunktanalyse und der modifizierte Schnelltest sind ebenfalls nicht signifikant. Nur der F-Tests des modifizierten Wertesummenlinienverfahrens ergibt eine zu 91% signifikante Änderung der Regressionsbeziehung im Jahr 1986. Daraus darf man aber nicht folgern, daß für Teilbereiche signifikante Trends bestehen. Die Signifikanz bedeutet nur, daß die Steigung oder der Achsenabschnitt der ersten Regressionsgerade ungleich denen der zweiten Regressionsgerade sind.

Mit 'unlauteren Mitteln' kann man wieder aus Abbildung 41 (für Aachen, rückwärtsschreitender Trend) einen signifikanten Zeitabschnitt entnehmen: Eine Trendberechnung von 1934 (der Startzeitpunkt der Reihe) bis 1986 ergibt zu etwas mehr als 90%-iger statistischer Sicherheit einen Trend der Größe 0.28 d/a (linke Or-

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

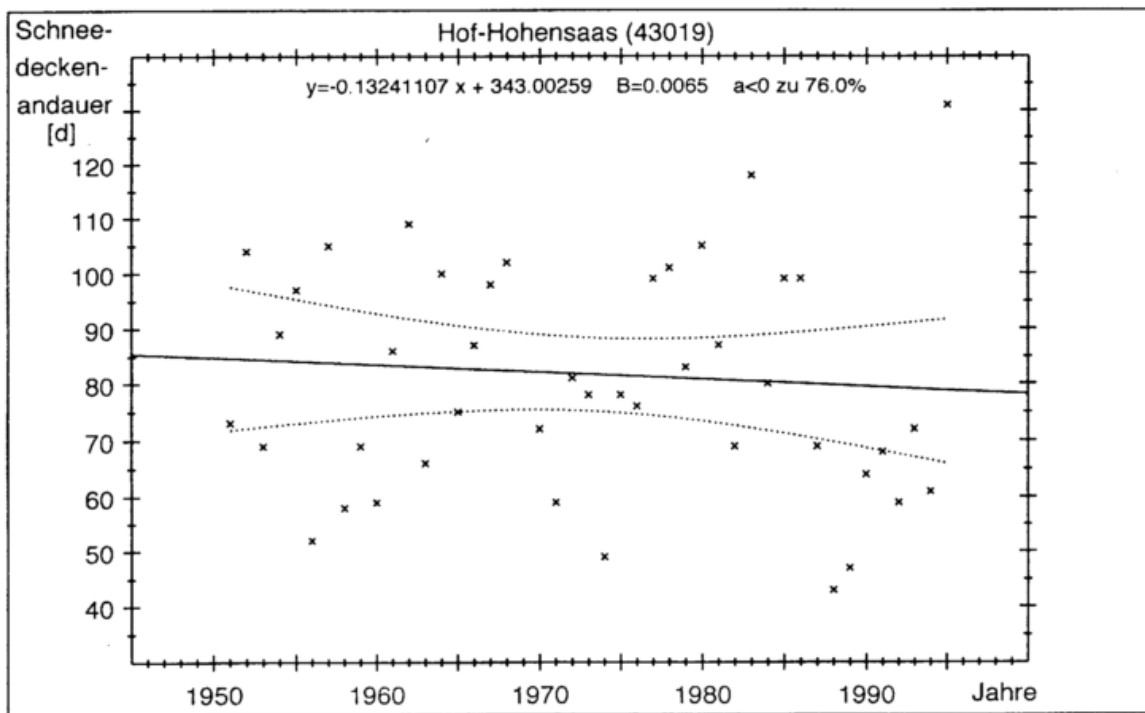


Abbildung 24: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Hof-Hohensaas.

dinate). Aber diese Schlußfolgerung wäre höchstens zulässig, wenn die Signifikanz nahe eins und längere Zeit bestehen bliebe.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

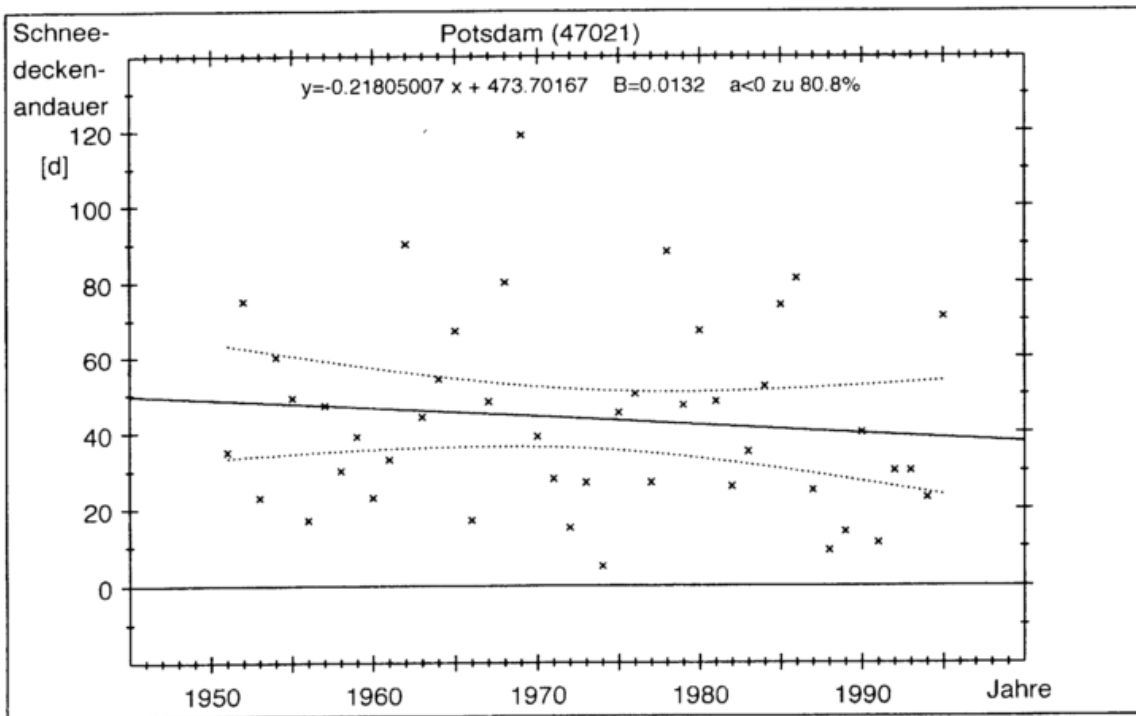


Abbildung 25: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Potsdam.

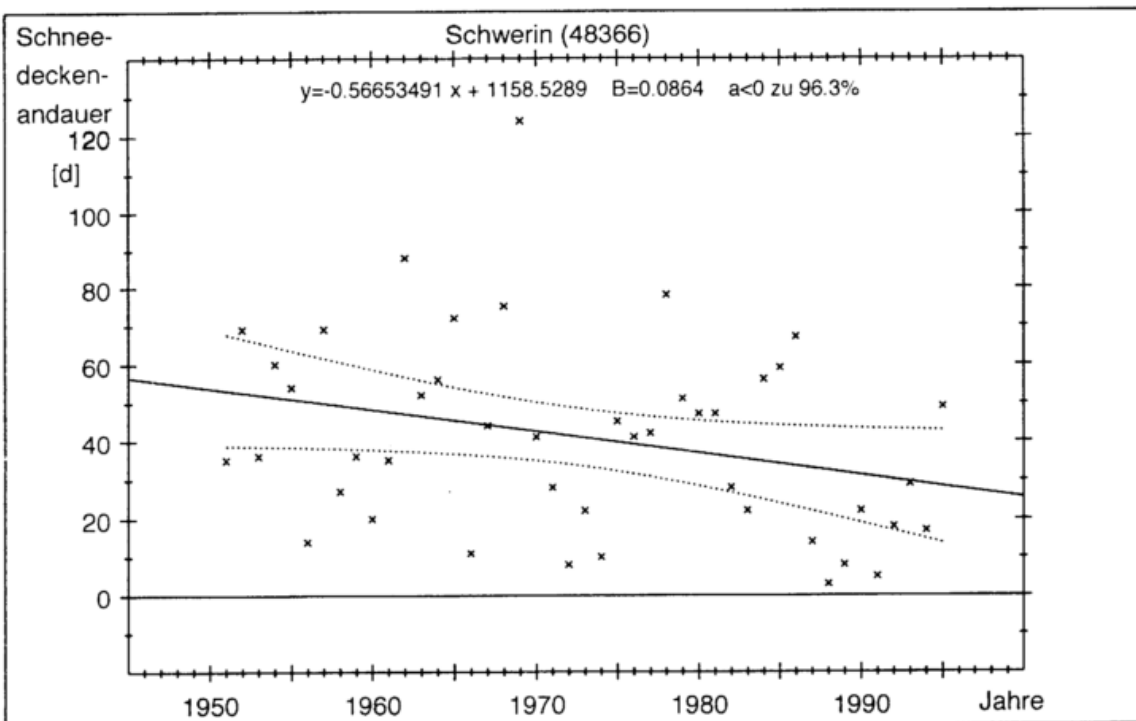


Abbildung 26: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Schwerin (95%-Vertrauensintervall des Trends: $-1.13 \dots -0.0002$ d/a).

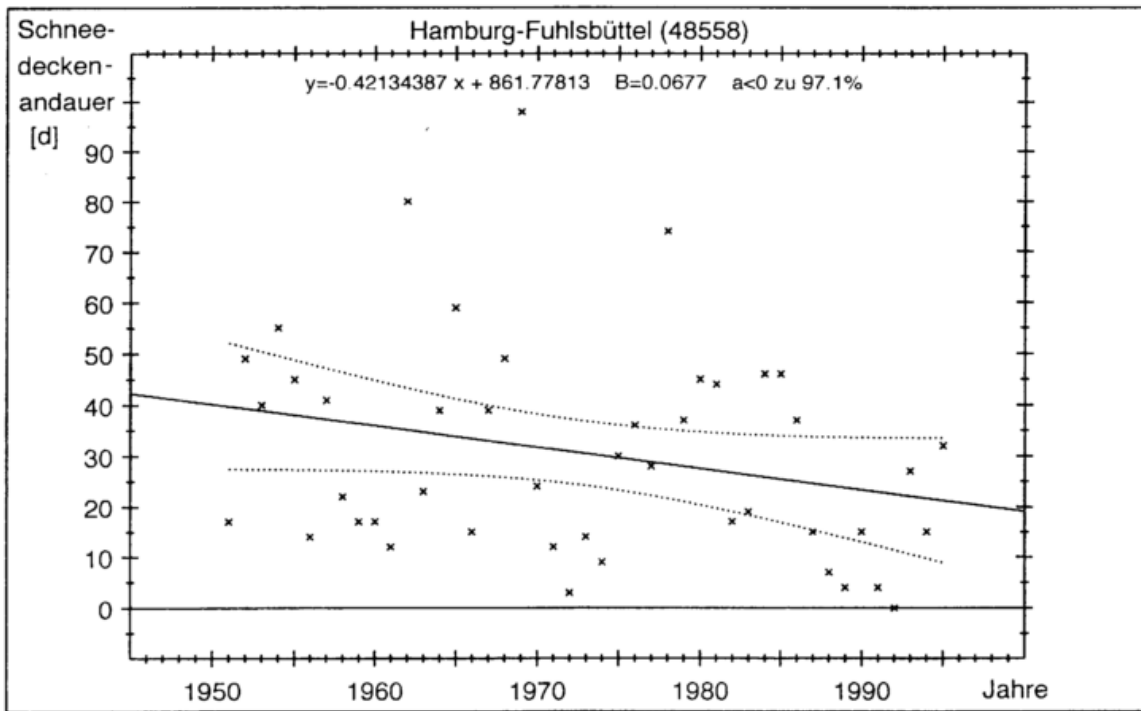


Abbildung 27: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Hamburg-Fuhlsbüttel (95%-Vertrauensintervall des Trends: $-0.9 \dots 0.06$ d/a).

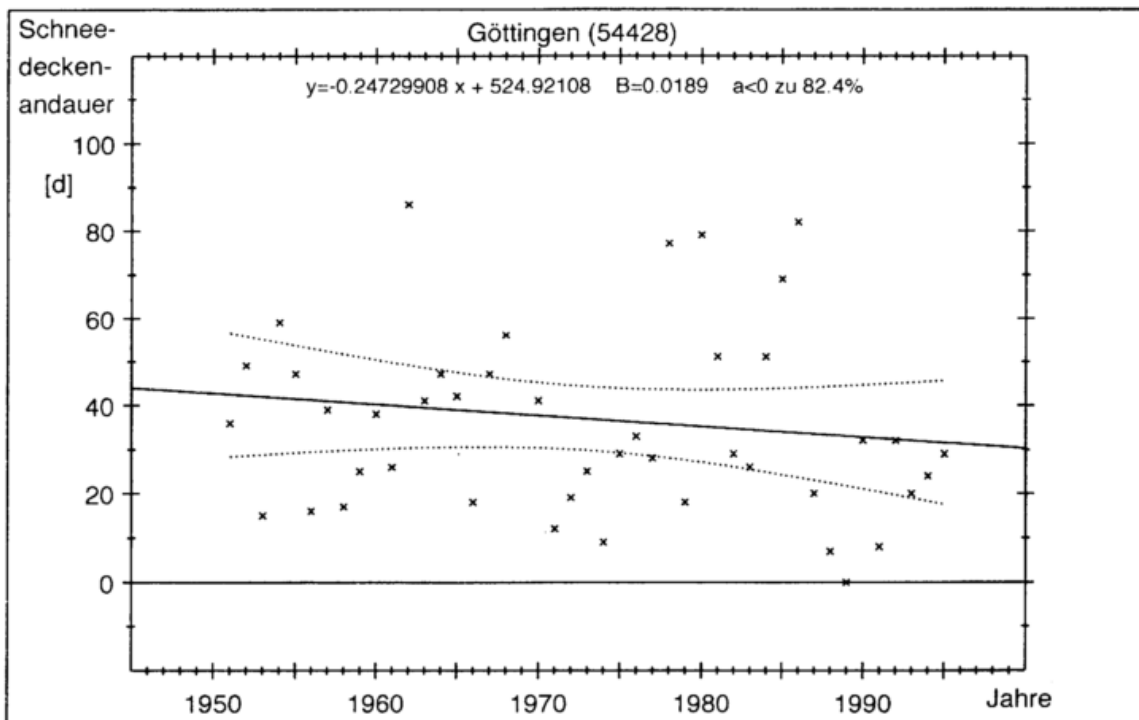


Abbildung 28: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Göttingen.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

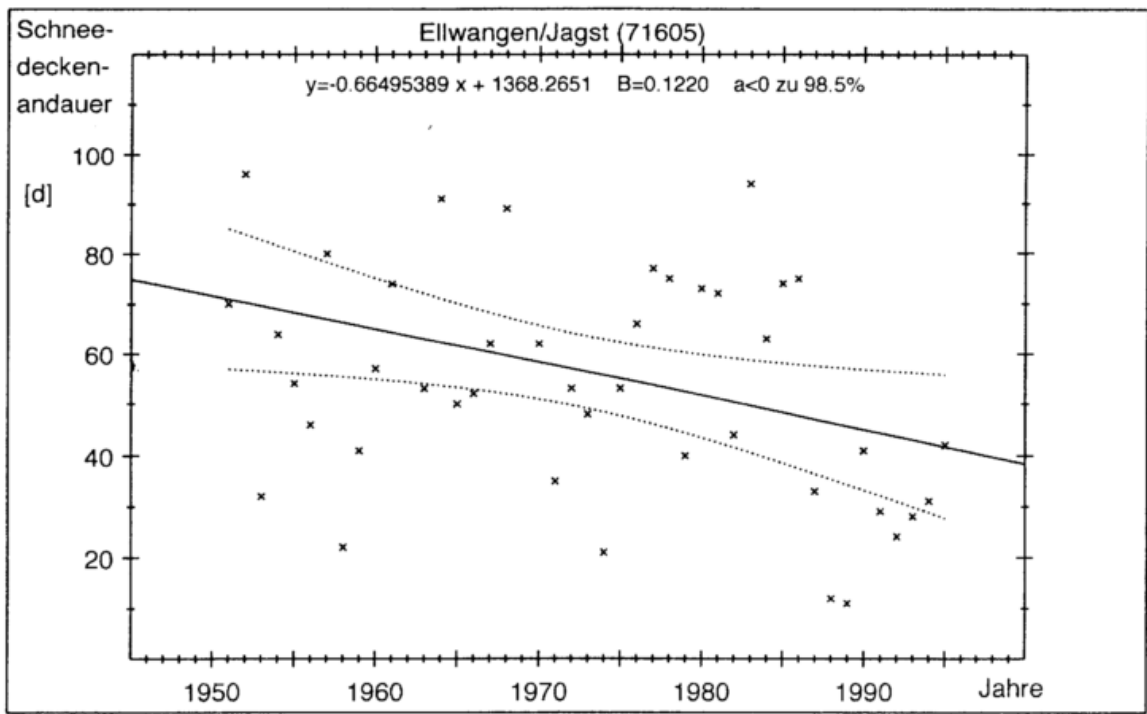


Abbildung 29: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Ellwangen/Jagst (95%--Vertrauensintervall des Trends: $-1.21 \dots -0.12$ d/a).

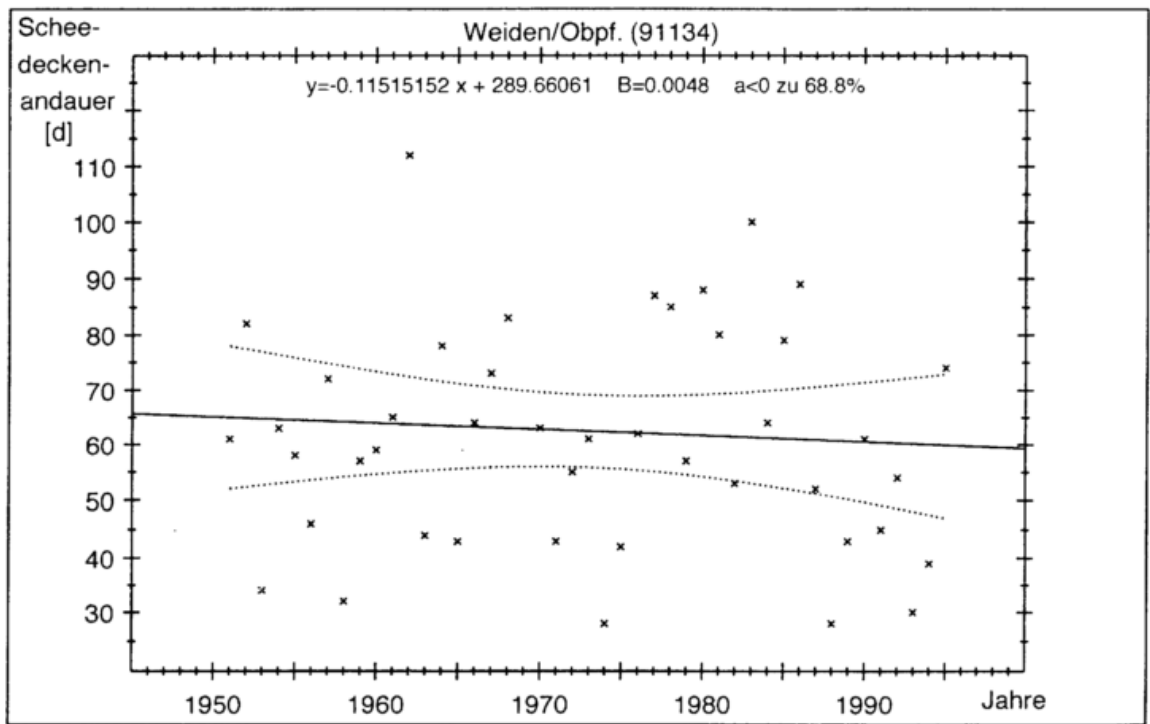


Abbildung 30: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Weiden/Obpf..

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

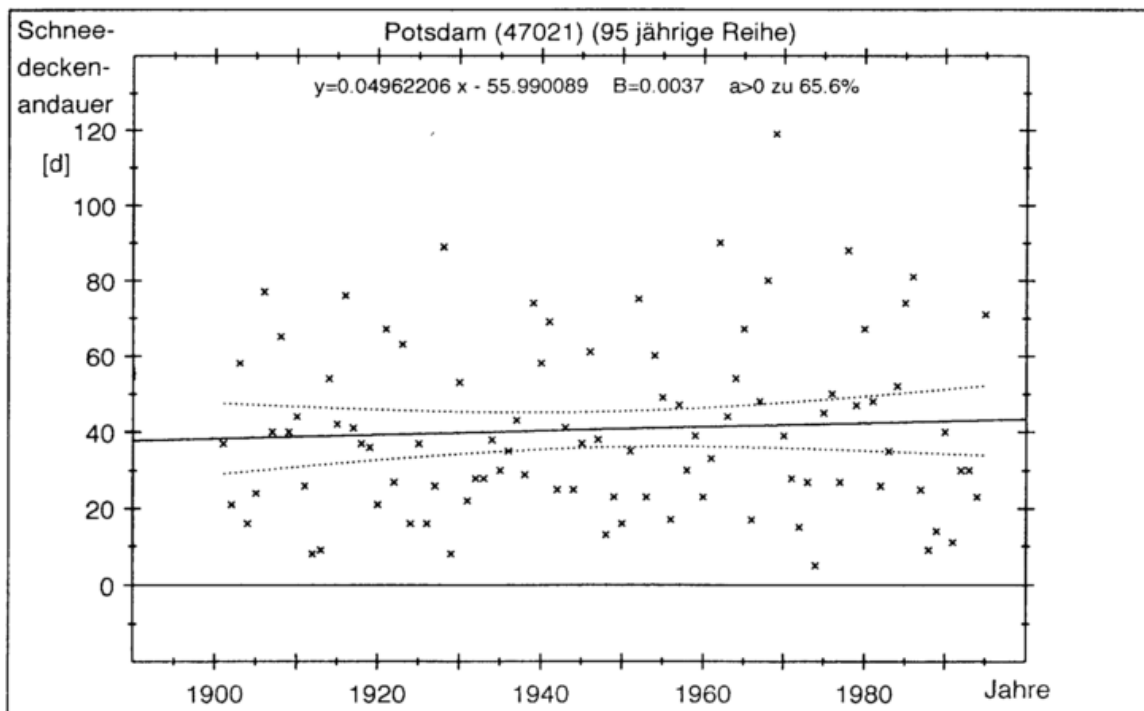


Abbildung 31: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Potsdam (95-jährige Reihe).

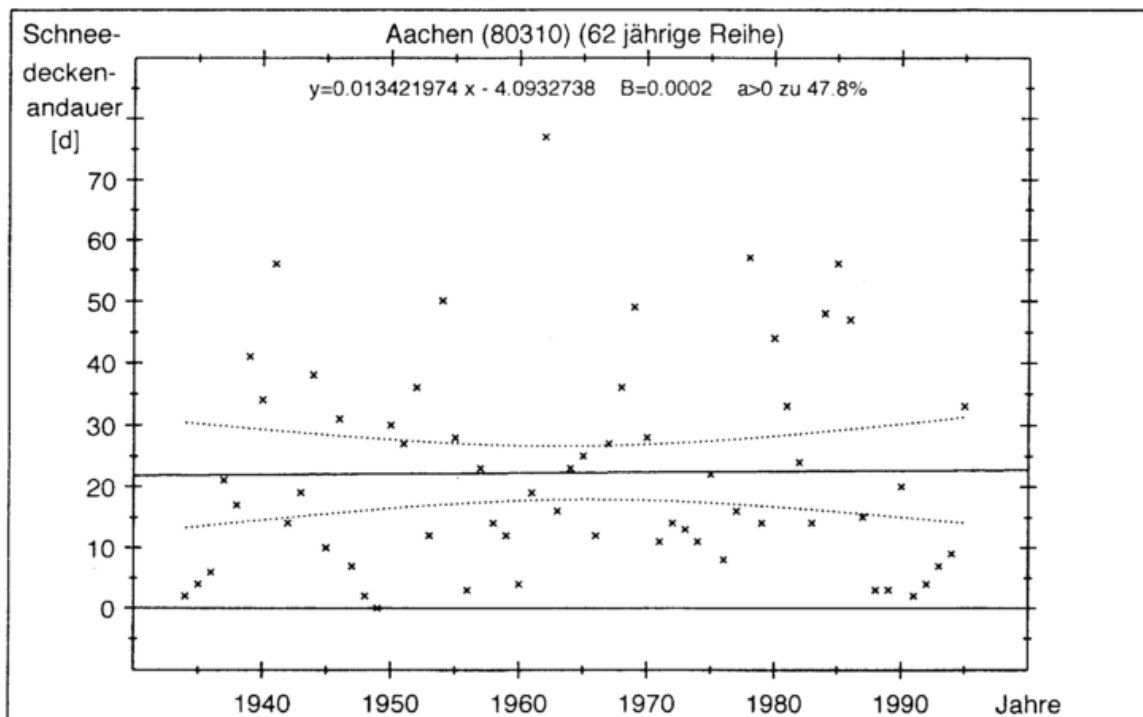


Abbildung 32: Trendtest der **Schneedeckenandauer** in Aachen (62-jährige Reihe).

9.2 Trendstabilität

In diesem Kapitel wird untersucht, ob die im vorherigen Kapitel berechneten Trends, die für die gesamte Zeitspanne der Reihe berechnet wurden, auch für kürzere Teilerien repräsentativ sind. Der Gesamttrend könnte sich z. B. auch aus mehreren Trends verschiedener Steigung zusammensetzen (zur Überprüfung ist das modifizierte Summenlinienverfahren ideal) oder er könnte nicht-linear sein. Anhaltspunkte, wie sehr die Länge der Datenreihe den Trend beeinflusst, geben die in diesem Abschnitt angewendeten Verfahren *vorwärtsschreitender und rückwärtsschreitender Trend*.

9.2.1 Niederschlag und Verdunstungsgrößen

Die Abbildungen 33 und 38 zeigen die Ergebnisse der im Kapitel 5.4.3 beschriebenen Verfahren *vorwärtsschreitender und rückwärtsschreitender Trend*. Bei den in diesem Abschnitt untersuchten Größen Niederschlag und Verdunstung (Jahressummen) wurde die minimale Länge der Regressionsgeraden (der Parameter d im Kapitel 5.4.3) auf 30 Jahre gesetzt. Der vorwärtsschreitende Trend wird also vom ersten gemessenen Jahr bis zum letzten Jahr, vom zweiten bis zum letzten usw. gebildet bis die Regressionsgerade nur noch eine Länge von 30 Jahren hat. Da die Reihe dann relativ kurz ist, schwanken die berechneten Werte in den (jeweils linken) Abbildungen am Reihenende stark. Beim rückwärtsschreitenden Trend werden Trends vom ersten bis zum d -ten, vom ersten bis zum $(d + 1)$ -ten Wert usw. gebildet; die starke Schwankung findet man diesmal am Reihenanfang.

Die durchgezogenen Linien beziehen sich auf die linke Ordinate und stellen den Trend a_j mit Einheiten mm/a dar. Der Wert dieser Linie, den man ganz links in der 'Abbildung des vorwärtsschreitenden Trends' abliest, ist der Wert des Gesamttrends. Beim rückwärtsschreitenden Trend ist der Gesamttrend ganz rechts, am Ende der durchgezogenen Linie abzulesen (die linke Ordinate benutzen).

Die gepunkteten Kurven (Werte sind an der rechten Ordinate abzulesen) stellen die bei der Berechnung des Trends erzielte Signifikanzsicherheit S_j (des zweiseitigen Mann-Kendall-Tests) dar (Einheit $1 \equiv 100\%$). Man beachte die leicht unterschiedlichen Wertebereiche der einzelnen Abbildungen.

Den Abbildungen entnimmt man, daß die Trendstärke und die Signifikanz ziemlich stark von der Reihenlänge abhängen und meistens in zufälliger Weise ziemlich stark schwanken. Dies ist nicht verwunderlich, wenn man den stark streuenden Verlauf der Originalwerte in den Abbildungen 14 bis 21 betrachtet. Hinzunahme oder Weglassen einiger Werte kann die Trendergebnisse schon merklich beeinflussen. Auch die sehr großen Vertrauensbereiche der Tabelle 23 (S.97) zeigen, daß die quantitative Angabe von Werten des Trends sehr unsicher ist.

Die Signifikanzsicherheit zeigt den stabilsten Verlauf beim vorwärtsschreitenden Trend des Niederschlags in Hamburg, beim rückwärtsschreitenden Trend der Gras-Sand-Verdunstung in Hamburg und beim rückwärtsschreitenden Trend der

Gewässerverdunstung in Potsdam.

Die Werte des vorwärtsschreitenden Trends des Niederschlags in Potsdam sind ebenfalls ziemlich stabil, aber mit kleinen Werten bis 1945. Die zugehörigen Signifikanzwerte sind wegen der kleinen Werte des Trends ebenfalls klein. Nach 1945 setzen Schwankungen ein, da nur noch wenige Werte zur Berechnung benutzt werden.

Beim Niederschlag ist auffällig, daß die drei 'signifikanten' Stationen Hamburg, Karlsruhe und München eine Zunahme des vorwärtsschreitenden Trends in der Nähe von 1940 zeigen (um 1930 in Hamburg).

9.2.2 Schneedeckenandauer

Die Abbildungen 39 bis 41 entsprechen den Bildern 33 bis 38, nur wird hier die Trendstabilität der Schneedeckenandauer untersucht (Trends in Einheiten von d/a). Da die Reihen aus weniger Daten bestehen, wurde die minimale Länge der Regressionsgeraden auf $d = 10a$ begrenzt. Da dann z. T. sehr kurze Reihen benutzt werden, treten am rechten Rand der linken Abbildungen und am linken Rand der rechten Abbildungen sehr starke Variationen auf.

Die Schwankungen der Signifikanzsicherheit sind noch stärker als bei den Niederschlags- und Verdunstungsgrößen. Nur die drei signifikanten Stationen Schwerin, Hamburg und Ellwangen/Jagst haben beim vorwärtsschreitenden Trend relativ stabile Sicherheiten. Am stabilsten in dieser Hinsicht ist Ellwangen/Jagst. Die lange Reihe von Potsdam hat konstant kleine Trendwerte mit daraus resultierenden kleinen Signifikanzen. Die Vertrauensbereiche (vgl. Abbildungen 26, 27 und 29, S.101 f.) zeigen jedoch, daß i. allg. quantitative Aussagen über die Größe der Trends auch hier sehr unsicher sind.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

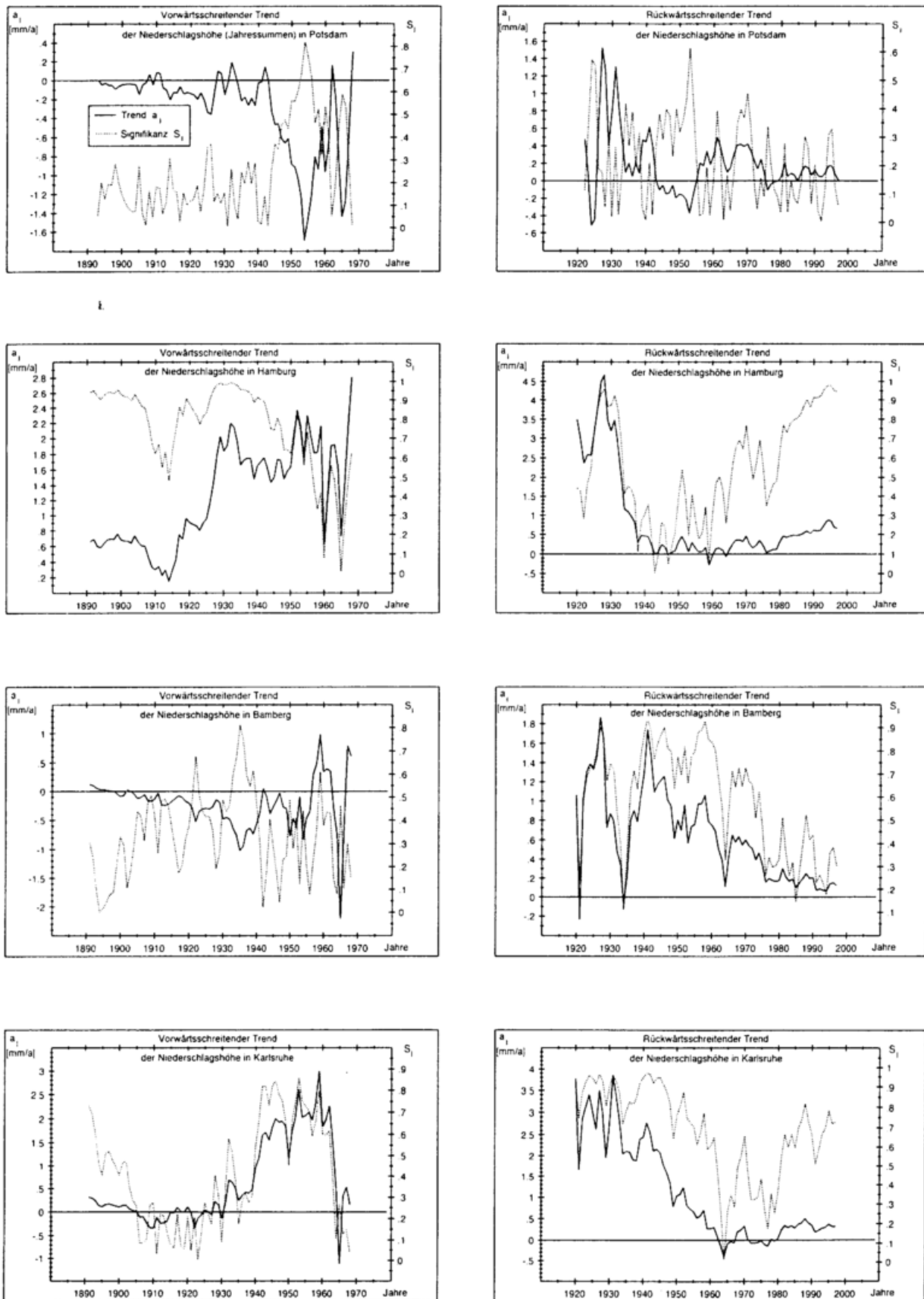


Abbildung 33: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Niederschlagshöhe** (Jahressummen) für verschiedene Stationen.

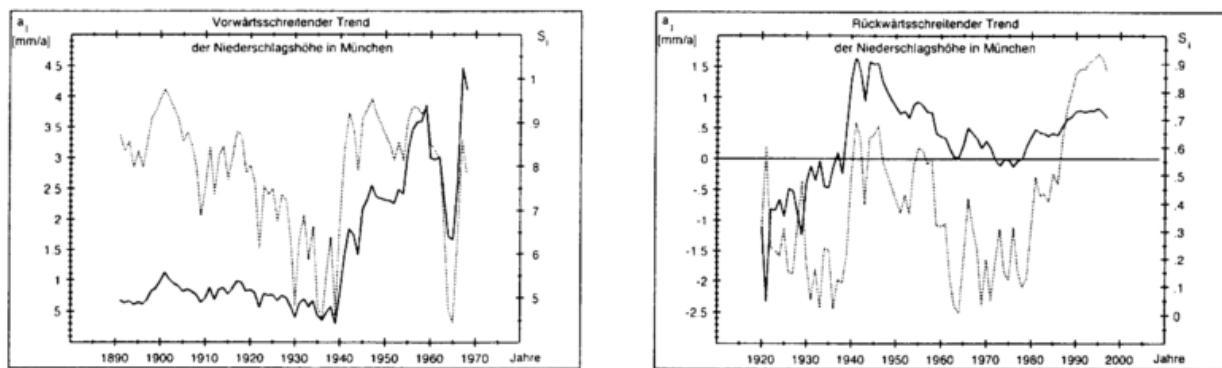


Abbildung 34: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Niederschlagshöhe** (Jahressummen) für verschiedene Stationen (Fortsetzung).

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

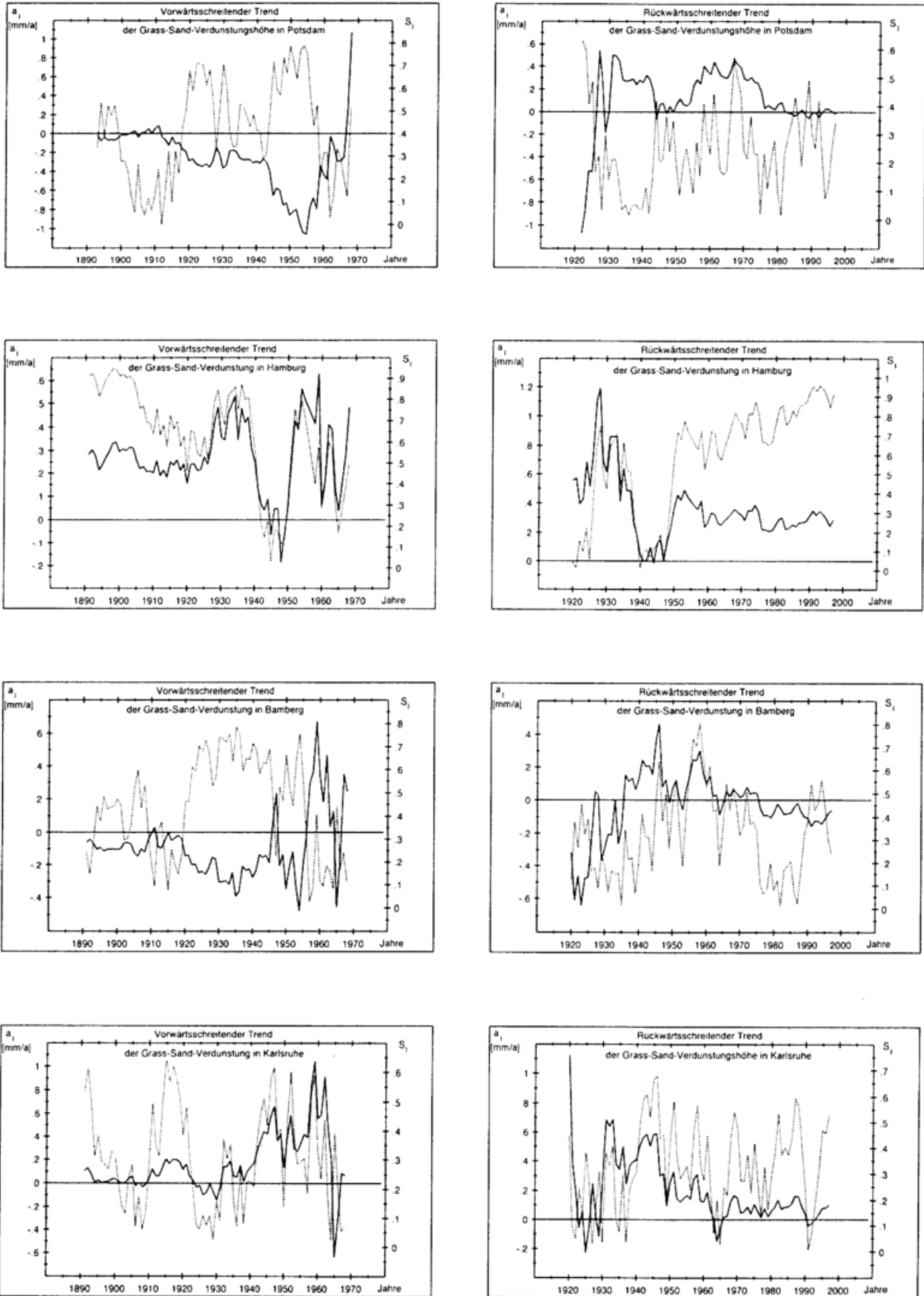


Abbildung 35: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Gras-Sand-Verdunstungshöhe** (Jahressummen) für verschiedene Stationen.

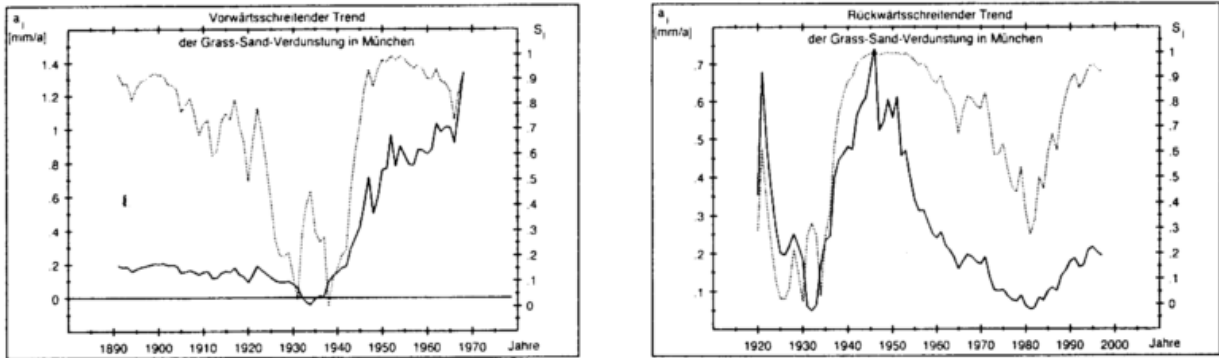


Abbildung 36: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Gras-Sand-Verdunstungshöhe** (Jahressummen) für verschiedene Stationen (Fortsetzung).

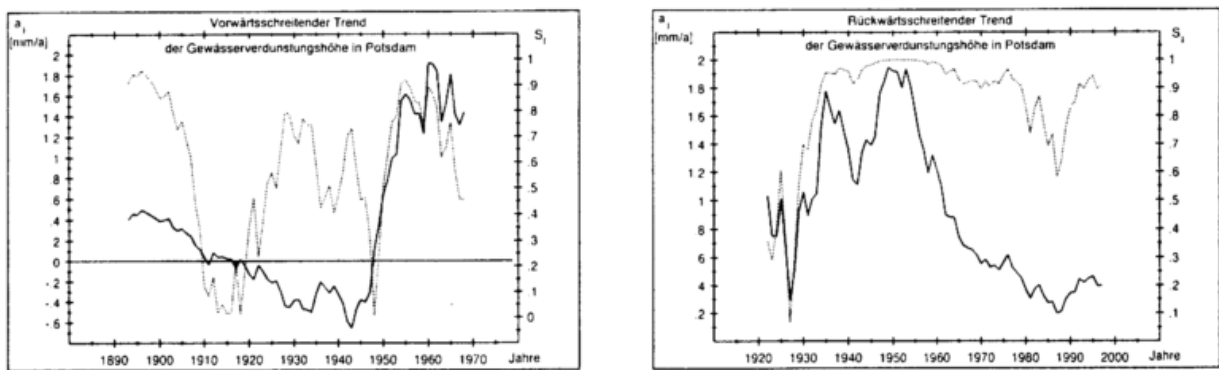


Abbildung 37: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Gewässer-Verdunstungshöhe** für die Station Potsdam.

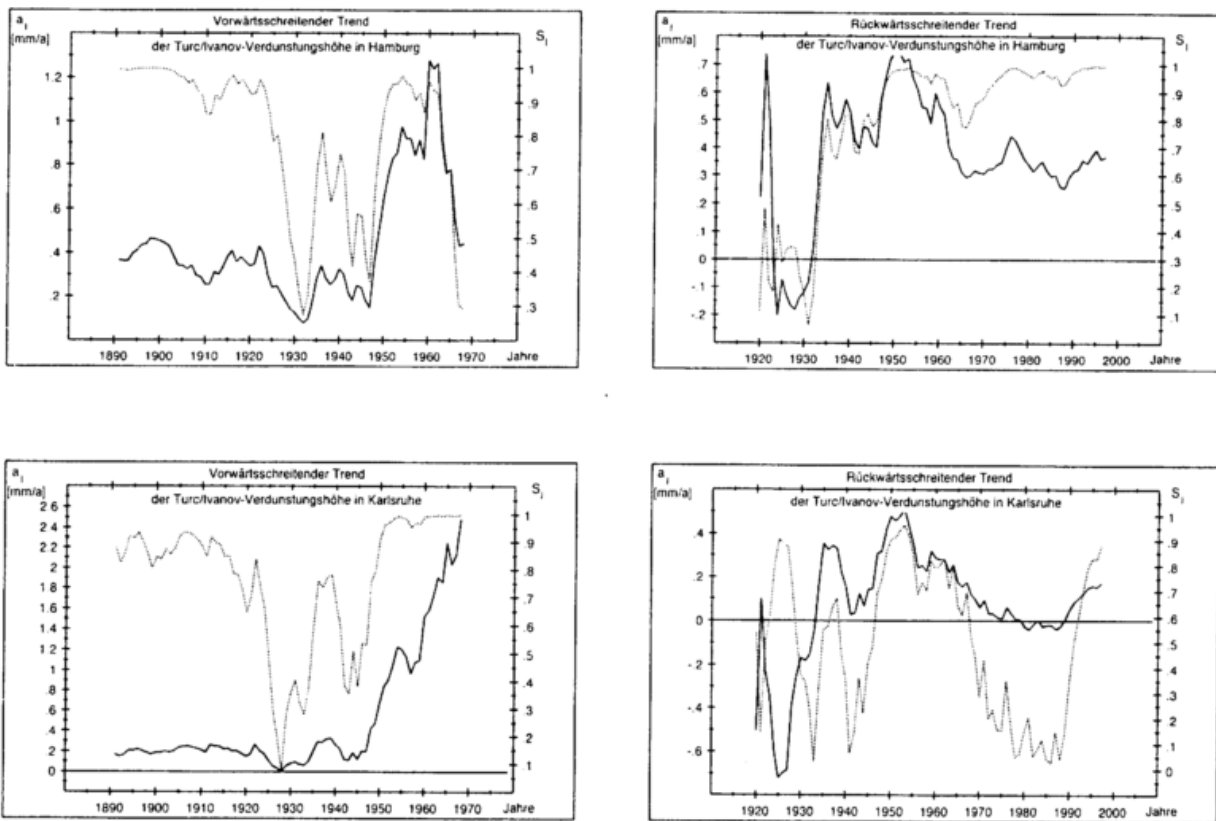


Abbildung 38: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe** für verschiedene Stationen.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

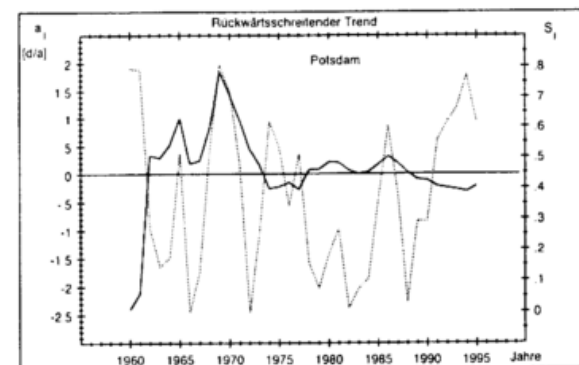
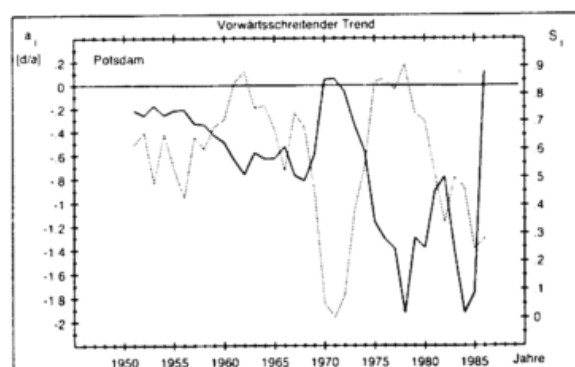
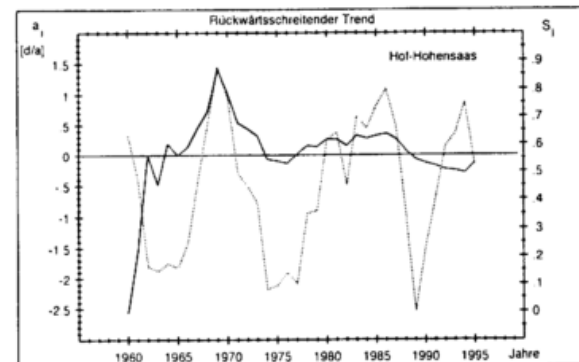
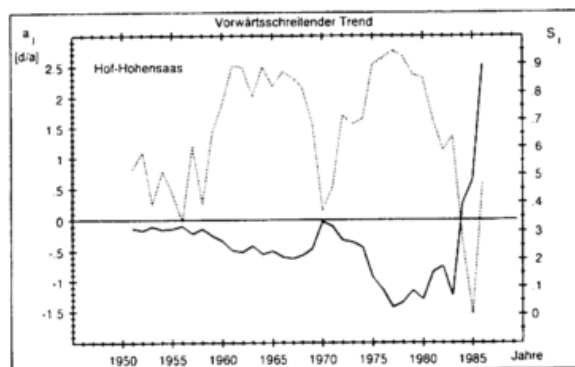
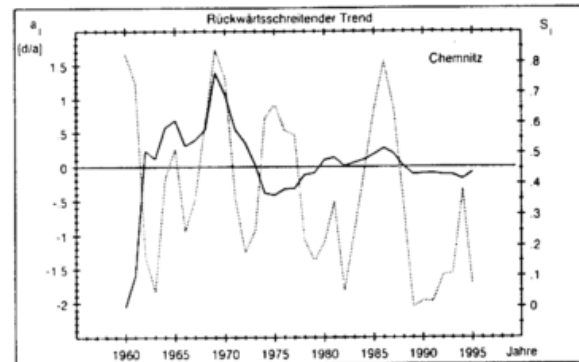
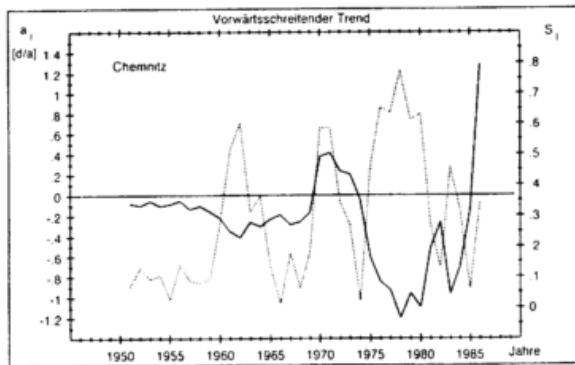
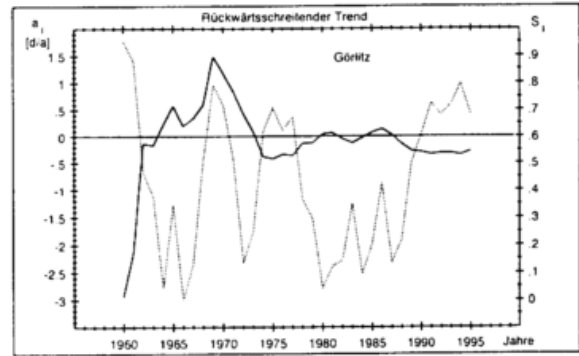
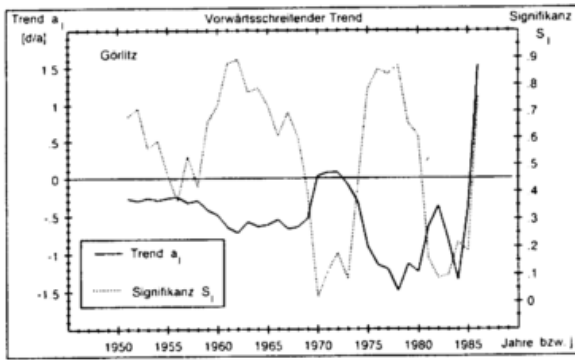


Abbildung 39: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Schneedeckendauer** für verschiedene Stationen.

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

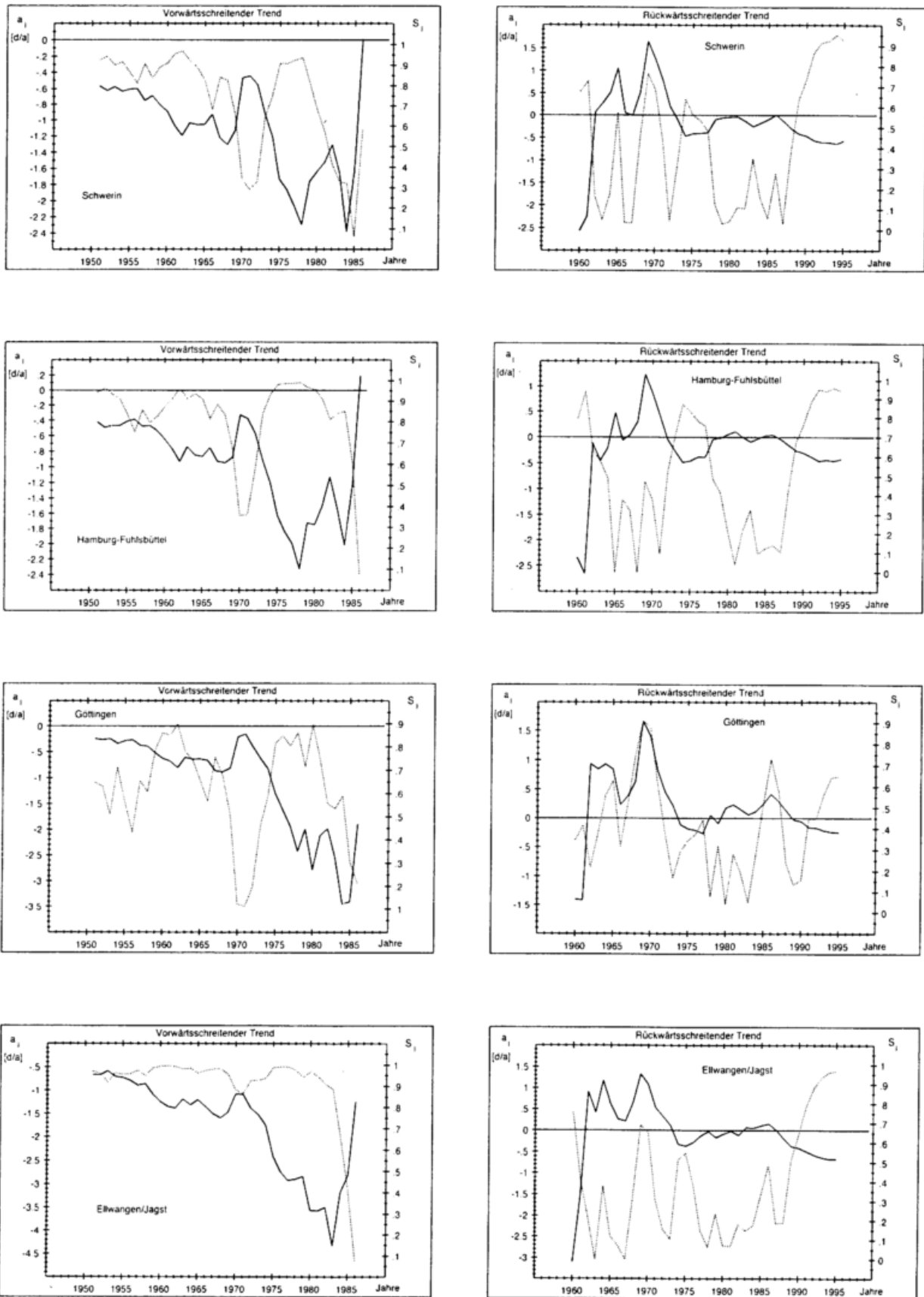


Abbildung 40: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Schneedeckendauer** für verschiedene Stationen (Fortsetzung).

9 ANALYSE DER HOMOGENEN ZEITREIHEN

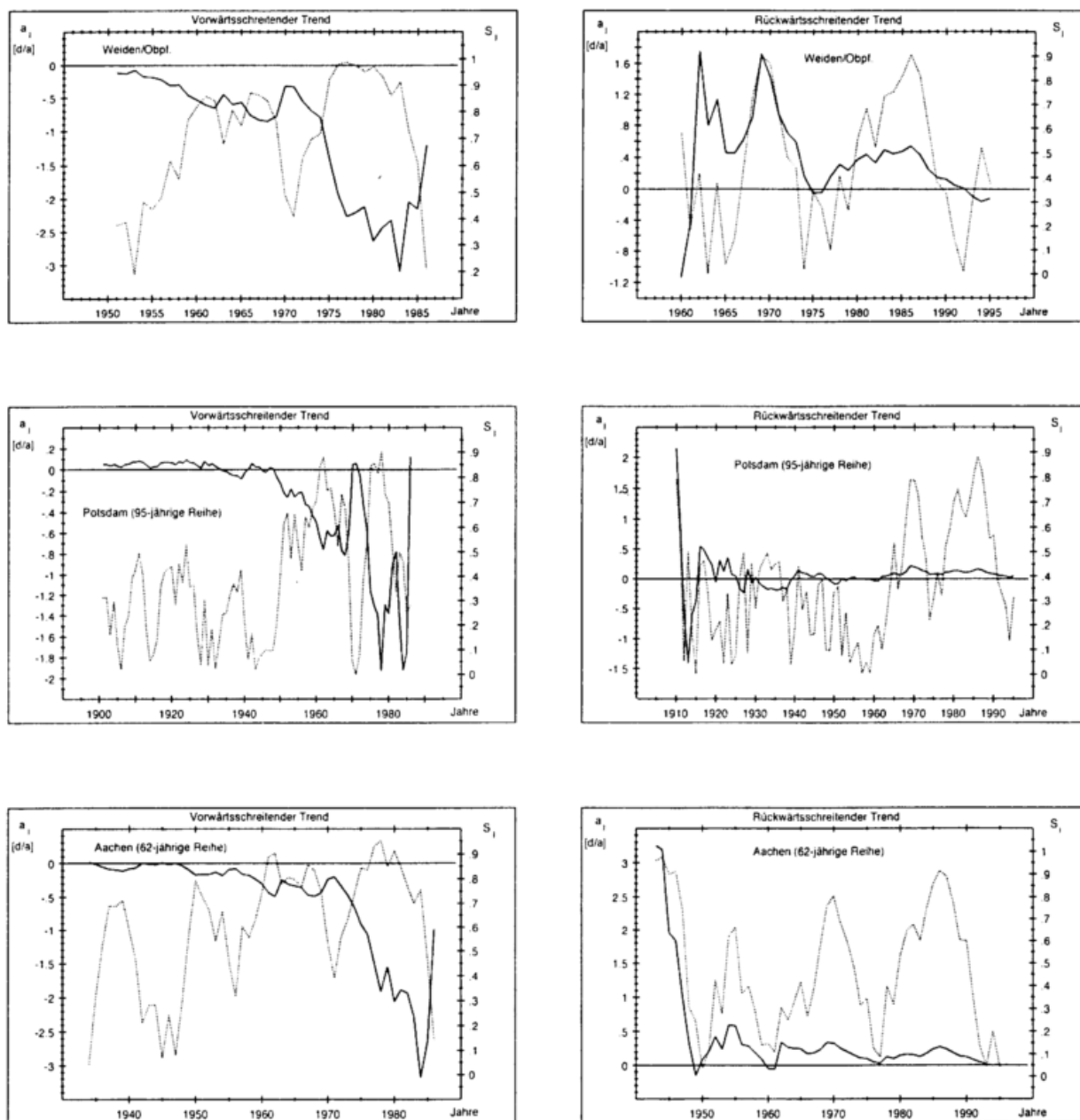


Abbildung 41: Vorwärts- und rückwärtsschreitender Trend der **Schneedeckendauer** für verschiedene Stationen (Fortsetzung).

10 Zusammenfassung der Ergebnisse der Datenanalyse

Die Ergebnisse der Homogenitätsuntersuchungen sind in den Tabellen 12 bis 16 (ab Seite 64) aufgelistet. Während sich die Niederschlagshöhe und die Gras-Sand-Verdunstungshöhe mit Ausnahme der Werte an der Station Münster ziemlich homogen zeigen, weisen alle Reihen der potentiellen Turc/Ivanov- und Gewässer-Verdunstungshöhe Inhomogenitäten auf, die nachfolgende Trenduntersuchungen ohne weitere Korrektur sinnlos erscheinen lassen.

Alle untersuchten Stationen zeigten eine Zunahme der Jahressummen der Niederschlagshöhe. Allerdings waren die Trends bei nur drei von sechs Stationen signifikant. Dabei wurde eine der sechs Stationen für inhomogen befunden und nicht bewertet. Dieses Ergebnis wird von den detaillierteren Untersuchungen von Richter (1999) und Herzog & Müller-Westermeier (1998b) bestätigt. Beide Arbeiten kommen zu dem Schluß, daß dieses Anwachsen der Niederschlagshöhe hauptsächlich durch die Zunahme des Niederschlags im Winter (bei gleichzeitigem Rückgang des Sommerniederschlags) hervorgerufen wird.

Auch alle untersuchten Verdunstungsgrößen der hier für homogen befundenen Stationen mit signifikanten Ergebnissen der Trendtests zeigten positive Trends (Tabelle 23, S.97). Richter (1999) berechnet zwar für die Grasreferenzverdunstung in Münster leicht rückgängige Werte. In der vorliegenden Arbeit wurde diese Reihe aber als inhomogen eingestuft (negativer Sprung). Alle anderen Verdunstungsgrößen zeigten auch bei Richter einen Anstieg.

Die Ergebnisse von Richter bezüglich der Gewässer-Verdunstungshöhe und der Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe müssen jedoch mit Vorsicht betrachtet werden, da wahrscheinlich fast alle dieser Reihen mit merklichen Inhomogenitäten behaftet sind. Wie die Untersuchungen zur Trendstabilität und die breiten Vertrauensintervalle der Trends zeigen, sind quantitative Angaben zum Trend leicht mit über 100% Fehler behaftet.

Weitere Ergebnisse zur innerjährlichen Verteilung des Niederschlags und der Verdunstungsgrößen sowie Untersuchungen der Wasserbilanzen sind ebenfalls in Richter (1999) beschrieben. Da dort für die Berechnung der Bilanzen z. T. wieder die inhomogenen Reihen benutzt wurden, können auch diese Ergebnisse u.U. durch künstliche Sprünge und Trends verfälscht sein. Das Kapitel 8 zeigte außerdem, daß nach funktionalen Verknüpfungen von mit nur kleinen Inhomogenitäten behafteten Größen erneut geprüft werden muß, ob die *Wichtigkeit* der Inhomogenitäten der neu gebildeten Größen nicht sprunghaft angestiegen ist. Dies gilt sogar bei linearen Verknüpfungen.

Die Homogenität der Primärgrößen, aus denen die verschiedenen Verdunstungsgrößen berechnet werden, wird in Herzog & Müller-Westermeier (1998b) beschrieben.

Die Schneedeckenandauer zeigt an den untersuchten 9 Stationen durchweg ab-

10 ZUSAMMENFASSUNG DER DATENANALYSE

nehmende Tendenz (bei 3 signifikanten Trends). Dieses Verhalten stimmt mit der von Herzog & Müller-Westermeier (1998b) festgestellten Zunahme der Wintertemperaturen gut überein.

11 Zusammenfassung der theoretischen Ergebnisse

In Kapitel 4.1 wird daraufhingewiesen, daß sich die statistische Sicherheit eines Testergebnisses extrem von der eigentlich gesuchten Wahrscheinlichkeit (nämlich, daß die Gegenhypothese gilt, wenn der Test signifikant ausfällt) unterscheiden kann. Das korrekte Vorgehen bei Mehrfachtests wird in Kapitel 4.2 beschrieben.

Kapitel 5.5 beschreibt wichtige Korrekturen und Verbesserungen der in der Literatur oft unkorrekt dargestellten Verfahren: Fehler bei der Anwendung der Gauß'schen Tiefpaßfilterung, beim $n\omega^2$ -Anpassungstests und bei der Interpretation der Ergebnisse des Alexandersson-Shift-Tests werden beschrieben und berichtigt. Korrekte Signifikanzgrenzen für das 'gesamte' Powerspektrum werden hergeleitet. Das Abbe-Kriterium wird zum echten Signifikanztest ausgebaut, der Schnelltest von Schönwiese (1985b) wird wesentlich verbessert und das Wertesummenlinienverfahren wird erheblich modifiziert und korrigiert.

Der Begriff der *Wichtigkeit* einer Inhomogenität wird definiert. Diese gestattet es zu beurteilen, wie sehr ein auf die originalen Daten angewandter Trendtest von in der Reihe enthaltenen Inhomogenitäten beeinflusst wird (Kapitel 6).

Abschließend kann erklärt werden, warum sich die Turc/Ivanov-Verdunstungshöhe und die Gewässerverdunstungshöhe wesentlich inhomogener verhalten als die Gras-Sand-Verdunstungshöhe, obwohl gleiche Primärgrößen für ihre Berechnung verwendet werden.

A Der Einfluß der Güte der Korrelation der Meßwerte zwischen der zu untersuchenden Station und den Referenzstationen auf die Güte der relativen Homogenitätstests

A.1 Einfluß auf die Form der Verteilung

Häufig setzen die Tests normalverteilte Zufallsvariablen voraus. Sind die Zeitreihe \hat{x}_i einer meteorologischen Größe an der zu untersuchenden Station und die Zeitreihe derselben Größe \hat{y}_i an der Referenzstation gegeben und ist die Größe *nicht* normalverteilt, so stellt sich die Frage, ob die Differenz $\hat{d}_i = \hat{x}_i - \hat{y}_i$, die bei den relativen Homogenitätstest benutzt wird, vielleicht 'besser' normalverteilt ist als die ursprünglichen Größen und wie sehr diese Verbesserung von der Korrelation der \hat{x}_i mit den \hat{y}_i abhängt.

Zunächst kann man festhalten, daß die Verteilung der Differenz zweier gleichartig verteilter Größen i. allg. normaler ist als die der ursprünglichen Größen, da die neue Verteilung der \hat{d}_i wenigstens symmetrisch um den Nullpunkt ist. Die Korrelation der \hat{x}_i und \hat{y}_i beeinflußt dabei die resultierende Varianz der \hat{d}_i . Die neue Verteilung wird aber auch bei wachsender Korrelation nicht beliebig gut normalverteilt sein. (Erst die Summation sehr vieler unabhängiger Zufallsvariablen ergibt eine immer besser normalverteilte Größe.)

Sind allerdings normalverteilte Messfehler im Spiel, so kann die Differenz bei sehr hoher Korrelation der natürlichen Anteile (ohne Fehlereinfluß) der meteorologischen Größe zwischen den Stationen normal werden. Bildet man z. B. die Differenz der Messungen von zwei Regenmessern, die nebeneinander stehen (Korrelation der Niederschlagshöhe ohne Meßfehler geht gegen eins), so bleibt z. B. nur der normalverteilte Ablesefehler erhalten [vgl. Gleichung (4)].

A.2 Einfluß auf die Unabhängigkeit der Elemente der Differenzreihe

Die meisten relativen Homogenitätstests setzen Unabhängigkeit der Differenzen $\hat{d}_i = \hat{x}_i - \hat{y}_i$ voraus. Bei normalverteilten Werten ist dies gleichbedeutend mit Unkorreliertheit. Sind die originalen \hat{x}_i z. B. positiv korreliert, so könnte man hoffen, daß die Autokorrelation der \hat{d}_i geringer ist und daß diese Verringerung der Autokorrelation noch von der Korrelation zwischen den Werten \hat{x}_i an der zu untersuchenden Station und den Werten y_i an der Referenzstation abhängt. Leider sind beide Vermutungen nicht zwingend richtig, wie folgende Analyse zeigt:

Aus den Definitionsgleichungen der Varianz, der Kovarianz und des Korrelationskoeffizienten berechnet man leicht folgende Beziehung für die Autokorrelation $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+k})$ der \hat{d}_i als Funktion der Autokorrelation $\rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+k})$ der originalen \hat{x}_i und der

A EINFLUSS DER KORRELATION ZWISCHEN DEN STATIONEN

Korrelation der Originalwerte zwischen den Stationen $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_{i+k})$:

$$\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+k}) = \frac{\rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+k}) - 0.5(\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_{i+k}) + \rho(\hat{y}_i, \hat{x}_{i+k}))}{1 - \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)}. \quad (91)$$

Dabei wurde angenommen, daß $\sigma_x^2 \approx \sigma_y^2$ und $\rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+k}) \approx \rho(\hat{y}_i, \hat{y}_{i+k})$ gilt, daß also die betrachtete Größe an beiden Stationen die gleiche Varianz und die gleiche Autokorrelationsfunktion aufweist. Außerdem wurde Stationarität (alle statistischen Werte unabhängig von i) vorausgesetzt.

Gilt nun noch zusätzlich 'zeitliche Symmetrie' bezüglich der Stationskorrelation, d.h. $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_{i+k}) = \rho(\hat{y}_i, \hat{x}_{i+k})$, so folgt aus (91) leicht, daß

$$\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+k}) < \rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+k}) \quad (92)$$

genau dann gilt, wenn

$$\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_{i+k}) > \rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)\rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+k}) \quad (93)$$

ist. Nur wenn man für zwei bestimmte Stationen $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_{i+k})$ als Funktion von $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)$ kennen würde, könnte man die funktionale Abhängigkeit zwischen $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+k})$ und $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)$ genauer spezifizieren. Man kann aber ARMA-Modelle (AutoRegressive Moving Average-Modelle) angeben, bei denen $\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1})$ nicht kleiner wird, wenn die Stationskorrelation $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i)$ gegen eins strebt. Daraus folgt, daß höhere Stationskorrelationen nicht zwingend unkorreliertere Differenzenreihen bedeuten.

Speziell für die See-Verdunstung der Stationen Potsdam (\hat{x}_i) und Hamburg (\hat{y}_i) berechnet man aus den gemessenen Jahressummen für die Verschiebung (Lag) $k = 1$:

$\rho(\hat{d}_i, \hat{d}_{i+1}) = 0.39$ und $\rho(\hat{x}_i, \hat{x}_{i+1}) \approx 0.2$ (Mittelwert beider Stationen), so daß die Gleichung (92) nicht erfüllt ist. Tatsächlich ist aber die Bedingung (93) dann auch nicht erfüllt, wie Einsetzen der noch fehlenden Werte $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_{i+1}) = 0.11$ und $\rho(\hat{x}_i, \hat{y}_i) = 0.77$ zeigt.

A.3 Einfluß auf die Teststärke

Setzt man Gleichung (87) (S.85) in Gleichung (84) ein, so erhält man:

$$Q_{\zeta\gamma} = \frac{\delta d_\zeta \sigma_{E_\gamma} (1 - \rho(\hat{E}_{\gamma i}, \hat{E}_{\gamma Ref, i}))^{1/2}}{\delta d_\gamma \sigma_{E_\zeta} (1 - \rho(\hat{E}_{\zeta i}, \hat{E}_{\zeta Ref, i}))^{1/2}}. \quad (94)$$

Nun stehe der Index γ für eine bestimmte Zeitreihe \hat{E}_γ mit Sprung δd_γ , die zu einer Referenzreihe $\hat{E}_{\gamma Ref}$ die Korrelation

$$\rho_\gamma \stackrel{def}{=} \rho(\hat{E}_\gamma, \hat{E}_{\gamma Ref})$$

hat. Der Index ζ bezeichne eine andere Reihe mit Sprung δd_ζ und mit Korrelation ρ_ζ zur zugehörigen Referenzreihe. Ist $\rho_\zeta > \rho_\gamma$, gilt $\sigma_{E_\zeta} = \sigma_{E_\gamma}$ und sind die Sprünge

A EINFLUSS DER KORRELATION ZWISCHEN DEN STATIONEN

gleich groß, so ist $Q_{\zeta\gamma} > 1$ und das heißt, daß die Power des Tests, der auf \hat{E}_ζ angewendet wird, größer ist.

Ein Beispiel möge die Anwendung von Gleichung (94) verdeutlichen: Es sei

$$\rho_\zeta \stackrel{def}{=} \rho(\hat{E}_\zeta, \hat{E}_{\zeta Ref}) = 0.9$$

sowie $\sigma_{E_\zeta} = \sigma_{E_\gamma}$. Sprünge in \hat{E}_ζ der Höhe $\delta d_\zeta = 1$ K werden von einem relativen Homogenitätstest zu einer statistischen Sicherheit von 95% erkannt. Welche Sprunghöhe wird bei sonst gleichen Bedingungen (festes n , α , k =Sprungstelle) zur gleichen Sicherheit vom gleichen Test erkannt, wenn die Stationskorrelation nur noch $\rho_\gamma \pm 0.6$ ist? Aus (94) folgt

$$Q_{\zeta\gamma} \stackrel{!}{=} 1 = \frac{\delta d_\zeta (1 - \rho_\gamma)^{1/2}}{\delta d_\gamma (1 - \rho_\zeta)^{1/2}}$$

$$\delta d_\gamma = \delta d_\zeta \frac{(1 - \rho_\gamma)^{1/2}}{(1 - \rho_\zeta)^{1/2}} = 2 \delta d_\zeta.$$

Das heißt, daß nun nur noch Sprünge, die mindestens doppelt so groß sind, mit einer Sicherheit von mindestens 95% erkannt werden!

Gilt sogar $\rho_\gamma = 0$, so werden nur noch Sprünge, die 3.16-fach so groß sind, mit gleicher Sicherheit erkannt. (Auch bei $\rho = 0$ kann die Differenzenbildung noch sinnvoll sein, wenn man voraussetzt, daß etwaige natürliche Trends an beiden Stationen gleich groß sind. Diese fallen dann bei der Differenzenbildung heraus, so daß nur noch künstliche Inhomogenitäten übrigbleiben.)

Betrachtet man Größen (z. B. den Niederschlag), bei denen Quotientenreihen anstelle von Differenzenreihen untersucht werden, so gilt für diese ebenfalls das Ergebnis (94), falls die Variationskoeffizienten der Größe an der zu untersuchenden Station und an der Referenzstation klein gegen eins und ungefähr gleich groß sind. (Achtung: Für Tageswerte des Niederschlags sind die Variationskoeffizienten i. allg. nicht wesentlich kleiner als eins!)

Werden die Referenzwerte als mit dem Bestimmtheitsmaß gewichtete Mittelwerte von mehreren, relativ schlecht korrelierten Stationen gebildet, so gilt die in dieser Arbeit häufig gemachte Annahme $\sigma_{E_\gamma} \approx \sigma_{E_{\gamma Ref}}$ nicht mehr und das Ergebnis (94) wird wesentlich komplizierter (vgl. das unter Gleichung (30) (S.31) Gesagte). Benutzt man nur wenige Referenzstationen mit ausreichend guter Korrelation, so bleibt das Ergebnis aber hinreichend korrekt.

Abschließend sei noch bemerkt, daß man i. allg. bei der realen Anwendung eines Tests die Varianz σ_d^2 aus den Daten schätzen muß (Schätzwert \hat{s}_d^2). Benutzt man dazu alle Daten und enthalten diese Daten einen Sprung der Höhe δd in der Mitte der Reihe, so gilt $\hat{s}_d^2 \approx \sigma_d^2 + 0.25 (\delta d)^2$. Gleichung (94) muß dann entsprechend modifiziert werden, indem man in der Wurzel vom Zähler $1/8(\delta d_\gamma/\sigma_{E_\gamma})^2$ und vom Nenner $1/8(\delta d_\zeta/\sigma_{E_\zeta})^2$ dazu addiert. Ist $\delta d < \sigma_E$, so ändert sich nicht viel. Ist aber $\delta d > \sigma_E$, so nimmt die Teststärke mit weiter steigendem δd kontinuierlich ab und der Einfluß der Stationskorrelation auf die Power wird immer geringer.

B Die Abhängigkeit der Teststärke eines relativen Homogenitätstests von der zeitlichen Auflösung der zu untersuchenden Zeitreihen

Es seien n unabhängige Differenzenwerte \hat{d}_i (z. B. Monatssummen) einer Zeitreihe gegeben. Da die d_i Differenzen aus der zu untersuchenden Reihe und der Referenzreihe sind, braucht trotz der monatlichen Auflösung keine Saisonbereinigung durchgeführt zu werden, wenn beide Stationen gut genug korrelieren. In vielen Fällen kann man die Abhängigkeit der Power eines Homogenitätstests so schreiben wie in Gleichung (74) (S.82):

$$Power = f_{Pow} \left(\frac{\delta d}{\sigma_d} \sqrt{n}, \frac{k}{n}, \alpha \right).$$

δd ist hierbei ein Sprung zur 'Zeit' k in den Erwartungswerten der \hat{d}_i , welche die Varianz σ_d besitzen mögen. k/n ist die relative Position des Sprungs und α der vorgegebene α -Fehler. Bildet man nun Jahressummen

$$\hat{d}_{S_j} = \sum_{i=1+(j-1)*12}^{12+(j-1)*12} \hat{d}_i,$$

so gilt:

$$\delta d_S = 12 \delta d \quad \sigma_{d_S} = \sqrt{12} \sigma_d \quad n_S = n/12.$$

n_S ist die Anzahl der nach Bildung der Jahressummen verbleibenden \hat{d}_{S_j} . Bildet man aus diesen Werten das erste Argument der Funktion f_{Pow} , so sieht man, daß sich gegenüber den Monatswerten nichts geändert hat:

$$\frac{\delta d_S}{\sigma_{d_S}} \sqrt{n_S} = \frac{\delta d}{\sigma_d} \sqrt{n}.$$

Die Power bleibt also gleich. Für Mittelwerte d_M der Differenzen der Niederschlagsintensitäten (über disjunkte Intervalle)

$$\hat{d}_M \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\sum (\hat{d}_i / \Delta t) \Delta t}{\sum \Delta t}$$

anstelle von Summen erhält man das gleiche Ergebnis, denn aus

$$\delta d_M = \frac{\delta d}{\Delta t} \quad \sigma_{d_M} = \frac{\sigma_d}{\Delta t \sqrt{12}} \quad n_M = n/12$$

folgt wieder

$$\frac{\delta d_M}{\sigma_{d_M}} \sqrt{n_M} = \frac{\delta d}{\sigma_d} \sqrt{n}.$$

Das heißt also: Durch alleinige Verfeinerung der zeitlichen Auflösung kann man keine kleineren Sprünge aufdecken. Denn was man durch die Mittelwertbildung an

B EINFLUSS DER ZEITLICHEN AUFLÖSUNG

Testschärfe gewinnt (kleinere Varianz), geht an der 'zeitlichen Auflösung' (das effektive n wird kleiner) verloren und umgekehrt. Um kleinere Sprünge aufdecken zu können, muß man neue Daten von 'anderen Zeiten' hinzunehmen!

Ein weiterer Vorteil bei der Benutzung von Mittelwerten oder Summen ist, daß diese besser normalverteilt und bei 'disjunkter' Mittelwertbildung auch unabhängiger sind als die Einzelwerte.

Wesentlich komplizierter ist die Frage, wie genau die Lage eines Sprungs z. B. vom Alexandersson-Shift-Test aufgedeckt werden kann und wie diese Genauigkeit von der zeitlichen Auflösung abhängt.

Der mittlere Fehler dieser Lage- bzw. Zeitbestimmung ist die Standardabweichung von $\hat{\nu}_{max}$, multipliziert mit dem Zeitschritt Δt , also

$$\sigma(\hat{\nu}_{max})\Delta t,$$

wobei sich die Standardabweichung nur auf signifikante Fälle beziehen soll [d.h., daß die Varianz mit der bedingten Wahrscheinlichkeitsdichte $f(\nu_{max}|\text{Test signifikant})$ gebildet werden soll]. $\hat{\nu}_{max}$ ist dabei über die folgende Beziehung definiert:

$$\max_{\nu=1\dots n-1}(\hat{T}_\nu) = \hat{T}_{\nu_{max}}.$$

Die Größe \hat{T}_ν wird beim Alexandersson-Shift-Test aus den Daten für $\nu = 1 \dots (n-1)$ aus

$$\hat{T}_\nu \stackrel{def}{=} \nu \bar{z}_1^2 + (n - \nu) \bar{z}_2^2 \equiv \frac{n}{n - \nu} \left[\frac{1}{\nu} \sum_{i=1}^{\nu} \frac{\hat{d}_i - \bar{\hat{d}}_i}{\hat{s}_d} \right]^2 \quad (95)$$

berechnet, wobei die normalisierten Mittelwerte links und rechts von ν durch

$$\bar{z}_1 = \frac{1}{\nu} \sum_{i=1}^{\nu} \frac{\hat{d}_i - \bar{\hat{d}}_i}{\hat{s}_d}$$

und

$$\bar{z}_2 = \frac{1}{n - \nu} \sum_{i=\nu+1}^n \frac{\hat{d}_i - \bar{\hat{d}}_i}{\hat{s}_d}$$

definiert sind. $\bar{\hat{d}}_i$ ist der empirische Mittelwert und \hat{s}_d die empirische Standardabweichung der Differenzen \hat{d}_i , die beide aus allen n Daten berechnet werden (anstelle der \hat{d}_i können auch Quotienten \hat{q}_i benutzt werden). Bei der Berechnung des letzten Terms in (95) wurde die Beziehung

$$n \bar{\hat{d}}_i \equiv \sum_{i=1}^{\nu} \hat{d}_i + \sum_{i=\nu+1}^n \hat{d}_i$$

ausgenutzt. Wie man leicht zeigen kann, sind die \hat{T}_ν für große n und festes ν χ^2 -verteilt mit einem Freiheitsgrad.

Das Maximum über diese $(n - 1)$ Werte \hat{T}_ν ist dann die Testgröße (siehe Alexandersson 1986 und Alexandersson & Moberg 1997). Deren Verteilung kann leider nicht analytisch bestimmt werden, da die \hat{T}_ν für verschiedene ν voneinander abhängig sind.

B EINFLUSS DER ZEITLICHEN AUFLÖSUNG

Monte-Carlo-Simulationen ergaben für einen Sprung in der Mitte einer Reihe für $n = 105$ und $\Delta t = 1 a$ (grobe Auflösung) bzw. $n = 12 * 105$ und $\Delta t = 1$ Monat (feine Auflösung) folgendes Ergebnis: $\sigma(\hat{\nu}_{max})\Delta t$ bleibt bei der feineren Auflösung konstant oder nimmt sogar etwas zu(!) (je nach Sprunghöhe).

Dabei gilt, daß $\sigma(\hat{\nu}_{max})\Delta t$ mit fallendem $\delta d/\sigma_d$ ansteigt. Das liegt daran, daß bei Gültigkeit der 'H0: kein Sprung vorhanden' (also dann auch bei sehr kleinen δd)

$$P(\nu_{max} \text{ in Randnähe} | \text{sig}) \gg P(\nu_{max} \text{ in der Mitte} | \text{sig})$$

gilt (in etwa Faktor 2). Bei keinen oder kleinen Sprüngen wird also ν_{max} häufig in der Nähe des linken und rechten Randes der Reihe angenommen. Daraus ergibt sich natürlich eine hohe Standardabweichung und große Unsicherheit in der Lokalisierung des Sprungs!

Zusammenfassend kann man sagen: Nur bei sehr großen Sprüngen mit $\delta d/\sigma_d > 3$ (als ungefährender Wert aufzufassen) sinkt $\sigma(\hat{\nu}_{max})\Delta t$ unter ein Jahr. Liegt der Sprung nicht direkt an der Jahreswende, so kann sich nun eine monatliche Auflösung lohnen, da der Sprung noch innerhalb des Jahres aufgelöst werden kann. Im allgemeinen sind die Sprünge aber kleiner und die monatliche Auflösung bringt nur erhöhten Rechenaufwand und eine vorgetäuschte Genauigkeit.

LITERATUR

- Luft, G. & Vieser, H., 1990: Veränderungen der Bodensee-Wasserstände von 1887 bis 1987. *Deutsche Gewässerkundliche Mitteilungen*, **34**, Heft 5/6, 146–156.
- Moberg, A. & Alexandersson, H., 1997: Homogenization of Swedish Temperature Data. Part II: Homogenized Gridded Air Temperature Compared with a Subset of Global Gridded Air Temperature since 1861. *J. of Climatol.*, **17**, 35–54.
- Moberg, A. & Bergström, H., 1997: Homogenization of Swedish Temperature Data. Part III: The Long Temperature Records from Uppsala and Stockholm. *J. of Climatol.*, **17**, 667–699.
- Müller-Westermeier, G., 1999: 'Informationen zu den im Referat FE24 aufgelisteten Stationen mit einer Datenreihe von mindestens 50 Jahren'. Deutscher Wetterdienst, Abteilung Klima und Umwelt, Offenbach am Main, persönliche Mitteilung.
- Paesler, M., 1983: Homogenisierung. Meteorologische Fortbildung, Statistische Methoden der Klimatologie. 13. Jahrgang, *Promet*, **1/2**, 1983, 3–7.
- Pettitt, A.N., 1979: A Non-parametric Approach to the Change-point Problem. *Appl. Statist.*, **28**, No. 2, 126–135.
- Press, W.H., Teukolsky, S.A., Vetterling, W.T. & Flannery, B.P., 1992: *Numerical Recipes in Fortran*. The Art of Scientific Computing, Second Edition. Cambridge University Press, 963 pp.
- Promet 1983: Meteorologische Fortbildung. Statistische Methoden der Klimatologie. 13. Jahrgang, *Promet*, **1/2**, 1983, 55 pp.
- Richter, T., 1999: 'Hydrologische Untersuchungen zum Problem der Klima-veränderungen (HUK). Untersuchungen zum Langzeitverhalten hydrometeorologischer Größen. Teil: Niederschlagshöhe, Verdunstungshöhe und Bilanzen'. Deutscher Wetterdienst, Geschäftsfeld Hydrometeorologie, Berlin, 40pp.
- Sachs, L., 1992: *Angewandte Statistik*. Anwendungen statistischer Methoden. Siebente Auflage. Springer Verlag, 846 pp.
- Schäfer, P.J., 1982: Das Klima ausgewählter Orte der Bundesrepublik Deutschland, München. Statistische Auswertungen und Erläuterungen für Zwecke der angewandten Klimatologie. *Berichte des Deutschen Wetterdienstes*, **159**.
- Schönwiese, C.-D., 1985a: *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler*. Gebrüder Bornträger Berlin–Stuttgart, 231 pp.
- Schönwiese, C.-D., 1985b: Nicht-Stationariät oder Inhomogenität? Ein Beitrag zur statistischen Analyse klimatologischer Zeitreihen. *Wetter und Leben*, **37**, 181–193.

LITERATUR

- Schönwiese, C.-D., Malcher, J. und Hartmann, C., 1990: 'Globale Statistik langer Temperatur- und Niederschlagsreihen'. Berichte des Instituts für Meteorologie und Geophysik der Universität Frankfurt/Main, Nr. 65, im Eigenverlag des Instituts, Feldbergstr. 47, Frankfurt am Main, 275 pp.
- Schönwiese, C.-D. & Rapp, J., 1997: 'Climate Trend Atlas of Europe Based on Observations 1891–1990'. Progress Reports to CCI on Statistical Methods, WCDMP-No. 32, WMO-TD No. 834, World Meteorological Organization, 115 pp.
- Sen, Z., 1997: An Alternative Approach for Extreme Value Statistics of Climatologic Dependent Variables in Small Samples. *Theor. Appl. Climatol.*, **58**, 169–173.
- Taubenheim, J., 1969: *Statistische Auswertung geophysikalischer und meteorologischer Daten*. Akademische Verlagsgesellschaft Leipzig, 386 pp.
- Weiss, L.L. & Wilson, W.T., 1953: Evaluation of Significance of Slope Changes in Double-Mass Curves. *Transactions, American Geophysical Union*, **34**, No. 6, 893–896.

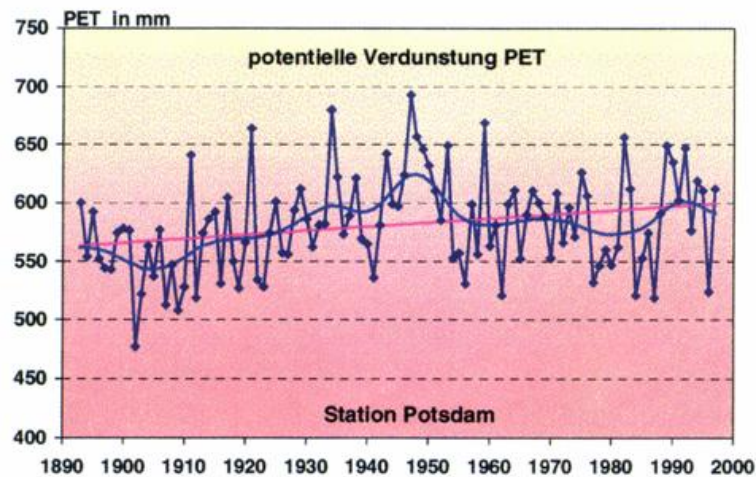
Deutscher Wetterdienst

Geschäftsfeld Hydrometeorologie

Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen (HUK) - Untersuchungen zum Langzeitverhalten hydrometeorologischer Größen

Abschlussbericht

Teil B: Langzeitverhalten des Niederschlags, der Verdunstung und der Bilanzen



Projektleiter: Dr. Thilo Günther
Projektbearbeiter: Dipl.-Met. Adelheid Klämt
Dr. Dieter Richter

Berlin, Februar 2001

Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen (HUK)

Teil B: Langzeitverhalten des Niederschlags, der Verdunstung und der Bilanzen

Dipl.-Met. Adelheid Klämt, Dr. Dieter Richter

Zusammenfassung

Für die Stationen **Potsdam, Bamberg, Hamburg, Münster, Karlsruhe, München**, welche einen wesentlichen Teil der niederschlags- und verdunstungsklimatischen Bedingungen in Deutschland repräsentieren, wurden für die **Untersuchungsperiode 1891/1997** Zeitreihen (Monatswerte) der Niederschlagshöhe (korrigiert um den systematischen Messfehler), der potentiellen Verdunstungshöhe und der realen Verdunstungshöhe für Modellhydrotope von Gewässer- und Vegetationsflächen sowie der Bilanzwerte aus den gen. Niederschlags- und Verdunstungsgrößen erstellt und einer statistischen Analyse zum Langzeitverhalten der Jahres-werte und der innerjährlichen Verteilung unterzogen.

In tabellarischen Übersichten werden die vieljährigen mittleren Monats- und Jahreswerte der betr. hydrometeorologischen Größen und Angaben zu ihrem Schwankungsbereich als Referenzwerte zur Bewertung kürzerer Zeitreihen vorgelegt.

Trenduntersuchungen der Zeitreihen ergaben bei einem regional und jahreszeitlich differenzierten Bild markante Unterschiede zwischen den Stationen in der maritim beeinflussten Klimaregion und im Süden Deutschlands einerseits und den Stationen im Übergangsbereich zur kontinental geprägten Klimaregion andererseits.

Die jährlichen **Niederschlagshöhen** weisen in Hamburg, Karlsruhe und München eine signifikante Zunahme auf, die sich schwerpunktmäßig aus der Zunahme der Niederschläge im Winterhalbjahr ergibt. Nur im Jahresabschnitt Juli bis Oktober treten hier negative Trends der Niederschlagshöhen auf. Im Osten Deutschlands (Potsdam, Bamberg) ist keine tendenzielle Änderung der jährlichen Niederschlagshöhen bei einer innerjährlichen Umverteilung der Niederschläge - Niederschlagszunahme im Winterhalbjahr / Niederschlagsabnahme im Sommerhalbjahr - zu verzeichnen.

Die **potentielle Verdunstung** und die **Verdunstungsverluste von Gewässerflächen** zeigen an fast allen Stationen (außer Karlsruhe) eine signifikante Zunahme der Jahreswerte bei nahezu ganzjährig zunehmenden monatlichen Werten mit dem Schwerpunkt des Anstiegs im Sommerhalbjahr.

Die **reale Verdunstung von Pflanzenbeständen** zeigt im Osten Deutschlands (Potsdam, Bamberg) einen Rückgang in der Vegetationsperiode infolge des Rückgangs der sommerlichen Niederschläge bei zunehmender potentieller Verdunstung, während an den niederschlagsreichen Stationen Hamburg, München der positive Trend der potentiellen Verdunstung zu einer Zunahme der realen Verdunstung führt.

Als vereinfachte Gesamtschätzung kann von einer Verstärkung des Defizits und des Trockenstresses der Vegetationsdecke (insbesondere auf ärmeren Böden) an den Stationen Potsdam und Bamberg, welche Regionen Deutschlands mit angespanntem, defizitären Wasserhaushalt repräsentieren, gesprochen werden, während die bearbeiteten Stationen in den niederschlagsreicheren Regionen Deutschlands (Hamburg, München) zunehmende Niederschlags- und Verdunstungstrends aufweisen.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	3
2	Durchführung	4
2.1	Konzeption der Untersuchungen	4
2.2	Methodische Grundlagen zur Korrektur der Niederschlagshöhen und zur Berechnung der Verdunstungshöhen	7
2.3	Verfügbarkeit der Datenbasis	9
3	Ergebnisse	13
3.1	Niederschlag	13
3.1.1	Häufigkeit von Niederschlagstagen	13
3.1.2	Anteile der Niederschlagsarten an der Niederschlagshöhe	14
3.1.3	Jahreswerte und innerjährliche Verteilung des Niederschlags	19
3.1.3.1	Homogenität der Niederschlagsreihen	19
3.1.3.2	Langjährige Mittel- und Extremwerte der Niederschlagshöhe	19
3.1.3.3	Ergebnisse der Trendanalysen	20
3.2	Jahreswerte und innerjährliche Verteilung der potentiellen Verdunstung [PET (Turc/Ivanov), Gras-Referenzverdunstung ET_0]	27
3.2.1	Homogenität der Zeitreihen	27
3.2.2	Langjährige Mittel- und Extremwerte der potentiellen Verdunstung	27
3.2.3	Ergebnisse der Trendanalysen	28
3.2.4	Klimatische Wasserbilanz	29
3.3	Jahreswerte und innerjährliche Verteilung der Gewässerverdunstung	45
3.3.1	Homogenität der Verdunstungsreihen	45
3.3.2	Langjährige Mittel- und Extremwerte der Gewässerverdunstung	45
3.3.3	Ergebnisse der Trendanalysen	46
3.3.4	Wasserbilanzen der Gewässerflächen	47
3.4	Jahreswerte und innerjährliche Verteilung der realen Verdunstung bewachsener Landflächen (Modellhydrotope Grasdecke auf Sand bzw. lehmigem Sand)	58
3.4.1	Homogenität der Verdunstungsreihen	58
3.4.2	Langjährige Mittelwerte und Extreme der realen Verdunstung	58
3.4.3	Ergebnisse der Trendanalysen	59
3.4.4	Wasserbilanzen der bewachsenen Landflächen	60
4	Zusammenfassung	74
5	Literaturverzeichnis	76

1 Einleitung

Mit den vorliegenden Untersuchungsergebnissen zum Langzeitverhalten hydrometeorologischer Größen wird ein Beitrag zu dem weltweit diskutierten Problem über Klimatrends und Klimaveränderungen vorgelegt, der primär einigen in Deutschland bestehenden wasserwirtschaftlichen Fragestellungen Rechnung trägt. Die Zielstellung sieht die Bereitstellung von Informationen über das für die Bewirtschaftung der Wasserressourcen ausschlaggebende Verhalten von Niederschlag und Verdunstung und den daraus resultierenden Bilanzen durch Erstellung und statistische Analyse von Zeitreihen dieser Größen für das letzte Jahrhundert vor. Damit sollten zum einen Hinweise gewonnen werden, inwieweit die zunehmende Erwärmung auch mit Veränderungen anderer Klimagrößen einhergeht und zum anderen Ergebnisse bereitgestellt werden, die es ermöglichen, das gegenwärtige und zukünftige Verhalten der betreffenden hydroklimatologischen Größen einzuordnen und zu bewerten.

Niederschlag und Verdunstung sind von ihrer Größenordnung her die wichtigsten Komponenten der Wasserhaushaltsgleichung. Die Verdunstung, welche gleichzeitig als Komponente in der Wärmehaushaltsgleichung auftritt, ist für eine klimatologische Zeitreihenanalyse auch deshalb von besonderem Interesse, weil durch diese Größe das durch die Wetterlagen und Witterungsabläufe vorgegebene, komplexe Zusammenwirken mehrerer hydrometeorologisch relevanter Einflussgrößen, wie Strahlung, Lufttemperatur, Luftfeuchte, insgesamt erfasst wird.

Dieser Teil B des Abschlussberichtes basiert im Wesentlichen auf einem im Rahmen des Projektes HUK erstellten, internen Zwischenbericht [21] zu Zeitreihen der Niederschlags- und Verdunstungshöhen und auf weiterführenden statistischen Zeitreihenauswertungen auf der Grundlage der im Teil A des Abschlussberichtes [22] vorgelegten Untersuchungsergebnisse. Weil die verwendeten statistischen Verfahren der Zeitreihenanalyse im Teil A ausführlich beschrieben und kommentiert werden, liegt der Schwerpunkt im vorliegenden Teil B in der Darstellung der fachlich hydrometeorologischen Aspekte der Erstellung und Analyse der Zeitreihen der untersuchten Größen.

2 Durchführung

2.1 Konzeption der Untersuchungen

Thematischer Schwerpunkt der niederschlags- und verdunstungsklimatischen Zeitreihenanalyse ist die Untersuchung der Jahreswertreihen und der innerjährlichen Verteilung (Basis: Monatswerte) von

Niederschlagshöhen und potentiellen und realen Verdunstungshöhen sowie der Bilanzgrößen aus diesen Komponenten,

wobei auch der Einfluss der Flächennutzungsart auf das Langzeitverhalten der Verdunstung durch Erstellung von Verdunstungsreihen für charakteristische Hydrotope in die Untersuchungen einbezogen wurde.

Für die Größe Niederschlag wurden zusätzlich Zeitreihenuntersuchungen zu einigen weiteren niederschlagsklimatischen Kenngrößen durchgeführt, welche für die Parameter

- Anzahl der Tage mit Niederschlag, differenziert nach bestimmten Schwellenwerten der täglichen Niederschlagshöhen
- Anteile der Niederschlagsarten an den monatlichen und jährlichen Niederschlagshöhen

interessante Zusatzinformationen zur o.g. Auswertung monatlicher Niederschlagssummen erbrachten.

Bei der Erstellung der zu untersuchenden Niederschlags- und Verdunstungszeitreihen waren folgende hydrometeorologische Gesichtspunkte von Bedeutung.

Niederschlag

Allgemeine niederschlagsklimatische Aussagen können auf der Grundlage von Zeitreihen der Messwerte der Niederschlagshöhe getroffen werden. Wegen der wasserwirtschaftlich/hydrologischen Ausrichtung der Gesamthematik des Projektes HUK sowie wegen der parallelen Auswertung von Zeitreihen der Verdunstungshöhe und der Bilanzen aus Niederschlags- und Verdunstungshöhe erfolgte die Zeitreihenanalyse bezüglich der Jahreswerte und der innerjährlichen Verteilung der Niederschlagshöhe auf der Grundlage von Niederschlagswerten, die um den systematischen Fehler der Niederschlagsmessung korrigiert wurden. Die Auswertungen zur Häufigkeit von Niederschlagstagen und -arten, die auf der Basis von Tageswerten der Niederschlagshöhe durchzuführen sind, erfolgten anhand von unkorrigierten Messwerten. Bei diesen Auswertungen besteht keine Notwendigkeit der Korrektur, weil die Ergebnisse nur unerheblich durch die Korrekturvornahme beeinflusst werden.

Potentielle Verdunstung

Die potentielle Verdunstung PET ist als Parameter des in Wasserhaushaltsprozessen wirksamen Energiedargebotes neben dem Niederschlag eine der wichtigsten hydrometeorologischen Basisgrößen. Sie wird zur verdunstungsklimatischen Bewertung von Standorten bzw. Regionen sowie als Inputgröße in Wasserhaushaltsmodellen eingesetzt. In diesem Anwendungsbereich sind verschiedene Berechnungsverfahren der potentiellen Verdunstung gebräuchlich [3], aus welchen das Verfahren "TURC/IVANOV" als geeignet für die durchzuführenden Zeitreihenuntersuchungen ausgewählt wurde. Einerseits wird dieses Turc-basierte Modell in vielen Wasserhaushaltsmodellen verwendet, andererseits erfasst der Turc-Ansatz über Strahlung und Lufttemperatur die wesentlichen Energiebilanzkomponenten und zeigt eine gute Anpassung an den Wertebereich des Penman-Modells.

Die erforderlichen meteorologischen Messgrößen sind für das Verfahren Turc/Ivanov auch für historische Reihen am besten verfügbar bzw. mit einer vergleichsweise hohen Genauigkeit ergänzbar (im Gegensatz zum anspruchsvolleren Datenbedarf des theoretisch fundierten Penman-Modells).

Um den neueren Entwicklungen auf dem Gebiet der PET-Modelle Rechnung zu tragen, wurde zusätzlich die Zeitreihenanalyse der sog. Gras-Referenzverdunstung [1] in die Untersuchungskonzeption aufgenommen. Aus Gründen der bereits beim Turc-Ansatz diskutierten Datenverfügbarkeit wurde die Gras-Referenzverdunstung jedoch nicht nach der Originalformel des Penman-Monteith-Ansatzes sondern nach einer von WENDLING [20] kalibrierten empirischen Formel berechnet, welche auch für die Erstellung des neuen Hydrologischen Atlases von Deutschland [5] eingesetzt wurde. Diese abgerüstete Version der Gras-Referenzverdunstung (s. Abschnitt 2.2) entspricht mit den Eingangsgrößen Lufttemperatur und Globalstrahlung im Wesentlichen dem Turc-Ansatz, sodass kaum qualitative Unterschiede im Trendverhalten beider Modellgrößen zu erwarten sind. Von größerem Interesse sind die quantitativen Ergebnisse zum Langzeitverhalten der Gras-Referenzverdunstung, welche z.B. zur Bewertung kürzerer und jüngerer Zeitreihen dienen können.

Reale (tatsächliche) Verdunstung

Bei Langzeitanalysen der realen Verdunstung ist der Aspekt des Einflusses der Flächennutzung insofern von Bedeutung, weil die Verdunstung von Gewässerflächen (neben bestimmten Gewässerparametern) allein vom atmosphärischen Energiedargebot bestimmt wird, die Verdunstung von bewachsenen Landflächen jedoch von der Wasserbilanz in der Wurzelzone, d.h. von Energie- und Niederschlagsdargebot und deren innerjährlicher Verteilung abhängt.

In die Langzeituntersuchungen wurden deshalb die Zeitreihen der Verdunstungshöhe eines Modellgewässers (mittlere Tiefe: 6 m, ausreichend exponierte Lage) und der Verdunstungshöhen der Flächennutzungsart "Grasdecke" (Grünland) mit der Differenzierung nach Bodenstandorten geringer und hoher Speicherkapazität (Sand bzw. lehmiger Sand) einbezogen. Die Bezugnahme auf einen (in allen Regionen näherungsweise gleichgearteten) Pflanzenbestand ist bei der Untersuchung der Verdunstung von Landflächen ausreichend, da sich die Verdunstungshöhen anderer Vegetationsbestände (Wald, Ackerland,...) in ihren Absolutwerten, nicht aber in ihrem Trendverhalten vom Modellbestand einer Grasdecke unterscheiden dürften. Aus einer Differenzierung hinsichtlich der Bodenarten sind jedoch wegen der höheren Empfindlichkeit von Sandböden geringer Speicherkapazität gegenüber Trockenperioden bestimmte Aussagen zu erwarten.

In das Untersuchungsprogramm für die Jahreswertreihen und die innerjährliche Verteilung wurden daher folgende hydrometeorologische Größen einbezogen

- korrigierte Niederschlagshöhe P_{kor}
- potentielle Verdunstungshöhe PET
 - ◇ Gras-Referenzverdunstung ET_0
 - ◇ Berechnungsverfahren PET(Turc/Ivanov)
- tatsächliche Verdunstungshöhe RET
 - ◇ Verdunstungshöhe freier Wasserflächen E_w für ein Modellgewässer mit einer mittleren Tiefe von 6 m
 - ◇ Verdunstungshöhen von Vegetationsflächen für die Modellhydrotope
 - Grasdecke auf Sandboden RET (Gras/Sand)
 - Grasdecke auf lehmigem Sand RET (Gras/IS)
- klimatische Wasserbilanz $KWB = P_{kor} - PET$
- Bilanzen für das Modellgewässer und die Modellhydrotope
 - ($P_{kor} - E_w$) bzw. ($P_{kor} - RET$)

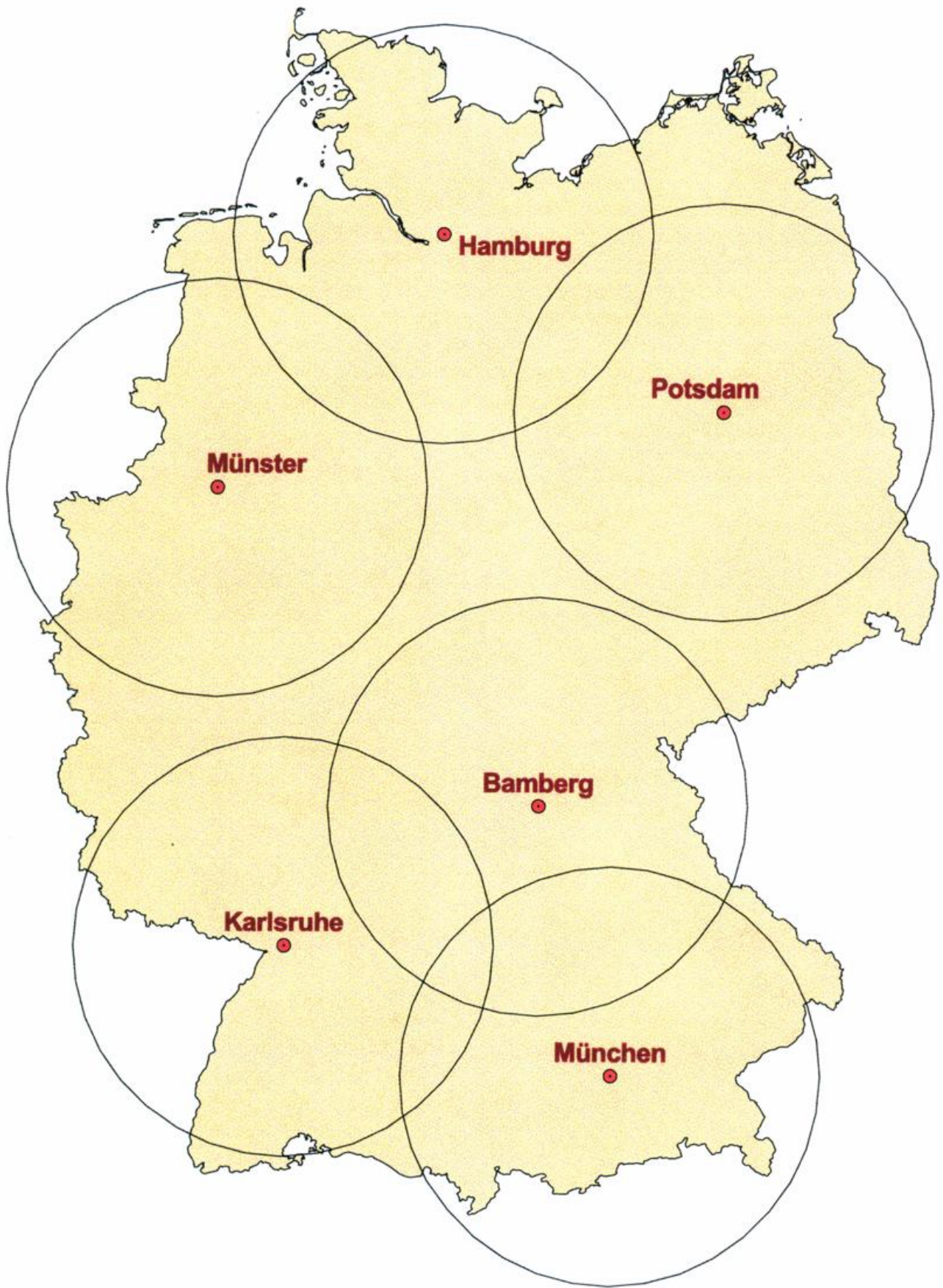


Abb. 1: Lage der Stationen einschließlich ihrer Umgebung im Umkreis von 150 km

Unter den Aspekten einer möglichst guten Erfassung der unterschiedlichen niederschlags- und verdunstungsklimatischen Bedingungen in Deutschland sowie der Verfügbarkeit der benötigten meteorologischen Messdaten wurden die folgenden Stationen als "Zeigerstationen" ausgewählt:

Potsdam, Bamberg, Hamburg, Münster, Karlsruhe, München

Da angenommen werden kann, dass im Umkreis von ca. 150 km von diesen Stationen die langzeitlichen Schwankungen und Trends der hydrometeorologischen Größen kein grundsätzlich abweichendes Verhalten aufweisen, wird mit ihrer Auswahl ein großer Teil der Fläche Deutschlands repräsentiert (s. Abbildung 1). Auf die wahrscheinliche flächendeckende Repräsentativität der Stationen wird bei der Ergebnispräsentation näher eingegangen.

Als Untersuchungszeitraum wird die **Zeitreihe 1891/1997** vorgegeben, von der - mit Ausnahme von Potsdam - die benötigten meteorologischen Messdaten (nach Zeitreihenergänzungen) vorliegen.

Die Station Potsdam wurde erst 1893 eingerichtet; alle Auswertungen für diese Station beziehen sich im Folgenden auch ohne ausdrückliche Erwähnung auf den verfügbaren Zeitraum 1893/1997.

2.2 Methodische Grundlagen zur Korrektur der Niederschlagshöhen und zur Berechnung der Verdunstungshöhen

Niederschlag

Bei den im Bericht angegebenen monatlichen und jährlichen Niederschlagshöhen handelt es sich grundsätzlich um Niederschlagswerte, die um den systematischen Messfehler des Hellmann-Niederschlagsmessers infolge von Benetzung, Windeinfluss und Verdunstung aus der Sammelkanne korrigiert wurden. Die Korrektur erfolgte tagweise nach dem Verfahren von RICHTER [16]:

$$P_{kor} = P + \Delta P \quad \text{mm/d} \quad (1)$$

mit P = Messwert des Hellmanngerätes
 $\Delta P = bP^\epsilon$

Durch die Koeffizienten b und ϵ wird der Einfluss der Windexposition der Messstelle und die Niederschlagsart (fest, flüssig, Mischniederschlag) der Messwerte berücksichtigt.

Potentielle Verdunstung

Gras-Referenzverdunstung nach WENDLING [20]

$$ET_0 = \frac{(G + 93 \times k_f) \times (t_L + 22)}{162 \times (t_L + 123)} \times \frac{1}{1 + 0,0003 \times H} \quad \text{mm/d} \quad (2)$$

Modellkonzept TURC/IVANOV (s. in DVWK [3])

$$PET_{TURC} = (G + 209) \times \frac{0,00311 t_L}{t_L + 15} \quad \text{mm/d} \quad (3)$$

Im Temperaturbereich $\leq 0^\circ\text{C}$ versagt die Turc-Formel (3) und bei Lufttemperaturen wenig über dem Gefrierpunkt ist sie stärker fehleranfällig. Das Gesamtkonzept sieht daher einen Ersatz der Formel (3) in den Wintermonaten bzw. unterhalb der 3°C -Schwelle der Lufttemperatur durch die auf Ivanov zurückgehende Formel (4) vor.

$$PET_{IVANOV} = 0,000036(25 + t_L)^2 \times (100 - U) \quad \text{mm/d} \quad (4)$$

Anmerkung: Die im mitteleuropäischen Klimaraum auftretende Unterschätzung der maximalen Verdunstungshöhen ausreichend mit Wasser versorgter Pflanzenbestände, die bei den mittleren jährlichen Verdunstungssummen nach TURC etwa die Größenordnung von 10 % erreicht und entsprechend der innerjährlichen Vegetationsentwicklung empirisch durch sog. Pflanzenfaktoren ausgeglichen werden kann, findet in den vorliegenden Untersuchungen zur potentiellen Verdunstung keine Berücksichtigung, da sie für Zeitreihenanalysen nicht relevant ist.

Verdunstungshöhe der Gewässerflächen (s. in DVWK [3])

$$E_w = 0,327 \times [e_s(tw_0) - e] + 0,00055 G - 0,035 \quad \text{mm/d} \quad (5)$$

In den Formeln (2) bis (5) werden folgende Symbole verwendet:

meteorologische Messgrößen:

G : Globalstrahlung, Tagessumme in J/cm^2

Die Globalstrahlung wird nach dem Ångström-Verfahren [18], [3] unter Verwendung von Messwerten der täglichen Sonnenscheindauer h berechnet:

$$G = G_R (0,20 + b \cdot h/h_0)$$

mit G_R als Rayleigh-Strahlung, h_0 als astronomisch mögliche Sonnenscheindauer, b: von der Jahreszeit abhängiger, empirischer Faktor.

t_L : Lufttemperatur, Tagesmittel in $^\circ\text{C}$

U : relative Luftfeuchte, Tagesmittel in %

e : Dampfdruck, Tagesmittel in hPa

abgeleitete und nicht-meteorologische Größen:

$e_s(tw_0)$: Sättigungsdampfdruck in hPa bei tw_0

tw_0 : Oberflächentemperatur des Gewässers in $^\circ\text{C}$

Die Berechnung der Gewässeroberflächentemperatur erfolgt aus der Lufttemperatur mithilfe eines Regressionsansatzes, welcher die Phasenverschiebung zwischen den Jahrgängen beider Größen in Abhängigkeit von der mittleren Gewässertiefe berücksichtigt.

H : Höhe des Standortes über NN in m

k_f : Küstenfaktor

$k_f = 0.5$ im küstennahen Bereich $\leq 50\text{km}$

$k_f = 1.0$ für den küstenfernen Bereich $> 50\text{km}$

Verdunstungshöhen der Modellhydrotrope der Landflächen

Die Berechnung der Verdunstungshöhen für die Hydrotrope "Gras/Sand" und "Gras/lehmiger Sand" erfolgte mithilfe des Verdunstungsmodells VEKOS [9], welches den Bodenwasserhaushalt der Wurzelzone in Abhängigkeit vom Niederschlagsverlauf und dem spezifischen Pflanzenwasserbedarf des Bestandes bilanziert. Modelleingangsgrößen sind die korrigierte Niederschlagshöhe nach Formel (1) und die potentielle Verdunstung PET nach Turc/Ivanov (Formeln 3 und 4). Für den Sandboden wurde in den Modellrechnungen eine nutzbare Feldkapazität von 8 mm/dm, für den lehmigen Sand von 14 mm/dm angesetzt.

2.3 Verfügbarkeit der Datenbasis

Das beschriebene Untersuchungskonzept erfordert die Bereitstellung (bzw. Ergänzung) von Zeitreihen der folgenden meteorologischen Messgrößen

Niederschlagshöhe, Lufttemperatur, Dampfdruck bzw. relative Luftfeuchte, Sonnenscheindauer.

Als primäres Problem aller Langzeituntersuchungen ist die Verfügbarkeit der erforderlichen Datenbasis anzusehen. Hierunter ist in erster Linie ein lückenloses, homogenes und geprüftes Datenmaterial zu verstehen, das nach Möglichkeit auch noch von einem Stationsstandort mit einer in Bezug auf seine Umgebung hinreichend repräsentativen Lage vorliegt. Für den mehr als 100-jährigen Untersuchungszeitraum sind derartige Voraussetzungen definitiv kaum gegeben. Stationsverlegungen, zunehmende Urbanisierung, der Ausfall und die Ergänzung von Messdaten sowie der Wechsel von Messgeräten und Beobachtungsvorschriften führen oftmals zu erkennbaren Qualitätsminderungen im Beobachtungsmaterial, ohne dass sich hierfür aus den mehr oder weniger verfügbaren Stationsunterlagen die wahrscheinlichen Ursachen finden lassen. Besonders für die Zeit vor 1950 bestehen in dieser Hinsicht erhebliche Informationslücken. So darf es letztlich nicht verwundern, dass für Langzeitbetrachtungen sowohl Datenergänzungen und Korrekturen als auch bedingt durch Stationsverlegungen zusammengesetzte Reihen von verschiedenen Messstandorten in Kauf genommen werden müssen.

Beispielsweise liegen Messwerte der Sonnenscheindauer nur für die Station Potsdam über die gesamte Untersuchungsperiode vor. An allen anderen Stationen beginnen die Messungen später, und zwar in Hamburg 1899, in Karlsruhe 1928, in Münster 1934, in Bamberg 1935 und in München 1936. Die Sonnenscheindauer wurde für die betr. Zeitreihenabschnitte aus den jeweils vorhandenen Angaben zum Bedeckungsgrad mit Wolken mittels monatlicher Regressionsbeziehungen bis 1891 zurückberechnet.

Für die Stationen Hamburg, Karlsruhe und München finden sich detaillierte Angaben zur Stationsgeschichte in den Berichten des Deutschen Wetterdienstes Nr. 141, 159 und 174, die sich speziell mit den klimatischen Bedingungen ausgewählter Städte befassen [2,7,17]. Mit den bis einschließlich 1933 herausgegebenen jährlichen Berichten [10] über die Ergebnisse der meteorologischen Beobachtungen in Potsdam und den nachfolgenden Veröffentlichungen in den Jahrbüchern besteht für diese Station eine sehr detaillierte und durchgehende Stationsdokumentation, die auch alle Informationen über Messgeräte und Messmethoden beinhaltet.

Zur Bewertung der für die Untersuchungen zusammengestellten Datenbasis von den ausgewählten sechs Stationen sind folgende Informationen zu geben:

Als besondere Ausnahme der langjährig bestehenden Wetterstationen mit umfassenden klimatologischen Beobachtungen ist der Standort am Observatorium **Potsdam** zu sehen. Hier werden seit dem Beginn am 1. Januar 1893 die Messungen gleichbleibend am selben Ort und unter annähernd gleichbleibenden Umgebungsbedingungen durchgeführt. Infolge der kontinuierlichen und lückenlosen Beobachtungen besteht eine in sich sehr homogene Messreihe, die außerdem gemäß den statistischen Voruntersuchungen zu den von 1980 bis 1987 erarbeiteten Handbüchern über die Klimadaten der DDR [11] ein hohes Maß an Repräsentanz für den östlichen Teil des Norddeutschen Tieflandes besitzt. Es kann deshalb weitgehend davon ausgegangen werden, dass langzeitliche Schwankungen und Trends im Verhalten der meteorologischen Größen bei dieser Station auf "natürliche", klimatische Einflüsse zurückzuführen sind.

Die erstellte Messreihe von **Bamberg** setzt sich aus den Beobachtungen von Bamberg-Sternwarte und ab 1959 von Bamberg-Wetterstation zusammen. Ausfälle sind nicht zu verzeichnen. In den Niederschlagsreihen von Bamberg tritt bis gegen 1930 eine offensichtlich erheblich zu hohe Anzahl von Niederschlagstagen mit 0,1 mm Niederschlagshöhe auf. Im Rahmen der durchgeführten Untersuchungen war nicht zu klären, worauf dies ursächlich zurückzuführen ist. Feststellbar war die erhöhte Anzahl der Niederschlagstage insofern sehr sicher, weil in der Regel zwischen den Stationen nur eine geringe zeitliche und räumliche Variabilität im Verhältnis der Anzahl der Niederschlagstage auftritt (s. Abschnitt 3.1.1 und Tabelle 2). Zur Berücksichtigung dieses Mangels wurden in den weiteren Auswertungen für Mittelwertsbetrachtungen Korrekturen anhand des Vergleichs mit den weiteren Stationen angebracht, ansonsten die Häufigkeitsauszählungen zunächst ohne die Niederschlagshöhe von 0,1 mm durchgeführt und anschließend die Ergebnisse durch entsprechende Vergleiche angepasst.

In **Hamburg** wurden die Messungen zunächst auf dem Dienstgelände der Deutschen Seewarte in der Nähe der späteren Hochbahnstation Landungsbrücken durchgeführt. Ab August 1934 erfolgte eine Stationsverlegung zur Meteorologischen Versuchsanstalt am Nordrand des Flughafens Fuhlsbüttel und zwei Jahre später zur Flugwetterwarte mit weiteren Verlegungen des Messplatzes auf dem Flughafengelände selbst. Im Folgenden wird diese Datenreihe unter der Kurzbezeichnung Hamburg geführt.

Die Station **Münster** bestand bis 1991; die fehlenden Jahre wurden anhand der ca. 22 km nördlich gelegenen Station Greven ergänzt. Unter den klimatischen Bedingungen der Westfälischen Tieflandsbucht sind keine wesentlichen Unterschiede zwischen den Daten beider Standorte zu erwarten. Jedoch gab es zu Beginn der untersuchten Zeitreihe und zu Ende des 2. Weltkrieges bei den Klimadaten Ausfälle, die wegen der Nichtverfügbarkeit näher gelegener Stationen unter Verwendung von Messdaten der Stationen Bremen, Aachen und Bochum rechnerisch vervollständigt werden mussten.

In **Karlsruhe** bestand 1891 die Badische Meteorologische Zentralstation im Bereich des heutigen Hauptgebäudes der Universität in der Kaiserstraße. Ab 1921 und vor allem mit der Gründung des Reichswetterdienstes und im 2. Weltkrieg fanden mehrere Verlegungen statt, die sich aber alle nur im Umkreis von wenigen Kilometern bewegten. Nach dem Kriege erfolgten die Messungen bis 1977 in der

Wetterwarte am Rande des Flugplatzes (Erzbergerstraße) und danach an der Landesanstalt für Umweltschutz in der Hertzstraße.

Ebenfalls mehreren Stationsverlegungen sind die Messungen in **München** unterworfen. Sie beginnen bei der Königlich Bayerischen Centralstation in der Gabelberger Straße und wurden ab 1922 zum neuen Botanischen Garten bei Schloss Nymphenburg verlegt. Nach kurzfristiger Unterbrechung zum Kriegsende und zweijähriger Messung in München Bogenhausen erfolgte hier eine Weiterführung der Messreihe, die auch nach der Verlegung der offiziellen Wetterstation zum Flughafen München-Riem im März 1948 nebenamtlich fortgeführt und für vorliegende Untersuchungen verwendet wurde.

Die Zeitreihe der Niederschlagsdaten von München weist in den ersten etwa 20 Jahren ebenfalls den schon bei Bamberg gefundenen Effekt der zu hohen Anzahl von Niederschlagstagen mit 0,1 mm auf.

Aufgrund der Zeitreihenergänzungen und -zusammenfügungen sowie nach den Untersuchungen von RAPP und SCHÖNWIESE [13] war zu vermuten, dass wahrscheinlich die meisten der hier erstellten Reihen nicht völlig homogen sind. Vor der weiteren Bearbeitung wurde eine Homogenitätsprüfung der Daten aller 6 Stationen mithilfe des BUISSAND-Tests [6] durchgeführt. Wegen der relativ großen Entfernung zwischen den Stationen und der meist schwachen Korrelationen sind die Prüfergebnisse nur bedingt aussagefähig. Die festgestellten Inhomogenitäten lassen sich kaum in einen eindeutigen Zusammenhang mit Stationsverlegungen, Datenergänzungen oder sonstigen bekannten Veränderungen bringen. Damit war es äußerst schwierig, eine richtige Bewertung der Inhomogenitäten, d.h. eine Unterscheidung nach "natürlichen" (klimatischen) und "künstlichen" (anthropogenen) Ursachen der Inhomogenitäten vorzunehmen. Ein großer Teil der aufgefundenen Inhomogenitäten ist nur relativ schwach ausgeprägt, sodass anzunehmen war, dass sie auf die längerfristigen Schwankungen und Trends keinen gravierenden Einfluss haben. Im Zwischenbericht [21] werden die auf der Grundlage der Homogenitätsprüfung der Messdatenreihen vorgenommenen Datenkorrekturen detailliert angegeben.

In Tabelle 1 werden die Ergebnisse der Trendberechnungen und die Signifikanzbewertungen (Mann-Kendall-Trendtest, zweiseitig) für die Zeitreihen der meteorologischen Messdaten zusammengestellt. Auf diese Befunde wird bei der Untersuchung der Trends in den Verdunstungsreihen (Abschnitt 3.2 ff) zurückgegriffen.

Da die Zeitreihen abgeleiteter Größen - hier: der potentiellen und realen Verdunstungshöhen - nicht notwendigerweise homogen sein müssen, wenn zu ihrer Berechnung homogen getestete Reihen der Inputgrößen verwendet wurden, erfolgten weitere, in [22] bzw. in den entsprechenden Abschnitten der nachfolgenden Ergebnispräsentation beschriebene Homogenitätsuntersuchungen zu den Zeitreihen der einzelnen Zielgrößen der Verdunstung (potentielle bzw. reale Verdunstungsgrößen).

Tab. 1: Linearer Trend der Lufttemperatur in °C (a), des Dampfdrucks in hPa (b) und der Sonnenscheindauer in Stunden (c), farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5% (rot) gesichert; Reihe 1891/1997

a)

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	+0,4	-0,1	+0,3	+0,7	+0,7	+0,5	+0,8	+1,6	+0,8	+1,0	+1,0	+0,5	+0,7	+0,9	+0,4	+1,0	+0,7	+1,3
Bamberg	+0,9	-0,2	+0,3	+0,6	+0,4	+0,6	+1,0	+1,2	+0,6	+0,5	+0,7	+0,4	+0,5	+0,7	+0,3	+0,8	+0,4	+1,1
Hamburg	+0,8	+0,1	+0,5	-0,1	+0,1	-0,1	+0,2	+0,9	-0,3	+0,7	+1,1	+0,4	+0,4	+0,2	+0,3	+0,4	+0,3	+0,6
Münster	+1,1	+0,3	+1,0	+0,5	+0,2	-0,1	+0,7	+1,3	+0,5	+1,2	+1,2	+0,9	+0,7	+0,6	+0,7	+1,0	+0,5	+1,0
Karlsruhe	+0,9	+0,1	+1,0	+0,4	+0,5	+0,1	+1,4	+1,7	+1,1	+0,8	+0,6	+0,6	+0,8	+0,9	+0,5	+1,2	+0,5	+1,5
München	+1,7	+0,9	+1,1	+0,5	+0,7	0,0	+0,8	+1,5	+0,8	+1,0	+1,2	+1,4	+0,9	+0,8	+1,0	+1,0	+0,9	+1,1

b)

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	+0,2	+0,1	+0,2	+0,1	+0,6	+1,0	+0,4	+0,9	+0,9	+0,5	+0,4	+0,2	+0,5	+0,8	+0,1	+0,7	+0,3	+0,6
Bamberg	+0,2	-0,1	+0,3	+0,2	-0,1	+0,2	+0,5	+0,9	+0,3	+0,1	+0,3	+0,3	+0,3	+0,3	+0,2	+0,4	+0,1	+0,7
Hamburg	+0,1	-0,4	-0,2	-0,1	0,0	0,0	-0,3	-0,2	-0,2	+0,1	+0,3	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	-0,2
Münster	+0,1	-0,2	+0,3	0,0	+0,1	+0,1	+0,1	+0,4	+0,5	+0,6	+0,4	+0,2	+0,2	+0,3	+0,1	+0,4	+0,2	+0,2
Karlsruhe	+0,5	0,0	+0,5	0,0	-0,2	0,0	0,0	+0,4	+0,1	+0,3	+0,4	+0,2	+0,2	+0,1	+0,2	+0,2	+0,1	+0,2
München	+0,1	+0,3	+0,6	+0,2	+0,1	0,0	+0,7	+1,0	+0,3	+0,5	+0,4	+0,0	+0,4	+0,5	+0,2	+0,6	+0,2	+0,8

c)

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	0,0	+0,3	+0,5	+0,8	0,0	-0,4	+0,9	+1,0	+0,1	+0,8	-0,3	-0,2	+0,3	+0,4	+0,2	+0,8	+0,1	+1,0
Bamberg	-0,1	+0,6	+0,5	+0,4	+0,5	-0,2	+1,1	+0,5	+0,5	+0,6	+0,1	+0,1	+0,4	+0,5	+0,3	+0,7	+0,2	+0,8
Hamburg	+0,6	+0,4	+0,3	+0,3	0,0	+0,2	+1,4	+1,3	-0,3	+0,7	+0,4	+0,5	+0,5	+0,6	+0,4	+0,8	+0,4	+1,3
Münster	+0,1	0,0	-0,5	-0,4	-0,8	-0,8	+0,3	+0,3	-1,2	+0,1	-0,6	0,0	-0,3	-0,4	-0,3	-0,1	-0,4	+0,3
Karlsruhe	-0,3	-0,4	-0,7	-0,3	-0,2	-0,5	+0,5	-0,1	-0,2	+0,1	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	+0,3	+0,1	-0,4	+0,3
München	+0,2	-0,1	-0,4	+0,1	+0,7	-0,2	+0,4	+0,2	0,0	+0,3	+0,2	0,0	+0,1	+0,2	0,0	+0,3	0,0	+0,3

3 Ergebnisse

3.1 Niederschlag

3.1.1 Häufigkeit von Niederschlagstagen

Als "Niederschlagstag" wurde für vorliegende Untersuchung gewertet, wenn eine tägliche Niederschlagshöhe von mindestens 0,1 mm gemessen wurde. Tage mit 0,0 mm Niederschlagshöhe bleiben somit unberücksichtigt, da sie zum einen für Niederschlagssummen ohnehin nicht relevant sind und zum anderen in den Datenspeichern für die weiter zurückliegenden Zeiträume nicht eindeutig zwischen 0,0 mm und gar keinem Niederschlag zu unterscheiden ist.

Tabelle 2a zeigt zur niederschlagsklimatischen Charakterisierung die mittlere monatliche, halbjährliche und jährliche Anzahl von Niederschlagstagen an den Stationen. Mit durchschnittlich 174 bis 196 Niederschlagstagen pro Jahr sind die Unterschiede zwischen den Stationen relativ gering, wobei die etwas größere Anzahl bei den stärker maritim beeinflussten Stationen Hamburg und Münster zu verzeichnen ist. Mit Ausnahme der Station München, welche im Sommer- und im Winterhalbjahr durchschnittlich etwa die gleiche Anzahl von Niederschlagstagen aufweist, treten bei allen anderen Stationen im Winterhalbjahr im Mittel mehr Niederschlagstage als im Sommerhalbjahr auf. Die größte mittlere Anzahl von Niederschlagstagen weisen in München der Juni, an den anderen Stationen die Monate Dezember-/Januar auf. September/Oktober zeigen an allen Stationen die geringste mittlere Anzahl von Niederschlagstagen.

Die relativ geringen Stationsunterschiede in den Anzahlen der Niederschlagstage weisen darauf hin, dass die erheblich größeren Differenzen in den jährlichen oder monatlichen Niederschlagssummen nicht durch die Häufigkeit der Niederschlagstage sondern durch die täglichen Niederschlagshöhen bestimmt werden. Hierzu zeigt die Auszählung von Tageswerten der Niederschlagshöhe in vorgegebenen Klassen (s. Tabelle 2b), dass Stationen mit den größeren Niederschlagshöhen (vgl. Tabelle 5) auch eine wesentlich größere Anzahl von Ereignistagen in den Klassen höherer Niederschläge aufweisen. So sind beispielsweise in Potsdam Tageswerte von mehr als 10 mm an durchschnittlich 12 Tagen im Jahr zu erwarten, in München dagegen an 27 Tagen. Demgegenüber ist die Anzahl der Tage mit geringen Niederschlagshöhen bis 1,0 mm in Potsdam mit 73 deutlich höher als in München mit 53.

Zusammenfassend ist somit festzustellen, dass die Stationen mit den größeren jährlichen Niederschlagshöhen mehr Tage mit großen täglichen Niederschlagssummen haben und umgekehrt, wobei die höheren Werte in den Sommerhalbjahren stärker zu diesem Ergebnis beitragen. Die Häufigkeit von Niederschlagstagen mit größeren Niederschlagshöhen bestimmt im Wesentlichen die Unterschiede in den mittleren Jahressummen der Niederschlagshöhe.

Trenduntersuchungen zum langzeitlichen Verhalten der Anzahl der Niederschlagstage zeigen für alle Stationen mehr oder weniger ausgeprägte Veränderungen hinsichtlich der jahreszeitlichen Verteilung und hinsichtlich der Höhe der täglichen Niederschläge. Als zweckmäßiger Grenzwert für eine Unterteilung in Tage mit weniger ergiebigen bzw. ergiebigen Niederschlägen wurde eine tägliche Niederschlagshöhe von 3,0 mm vorgegeben. Die Abbildungen 2a und 2b zeigen am Beispiel der Station Potsdam das Trendverhalten der Anzahl aller Niederschlagstage und der Niederschlagstage bei der gen. Differenzierung nach der täglichen Niederschlagshöhe. Die Zusammenstellung der Ergebnisse der Trendberechnungen für alle Stationen einschl. der Signifikanzbewertung nach dem Mann-Kendall-Test findet sich in Tabelle 4a, in der jeweils die mittlere Zu- oder Abnahme der Anzahl der Niederschlagstage pro Jahr bzw. Halbjahr seit 1891 angegeben ist.

Allein für Karlsruhe ist eine Zunahme der jährlichen Anzahl der Niederschlagstage, für die weiteren fünf Stationen ein Rückgang zu verzeichnen. Die Unterteilung nach Halbjahren ergibt, dass bei den Stationen Potsdam und Bamberg die Änderungen annähernd gleich auf beide Halbjahre verteilt sind, während der Rückgang in Hamburg und Münster nur auf das Sommerhalbjahr beschränkt bleibt und die Zunahme in Karlsruhe dagegen auf das Winterhalbjahr. Die Unterteilung nach der täglichen Niederschlagshöhe zeigt darüber hinaus, dass die Veränderungen hauptsächlich bei den Niederschlagstagen mit $N \leq 3,0$ mm aufgetreten sind, während die Niederschlagstage mit $N > 3,0$ mm mit Ausnahme von Münster sogar ein leicht gegensätzliches Verhalten aufweisen, das allerdings statistisch nicht gesichert ist. Die bei der Anzahl der Niederschlagstage festgestellten Trends werden somit hauptsächlich durch einen Rückgang bzw. im Falle von Karlsruhe durch eine Zunahme der Tage mit $\leq 3,0$ mm Niederschlagshöhe bestimmt, wobei die jahreszeitliche Verteilung an den Stationen unterschiedlich ausfällt.

Bei einer weiteren Differenzierung des langzeitlichen Verhaltens nach Monaten ergibt sich, dass besonders in den Monaten Juli bis Oktober ein teilweise sehr deutlicher und hoch gesicherter Rückgang der Niederschlagstage auftritt, der in abgeschwächter Form auch für Karlsruhe gegeben ist. Andererseits sind besonders im November und Dezember an einigen Stationen größere Zunahmen zu verzeichnen. Dies steht im Einklang mit den im Abschnitt 3.1.3.3 beschriebenen Veränderungen in der innerjährlichen Verteilung der Niederschlagshöhen.

3.1.2 Anteile der Niederschlagsarten an der Niederschlagshöhe

Zur Bestimmung des Anteils der einzelnen Niederschlagsarten am Gesamtniederschlag erfolgte eine einfache Unterteilung, wie sie auch bei RICHTER [16] zur Korrektur der Niederschlagshöhe Anwendung findet. Hiernach wird in Regen (Niederschlagsart 4), Mischniederschlag (Niederschlagsart 8) und Schnee (Niederschlagsart 7) unterschieden. Der sehr geringe Anteil von Hagel und Graupel wurde dabei der Niederschlagsart 4, der des Schneegriesels der Niederschlagsart 7 zugeordnet, da diese Arten hinsichtlich der Windbeeinflussung jeweils untereinander vergleichbar sind. Nennenswerte Auswirkungen auf das Gesamtergebnis sind dadurch nicht zu erwarten, zumal der Anteil dieser Niederschlagsarten insgesamt unter 0,5 % liegt.

In Tabelle 3 werden zur niederschlagsklimatischen Charakterisierung die mittleren Jahresgänge sowie die Halbjahres- und Jahresbeträge des Anteils der einzelnen Niederschlagsarten am Gesamtniederschlag angegeben. Erwartungsgemäß ist der Anteil des Regens mit 80 bis 88 % weitaus am größten, während sich der Anteil des Schnees nur zwischen 2 und 7 % bewegt. Die Stationen im maritim geprägten Klimaraum und Karlsruhe haben die größeren Anteile an Regen und mit Werten von 2,3 bis 2,6 % nur einen sehr geringen Schneeanteil. Im klimatisch kontinentaleren Bereich ist der Anteil des Schnees mit Werten zwischen 4,5 und 6,7 um mehr als das Doppelte größer. Dabei ist zu bemerken, dass Potsdam nach München den höchsten Schneeanteil hat, was darauf hindeutet, dass der östliche Teil des Norddeutschen Tieflands öfters von nordöstlichen Schneewetterlagen betroffen wird. Nicht so eindeutig lassen sich die Mischniederschläge einordnen, die immerhin in Hamburg mit 13,9 % ihren größten Anteil haben, während sie ebenso wie beim Schnee in Karlsruhe mit 9,6 % am geringsten sind.

Die in Tabelle 4b zusammengestellten Untersuchungsergebnisse zum Trendverhalten zeigen, dass die prozentualen Anteile der Niederschlagsarten nur sehr geringe, nicht signifikante zeitliche Veränderungen in der bearbeiteten Zeitreihe aufweisen.

Tab.2a: Mittlere Anzahl der Niederschlagstage, Reihe 1891/1997

SO/WI - hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI
Potsdam	18,2	15,1	14,6	14,1	13,4	13,6	13,9	13,9	12,8	14,2	16,8	17,7	178,3	81,8	96,5
Bamberg	16,8	14,7	13,8	13,9	14,3	14,8	14,2	13,1	13,0	13,7	15,9	16,1	174,3	83,1	91,2
Hamburg	18,6	15,8	15,4	15,3	14,5	14,7	16,7	16,8	15,3	16,6	17,8	18,6	196,1	94,6	101,5
Münster	18,4	15,7	16,0	15,4	14,6	14,5	15,3	15,8	14,6	16,4	17,7	18,6	193,0	91,2	101,8
Karlsruhe	16,7	14,5	14,7	14,7	14,9	14,8	13,9	13,7	12,7	14,0	15,4	16,9	176,9	84,0	92,9
München	15,8	13,9	14,6	15,4	15,9	17,0	15,7	15,7	13,2	12,9	14,6	15,7	180,4	90,4	90,0

Tab.2b: Mittlere jährliche Anzahl der Niederschlagstage für vorgegebene Klassen der täglichen Niederschlagshöhe

Reihe 1891/1997

Klasse von bis	0,1	0,2	0,3	0,6	1,1	2,1	3,1	5,1	10,1	20,1	30,1	≥	Summe
Potsdam	17,6	11,1	21,3	22,6	28,4	18,0	23,1	23,7	9,9	1,7	0,7	0,2	178,3
Bamberg	12,2	11,0	20,3	20,8	26,6	18,9	24,2	25,9	11,8	1,9	0,6	0,1	174,3
Hamburg	16,1	11,4	20,7	22,2	29,5	20,3	26,6	31,1	15,0	2,4	0,6	0,2	196,1
Münster	12,5	11,0	20,8	21,8	28,7	20,5	27,7	32,0	14,8	2,4	0,7	0,1	193,0
Karlsruhe	12,6	8,8	17,5	20,0	24,9	17,8	24,6	30,5	15,9	3,2	1,0	0,1	176,9
München	9,4	9,6	16,0	17,7	25,7	17,9	26,1	30,8	19,6	5,0	2,2	0,4	180,4

Tab. 3: Prozentualer Anteil der Niederschlagsarten Regen, Mischniederschlag und Schnee an der mittleren Niederschlagshöhe, Reihe 1891/1997

REGEN

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI
Potsdam	43,0	41,5	55,6	82,5	99,0	100,0	100,0	100,0	100,0	97,4	75,4	55,4	82,3	99,5	59,1
Bamberg	41,5	42,0	57,6	81,7	97,2	100,0	100,0	100,0	100,0	94,4	76,9	57,4	82,3	98,8	59,5
Hamburg	53,3	53,9	52,9	84,1	98,2	100,0	100,0	100,0	100,0	93,8	79,3	61,4	83,5	98,8	64,3
Münster	58,5	62,5	66,8	84,4	99,3	100,0	100,0	100,0	100,0	99,0	87,2	73,5	86,7	99,7	72,0
Karlsruhe	62,8	62,7	70,1	89,5	98,5	100,0	100,0	100,0	100,0	96,7	84,0	73,9	88,1	99,3	74,1
München	29,4	32,8	42,8	65,9	94,6	98,8	100,0	100,0	100,0	87,4	58,9	42,5	80,1	97,8	46,8

MISCHNIEDERSCHLAG

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI
Potsdam	36,5	35,8	29,8	15,8	1,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,4	16,5	31,2	12,0	0,5	27,5
Bamberg	39,2	41,8	33,4	16,0	2,8	0,0	0,0	0,0	0,0	5,6	18,2	30,7	13,2	1,2	29,6
Hamburg	38,1	34,1	40,4	14,5	1,8	0,0	0,0	0,0	0,0	6,3	20,0	32,4	13,9	1,2	29,9
Münster	32,3	31,1	27,4	13,6	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	1,0	9,7	22,4	10,9	0,3	22,7
Karlsruhe	28,2	27,4	26,1	9,8	1,5	0,0	0,0	0,0	0,0	3,1	14,1	20,2	9,6	0,7	20,6
München	38,1	38,8	34,4	27,0	5,1	0,2	0,0	0,0	0,0	10,6	30,6	36,2	13,0	2,0	33,7

SCHNEE

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI
Potsdam	20,5	22,7	14,6	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	8,1	13,4	5,7	0,0	13,4
Bamberg	19,3	16,2	9,0	2,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,9	11,9	4,5	0,0	10,9
Hamburg	8,6	12,0	6,7	1,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	6,2	2,6	0,0	5,8
Münster	9,1	6,4	5,8	2,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	3,1	4,1	2,4	0,0	5,3
Karlsruhe	9,0	9,9	3,8	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	1,9	5,9	2,3	0,0	5,3
München	32,5	28,4	22,8	7,1	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	2,0	10,5	21,3	6,9	0,3	19,5

Tab. 4a) Linearer Trend der Anzahl der Niederschlagstage pro Jahr und pro Halbjahr für tägliche Niederschlagshöhen $\leq 3,0$ mm und $> 3,0$ mm , Reihe 1891/1997; farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert

	Jahr	Sommer	Winter	$N \leq 3,0$ mm	$N > 3,0$ mm
Potsdam	-18,4	-8,1	-10,3	-20,5	+2,1
Bamberg	-11,0	-5,7	-5,3	-12,0	+1,0
Hamburg	-6,8	-8,0	+1,2	-11,3	+4,5
Münster	-8,2	-8,5	+0,3	-5,2	-3,0
Karlsruhe	+11,2	-0,4	+11,6	+13,0	-1,8
München	-14,8	-9,4	-5,4	-15,4	+0,6

Tab. 4b) Trend der prozentualen Anteile der Niederschlagsarten am Gesamtniederschlag

	Regen	Mischniederschlag	Schnee
Potsdam	-4,0	+4,4	-0,4
Bamberg	+2,4	-1,6	-0,8
Hamburg	+5,8	-4,2	-1,4
Münster	+3,2	-1,6	-1,6
Karlsruhe	-1,0	+0,6	+0,4
München	-3,4	-1,6	-1,8

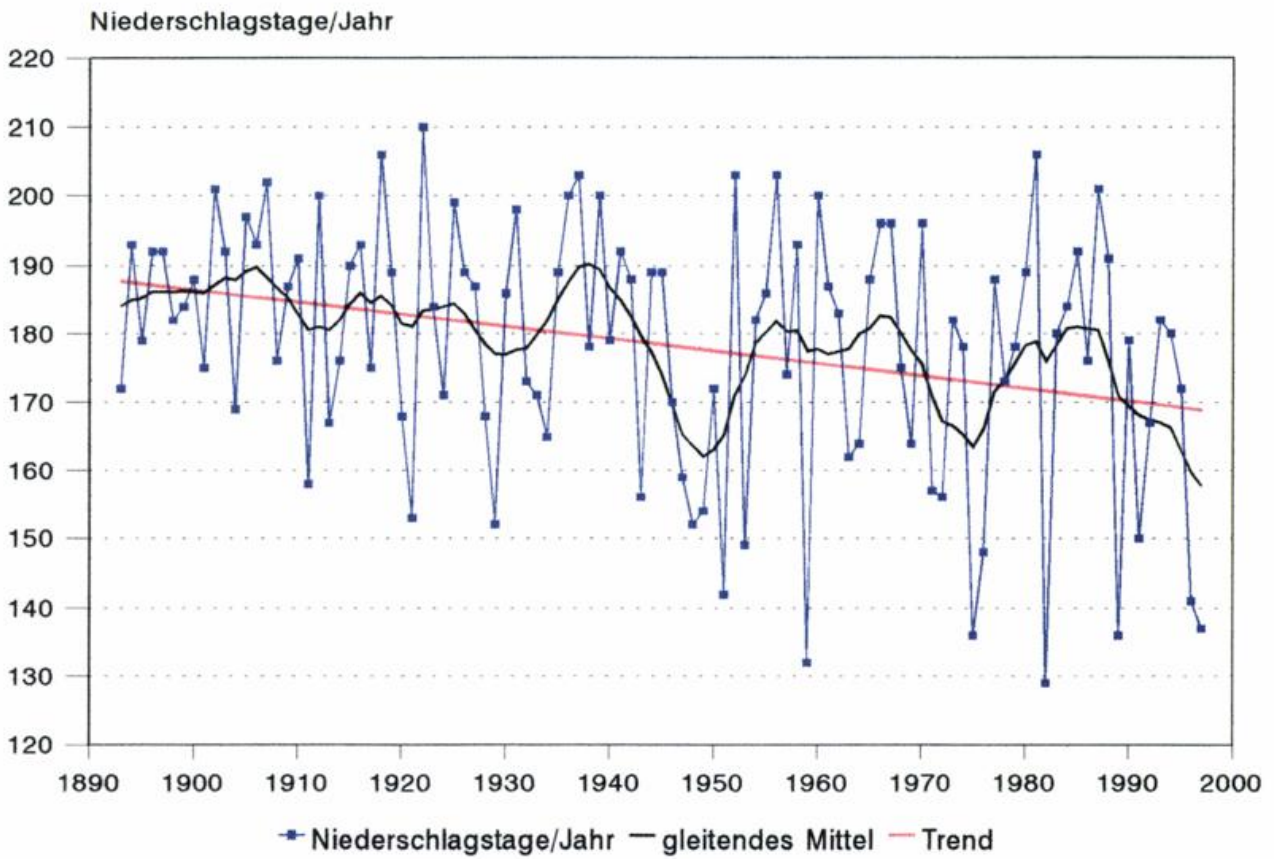


Abb.2a: Anzahl der Niederschlagstage ($N \geq 0.1\text{mm}$) im Jahr, Potsdam 1893/1997

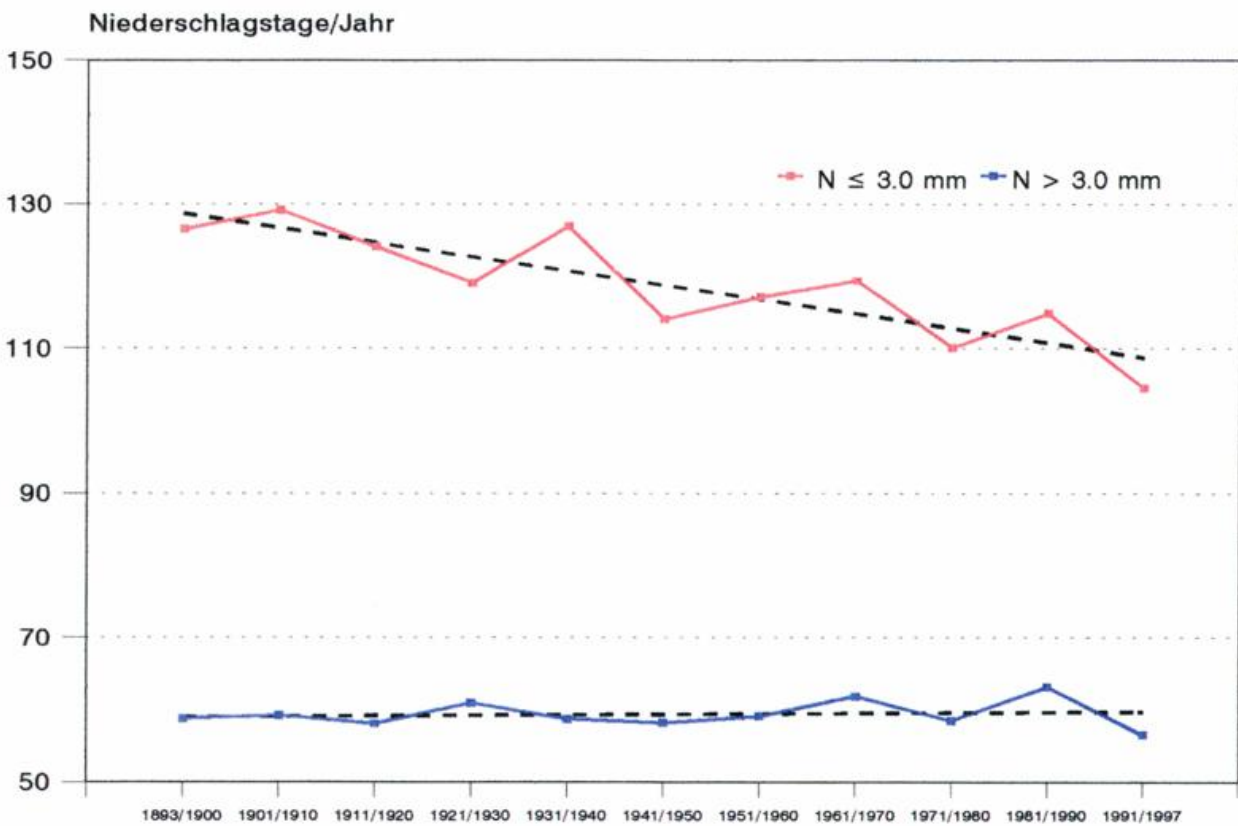


Abb.2b: Gang der 10-jährig gemittelten Anzahl der Niederschlagstage, Potsdam 1893/1997 getrennt nach der täglichen Niederschlagssumme N

3.1.3 Jahreswerte und innerjährliche Verteilung der Niederschlagshöhe

3.1.3.1 Homogenität der Niederschlagsreihen

Die im Teil A [22] des Abschlussberichtes ausführlich beschriebenen Homogenitätsprüfungen der Zeitreihen monatlicher Niederschlagssummen führten zu dem Ergebnis, dass alle Stationsreihen mit Ausnahme derjenigen von Münster homogen und somit geeignet für weitere statistische Zeitreihenanalysen sind. Die leichten bis mittleren Inhomogenitäten der Niederschlagsreihe von Münster liegen etwa zwischen Beginn der Untersuchungsperiode und 1935 und können mangels geeigneter Referenzdaten nicht behoben werden.

Die vorgesehenen Niederschlagsreihenauswertungen wurden für die Station Münster formal weitergeführt - die präsentierten Analyseergebnisse (und die Folgeergebnisse z.B. zu den Bilanzgrößen) sind unter dem Vorbehalt einer eingeschränkten Aussagefähigkeit zu betrachten.

3.1.3.2 Langjährige Mittel- und Extremwerte der Niederschlagshöhe

In Tabelle 5 werden für die bearbeiteten sechs Stationen die mittleren Monats- und Jahreswerte der Niederschlagshöhe in der Untersuchungsperiode angegeben. Weiterhin erfolgen Angaben zur Variabilität (Streuung dividiert durch Mittelwert) und zu den in der Zeitreihe aufgetretenen monatlichen und jährlichen Extremwerten. Die Angaben von Tabelle 5 liefern mit den zuvor beschriebenen Ergebnissen zur Häufigkeit von Niederschlagstagen (Tabelle 2) und zu den Anteilen der Niederschlagsarten (Tabelle 3) umfassende niederschlagsklimatische Informationen zu den einzelnen Stationen und bieten damit eine Grundlage zur klimatischen Einschätzung entsprechender Auswertungen aus kürzeren Zeitreihen.

Unter den bearbeiteten Stationen weist Potsdam mit 643 mm die im Mittel geringste jährliche Niederschlagshöhe auf, gefolgt von Bamberg mit 709 mm. Nahezu gleich sind die mittleren jährlichen Niederschlagshöhen von Hamburg (826 mm), Münster (835 mm) und Karlsruhe (839 mm), während München im Staubeereich der Alpen mit 1023 mm weitaus die höchsten Niederschläge unter den betrachteten Stationen hat.

Der mittlere Jahresgang der Niederschlagshöhen zeigt an allen Stationen den sog. Sommerniederschlagstyp (vgl. Hydrologischer Atlas von Deutschland [5], Karten 2.3, 2.4). Bei der Station München ist die für den süddeutschen Raum im Staubeereich der Alpen charakteristische Ausprägung mit einem stark erhöhten sommerlichen Maximum zu erkennen - die mittleren Niederschlagshöhen im Juni/Juli sind in München etwa doppelt so groß wie die in den Wintermonaten. An den übrigen Stationen weist dieser Niederschlagstyp, wie für das Binnentiefeland typisch, neben dem sommerlichen Hauptmaximum ein sekundäres Maximum im Dezember auf. Die geringsten monatlichen Niederschläge sind an allen Stationen im Mittel im Februar/März zu erwarten. Von Interesse für die Zeitreihenbetrachtung ist z.B., dass im mittleren Jahresgang der 107-jährigen Reihe das Niederschlagsmaximum im Juli bei ebenfalls recht hohen Augustwerten zu verzeichnen ist, während in der jüngsten Klimatologischen Normalwertperiode 1961/1990 dieses Maximum im Juni liegt. Die Verschiebungen in der innerjährlichen Niederschlagsverteilung sind Gegenstand der Trenduntersuchungen monatlicher Niederschlagsreihen im nachfolgenden Abschnitt 3.1.3.3.

Für die klimatischen Bedingungen Deutschlands ist eine hohe zeitliche Variabilität des Niederschlags charakteristisch. Bei den jährlichen Niederschlagssummen der Stationen bewegt sich die Variabilität zwischen 15 % und 17 % und ist bei Mün-

chen mit 13 % nur wenig geringer. Die monatlichen Summen weisen Variabilitäten zwischen etwa 40 % und 60 % auf. Die geringsten monatlichen Niederschlagshöhen liegen - außer im Sommer - an allen Stationen noch unter 10 mm; auch völlig niederschlagsfreie Monate sind zu verzeichnen. Andererseits können in allen Monaten des Jahresablaufes Niederschlagssummen auftreten, welche 200 % des monatlichen Mittelwertes noch erheblich überschreiten. In München liegen die maximalen monatlichen Niederschlagshöhen in den Sommermonaten über 300 mm.

Bei der Betrachtung der Extremwerte und ihrer Eintrittsjahre ist festzustellen, dass die an den Stationen aufgetretenen größten Monats- und Jahreswerte im Wesentlichen eine zufällige zeitliche Verteilung aufweisen, während auch anhand der wenigen Stationen deutlich wird, dass extreme Trockenperioden flächendeckender auftreten. Ein gutes Beispiel hierfür ist der April 1893, der an allen sechs, über ganz Deutschland verteilten Stationen der trockenste Aprilmonat der Untersuchungsperiode war. Ebenso haben Monate, wie der Februar und der September 1959 sowie der Oktober 1908, an allen Stationen äußerst geringe Niederschlagshöhen - an mehreren der Stationen die geringsten dieser Monate überhaupt. Das Auftreten der kleinsten Jahressummen beschränkt sich auf die Jahre 1911, 1959 und 1976, wovon 1959 - im Mittel über alle Stationen betrachtet - das trockenste der Untersuchungsperiode war.

3.1.3.3 Ergebnisse der Trendanalysen

In den Graphiken der Abbildung 3 werden stationsweise die Jahreswertreihen der korrigierten Niederschlagshöhe, die geglätteten Reihen (Gauß-Filter, $T. = 10$ Jahre) und der lineare Trend dargestellt. Der einheitliche Graphikmaßstab macht die unterschiedlichen Niveaus der mittleren Niederschlagshöhen der Stationen und den großen Schwankungsbereich der jährlichen Niederschlagshöhen deutlich. Die Trendbefunde stehen mit Ausnahme des negativen, allerdings nicht als signifikant berechneten Trends von Münster qualitativ im Einklang mit den Ergebnissen bei RAPP und SCHÖNWIESE [13], die eine Niederschlagszunahme im westlichen und südlichen Teil Deutschlands (hier: die Stationen Hamburg, Karlsruhe, München) und keine tendenziellen Veränderungen der jährlichen Niederschlagshöhen im östlichen Teil (hier: Potsdam, Bamberg) ausweisen.

Der Mann-Kendall-Trendtest weist für Hamburg einen signifikanten Trend mit einer Signifikanzsicherheit von 97 % und für München von 93,5% aus. Untersuchungen zur Trendstabilität (vorwärts-/rückwärtsschreitende Trends, [22]) zeigen weitgehend stabiles Trendverhalten. Recht gut zeigt sich auch eine Stabilität der Trends in der Karlsruher Reihe, deren Trendbetrag über die Gesamtreihe allerdings nur eine Signifikanzsicherheit von 86,5 % aufweist und somit nicht als statistisch gesichert bewertet werden kann. Weiterhin weisen die Untersuchungen der Trendstabilität bei der Station Potsdam über alle Trendlängen hinweg weitgehend das Ergebnis der Gesamtreihe, d.h. einen unbedeutenden Trendbetrag aus.

Von großer Bedeutung für wasserwirtschaftlich/hydrologische Problemstellungen sind neben Befunden zu den Jahreswertreihen Änderungen in der innerjährlichen Verteilung der Niederschlagshöhen, da Zu- oder Abnahmen der Niederschlagshöhen je nach Jahreszeit unterschiedliche Wirksamkeit im Wasserhaushalt aufweisen. Desgleichen ist auch für landwirtschaftliche Problemstellungen neben Höhe und Betrag eines eventuellen Niederschlagstrends der Eintrittszeitraum im Jahresablauf von ausschlaggebender Bedeutung.

Die Analyseergebnisse zu Niederschlagstrends in den einzelnen Monaten bzw. in bestimmten Jahresabschnitten werden in Tabelle 6 zusammengestellt. Bei den östlicher gelegenen Stationen Potsdam und Bamberg zeigt sich, dass die Nieder-

schlagszeitreihen für die hydrologischen Winterhalbjahre (November-April) einen positiven Trend, die für die Sommerhalbjahre einen negativen Trend etwa der gleichen Größe aufweisen, welche sich in den Jahreswertreihen weitgehend kompensieren. Positive Trends in den Zeitreihen für die Winterhalbjahre weisen ebenfalls die Stationen Hamburg, Karlsruhe und München auf, jedoch liegen hier auch in den Sommerhalbjahresreihen positive (oder nur schwach negative Trends) vor, woraus sich eine Verstärkung bzw. nur geringfügige Abschwächung des aus dem Winterhalbjahr vorliegenden positiven Trends in den Jahreswertreihen ergibt.

Die Analyseergebnisse für Münster lassen sich nicht in das durch die übrigen Stationen beschriebene regionale Verteilungsbild des Trendverhaltens einordnen; wegen des Vorbehaltes der Inhomogenität der Reihe werden die Trendergebnisse nicht weiter interpretiert.

Unter den Halbjahresniederschlagsreihen sind diejenigen für das Winterhalbjahr der Station Hamburg (Irrtumswahrscheinlichkeit $< 5\%$) und der Station Potsdam (Irrtumswahrscheinlichkeit $< 10\%$) signifikant. Nimmt man Monatszusammenfassungen in Jahresabschnitte nach Maßgabe einheitlicher Trends vor, dann ergeben sich für den Jahresabschnitt November bis Juni für alle Stationen signifikante positive Trendwerte in den Niederschlagsreihen, für den Jahresabschnitt Juli bis Oktober negative Trends, die für Potsdam und für Karlsruhe statistisch gesichert sind. Lediglich München weist für diesen Jahresabschnitt einen unbedeutenden Trendbetrag auf.

Tab.5: Mittlerer Jahresgang der korrigierten Niederschlagshöhe 1891/1997 (in mm) einschließlich Variabilitätskoeffizient (in %), Maxima, Minima und Eintrittsjahre

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	50	41	40	46	57	69	73	69	50	46	49	53	643
Var.	44	54	60	54	53	49	56	51	54	63	49	49	16
Max	117	109	124	116	165	188	212	158	122	151	124	134	857
Jahr	1976	1946	1981	1956	1899	1990	1907	1948	1968	1960	1947	1974	1981
Min	0	4	7	1	7	10	6	11	1	0	4	4	417
Jahr	1996	1972	1932	1893	1917	1908	1971	1944	1928	1908	1902	1932	1976

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	54	44	47	50	64	77	82	70	55	54	53	59	709
Var.	44	59	57	52	42	47	52	46	53	61	55	53	16
Max	125	132	182	158	148	189	217	155	155	156	138	165	1014
Jahr	1995	1946	1988	1935	1984	1971	1940	1968	1957	1941	1944	1947	1965
Min	1	4	3	2	15	19	3	12	2	0	7	7	467
Jahr	1996	1891	1953	1983	1977	1920	1971	1947	1959	1943	1953	1963	1911

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	67	53	56	57	61	74	90	89	71	69	67	72	826
Var.	52	55	61	53	46	49	46	48	48	51	52	54	16
Max	213	123	164	129	131	196	208	251	166	157	173	189	1176
Jahr	1916	1995	1994	1970	1981	1980	1931	1960	1978	1970	1947	1965	1916
Min	1	8	7	3	9	12	6	10	4	2	4	9	450
Jahr	1996	1959	1996	1893	1989	1992	1983	1983	1959	1951	1902	1932	1959

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	74	58	60	57	62	73	86	81	69	66	71	78	835
Var.	49	62	50	49	50	42	43	52	51	58	51	49	15
Max	157	183	143	150	195	187	214	212	174	176	171	210	1089
Jahr	1995	1898	1914	1936	1984	1981	1956	1924	1957	1932	1930	1965	1994
Min	5	2	8	2	13	6	15	10	6	6	9	9	454
Jahr	1997	1986	1993	1893	1989	1899	1983	1899	1959	1951	1953	1933	1959

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	63	57	57	65	74	88	81	79	71	66	68	70	839
Var.	51	58	53	52	54	41	47	53	56	65	56	56	17
Max	154	162	163	180	267	184	187	227	219	233	186	185	1208
Jahr	1941	1958	1988	1922	1978	1957	1931	1931	1927	1981	1910	1919	1931
Min	5	1	6	0	8	18	5	11	8	5	9	3	511
Jahr	1996	1959	1953	1893	1936	1915	1964	1991	1895	1908	1920	1963	1959

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	59	52	59	78	109	131	139	115	91	66	62	62	1023
Var.	49	58	51	45	49	34	42	36	54	62	58	52	13
Max	179	157	149	167	339	307	310	223	306	211	182	150	1353
Jahr	1900	1958	1988	1980	1940	1979	1954	1970	1899	1981	1947	1918	1944
Min	3	9	8	1	15	37	21	37	3	0	4	8	757
Jahr	1997	1959	1953	1893	1992	1930	1911	1947	1959	1943	1920	1972	1911

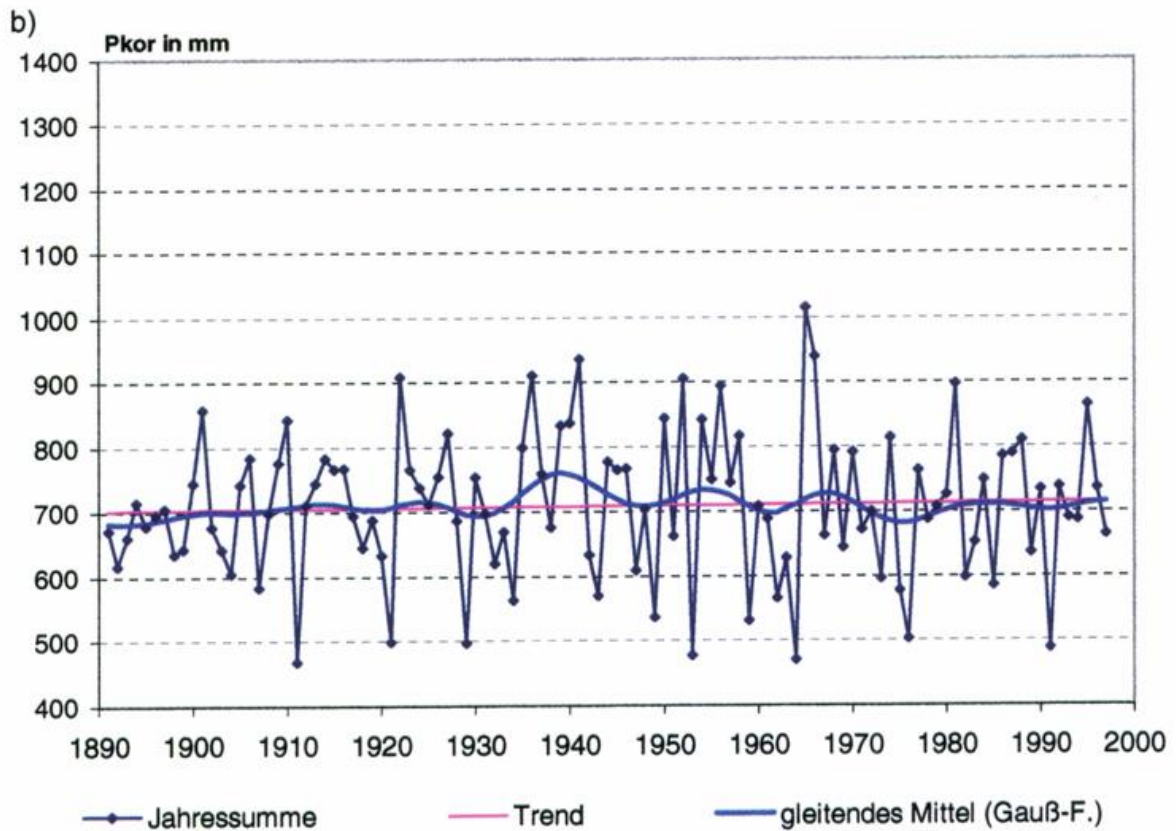
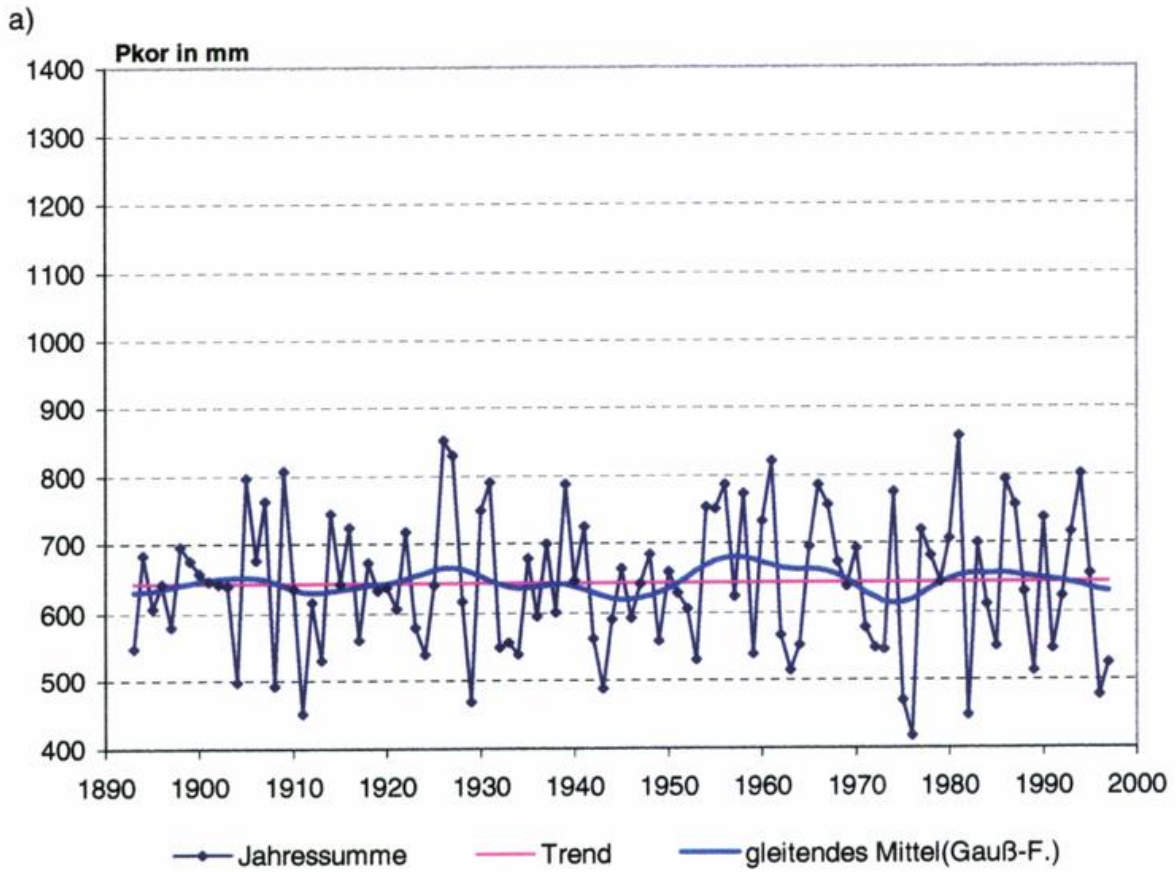


Abb.3: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der korrigierten Niederschlagshöhe (Pkor) von Potsdam (a) und Bamberg(b), Reihe 1891/1997

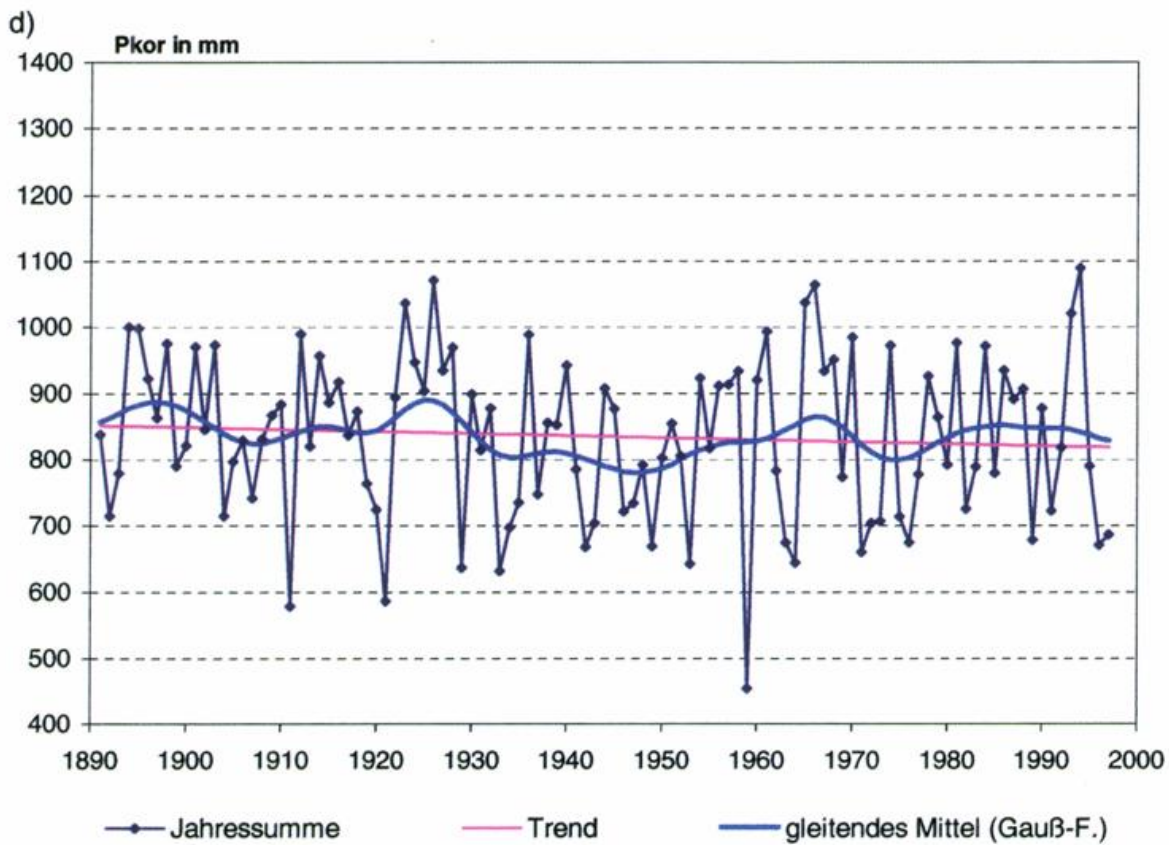
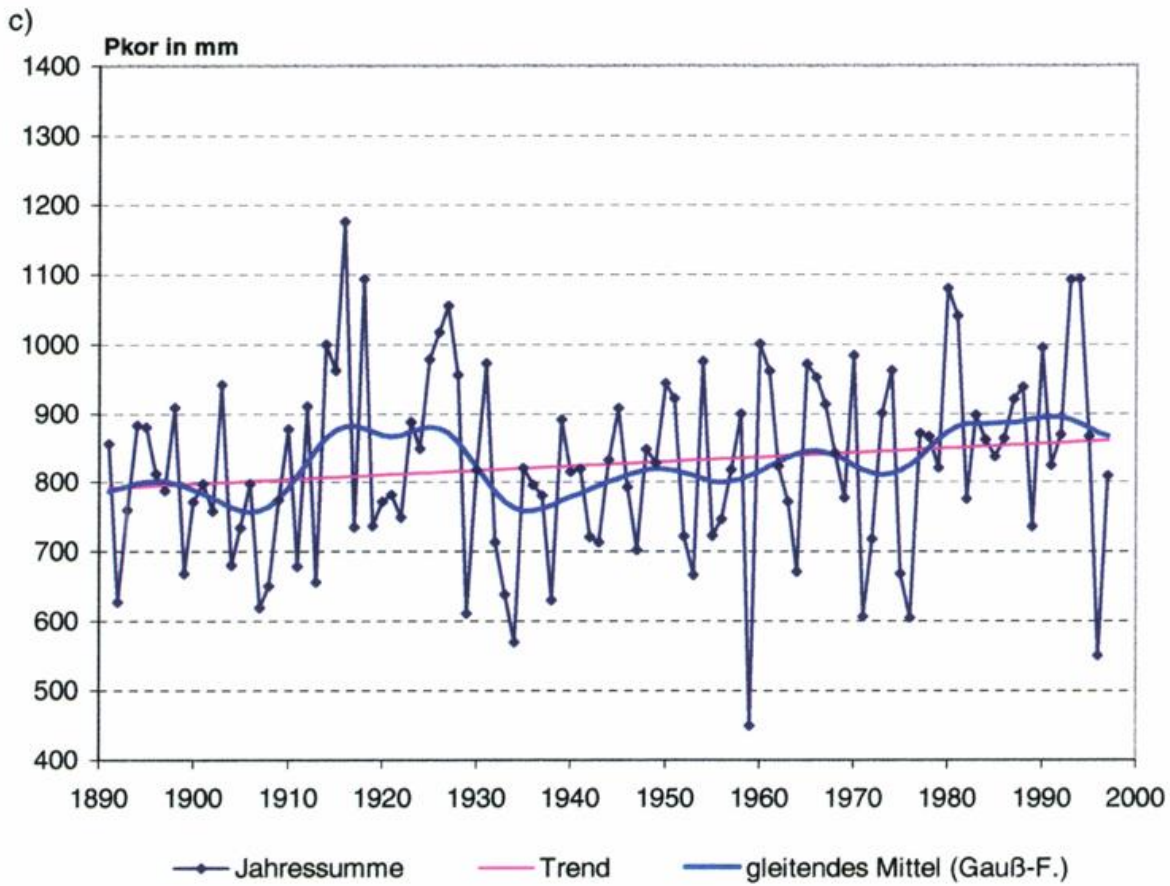


Abb.3: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der korr. Niederschlagshöhe (Pkor) von Hamburg (c) und Münster (d), Reihe 1891/1997

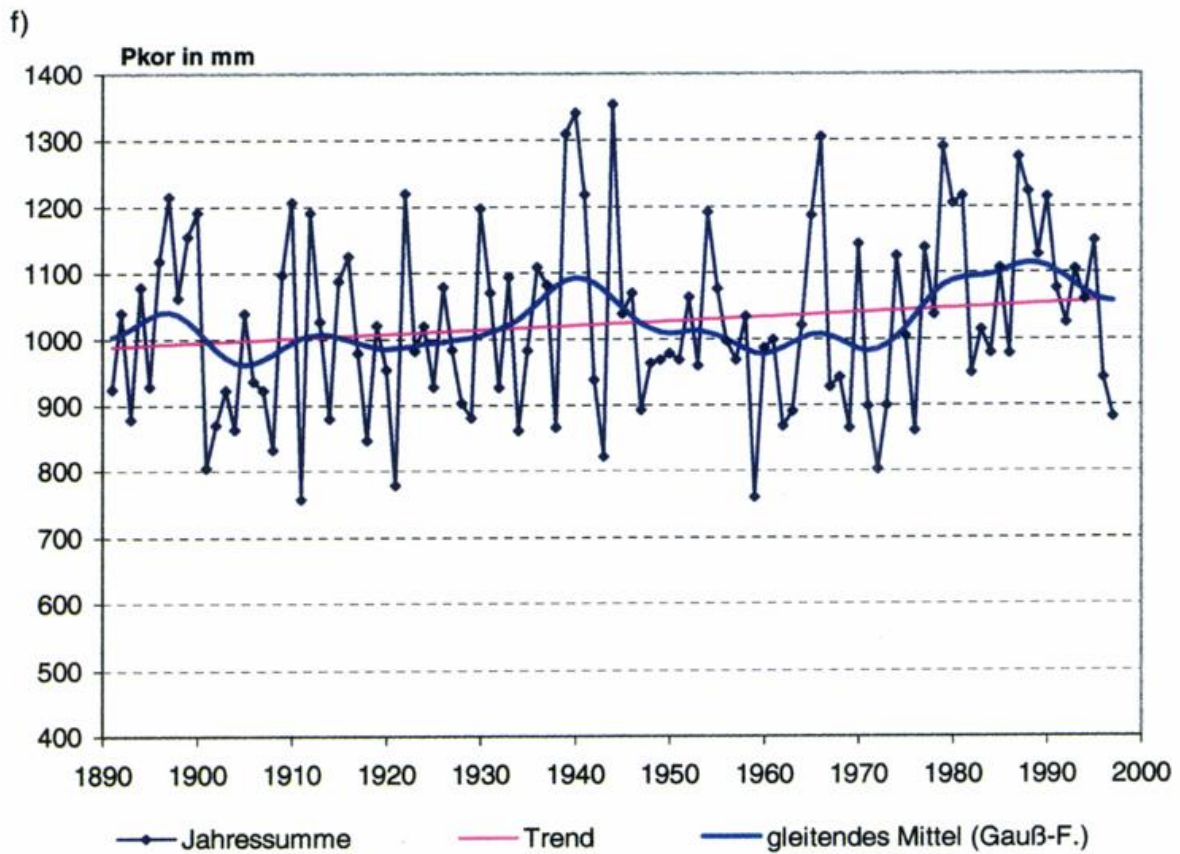
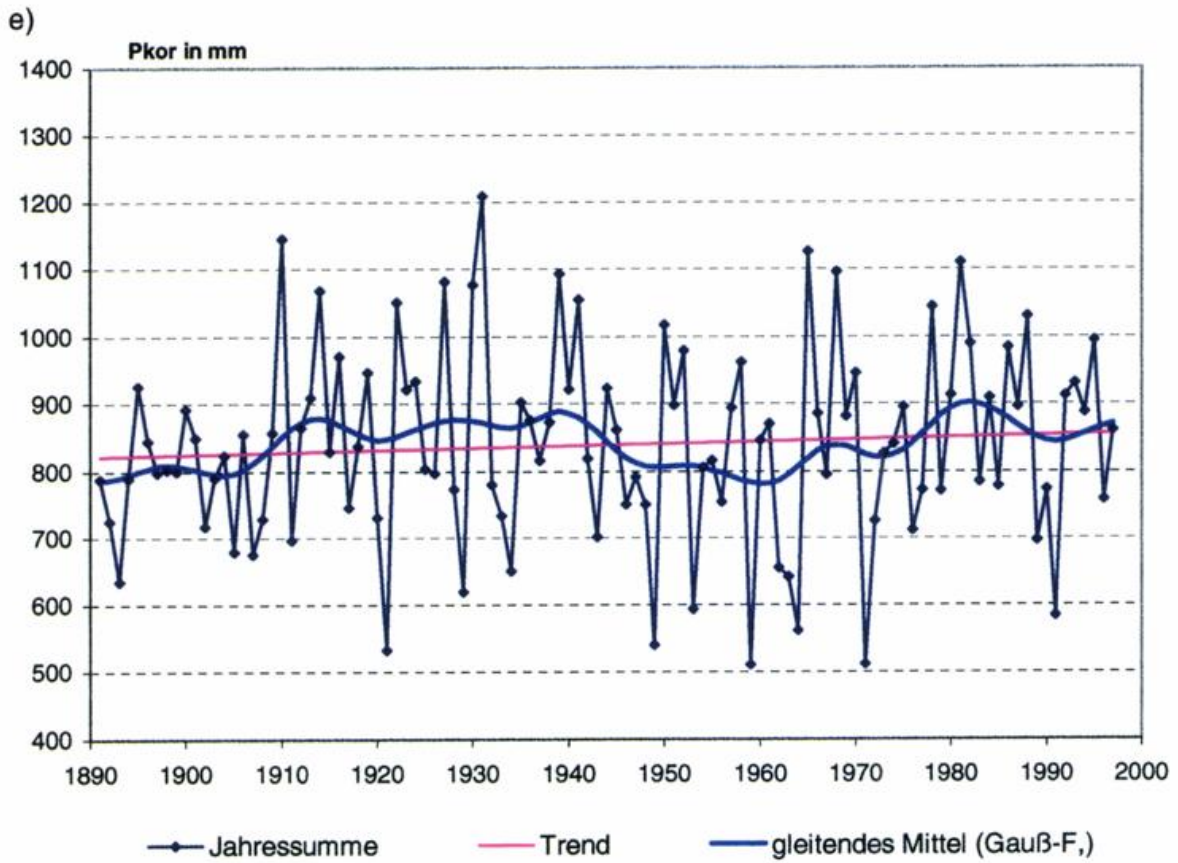


Abb.3: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der korrigierte Niederschlagshöhe (Pkor) von Karlsruhe (e) und München (f), Reihe 1891/1997

Tab. 6: Monats-, Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der korrigierten Niederschlagshöhe ,1891/1997 (in mm)

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert ;
So/Wi - hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	-2,3	+6,6	+2,8	+3,0	+3,3	+16,2	-36,4	+2,4	-6,9	-13,4	+7,5	+17,6	+0,6	-34,7	+35,3	-54,3	+54,9	-34,0
Bamberg	-2,4	+4,8	+8,1	0,0	+0,5	+12,8	-7,7	-11,9	-6,6	-5,9	+8,5	+12,8	+12,9	-18,8	+31,7	-32,1	+45,0	-19,6
Hamburg	+6,4	-6,7	+13,7	-5,3	+6,7	+13,7	-10,8	-8,1	+16,8	-8,2	+30,4	+21,1	+69,7	+10,0	+59,7	-10,3	+80,0	-18,9
Münster	+5,4	-5,9	-3,5	-11,4	+5,1	+1,0	-26,0	-19,6	+3,5	-13,6	+22,1	+10,3	-32,5	-49,6	+17,1	-55,7	+23,2	-45,6
Karlsruhe	+7,9	+18,1	-3,8	-2,6	+26,3	+20,8	-10,3	-20,9	-25,1	-5,7	+17,6	+11,0	+33,4	-14,7	+48,2	-62,0	+95,4	-31,2
München	-8,2	+11,6	+6,9	-7,5	+6,7	+16,9	+6,5	+17,8	-21,1	+0,8	+28,1	+12,2	+70,7	+27,6	+43,1	+4,0	+66,7	+24,3

3.2 Jahreswerte und innerjährliche Verteilung der potentiellen Verdunstung [PET (Turc/Ivanov), Gras-Referenzverdunstung ET_0]

3.2.1 Homogenität der Zeitreihen

Die Homogenitätsprüfungen [22] der Verdunstungsreihen PET (Turc/Ivanov) zeigten bei den Stationen Hamburg und Karlsruhe geringfügige Inhomogenitäten auf, welche die Aussagen nachfolgender Trenduntersuchungen wahrscheinlich wenig beeinträchtigen.

Die durch die Homogenitätstests ausgewiesenen stärkeren Inhomogenitäten der potentiellen Verdunstung von Potsdam können aufgrund der seit Messbeginn unveränderten Standortbedingungen der Station sowie der umfassenden Stationsdokumentation (vgl. Abschnitt 2.3) nicht nachvollzogen werden. Als Inhomogenitätsursache ist hier die kleine Varianz dieser Verdunstungsgröße bei hoher Sensitivität gegenüber den Inputgrößen Globalstrahlung (Sonnenscheindauer) und Lufttemperatur zu vermuten, woraus die "Aufdeckung" vieler Inhomogenitäten resultiert. Aufgrund der bekannten Stationsgeschichte und der Homogenität der übrigen untersuchten Zeitreihen (Niederschlag, Gewässerverdunstung) wurden bei den weiteren Zeitreihenanalysen der potentiellen Verdunstung von Potsdam die ausgewiesenen Inhomogenitäten nicht berücksichtigt.

Die bei den Stationen Münster, Bamberg und München aufgefundenen starken Inhomogenitäten können in Zusammenhang mit der nach 1930 einsetzenden Messung der Sonnenscheindauer und mit Stationsverlegungen gebracht werden (vgl. Abschnitt 2.3). Eine Homogenisierung dieser Reihen wurde auf der Grundlage der o.g., als homogen getesteten Reihen durchgeführt, da wegen der Inhomogenitätsbefunde in den ersten Jahrzehnten der Untersuchungsperiode kein geeigneteres Datenmaterial (insbesondere zu Globalstrahlung/Sonnenscheindauer) von näher gelegenen Stationen verfügbar war. Die Zeitreihenkorrekturen führten zu verbesserten Ergebnissen in den Homogenitätstests, jedoch bleibt kritisch zu bewerten, dass z.B. wegen der großen Entfernung zwischen den verwendeten Stationen auch eventuelle natürliche Inhomogenitäten verwischt werden könnten. Die nachfolgenden Trenduntersuchungen wurden deshalb bei den betr. Stationen sowohl für die ursprüngliche, inhomogene als auch für die homogenisierte Reihe durchgeführt.

Für die Zeitreihen der Gras-Referenzverdunstung wurden keine Homogenitätsprüfungen/Homogenisierungen vorgenommen, da davon auszugehen war, dass wegen der gleichen Eingangsgrößen und einer ähnlichen Sensitivität gegenüber diesen Größen vergleichbare Testergebnisse zu erwarten sind.

3.2.2 Langjährige Mittel- und Extremwerte der potentiellen Verdunstung

In Tabelle 7 werden stationsweise für die Untersuchungsperiode 1891/1997 die mittleren und extremen Monats- und Jahreswerte sowie die Variabilitätskoeffizienten der potentiellen Verdunstung PET (Turc/Ivanov) zusammengestellt. Die bei den Stationsreihen von Münster, Bamberg und München vorgenommenen Homogenisierungen haben nur geringfügige Auswirkungen auf die Angaben in dieser Tabelle.

Die Tabelle 8 zeigt die entsprechenden Daten für die Gras-Referenzverdunstung. Beide Verdunstungsgrößen haben erwartungsgemäß sehr ähnliche Zeitreihenverläufe. Die Angaben der beiden Tabellen 7 und 8 können zur verdunstungsklimatischen Bewertung kürzerer Zeitreihen dieser Verdunstungsgrößen Verwendung finden.

Die regionale Verteilung der potentiellen Verdunstung (beide Berechnungsverfahren) weist in Deutschland zwei grundlegende Aspekte auf: zum einen die zonale Abhängigkeit, welche die zunehmende Kontinentalität des Klimas mit der Entfernung vom Ozean widerspiegelt, zum anderen die Abhängigkeit von der Geländehöhe. Unter den bearbeiteten Stationen zeigt somit Hamburg die geringste mittlere Jahressumme der potentiellen Verdunstung. Die höchsten jährlichen PET-summen treten in Deutschland im Oberrheintiefland - hier repräsentiert durch die Station Karlsruhe - sowie im Rhein-Main-Tiefland, im südlichen Brandenburg und in der Lausitz auf. Abgesehen von der deutlichen Abnahme der potentiellen Verdunstung in den Mittel- und Hochgebirgen, (die nicht Gegenstand in den vorliegenden Zeitreihenuntersuchungen ist), sind die regionalen Unterschiede bei dieser hydrometeorologischen Größe gering, was auch an den mittleren Jahresgängen und jährlichen Summen der über ganz Deutschland verteilten Untersuchungsstationen erkennbar wird.

Neben den geringen regionalen Unterschieden ist für die potentielle Verdunstung eine insbesondere im Vergleich zum Niederschlag geringe zeitliche Veränderlichkeit charakteristisch. Die Variabilität (Streuung dividiert durch Mittelwert) der Jahreswerte liegt bei 5 % bis 7 %, die Variabilität der Monatswerte bewegt sich zwischen etwa 10 % und 25 % - nur die vom Betrag her geringen PET-Werte der Wintermonate zeigen bei PET (Turc/Ivanov) höhere prozentuale Unterschiede.

Im mittleren Jahresgang treten die höchsten Monatswerte der potentiellen Verdunstung entsprechend den Jahresgängen von Lufttemperatur und Globalstrahlung im Juli und die geringsten Monatswerte im Dezember/Januar auf. Auch bei den Extremwerten sind die durch die Stationen erfassten regionalen Unterschiede nicht sehr groß.

Die höchsten Jahreswerte der Untersuchungsperiode traten in Hamburg und Münster 1959, an den übrigen Stationen 1947 auf. Die überdurchschnittlich hohe potentielle Verdunstung der Jahre um 1990 tritt gegenüber diesen Extremen und weiteren Höchstwerten im Verlauf der gesamten Zeitreihe nicht sehr markant in Erscheinung. Einen Überblick über Schwankungsbereiche und Extreme geben auch die graphischen Darstellungen der Stationsreihen in Abbildung 4.

3.2.3 Ergebnisse der Trendanalysen

Die in Abbildung 4 dargestellten Jahreswertreihen der potentiellen Verdunstung PET (Turc/Ivanov) zeigen in der Untersuchungsperiode 1891/1997 an allen Stationen einen positiven Trend. Unter den als homogen bewerteten Stationsreihen sind die Jahrestrends von Potsdam und Hamburg mit Signifikanzsicherheiten von über 99% hoch signifikant (vgl. Tabelle 9). Hohe Signifikanz weist auch der Trend der originalen Jahreswertreihe von Bamberg aus; nach der Homogenisierung ändert sich der Trendbetrag aber nicht die generelle Signifikanzbewertung. Ähnlich verhält es sich mit der Station München, die vor und nach der Homogenisierung einen leicht signifikanten Trend (Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 %) in der Jahreswertreihe aufweist.

Bemerkenswert gering im Vergleich zu den Trends der Jahreswertreihen o.g. Stationen sind die Trendbeträge für Münster und für Karlsruhe. Die Homogenisierung der PET-Reihe von Münster erbringt zwar eine starke Veränderung in der Trendbewertung, dieses Ergebnis muss jedoch vor dem Hintergrund der umfangreichen Datenergänzungen (Abschätzung der Sonnenscheindauer aus der Bewölkung, Verwendung weit entfernt liegender Stationen zur Ergänzung, s. Abschnitt 2.3) mit Vorbehalt betrachtet und durch weiterführende Untersuchungen belegt werden.

Der geringe, nicht signifikante Jahrestrend der (homogenen) Karlsruher Reihe ist bei dem an dieser Station wie in großen Teilen Mitteleuropas zu verzeichnenden positiven Trend der Lufttemperaturreihe (s. Tabelle 1) zunächst nicht verständlich. Weiterführende Untersuchungen zeigten, dass in einer größeren Region Baden-Württembergs der positive Trend in den Lufttemperaturen begleitet wird von einem abnehmenden Trend in der jährlichen Sonnenscheindauer und einer Zunahme des Bedeckungsgrades mit Wolken. In der abgeleiteten, komplexen Größe der potentiellen Verdunstung werden die Einflüsse der zunehmenden Lufttemperaturen und der abnehmenden Sonnenscheindauer (Globalstrahlung) weitgehend kompensiert. Dieser Befund kann nicht (ausschließlich) durch die umfangreichen Datenergänzungen zu Anfang des Untersuchungszeitraumes bedingt sein, da er auch in jüngeren Zeitreihenabschnitten mit vollständiger Datenbasis zu verzeichnen ist.

Aus Tabelle 9 wird anhand der Trendangaben für die einzelnen Monate und für die bei der Niederschlagsanalyse untersuchten markanten Jahresabschnitte (vgl. Tabelle 6) ersichtlich, dass in Übereinstimmung mit den Trends der Jahreswertreihen auch für die meisten Monatsreihen positive Trends errechnet werden. Starke Zunahmen der potentiellen Verdunstung sind allgemein in den Monaten Juli/August bzw. im zweiten Halbjahr, an der Station Hamburg auch im Januar/Februar zu verzeichnen.

3.2.4 Klimatische Wasserbilanz

Die klimatische Wasserbilanz KWB ist definiert als Differenz zwischen der Niederschlagshöhe und der Höhe der potentiellen Verdunstung für einen Betrachtungsort in einer Betrachtungszeitspanne (DIN 4049-3). Zu beachten ist, dass die Definition keine Aussage über die einzusetzenden Berechnungsverfahren der Komponenten Niederschlag und potentielle Verdunstung liefert, welche aber von erheblichem Einfluss auf den Betrag und ggf. das Vorzeichen der klimatischen Wasserbilanz sein können. Für die folgenden Zeitreihenuntersuchungen wurden die klimatischen Wasserbilanzen als Differenz zwischen korrigierter Niederschlagshöhe und der potentiellen Verdunstung nach Turc/Ivanov bzw. der Gras-Referenzverdunstung berechnet. Die Ergebnisse dürfen somit nur als Bezug für KWB-Werte verwendet werden, die nach diesen Verfahren berechnet wurden.

In den Tabellen 11 (für PET Turc/Ivanov) und 12 (für Gras-Referenzverdunstung) werden stationsweise die mittleren und extremen Monats- und Jahreswerte sowie die Variabilität der klimatischen Wasserbilanz in der Untersuchungsperiode zusammengestellt. Die Angaben dieser beiden Tabellen werden als Bewertungsgrundlage kürzerer Zeitreihen der klimatischen Wasserbilanz (unter Beachtung des Berechnungsverfahrens) bereitgestellt. Eine Übersicht über den Wertebereich der jährlichen klimatischen Wasserbilanzen der Stationen geben auch die Zeitreihendarstellungen der Abbildung 5.

Die regionale Verteilung der klimatischen Wasserbilanz ($KWB = P_{kor} - PET_{Turc/Ivanov}$) zeigt in Deutschland bei den mittleren Jahreswerten eine Abnahme von ca. + 300 mm an der Nordseeküste (hier: Hamburg mit 284 mm) bis auf negative Werte von ca. - 100 mm im Binnentiefland Brandenburgs, Sachsen-Anhalts und Sachsens. Die Station Potsdam befindet sich etwa in der Übergangsregion von positiven zu negativen mittleren Jahresbilanzen. Der mittlere Jahreswert weist noch einen geringen positiven Betrag auf, aber in etwa einem Drittel der Jahre der Untersuchungsperiode sind negative Jahresbilanzen mit z.T. erheblichen Defiziten zu verzeichnen. Eine größere Anzahl von Jahren mit negativen Jahresbilanzen weist auch die Station Bamberg auf, während unter den maritim geprägten klimatischen Bedingungen von Hamburg und Münster negative Jahresbilanzen sehr selten, in außergewöhnlich niederschlagsarmen Jahren auftreten. Bei der im Mittel relativ

großen Niederschlagshöhe von Karlsruhe sind negative Jahresbilanzen meist die Folge hoher potentieller Verdunstung. Unter den niederschlagsreichen klimatischen Bedingungen von München treten keine negativen Jahreswerte der klimatischen Wasserbilanz auf. Der geringste in der Münchener Reihe zu verzeichnende Jahreswert von KWB = +102 mm (1921) ist noch größer als der langjährige Mittelwert an der Station Potsdam (+ 62 mm).

Die regionale und zeitliche Variabilität der klimatischen Wasserbilanz ist sehr hoch, sie wird hinsichtlich ihres Betrages und ihrer regionalen Abhängigkeit hauptsächlich durch die Variabilität des Niederschlags bestimmt, die weitaus größer ist als die Variabilität der potentiellen Verdunstung (vgl. Tabellen 5 und 7 bzw.8).

Die unterschiedlichen niederschlags-/verdunstungsklimatischen Bedingungen in Deutschland stellen sich ebenfalls in den mittleren Jahresgängen der klimatischen Wasserbilanz an den Stationen dar. Der Jahresabschnitt mit durchschnittlich negativen Bilanzen reicht in Potsdam und Bamberg von April bis September, in Hamburg von Mai bis Juli und in München treten wegen des niederschlagsreichen Sommerhalbjahres negative Monatsbilanzen nur in einzelnen Jahren auf. Negative Monatsbilanzen können aber bei niederschlagsarmer Witterung an allen Stationen sogar im Winter auftreten.

Wie aus den Graphiken, Abbildung 5 zu ersehen ist, werden für die Jahreswertreihen der klimatischen Wasserbilanz an den Stationen Potsdam und Bamberg leicht negative Trends, für die Stationen Hamburg, Karlsruhe, München positive Trends berechnet (Münster wegen der inhomogenen Reihe ohne Bewertung, vgl. Abschnitt 3.1.3.1). Die Testgrößen der Trends liegen weit unter den Signifikanzschwellen. Bei den geringen Trendbeträgen und im Hinblick auf die Vertrauensbereiche sind auch die in den Trendberechnungen ermittelten Vorzeichen kritisch zu bewerten. Formal betrachtet zeigt sich jedoch an den Trendergebnissen, dass an den Stationen Potsdam und Bamberg der positive Trend der potentiellen Verdunstung in den Zeitreihen der klimatischen Wasserbilanz dominiert, während an den niederschlagsreichen Stationen im Westen und Süden Deutschlands die Niederschlagszunahme im Vergleich zur ebenfalls zunehmenden potentiellen Verdunstung überwiegt. Im Jahresverlauf sind im Sommer und Herbst (Jahresabschnitt "Juli/Oktober") auch in Hamburg und Karlsruhe tlw. signifikante Zunahmen der Defizitbeträge in den klimatischen Wasserbilanzen zu verzeichnen, bei den Jahreswertreihen werden diese Defizite jedoch durch die Zunahmen der positiven Bilanzen im Jahresabschnitt November/Juni überdeckt.

Tab. 7: Mittlerer Jahresgang der Potentiellen Verdunstung (Turc/Ivanov) 1891/1997 (in mm) einschließlich Variabilitätskoeffizient (in%), Maxima, Minima und Eintrittsjahre

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	11	24	50	89	102	104	89	57	29	11	8	583
Var.	32	30	27	22	14	15	14	13	15	18	27	29	7
Max	17	24	40	74	119	138	146	117	78	41	18	15	693
Jahr	1993	1990	1938	1953	1989	1917	1994	1944	1934	1943	*	1898	1947
Min	4	4	13	28	59	57	73	60	38	16	5	3	477
Jahr	*	1956	1939	*	1902	1923	1954	1912	1912	1905	*	1969	1902

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	12	25	50	86	97	102	89	57	29	13	10	580
Var.	28	27	24	21	15	13	14	13	15	17	20	20	7
Max	19	23	40	80	118	129	133	124	80	41	22	16	718
Jahr	1991	1903	*	1946	1990	*	1971	1947	1947	*	1969	*	1947
Min	5	6	15	28	59	65	73	55	35	15	9	5	474
Jahr	*	*	1915	1903	1984	1923	1980	1912	1912	1974	*	1936	1912

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	10	21	46	83	94	95	83	53	27	12	9	542
Var.	31	32	29	21	15	16	14	14	13	14	24	26	8
Max	19	23	34	69	112	123	135	111	70	36	21	16	642
Jahr	1975	1990	*	1948	1947	1992	1994	*	1934	*	1969	1972	1959
Min	4	5	11	28	52	57	69	50	39	18	5	5	442
Jahr	*	*	*	1970	1923	1923	1907	1923	1930	*	1907	*	1923

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	12	13	26	51	86	95	96	84	56	30	15	11	575
Var.	28	28	24	19	15	14	14	13	13	14	21	25	6
Max	23	24	42	76	120	127	133	115	81	42	22	19	692
Jahr	1975	1997	1933	1946	1989	1917	1904	1975	1959	1921	1984	1972	1959
Min	5	5	14	30	57	64	68	65	40	19	8	4	495
Jahr	1953	1906	1944	1917	1984	1923	1965	*	1984	*	1919	1905	1962

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	13	16	33	59	94	106	114	98	65	33	15	12	658
Var.	27	28	22	17	14	12	13	11	14	15	25	25	6
Max	23	32	48	96	128	137	148	124	92	47	25	22	747
Jahr	1936	1903	*	1893	1990	1976	1911	1947	1959	1921	1940	*	1947
Min	7	6	17	37	65	74	84	71	45	18	7	7	587
Jahr	*	1895	1925	1903	1984	1956	1980	1912	1912	1974	1918	*	1965

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	12	25	49	84	96	106	92	61	31	13	10	589
Var.	42	40	29	23	16	13	13	11	15	19	28	40	7
Max	21	24	41	86	117	132	139	122	83	45	22	24	729
Jahr	1993	*	1989	1946	1950	1950	1983	1947	*	*	1977	1979	1947
Min	4	3	11	26	58	67	77	66	32	15	5	3	523
Jahr	*	1956	*	1917	1939	*	1919	1912	1912	1974	1958	1903	1954

* Wert tritt in der Zeitreihe mehrmals auf

Tab.8: Mittlerer Jahresgang der Gras-Referenzverdunstung 1891/1997 (in mm) einschließlich Variabilitätskoeffizient (in%), Maxima, Minima und Eintrittsjahre

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	16	36	59	91	99	100	85	56	31	13	9	605
Var.	13	15	15	15	13	14	14	12	14	15	12	11	6
Max	13	24	50	82	119	133	139	110	76	44	17	11	702
Jahr	*	1990	1953	1953	1989	1917	1994	1944	1959	1951	1986	*	1947
Min	7	9	27	39	65	59	70	58	41	21	9	6	520
Jahr	*	1942	*	*	1996	1923	1954	1912	*	1915	1919	1969	1902

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	11	17	36	58	86	92	95	82	54	30	13	9	583
Var.	12	15	15	14	13	12	14	13	14	15	9	9	7
Max	14	25	53	83	115	122	124	115	73	44	17	11	700
Jahr	1993	1990	1953	1946	1990	1935	1971	1947	1947	1951	1939	*	1947
Min	8	12	26	41	60	66	68	52	37	19	11	8	486
Jahr	*	*	*	1903	1984	1923	1980	1912	1912	1974	*	*	1912

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	15	33	57	87	94	92	80	52	28	12	8	567
Var.	12	14	16	15	13	15	14	14	13	13	9	9	7
Max	12	21	48	77	114	122	130	108	68	42	16	10	665
Jahr	*	1990	1943	1948	*	1970	1994	1947	1959	1951	1986	*	1959
Min	7	10	23	43	55	60	67	47	37	21	9	7	463
Jahr	*	1942	*	*	1923	1923	1907	1923	1930	1915	1919	*	1923

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	11	18	37	60	88	93	92	81	54	31	14	10	589
Var.	13	14	14	14	14	13	14	12	13	13	9	10	6
Max	14	24	51	84	121	123	128	109	79	41	17	12	693
Jahr	*	*	1933	1893	1989	1917	1904	*	1959	*	*	*	1959
Min	8	11	27	39	60	67	66	62	38	22	12	8	517
Jahr	*	1942	1891	1937	1984	1923	1965	*	1984	1974	*	*	1962

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	13	20	42	65	93	101	108	93	62	34	16	11	658
Var.	10	17	15	14	13	11	13	11	14	14	9	9	5
Max	15	29	58	100	124	131	141	118	89	47	20	14	750
Jahr	*	*	1953	1893	*	1976	1911	1947	1959	1971	1986	1912	1947
Min	9	14	29	46	67	71	80	68	46	21	13	9	591
Jahr	1940	*	1964	1989	*	1956	1980	1912	1950	1974	*	*	1965

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	11	18	37	55	80	88	95	82	56	32	14	10	578
Var.	15	18	15	16	14	12	13	11	14	15	13	13	6
Max	16	26	51	85	108	118	123	108	74	44	19	13	692
Jahr	1993	1990	1938	1946	1950	1950	1983	1947	*	1967	1986	*	1947
Min	7	9	23	41	58	62	71	61	35	18	10	7	515
Jahr	1963	1956	1944	1989	1939	1926	1919	1912	1912	1954	*	*	1954

* Wert tritt in der Zeitreihe mehrmals auf

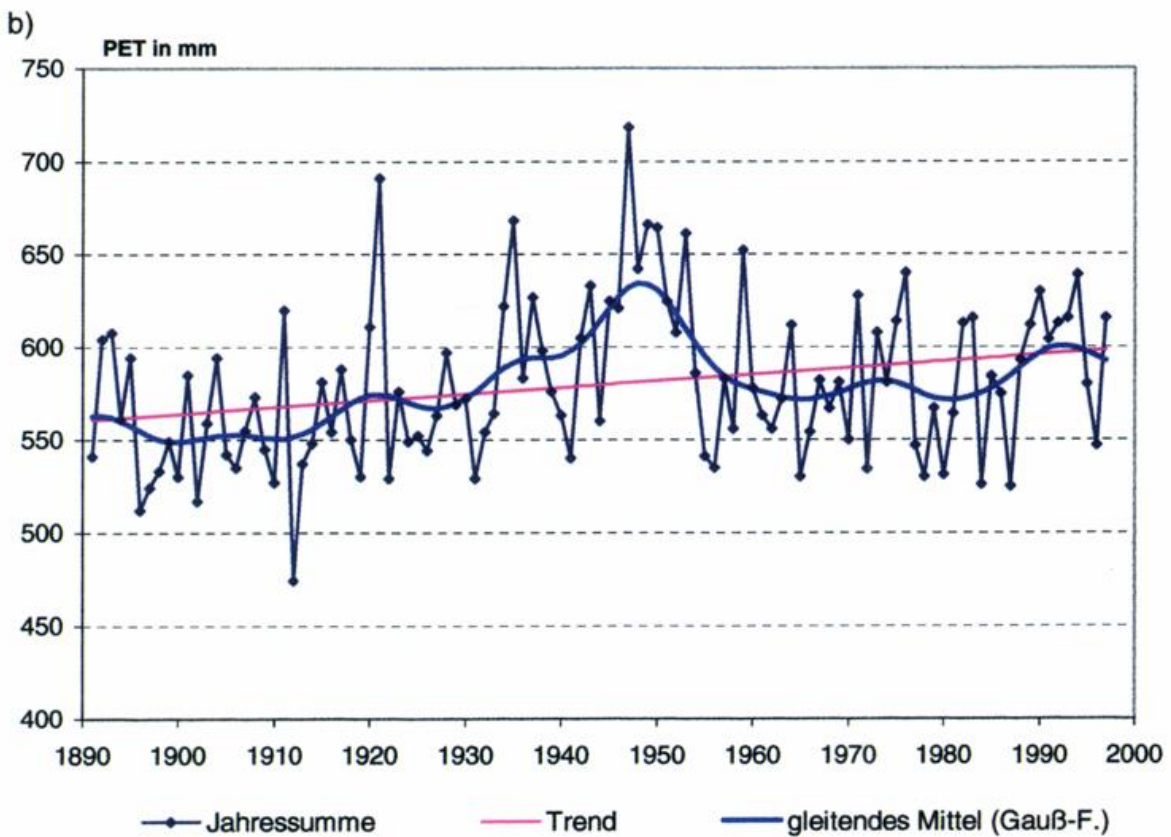
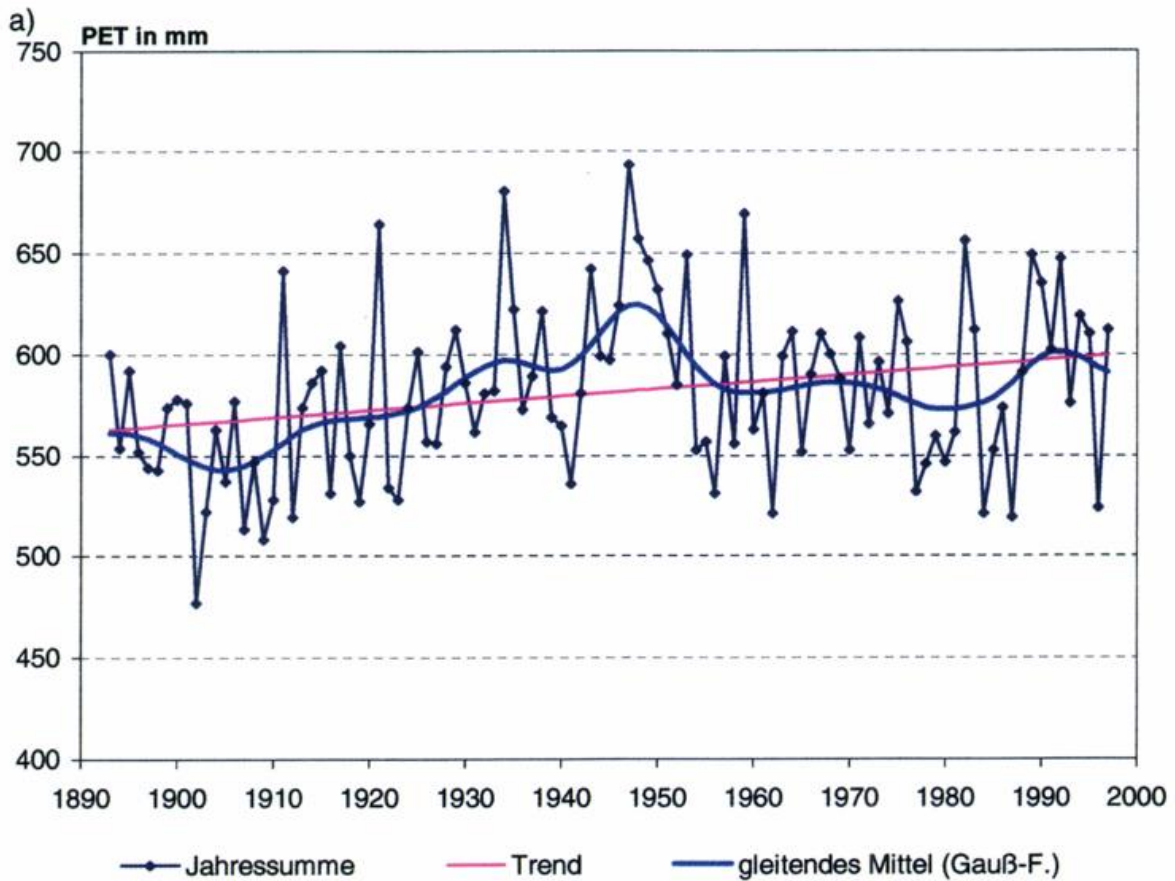


Abb.4: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der potentiellen Verdunstung (Turc/Ivanov) von Potsdam (a) und Bamberg (b), Reihe 1891/1997

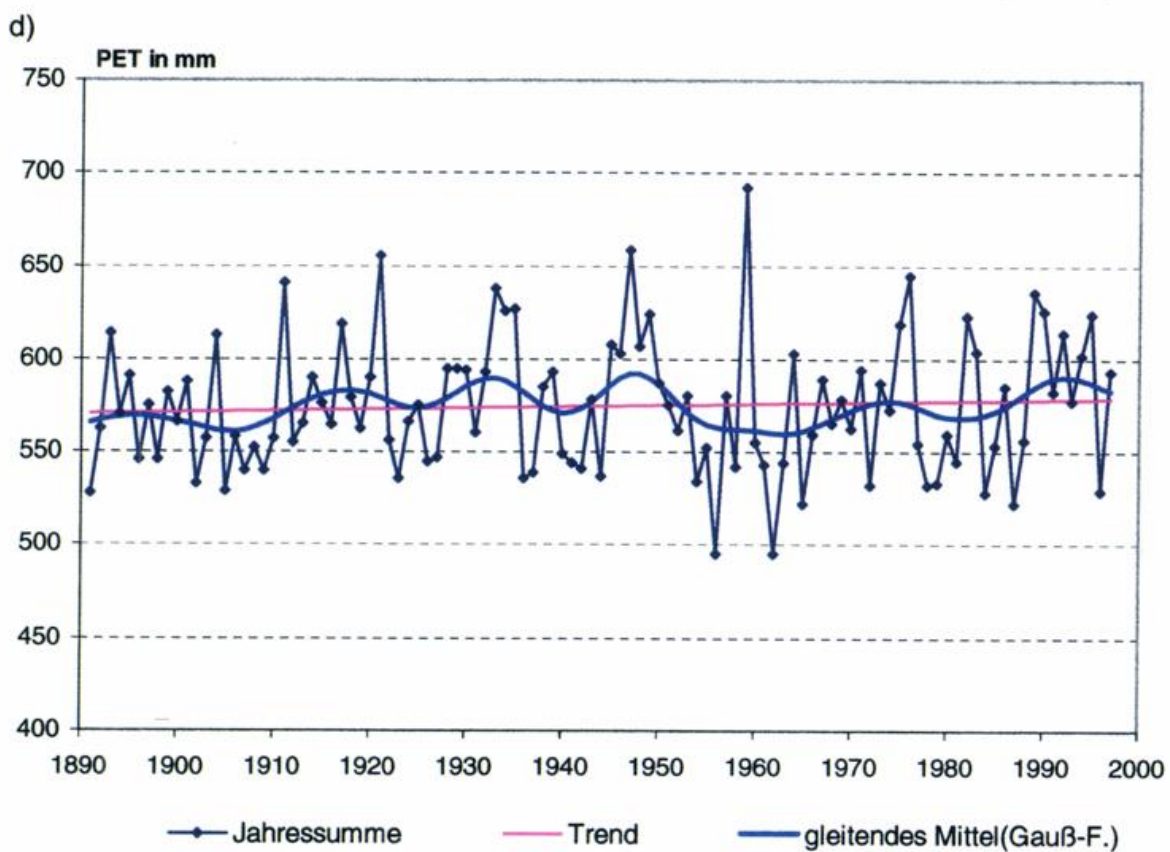
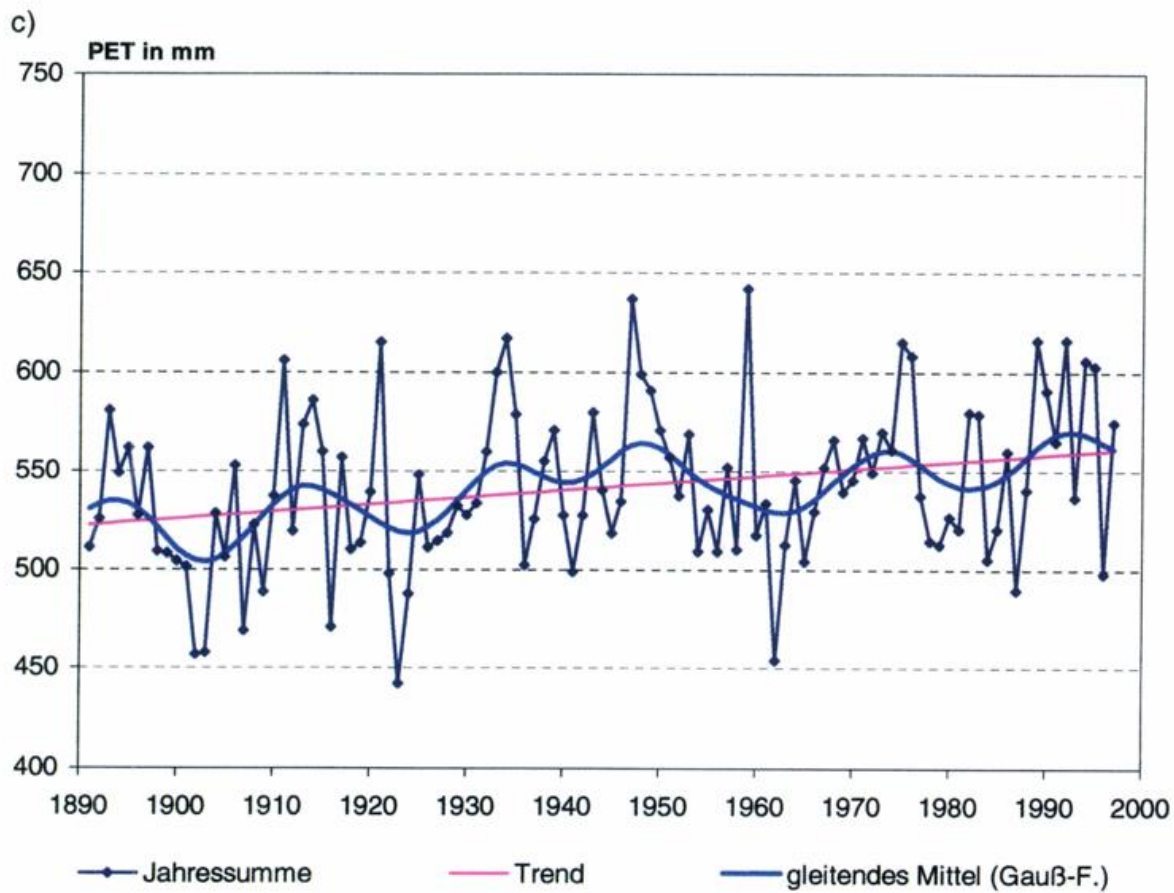
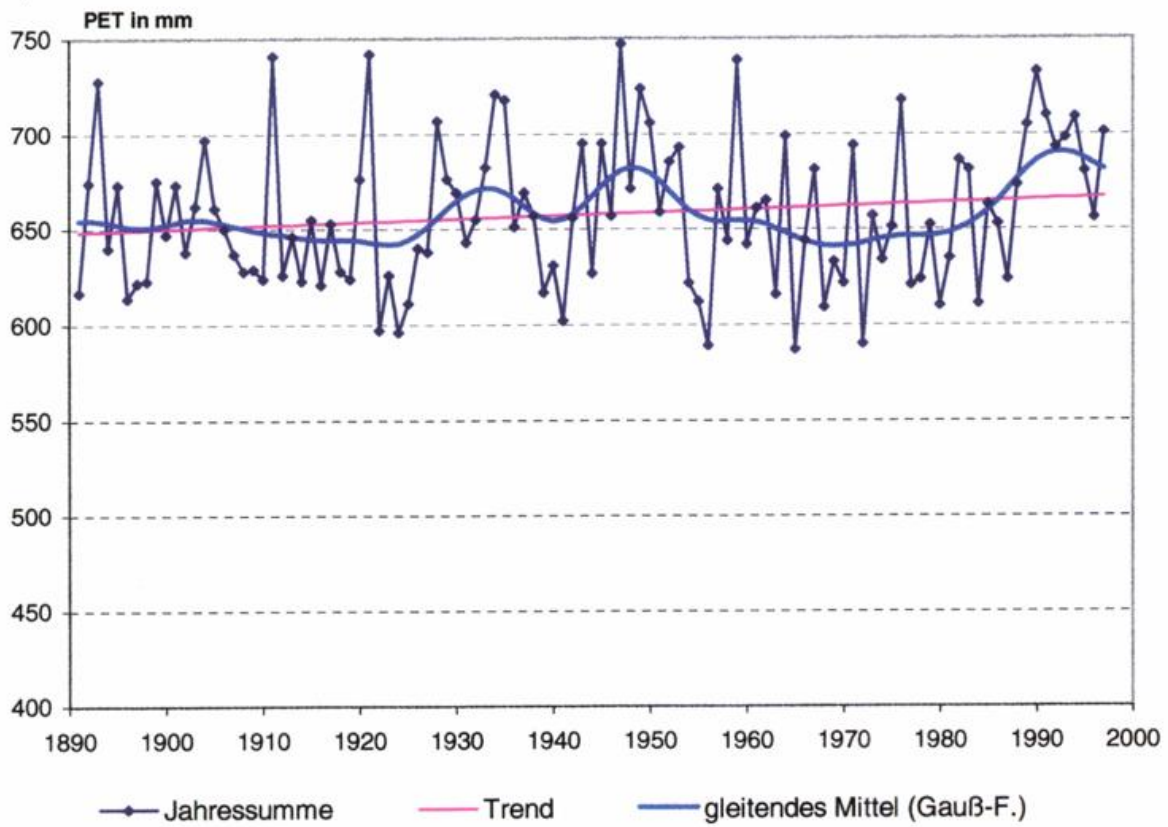


Abb.4: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der potentiellen Verdunstung (Turc/Ivanov) von Hamburg (c) und Münster (d), Reihe 1891/1997

e)



f)

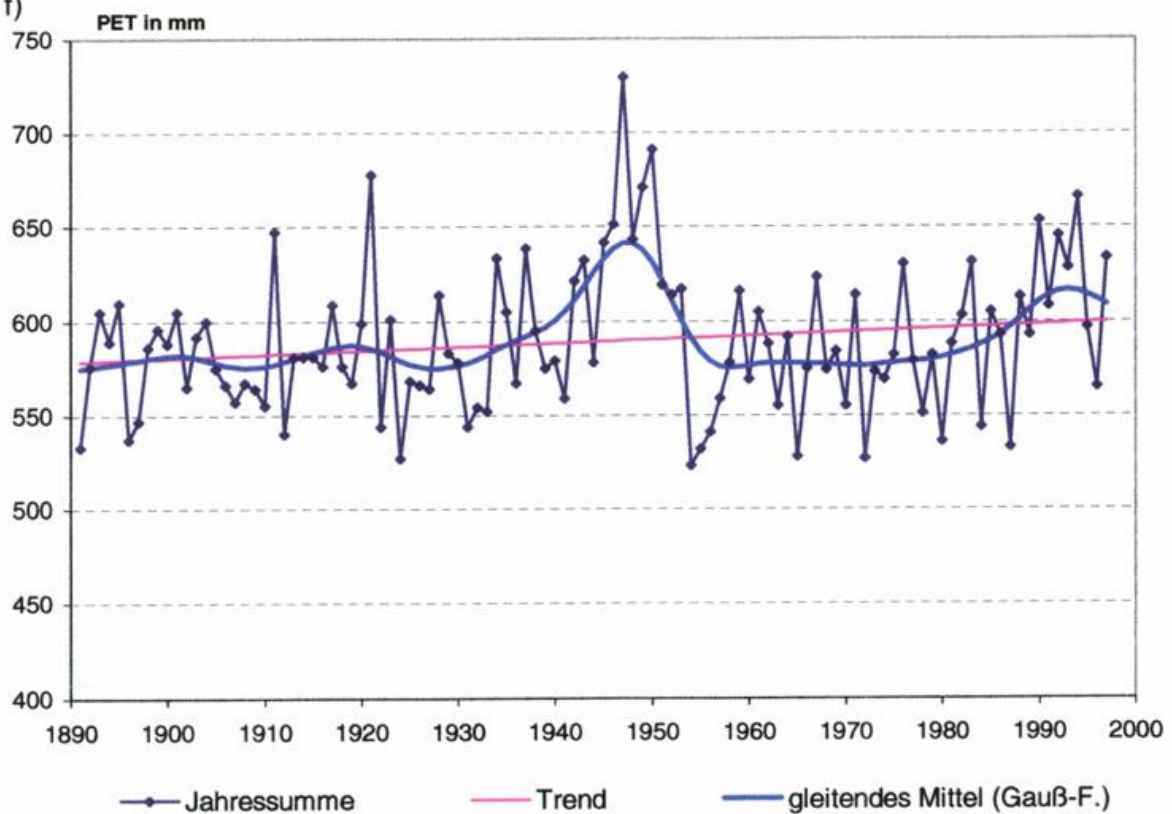


Abb.4: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der potentiellen Verdunstung (Turc/Ivanov) von Karlsruhe (e) und München (f), Reihe 1891/1997

Tab.9: Monats-,Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der Potentiellen Verdunstung (Turc/Ivanov) 1891/1997 (in mm)

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	+0,6	-0,5	+2,0	+6,0	+2,9	-1,2	+8,8	+10,2	+1,6	+4,2	+1,1	+0,3	+36,1	+26,6	+10,4	+24,9	+12,7	+19,1
Bamberg	+1,7	-0,9	+1,5	+4,5	+5,3	+0,7	+11,5	+6,0	+3,3	+2,4	+0,1	+1,3	+37,4	+29,3	+6,9	+23,3	+12,4	+17,5
Hamburg	+3,3	+3,0	+2,4	+0,8	+1,5	+1,4	+10,4	+9,4	-2,0	+2,8	+3,3	+2,3	+38,9	+23,7	+13,7	+20,7	+17,0	+19,9
Münster	+3,1	+2,7	+1,5	+1,0	-4,4	-5,6	+3,6	+5,0	-5,1	+2,3	+2,2	+1,9	+8,2	-4,1	+10,6	+6,0	-0,1	+8,7
Karlsruhe	+0,4	0,0	+2,2	+1,0	+0,9	-3,0	+7,5	+3,4	+0,7	+1,9	+1,5	+1,5	+18,1	+11,5	+5,8	+13,5	+2,6	+10,9
München	+0,1	-3,2	+1,4	+2,2	+7,3	-1,3	+5,1	+5,5	+1,4	+2,7	-0,3	+0,3	+21,3	+20,7	-0,9	+14,7	+4,6	+10,6

homogenisierte Reihen

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI
Bamberg	+0,8	-1,8	+0,6	+3,6	+4,4	-0,3	+10,7	+5,1	+2,4	+1,5	-0,8	+0,4	+26,6	+23,9	+1,3
Münster	+4,7	+4,3	+3,1	+2,6	-2,8	-4,0	+5,4	+6,7	-3,5	+4,1	+3,9	+3,6	+28,3	+5,9	+20,8
München	+0,2	-3,2	+1,4	+2,2	+7,3	-1,3	+5,1	+5,5	+1,5	+2,7	-0,3	+0,4	+21,6	+20,9	-0,8

Tab .10: Monats-,Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der Gras-Referenzverdunstung 1891/1997 (in mm)

farbige Werte mit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) Irrtumswahrscheinlichkeit gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	+0,3	+0,7	+1,9	+5,4	+1,8	-1,8	+8,7	+9,2	+0,9	+3,5	-0,1	-0,2	+30,3	+22,3	+8,0	+22,3	+8,0	+17,9
Bamberg	+0,3	+1,4	+2,4	+3,7	+4,1	0,0	+10,5	+4,7	+2,8	+2,4	+0,5	+0,1	+32,9	+24,5	+8,4	+20,4	+12,5	+15,2
Hamburg	+1,3	+1,0	+1,5	+1,9	+1,1	+1,7	+10,6	+9,3	-1,8	+2,3	+1,0	+0,8	+30,7	+23,2	+7,5	+20,4	+10,3	+19,9
Münster	+0,9	+0,2	-1,1	-0,7	-5,5	-6,0	+3,4	+4,2	-5,9	+1,2	-0,5	-0,2	-10,0	-8,6	-1,4	+2,9	-12,9	+7,6
Karlsruhe	-0,1	-0,6	-1,7	-0,3	-0,1	-3,2	+6,7	+2,3	-0,3	+0,8	-0,1	+0,1	+3,5	+6,2	-2,7	+9,5	-6,0	+9,0
München	+1,3	+0,2	-0,4	+1,7	+5,3	-1,2	+4,1	+3,9	+0,5	+1,5	+0,9	+0,6	+18,4	+14,1	+4,3	+10,0	+8,4	+8,0

Tab.11: Mittlerer Jahresgang der klimatischen Wasserbilanz P kor-PET (Turc/Ivanov) in mm 1891/1997, einschließlich Streuung , Maxima, Minima und Eintrittsjahre

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	41	30	17	-3	-32	-33	-31	-20	-7	17	38	45	62
Str.	22	22	27	31	37	43	51	41	33	31	25	25	122
Max	107	98	99	88	86	104	138	79	76	127	112	123	298
Jahr	1976	1946	1981	1956	1899	1990	1907	1920	1978	1960	1947	1974	1926
Min	-5	-8	-30	-63	-106	-120	-126	-106	-72	-38	-6	-5	-211
Jahr	1996	1972	1921	1893	1917	1915	1983	1944	1959	1908	1902	1932	1982

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	44	32	21	-1	-23	-20	-20	-18	-1	25	40	50	129
Str.	24	26	30	32	35	42	52	39	34	35	29	30	134
Max	114	117	164	113	89	108	125	81	109	131	128	156	486
Jahr	1995	1946	1988	1935	1984	1971	1940	1968	1957	1941	1944	1947	1965
Min	-11	-10	-37	-69	-95	-99	-130	-111	-71	-41	-7	-1	-194
Jahr	1996	1891	1953	1893	1992	1976	1971	1947	1959	1943	1953	*	1921

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	58	42	35	11	-22	-20	-4	6	18	42	55	63	284
Str.	34	28	36	35	36	44	49	50	38	37	35	39	149
Max	200	111	140	101	62	103	126	184	126	131	164	181	704
Jahr	1916	1945	1994	1970	1898	1980	1931	1960	1978	*	1947	1965	1916
Min	-7	-2	-26	-61	-102	-111	-117	-98	-64	-32	-8	-3	-192
Jahr	1996	1932	1943	1893	1989	1992	1994	*	1959	1951	1902	1932	1959

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	62	45	34	6	-24	-22	-10	-3	13	36	56	67	260
Str.	35	35	33	34	40	39	46	48	39	40	36	38	144
Max	143	172	116	117	139	110	136	142	131	149	152	199	524
Jahr	1995	1898	1914	1936	1984	1981	1956	1924	1957	1932	1930	1965	1926
Min	-5	-8	-24	-71	-107	-103	-103	-93	-75	-33	-8	-1	-233
Jahr	1997	1986	1993	1893	1989	1941	1983	1911	1959	1908	1920	1933	1959

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	51	41	24	5	-20	-18	-33	-19	6	33	53	58	181
Str.	31	33	34	40	49	42	49	49	47	45	38	38	166
Max	146	146	138	136	190	85	87	147	163	204	170	174	567
Jahr	1941	1970	1988	1922	1978	1951	1980	1931	1927	1981	1910	1919	1931
Min	-7	-24	-38	-96	-119	-118	-134	-111	-81	-34	-4	-7	-229
Jahr	1996	1903	1953	1893	1990	1976	1949	1991	1895	1908	1920	1963	1959

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	49	39	34	29	25	34	33	24	30	35	49	52	433
Str.	29	29	33	43	61	53	66	47	54	44	36	31	153
Max	170	143	130	134	259	212	223	138	254	179	166	136	774
Jahr	1900	1958	1988	1980	1940	1979	1954	1970	1899	1981	1947	1918	1944
Min	-2	-8	-29	-73	-97	-88	-109	-85	-72	-35	-10	1	102
Jahr	1997	1913	1953	1893	1992	*	1911	1947	1959	1943	1920	1972	1921

* Wert tritt in der Zeitreihe mehrmals auf

**Tab.12: Mittlerer Jahresgang der klimatischen Wasserbilanz (P kor - ETo) in mm
1891/1997, einschließlich Streuung, Maxima, Minima und Eintrittsjahre**

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	39	25	5	-13	-34	-31	-26	-16	-6	15	36	44	38
Str.	22	22	27	30	37	42	50	41	32	31	25	26	120
Max	107	95	93	74	84	107	140	82	77	126	112	124	281
Jahr	1976	1946	1981	1956	1899	1990	1907	1920	1978	1960	1947	1974	1981
Min	-8	-13	-41	-74	-105	-116	-119	-100	-71	-42	-11	-6	-233
Jahr	1996	1972	1953	1893	1917	1915	1983	1944	1959	1908	1902	1932	1982

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	43	27	11	-8	-22	-15	-13	-12	1	23	39	50	124
Str.	24	26	31	31	34	41	52	39	34	36	29	31	131
Max	114	116	156	105	88	111	131	87	111	129	126	155	475
Jahr	1995	1946	1988	1935	1984	1971	1940	1968	1957	1941	1944	1947	1965
Min	-11	-17	-50	-77	-91	-91	-122	-102	-70	-41	-7	-2	-195
Jahr	1996	1891	1953	1893	1992	1976	1971	1947	1959	1943	1953	1963	1921

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	58	38	23	0	-26	-20	-2	9	19	41	55	64	259
Str.	35	29	37	35	36	43	49	50	38	37	35	39	150
Max	203	106	132	87	56	103	129	186	127	131	162	181	695
Jahr	1916	1995	1994	1970	1898	1980	1931	1960	1978	1970	1947	1965	1916
Min	-9	-7	-40	-72	-105	-108	-112	-95	-64	-40	-8	-1	-215
Jahr	1996	1959	1943	1893	1989	1992	1994	1947	1959	1951	1902	1932	1959

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	63	40	23	-3	-27	-20	-6	0	15	35	56	69	245
Str.	35	36	33	34	39	38	46	48	39	40	36	38	143
Max	144	169	106	104	136	112	139	144	132	149	156	200	510
Jahr	1995	1898	1914	1936	1984	1981	1956	1924	1957	1932	1930	1965	1926
Min	-5	-14	-37	-82	-108	-100	-98	-87	-74	-35	-7	1	-237
Jahr	1997	1986	1993	1893	1989	1941	1983	1911	1959	1908	1920	1933	1959

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	51	37	14	0	-19	-14	-28	-14	9	32	53	59	180
Str.	32	34	34	40	48	42	49	49	46	46	39	39	165
Max	144	143	132	128	190	88	91	151	167	204	172	175	551
Jahr	1941	1970	1988	1922	1978	1951	1980	1931	1927	1981	1910	1919	1931
Min	-7	-20	-52	-100	-116	-112	-128	-103	-77	-39	-9	-7	-225
Jahr	1996	1891	1953	1893	1990	1976	1949	1991	1895	1908	1920	1963	1959

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	48	34	23	23	28	43	44	33	35	34	48	52	445
Str.	29	30	33	42	59	52	65	46	53	44	36	32	152
Max	169	138	121	122	261	222	231	148	259	179	166	140	789
Jahr	1900	1958	1988	1924	1940	1979	1954	1970	1899	1981	1947	1918	1944
Min	-8	-11	-42	-78	-88	-75	-94	-72	-67	-36	-11	-4	136
Jahr	1997	1959	1953	1893	1992	1930	1911	1947	1959	1908	1920	1972	1921

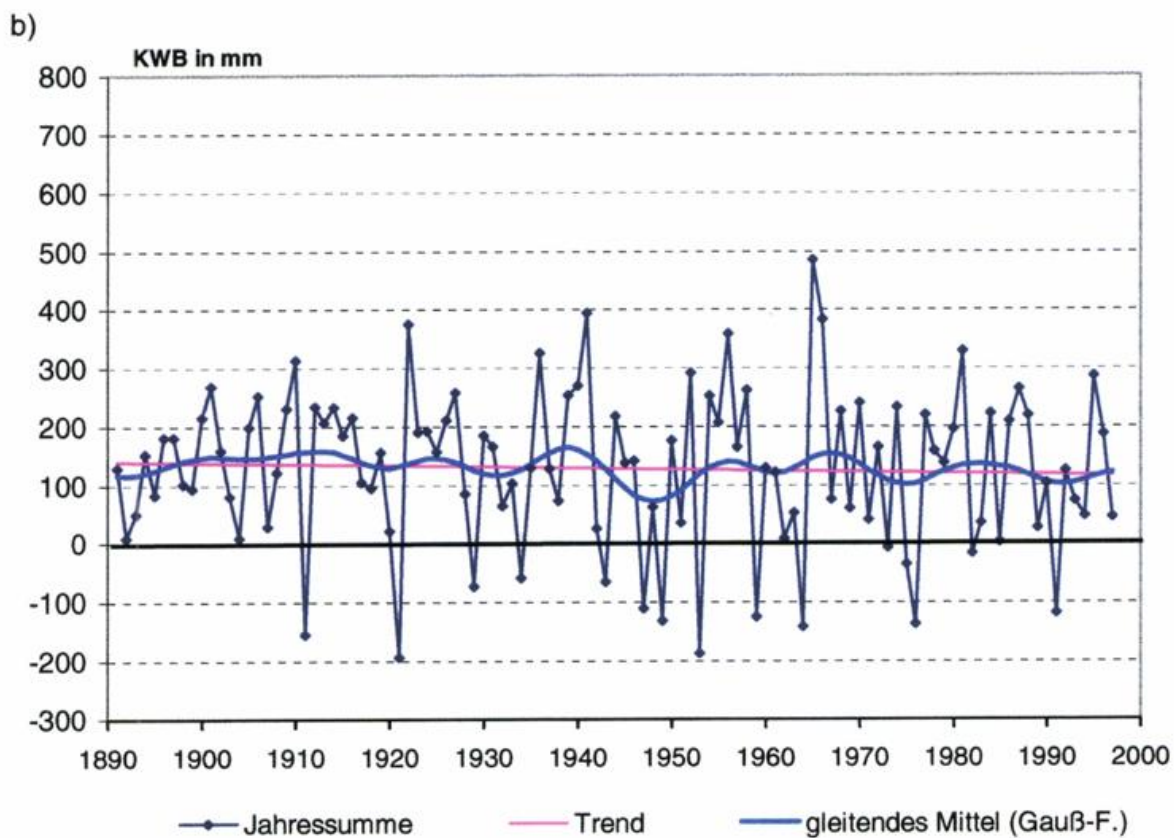
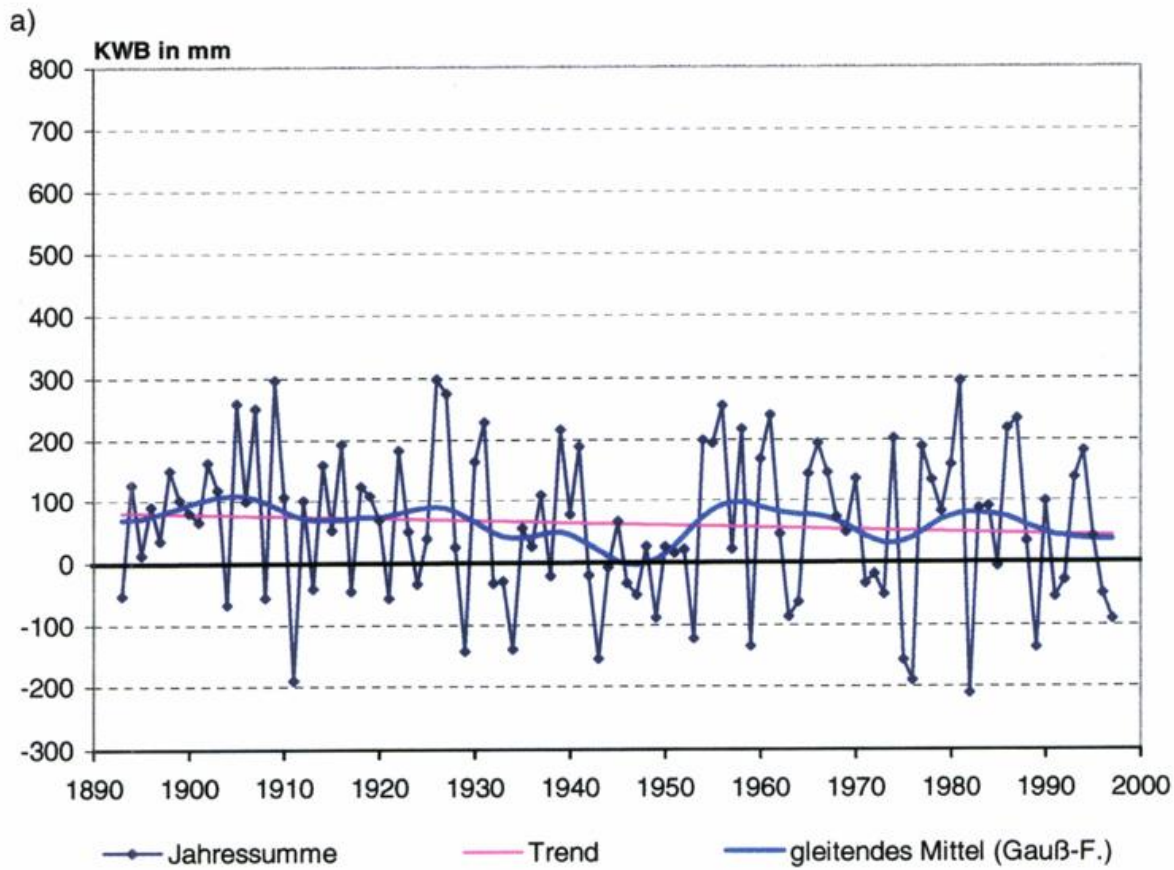


Abb.5: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der klimatischen Wasserbilanz $KWB = P_{kor} - PET$ (Turc/Ivanov) von Potsdam (a) und Bamberg(b), Reihe 1891/1997

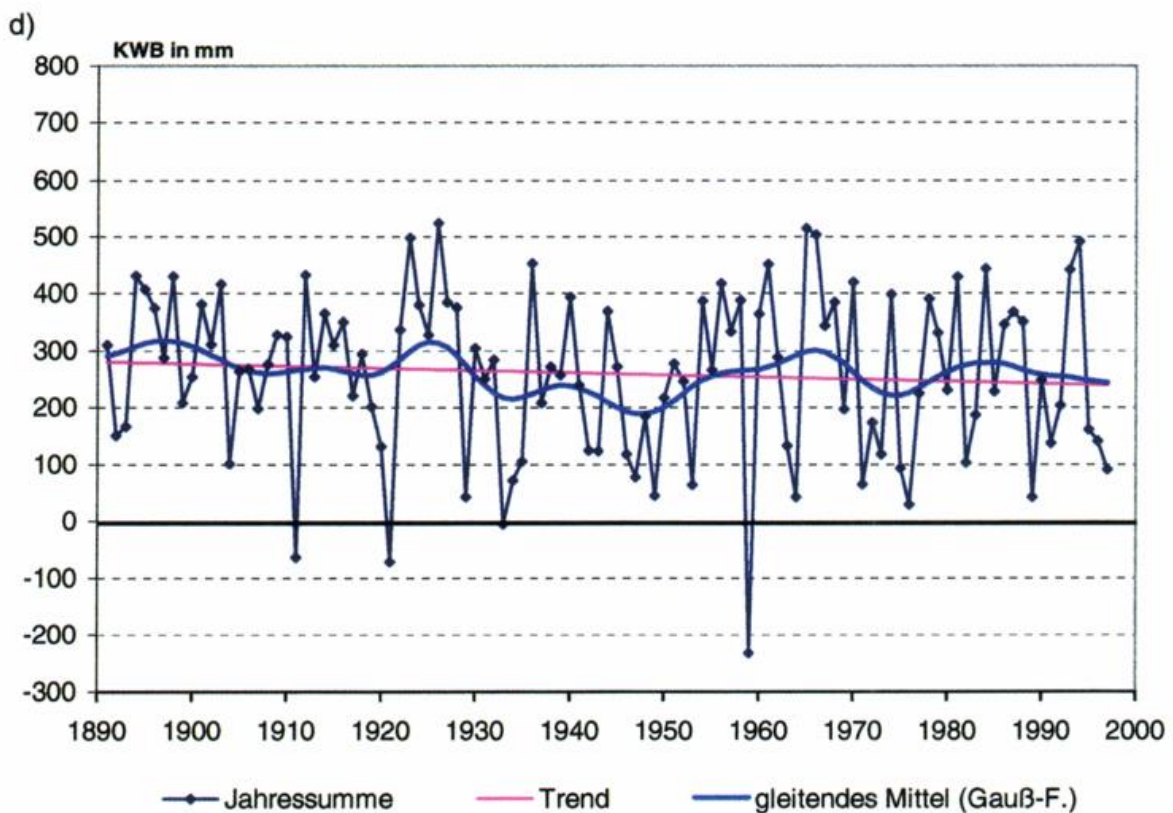
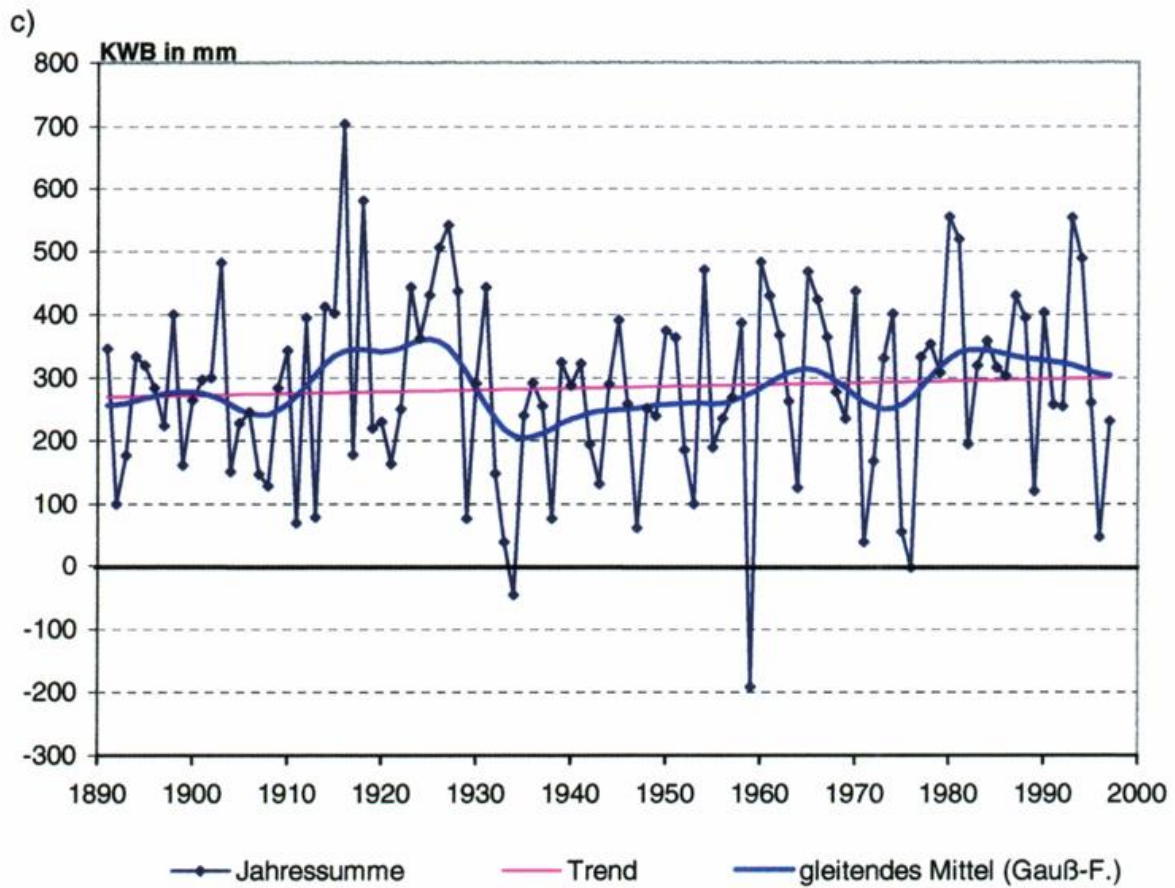
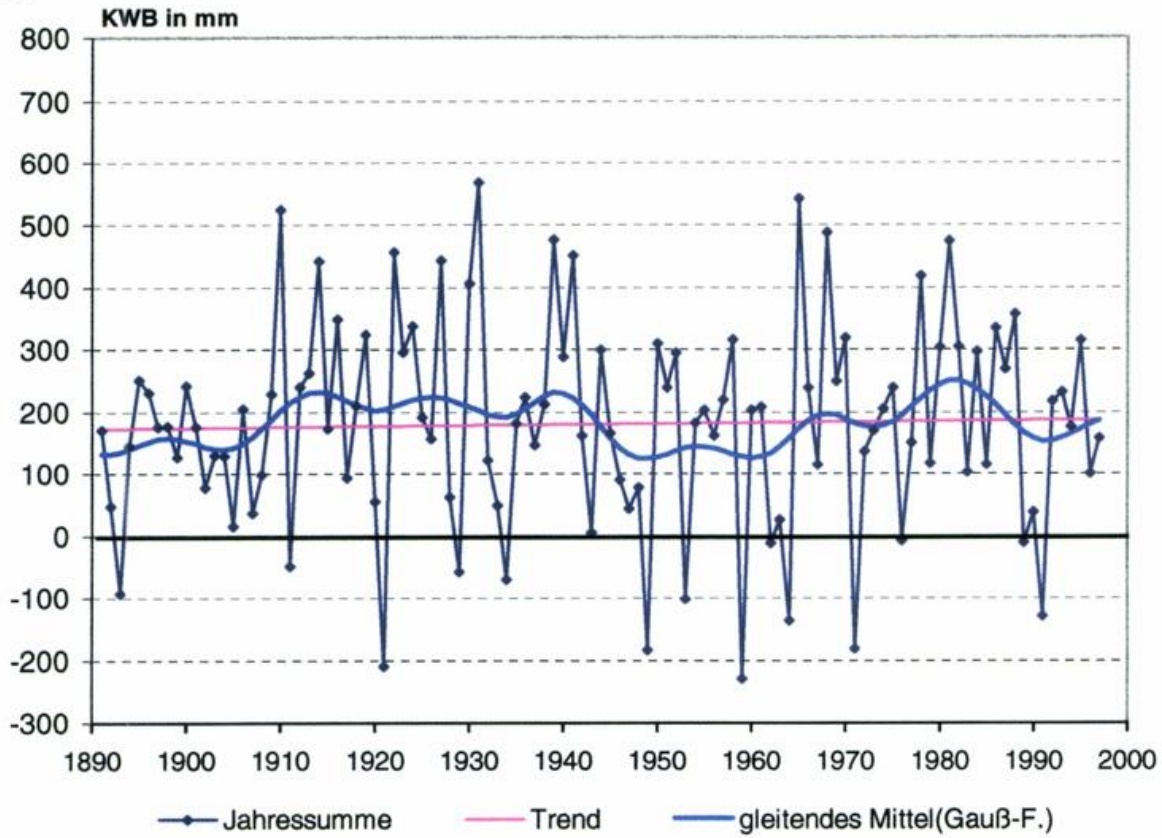


Abb.5: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der klimatischen Wasserbilanz $KWB = P_{kor} - PET$ (Turc/Ivanov) von Hamburg (c) und Münster (d), Reihe 1891/1997

e)



f)

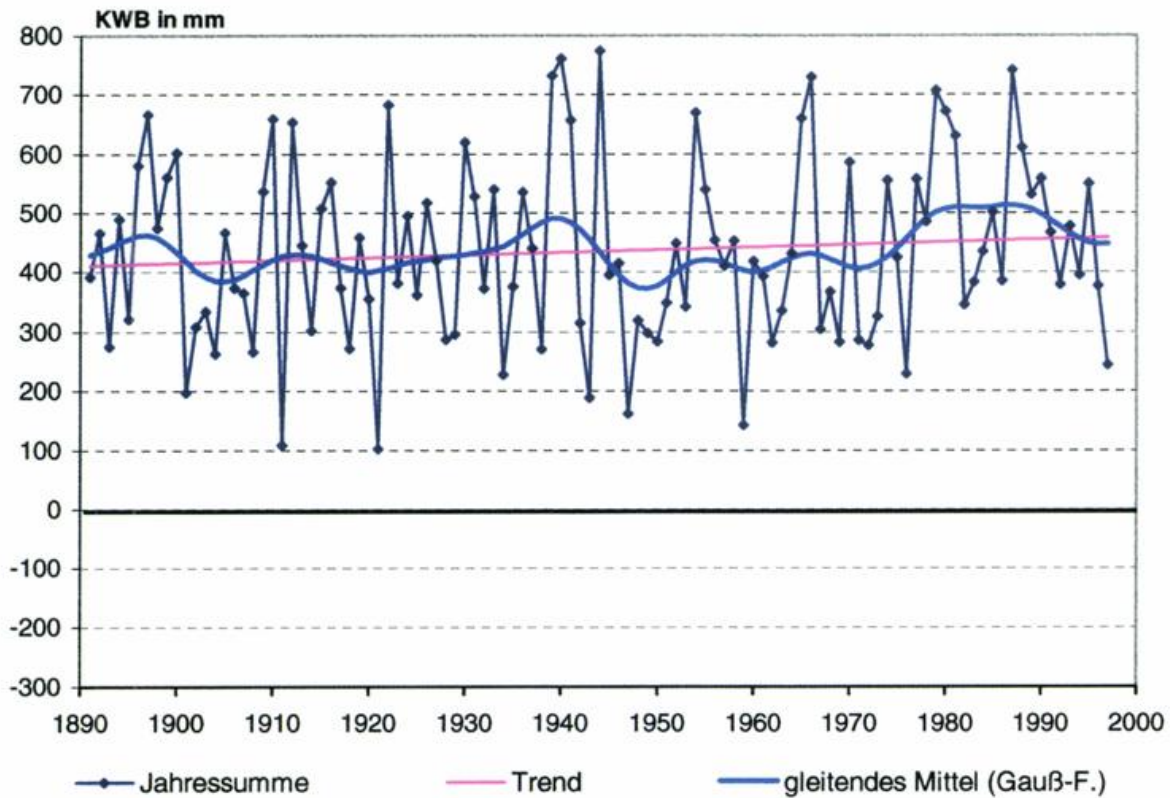


Abb.5: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der klimatischen Wasserbilanz $KWB = P_{kor} - PET$ (Turc/Ivanov) von Karlsruhe (e) und München (f), Reihe 1891/1997

Tab.13: Monats-,Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearer Trends der klimatischen Wasserbilanz P kor- PET (Turc/Ivanov) in mm , 1891/1997

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	-3,3	+7,2	+0,7	-3,0	+0,3	+17,7	-45,1	-7,7	-9,0	-17,9	+6,3	+16,8	-36,9	-61,7	+23,2	-79,7	+37,2	-52,8
Bamberg	-4,1	+5,9	+6,7	-4,4	-4,9	+12,4	-19,3	-17,8	-9,9	-8,6	+8,6	+11,9	-23,5	-48,0	+24,9	-55,5	+34,3	-37,1
Hamburg	+3,3	-9,8	+11,5	-6,2	+5,0	+12,4	-21,2	-17,7	+18,7	-11,1	+27,0	+18,8	+30,6	-14,0	+50,1	-31,2	+66,2	-38,8
Münster	+2,5	-8,4	-5,1	-12,5	+9,6	+6,6	-29,6	-24,6	+8,5	-15,8	+20,1	+8,3	-40,5	-45,3	+8,2	-61,5	+27,9	-54,2
Karlsruhe	+7,8	+18,1	-5,9	-3,8	+25,2	+23,8	-17,6	-24,4	-26,0	-7,8	+16,2	+9,4	+15,0	-26,8	+38,2	-75,9	+90,5	-42,1
München	-8,6	+14,3	+5,0	-9,9	+0,5	+18,2	+1,5	+12,4	-22,6	-1,9	+28,2	+11,4	+47,4	+7,1	+40,3	-10,6	+52,7	+13,9

Tab.14: Monats-, Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der klimatischen Wasserbilanz (P kor-ETo) in mm , 1891/1997

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	-2,5	+5,8	+0,8	-2,5	+1,6	+18,1	-44,7	-6,7	-7,9	-16,9	+7,7	+17,7	-29,5	-56,5	+27,0	-76,2	+46,7	-51,4
Bamberg	-2,6	+3,7	+5,7	-3,4	-3,7	+12,9	-18,3	-16,7	-9,6	-8,3	+8,3	+12,9	-19,1	-43,7	+24,6	-52,9	+33,8	-35,0
Hamburg	+5,4	-7,8	+12,1	-7,4	+5,4	+12,2	-21,3	-17,3	+18,5	-10,7	+29,2	+20,4	+38,7	-13,2	+51,9	-30,8	+69,5	-38,6
Münster	+4,9	-6,2	-2,6	-10,3	+10,6	+6,9	-29,4	-23,4	+9,5	-14,6	+22,8	+10,0	-21,8	-40,4	+18,6	-57,9	+36,1	-52,8
Karlsruhe	+7,9	+18,9	-1,9	-2,3	+26,5	+23,7	-17,0	-23,2	-24,9	-6,6	+17,6	+10,9	+29,6	-21,5	+51,1	-71,7	+101,3	-40,2
München	-9,7	+10,7	+6,6	-9,2	+1,0	+18,0	+2,3	+13,9	-21,4	-0,8	+26,8	+11,1	+49,3	+13,0	+36,3	-6,0	+55,3	+16,2

3.3 Jahreswerte und innerjährliche Verteilung der Gewässerverdunstung

3.3.1 Homogenität der Verdunstungsreihen

Die Homogenitätsanalysen der erstellten Stationsreihen der Gewässerverdunstung erbrachten [22], dass lediglich bei der Station Potsdam eine nur leichte Inhomogenität von geringer Wichtigkeit aufgedeckt wurde. Die Verdunstungsreihen aller anderen Stationen weisen mehrere, z.T. hochsignifikante Inhomogenitäten - zu meist Sprünge - auf, die trendbeeinflussend, d.h. "wichtig" nach der in [22] gegebenen Definition sein können. Die Ursache der starken Inhomogenitäten dürfte in der hohen Sensitivität dieser Verdunstungsgröße gegenüber dem Modellinput Dampfdruck und Lufttemperatur liegen. Diese Sensitivität der Gewässerverdunstung ist ein bekanntes Problem, welches z.B. bei der Regionalisierung der Verdunstungshöhen bzw. bei der Auswahl einer repräsentativen Klimastation für Standortbewertungen zur Gewässerverdunstung eine hohe Sorgfalt erfordert. Leichte, in den Messwertreihen der Klimastationen kaum zu erkennende lokalklimatische Einflüsse können zu deutlichen "Störungen" im regionalen Verteilungsfeld der Gewässerverdunstung führen.

Die meisten der in den Tests aufgedeckten Inhomogenitäten sind bekannten Stationsverlegungen zuzuordnen. Deshalb wurde der Versuch einer Homogenisierung der betr. Verdunstungsreihen unternommen; die Homogenitätstests nach den Zeitreihenkorrekturen erbrachten verbesserte Resultate. Da zur Testung und Homogenisierung nur die Verdunstungsreihen der sechs Projektstationen zur Verfügung standen, bleibt die Bewertung problematisch, ob bzw. inwieweit die Inhomogenitäten der getesteten Differenzenreihen aus der zu untersuchenden und/oder den Referenzstationen resultieren. Den weiteren Zeitreihenuntersuchungen wurden deshalb sowohl die ursprünglichen, "inhomogenen" als auch die homogenisierten Reihen zugrunde gelegt.

3.3.2 Langjährige Mittel- und Extremwerte der Gewässerverdunstung

In Tabelle 15 werden stationsweise die mittleren und extremen Monats- und Jahreswerte sowie die Angaben zur Variabilität der Gewässerverdunstung in der Untersuchungsperiode 1891/1997 zusammengestellt. Vergleichende Auswertungen zwischen ursprünglichen und homogenisierten Zeitreihen zeigten nur geringe Auswirkungen auf die Angaben in dieser Tabelle.

Die höchsten Verdunstungsverluste von Gewässerflächen treten in Deutschland im Gebiet des Oberrheintieflands (etwa zwischen Kehl und Mannheim) auf. Als repräsentativ für diese Region steht hier die Station Karlsruhe; die mittlere jährliche Verdunstungshöhe des betrachteten Modellgewässers erreicht in der Untersuchungsperiode fast 800 mm.

Die regionale Verteilung der Verdunstungsverluste von Gewässerflächen zeigt weiterhin hohe Durchschnittswerte im Rhein-Main-Gebiet, im südlichen Brandenburg und an der Unteren Saale/Mittleren Elbe. In weiten Teilen des Norddeutschen Tieflandes - mit Ausnahme des Küstenbereiches, in den unteren Höhenlagen der Mittelgebirge und in weiten Teilen des Alpenvorlandes bewegen sich die mittleren Jahressummen der Gewässerverdunstung zwischen etwa 600 mm und 700 mm. Die in Tabelle 15 aufgeführten Stationswerte der Gewässerverdunstung geben diese relativ geringen regionalen Unterschiede wieder.

Neben den geringen regionalen Unterschieden ist für die Gewässerverdunstung eine insbesondere im Vergleich zum Niederschlag geringe zeitliche Veränderlichkeit charakteristisch. Die Variabilität (Streuung dividiert durch Mittelwert) der Jahreswerte liegt bei 9 % bis 11 %, die Variabilität der Monatswerte bewegt sich zwischen etwa 10 % und 25 % - nur die vom Betrag her geringen Verdunstungshöhen der Wintermonate zeigen hohe prozentuale Unterschiede.

Der mittlere Jahrgang der Gewässerverdunstung zeigt nicht nur eine Abhängigkeit von den meteorologischen Bedingungen sondern auch von bestimmten Parametern des Gewässerbeckens (Tiefe, Volumen, Windexposition), welche die Phasenverschiebung im Jahrgang der Wärmespeicherung des Gewässers gegenüber dem atmosphärischen Energiedargebot bestimmen und damit Jahrgang und -amplitude der Verdunstungshöhe beeinflussen. Die Tabellenwerte zu den monatlichen Verdunstungssummen sind daher exakt nur für das zugrundegelegte Modellgewässer und mittleren Gewässertiefen von ca. 4 m bis 9 m gültig. Näherungsweise allgemeine Gültigkeit zur Gewässerverdunstung an den Standorten besitzen die Angaben zu den mittleren Jahressummen, zur Variabilität, zum Eintrittsjahr der Extreme und zu den in Tabelle 16 angegebenen Trends (qualitativ).

Aus dem Vergleich der Monats- und Jahresextremwerte der Stationen geht hervor, dass diese zumeist auf viele verschiedene Jahre verteilt sind und nur teilweise an zwei bis drei Stationen zeitgleich auftreten (z.B. die höchsten Juliwerte von 1994 in Potsdam und Hamburg sowie von 1976 in Münster, Bamberg und Karlsruhe; die annähernd so hohen Augustwerte von 1911 für Potsdam, Münster und Karlsruhe sowie diese von 1947 für Bamberg und München). Als flächendeckend besonders verdunstungsreiche Jahre sind 1911, 1947 und 1959 zu nennen, für den östlichen Teil Deutschlands auch noch 1992. In diesen Jahren lagen die jährlichen Verdunstungshöhen bei allen Stationen zwischen 120 % und 130 %, tlw. auch noch darüber. Für Bamberg werden von August bis Oktober 1947, für München von August bis September 1947 drei bzw. zwei Monate in Folge mit den höchsten Verdunstungssummen der gesamten Untersuchungsperiode verzeichnet.

3.3.3 Ergebnisse der Trendanalysen

Tabelle 16 zeigt, dass die Gewässerverdunstung an allen Stationen und in fast allen Monaten einen positiven Trend aufzuweisen hat, der sowohl in den Jahreswerten (vgl. Abbildung 6), den meisten Halbjahreswerten und auch für viele Monatswerte mit Irrtumswahrscheinlichkeiten von $< 10\%$ bis $< 5\%$ gesichert ist. Hervorzuheben sind die Monate Juli, August und Oktober, in denen vielfach eine besonders große Verdunstungszunahme besteht und deren Zusammenfassung (Jahresabschnitt Juli/Oktober) die höchsten Signifikanzsicherheiten aufweist. Etwas abweichend verhält sich nur der Juni, in dem als einzigen Monat an den kontinentaler gelegenen Stationen ein etwas stärkerer aber nicht signifikanter Rückgang der Gewässerverdunstung vorliegt. Signifikant (außer Bamberg und Karlsruhe) haben auch die Verdunstungshöhen in den meisten Wintermonaten bzw. im Winterhalbjahr zugenommen.

Die Homogenisierung der Verdunstungsreihen führte zur Änderung der Trendbeträge, tlw. auch zur Unterschreitung der Signifikanzgrenzwerte, veränderte jedoch nicht die generelle Einschätzung, dass die Gewässerverdunstung flächendeckend und nahezu über alle Monate des Jahres hinweg positive Trends zeigt, die meist auch signifikant sind.

3.3.4 Wasserbilanzen der Gewässerflächen

In Tabelle 17 werden die mittleren und extremen Werte der Wasserbilanzen an der Gewässeroberfläche ($P_{kor} - E_w$) angegeben, in den Graphiken der Abbildung 7 die Jahreswertreihen dieser Bilanzgröße dargestellt. Wie oben zur Gewässerverdunstung E_w beschrieben, zeigt der Jahresgang dieser Verdunstungsgröße und damit auch der Jahresgang der entsprechenden Bilanzgröße eine spezifische Abhängigkeit von Gewässerparametern (vgl. hierzu die Ausführungen im Abschnitt 3.3.2).

Unter den bearbeiteten Stationen weist nur Potsdam eine negative durchschnittliche Jahresbilanz für Gewässerflächen auf und repräsentiert damit eine große Region im Nordosten Deutschlands, in der Gewässerflächen Zehrflächen im Gebietswasserhaushalt darstellen. In niederschlagsarmen Jahren und bei überdurchschnittlich warmer, sonnenscheinreicher Witterung sind hier erhebliche Bilanzdefizite zu verzeichnen. In der Untersuchungsperiode werden jährliche Bilanzen von - 300 mm zehnmal unterschritten. Wie die Trendberechnungen zeigen, wird durch die zunehmenden Verdunstungsverluste diese kritische Bilanzsituation noch verstärkt. Der negative Trend in der Reihe der Jahresbilanzen ist allerdings wegen der hohen Variabilität und des nicht vorhandenen Trends in der Niederschlagsreihe nicht signifikant. In der Untersuchungsreihe verschärfte sich jedoch die defizitäre Wasserbilanz im Sommer und Herbst, so dass in den Jahresabschnitten Juli/August bzw. Juli/Oktober ein signifikanter Anstieg der Verdunstungsverluste bei negativem Niederschlagstrend vorliegt.

Für die Station Bamberg errechnet sich mit + 16 mm eine im langjährigen Mittel fast ausgeglichene jährliche Bilanz. Bei der hohen Variabilität der Bilanzen treten aber in einer großen Anzahl von Jahren negative Bilanzen mit z.T. erheblichen Defizitbeträgen auf und im innerjährlichen Gang sind stark defizitäre Monatsbilanzen im Sommerhalbjahr zu verzeichnen. Auch für diese Station ergibt sich in der Untersuchungsperiode infolge der signifikant zunehmenden Verdunstungshöhen bei unbedeutendem Niederschlagstrend eine Zunahme der jährlichen Bilanzdefizite. Die Trends bei den Jahres- und einzelnen Monatswerten der Bilanzgröße erreichen aufgrund der nichtsignifikanten Niederschlagstrends bei hoher Variabilität keine signifikanten Beträge, jedoch werden die Signifikanzschwellenwerte bei den Monatszusammenfassungen Juli/Oktober und Juli/August überschritten.

Die niederschlagsreichen Standorte Hamburg und München weisen hohe positive Bilanzen für Gewässerflächen auf. Negative Jahresbilanzen sind nur sehr selten zu verzeichnen. Im innerjährlichen Gang treten in Hamburg nur von Mai bis August durchschnittlich negative Monatsbilanzen auf; die hohen sommerlichen Niederschläge in München führen hier auch im Sommerhalbjahr zu hohen positiven Bilanzwerten. Die positiven Niederschlagstrends an diesen Stationen kompensieren weitgehend die tlw. vorhandenen positiven Trends der Verdunstungshöhen, sodass sich bei den Bilanzen teils positive, teils negative Trends von unbedeutenden Beträgen ergeben.

Trotz ihrer hohen Verdunstung weisen Gewässerflächen in Karlsruhe noch eine leicht positive mittlere Jahresbilanz von 42 mm in der Untersuchungsperiode auf. Negative Jahresbilanzen treten an dieser Station recht häufig auf und können auch erhebliche Defizitbeträge erreichen. Der signifikante Trend der jährlichen Verdunstungshöhen wird in der Bilanz durch die leichte (nichtsignifikante) Zunahme des Niederschlags nur etwas abgeschwächt. Der Trend in den Jahresbilanzen verbleibt unterhalb der Signifikanzschwelle; der Jahresabschnitt Juli bis Oktober, in welchen bei signifikantem Anstieg der Verdunstung ein signifikanter Rückgang der Niederschlagshöhen vorliegt, zeigt folglich bei den Bilanzwerten aus diesen Größen auch signifikante Bewertung.

**Tab.15: Mittlerer Jahresgang der Gewässerverdunstung 1891/1997 (in mm)
einschließlich Variabilitätskoeffizient (in%) ,Maxima, Minima und Eintrittsjahre**

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	8	12	28	61	94	111	122	113	78	46	23	14	710
Var.	50	33	25	20	16	18	18	19	19	17	17	29	11
Max	15	26	51	99	131	181	190	179	122	72	33	23	898
Jahr	1975	1990	1953	1953	1993	1992	1994	1911	1929	1949	1953	1951	1947
Min	0	3	15	37	67	67	74	75	50	27	13	4	568
Jahr	1907	1937	1947	1970	1902	1923	1980	1987	1993	1915	1919	1920	1902

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	14	30	61	88	103	118	109	75	45	24	15	691
Var.	33	29	23	18	16	17	21	20	20	16	17	20	11
Max	18	28	55	95	125	152	190	199	132	68	35	23	999
Jahr	1991	1975	1953	1893	1992	1947	1976	1947	1947	1947	1969	1929	1947
Min	2	5	17	39	62	64	71	74	50	30	17	9	587
Jahr	1900	1987	1986	1899	1906	1987	1980	1924	1912	1905	1919	1920	1906

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	8	11	24	54	82	97	104	97	70	43	23	15	628
Var.	50	36	25	19	17	18	19	21	14	14	17	27	11
Max	18	24	42	80	111	163	185	164	97	63	35	24	812
Jahr	1975	1990	1943	1893	1947	1992	1994	1995	1914	1959	1989	1994	1992
Min	0	1	8	34	52	62	64	61	50	30	13	6	469
Jahr	1939	1937	1929	1937	1902	1987	1898	1902	1978	1898	1895	1892	1962

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	14	29	60	87	100	107	102	73	47	27	18	674
Var.	40	36	21	17	15	16	20	20	16	15	19	22	9
Max	23	29	44	95	124	151	178	179	120	75	38	26	879
Jahr	1975	1975	1972	1946	1992	1917	1976	1911	1959	1959	1984	1984	1959
Min	1	5	14	39	63	62	65	74	53	33	14	7	555
Jahr	1939	1897	1947	1937	1923	1923	1919	1960	1957	1974	1895	1902	1962

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	12	18	36	71	98	115	137	126	85	51	29	19	797
Var.	33	28	22	17	14	14	20	19	18	14	17	21	10
Max	19	30	58	119	145	177	209	208	136	72	41	31	988
Jahr	1975	1990	1893	1893	1990	1976	1976	1911	1959	1971	1960	1929	1976
Min	3	7	22	44	67	76	87	80	58	33	18	10	671
Jahr	1918	1940	1988	1922	1939	1987	1919	1924	1920	1939	1919	1920	1924

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	14	30	59	82	95	112	103	72	45	24	14	660
Var.	40	29	23	19	16	16	19	18	18	16	21	36	10
Max	21	27	47	96	120	148	167	171	127	70	36	30	906
Jahr	1984	1990	1990	1946	1920	1950	1983	1947	1947	1967	1977	1979	1947
Min	0	6	15	38	50	65	73	72	44	30	13	5	544
Jahr	1907	1942	1964	1917	1965	1987	1913	1924	1912	1922	1892	1920	1957

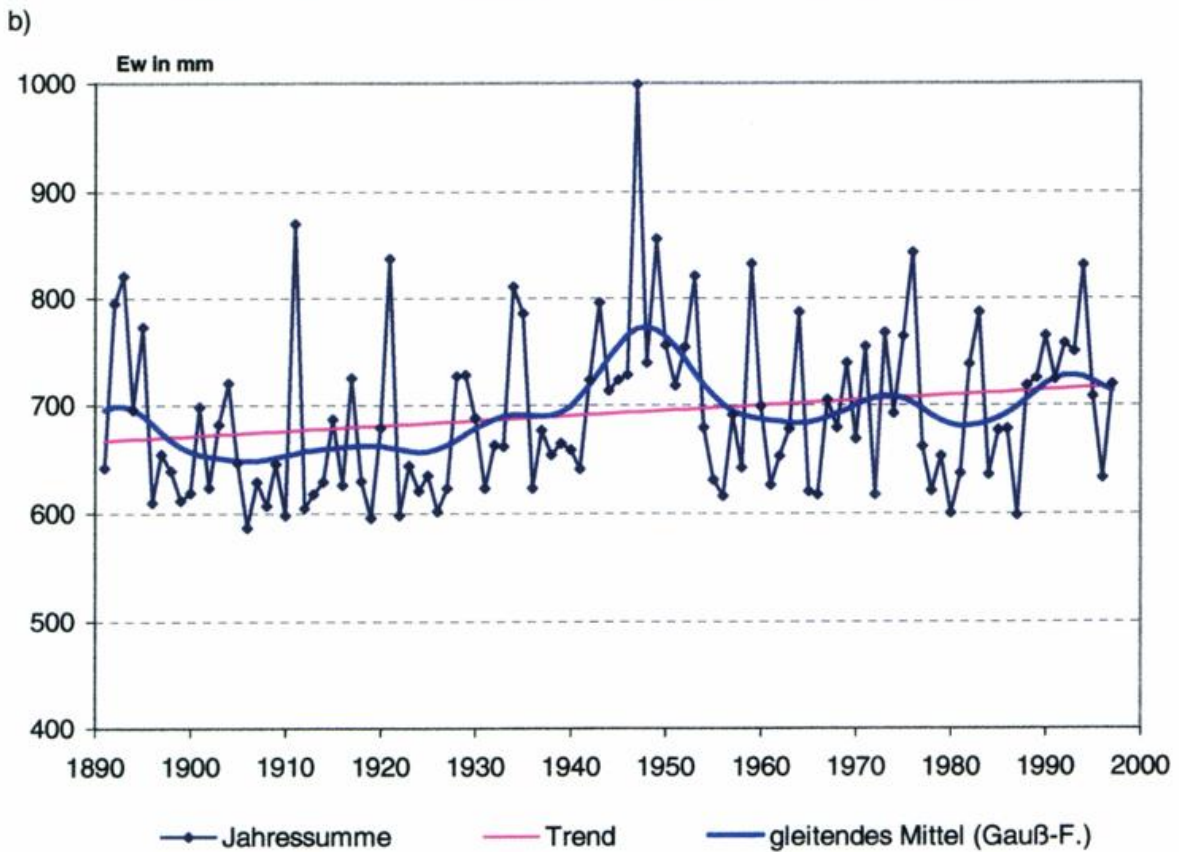
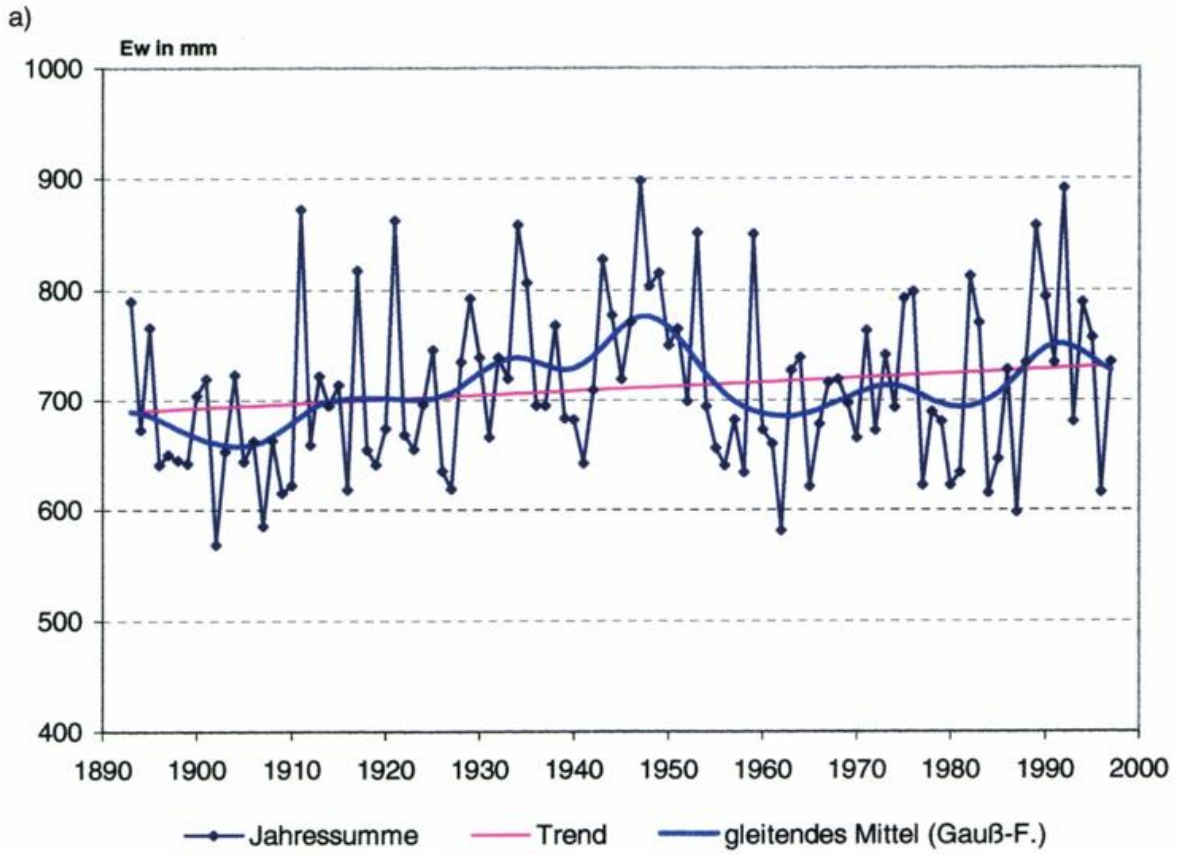


Abb.6: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Gewässerverdunstung Ew (mittlere Gewässertiefe: 6m) von Potsdam (a) und Bamberg(b), Reihe 1891/1997

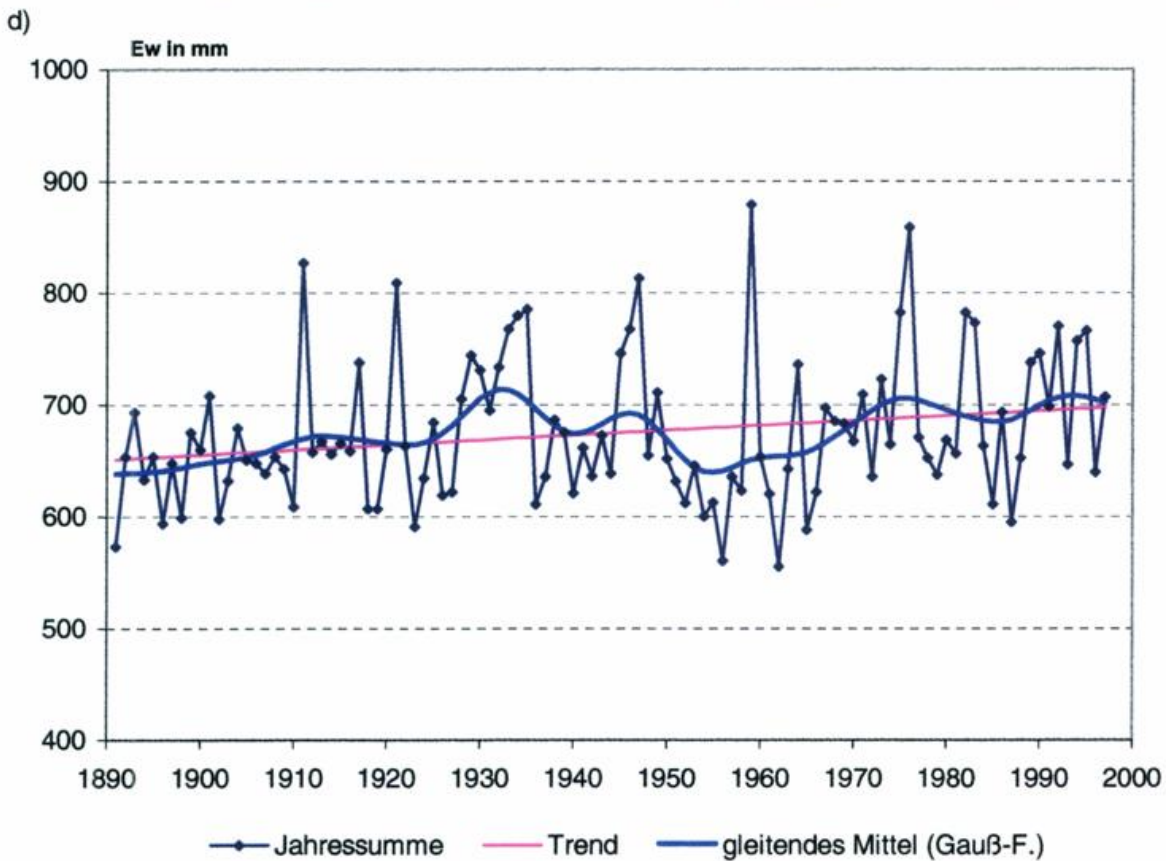
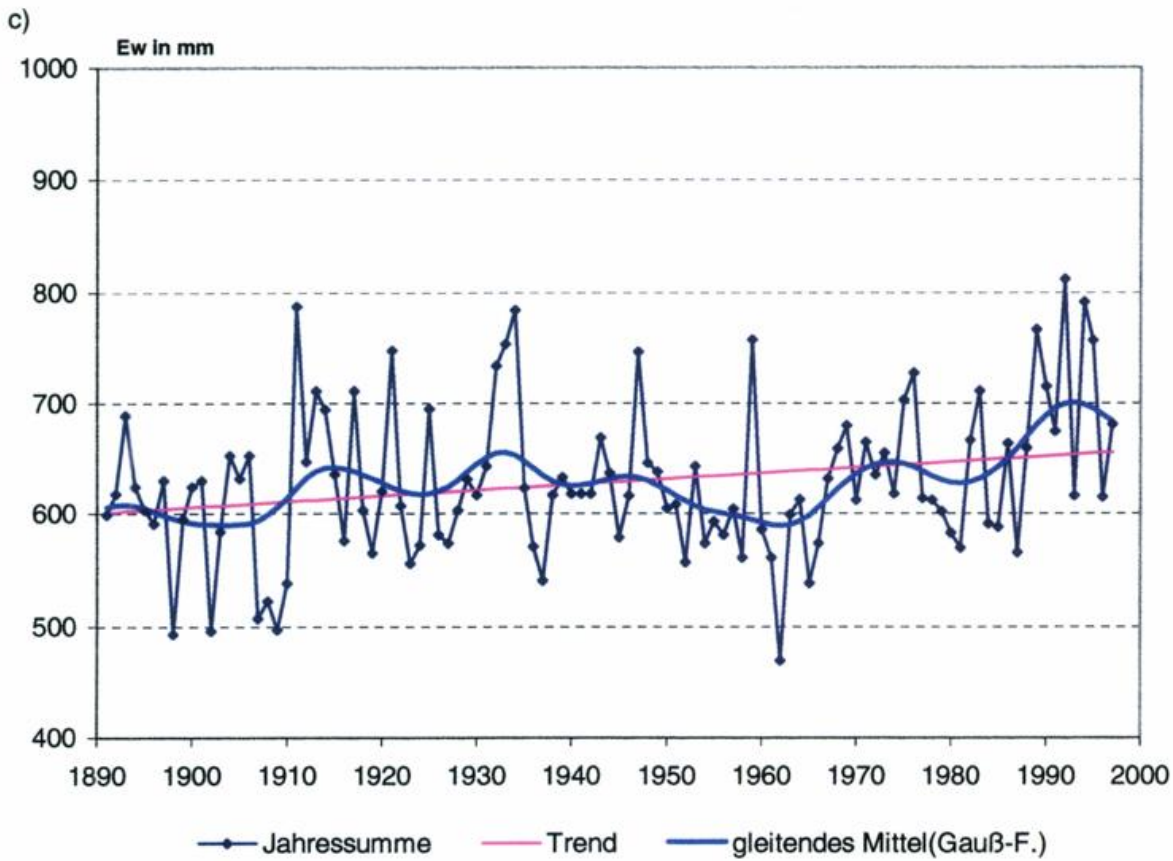
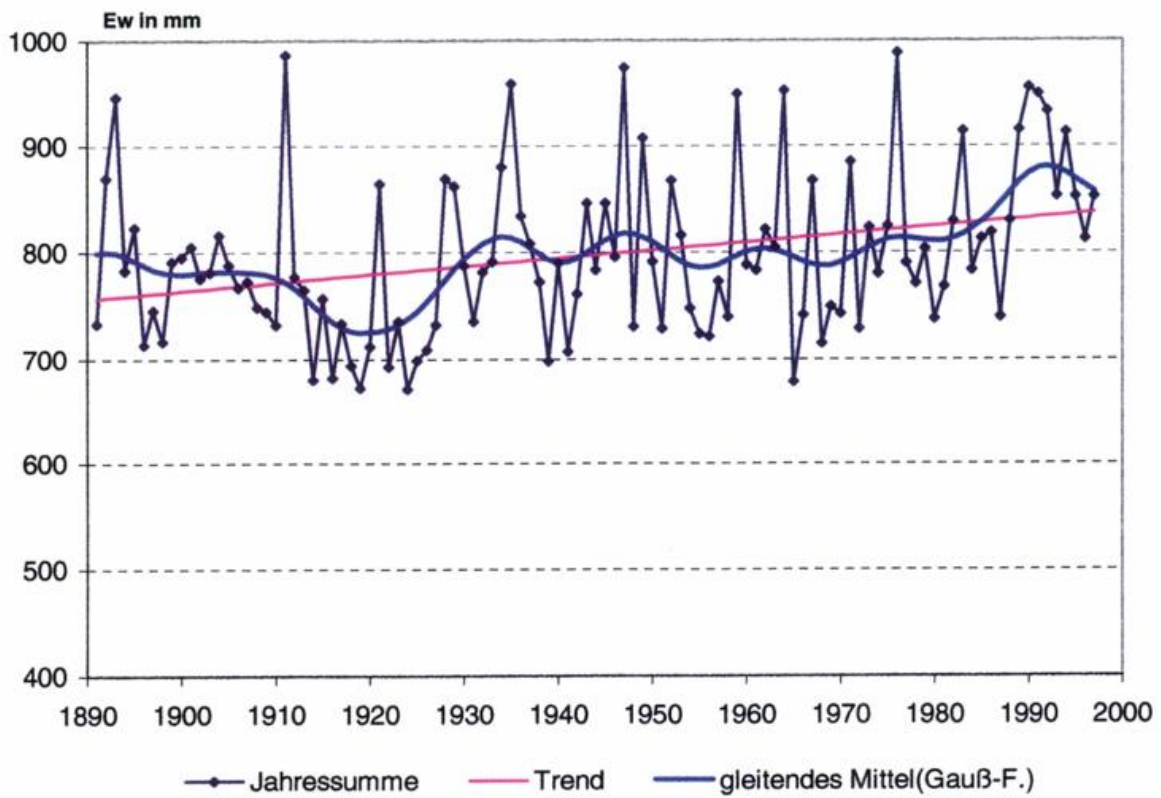


Abb.6: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Gewässerverdunstung Ew (mittlere Gewässertiefe: 6m) von Hamburg(c) und Münster(d), Reihe 1891/1997

e)



f)

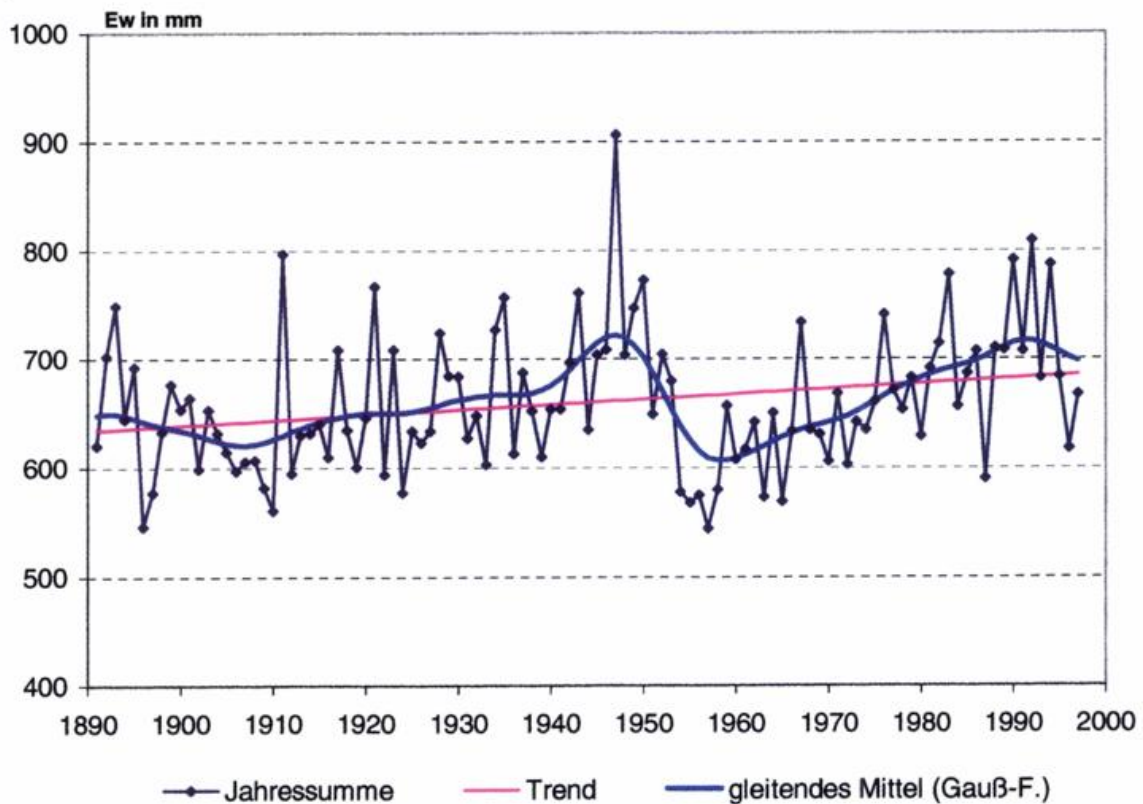


Abb.6: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Gewässerverdunstung Ew (mittlere Gewässertiefe: 6m) von Karlsruhe(e) und München(f), Reihe 1891/1997

Tab.16: Monats-, Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der Gewässerverdunstung, 1891/1997 (in mm)

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert ;
So/Wi - hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	+1,1	+1,6	+0,6	+5,8	+2,3	-6,5	+11,9	+17,1	+0,8	+4,5	+0,8	+1,6	+41,6	+30,1	+11,5	+34,3	+7,3	+29,0
Bamberg	+1,9	+2,1	-1,5	+3,4	+9,0	+0,9	+15,3	+9,2	+3,5	+4,8	+0,8	+0,5	+49,9	+42,7	+7,2	+32,8	+17,1	+24,5
Hamburg	+4,1	+5,6	+4,1	+0,8	+1,2	-1,8	+10,5	+17,4	-0,7	+5,6	+4,8	+3,3	+54,9	+32,2	+22,7	+32,8	+22,1	+27,9
Münster	+4,6	+4,7	+0,7	+3,2	+0,2	-6,6	+10,7	+15,4	-0,4	+5,8	+3,9	+4,4	+46,6	+25,1	+21,5	+31,5	+15,1	+26,1
Karlsruhe	-0,1	+1,3	-1,0	+4,9	+7,3	-1,8	+22,4	+24,9	+12,4	+6,2	+1,4	+2,0	+79,9	+71,4	+8,5	+65,9	+14,0	+47,3
München	+5,3	+2,2	-1,0	+2,9	+9,4	-3,8	+5,1	+11,0	+5,1	+3,9	+3,3	+7,1	+50,5	+30,7	+19,8	+25,1	+25,4	+16,1

homogenisierte Reihen

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI
Bamberg	+1,7	+2,0	-1,8	+3,2	+9,0	+0,8	+15,3	+9,1	+3,4	+4,6	+0,6	+0,3	+48,1	+42,0	+4,8
Hamburg	+3,0	+4,4	+3,1	-0,3	+0,2	-2,9	+9,4	+16,2	-2,0	+4,3	+3,5	+2,0	+41,2	+25,4	+15,6
Münster	+5,0	+5,2	+1,1	+3,7	+0,6	-6,3	+11,2	+16,0	+0,0	+6,2	+4,3	+4,8	+51,7	+27,8	+23,3
Karlsruhe	-2,8	-1,3	-3,7	+2,2	+4,7	-4,5	+19,9	+22,5	+9,8	+3,5	-1,4	-0,7	+48,2	+55,9	-7,9
München	+4,6	+1,5	-1,8	+2,1	+8,8	-4,5	+4,4	+10,4	+4,4	+3,1	+2,4	+6,3	+41,7	+26,5	+14,5

Tab.17: Mittlerer Jahresgang der Gewässerbilanz (P kor - Ew) 1891/1997 in mm einschließlich Streuung , Maxima, Minima und Eintrittsjahre

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	42	29	12	-15	-37	-42	-49	-44	-28	0	26	40	-66
Str.	23	23	28	32	39	48	57	47	38	32	25	26	151
Max	107	101	107	72	86	97	131	58	65	118	107	116	225
Jahr	1976	1946	1981	1956	1899	1990	1907	1920	1978	1960	1947	1974	1981
Min	-5	-10	-41	-86	-115	-167	-168	-165	-111	-66	-21	-14	-420
Jahr	1996	1930	1953	1893	1917	1992	1983	1911	1929	1949	1898	1932	1911

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	45	30	17	-12	-24	-26	-37	-39	-19	9	28	44	16
Str.	25	27	32	34	37	46	61	48	38	36	29	31	164
Max	113	121	163	107	83	105	121	69	102	115	117	148	394
Jahr	1995	1946	1988	1935	1984	1971	1940	1968	1957	1941	1950	1947	1965
Min	-14	-16	-53	-94	-106	-122	-163	-187	-112	-61	-23	-8	-404
Jahr	1996	1891	1953	1893	1992	1976	1983	1947	1895	1947	1953	1963	1911

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	60	42	33	3	-21	-23	-13	-9	1	26	44	57	200
Str.	35	30	37	36	37	46	53	54	39	37	35	39	164
Max	206	118	145	96	74	113	112	180	116	115	158	179	600
Jahr	1916	1945	1981	1970	1898	1980	1980	1960	1978	1970	1947	1965	1916
Min	-7	-6	-34	-77	-99	-151	-167	-130	-86	-50	-17	-12	-307
Jahr	1996	1986	1943	1893	1989	1992	1994	1983	1959	1951	1902	1932	1959

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	64	44	31	-3	-26	-27	-21	-22	-4	19	44	61	160
Str.	36	37	34	35	40	40	52	55	42	41	36	39	166
Max	144	169	118	101	129	97	141	138	121	129	139	196	449
Jahr	1995	1898	1914	1936	1984	1981	1956	1924	1957	1932	1930	1965	1926
Min	0	-19	-26	-79	-95	-110	-140	-163	-114	-49	-24	-8	-421
Jahr	1997	1986	1993	1893	*	1941	1983	1911	1959	*	1953	1972	1959

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	51	40	21	-6	-24	-28	-56	-47	-14	15	39	51	42
Str.	32	35	35	42	49	46	59	58	50	45	39	39	194
Max	147	150	141	136	182	89	83	136	147	183	156	167	474
Jahr	1941	1958	1988	1922	1978	1951	1980	1931	1927	1981	1910	1919	1931
Min	-9	-21	-50	-119	-137	-157	-197	-187	-121	-50	-20	-15	-439
Jahr	1996	1903	1953	1893	1990	1976	1964	1947	1959	1985	1953	1963	1959

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	50	37	30	20	27	36	27	12	19	21	38	48	365
Str.	29	30	33	43	61	54	71	52	55	43	36	32	164
Max	177	148	128	120	249	200	215	132	230	158	158	140	718
Jahr	1900	1958	1988	1980	1940	1979	1954	1970	1899	1981	1947	1918	1944
Min	0	-11	-37	-88	-105	-104	-139	-134	-100	-49	-17	-5	-42
Jahr	1997	1913	1953	1893	1992	1950	1911	1947	1947	1943	1920	1972	1911

* Wert tritt in der Zeitreihe mehrmals auf

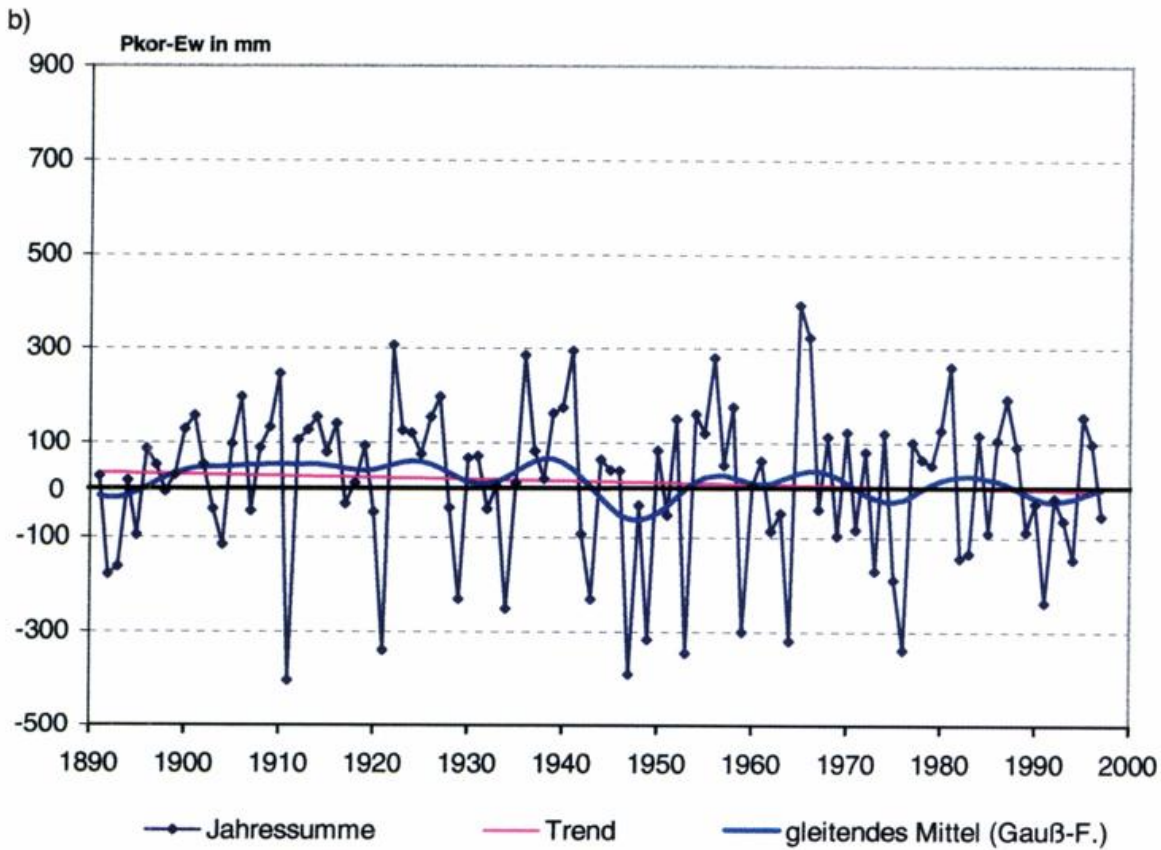
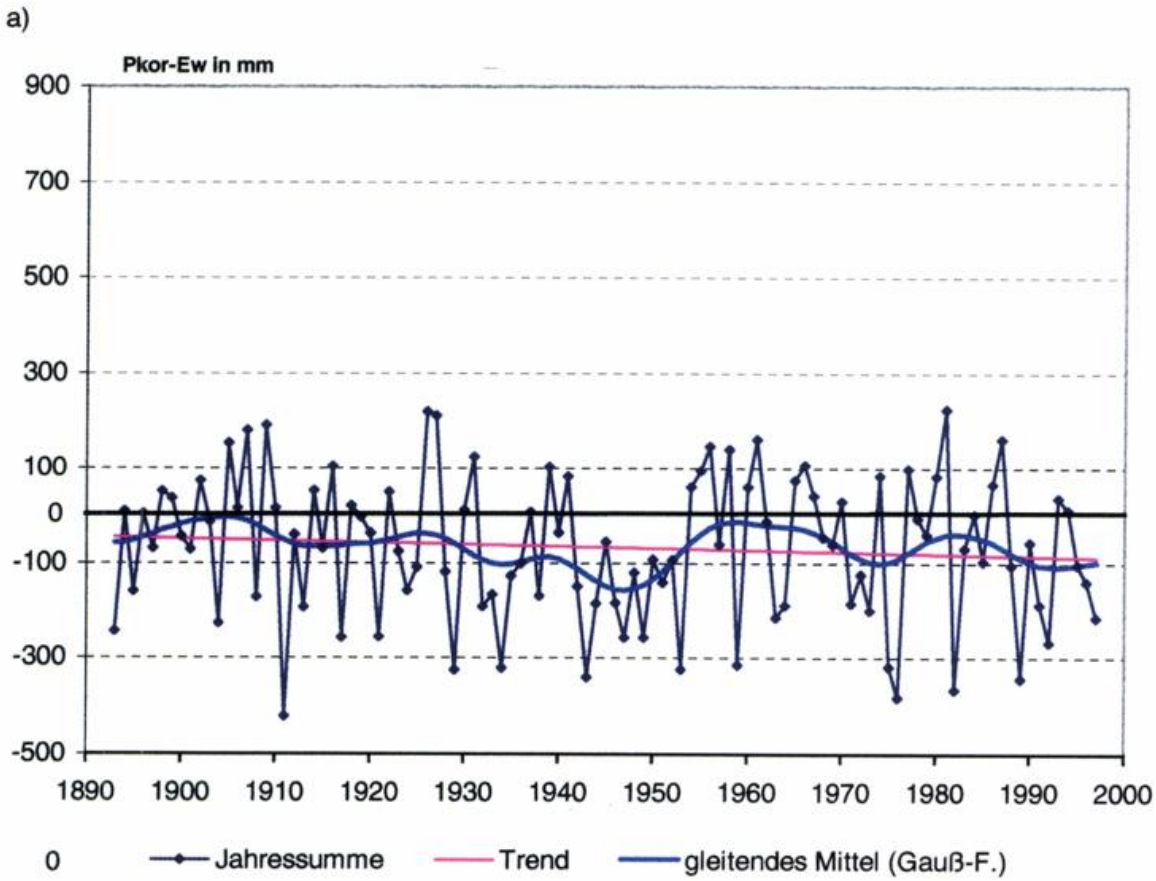
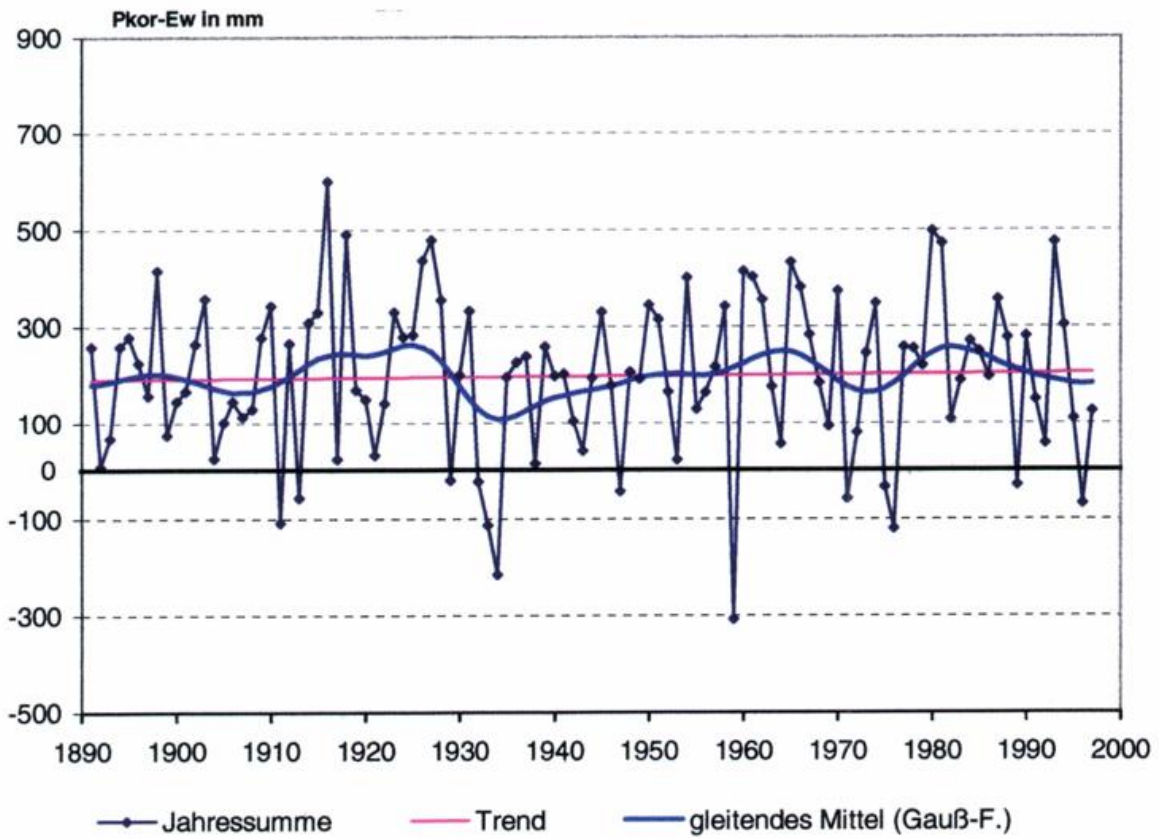


Abb.7: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Gewässerbilanz Pkor-Ew von Potsdam (a) und Bamberg(b), Reihe 1891/1997

c)



d)

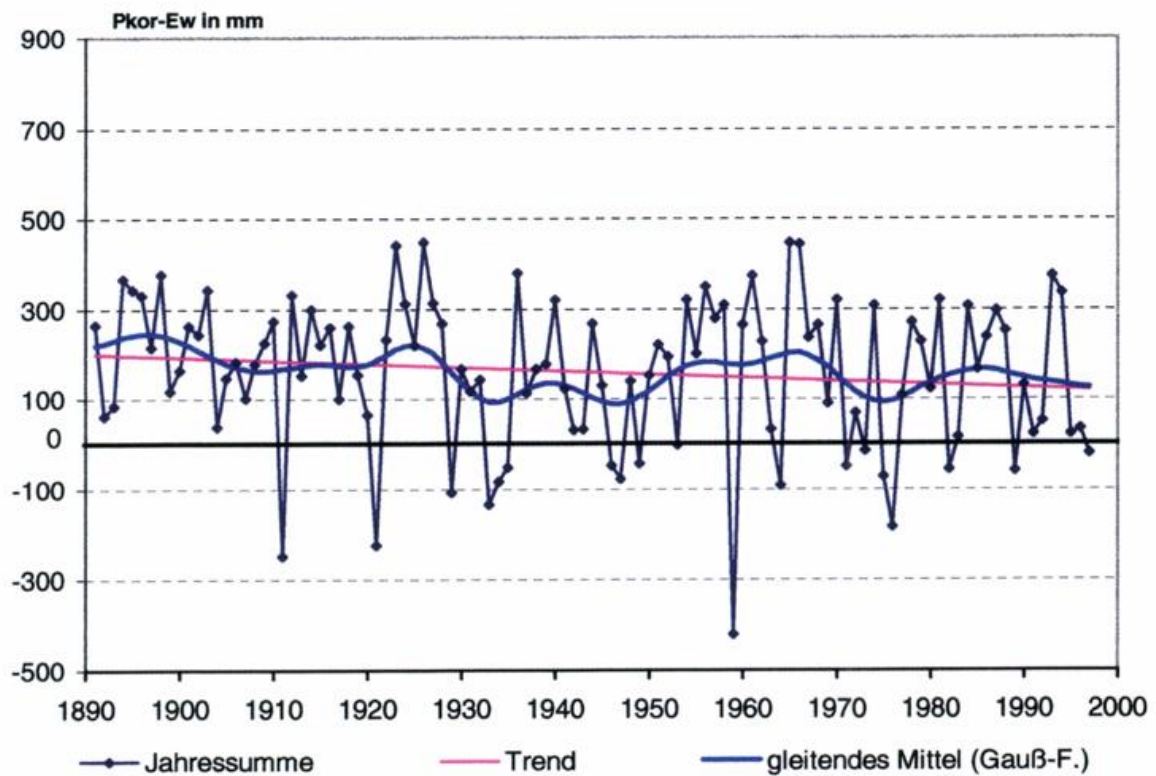
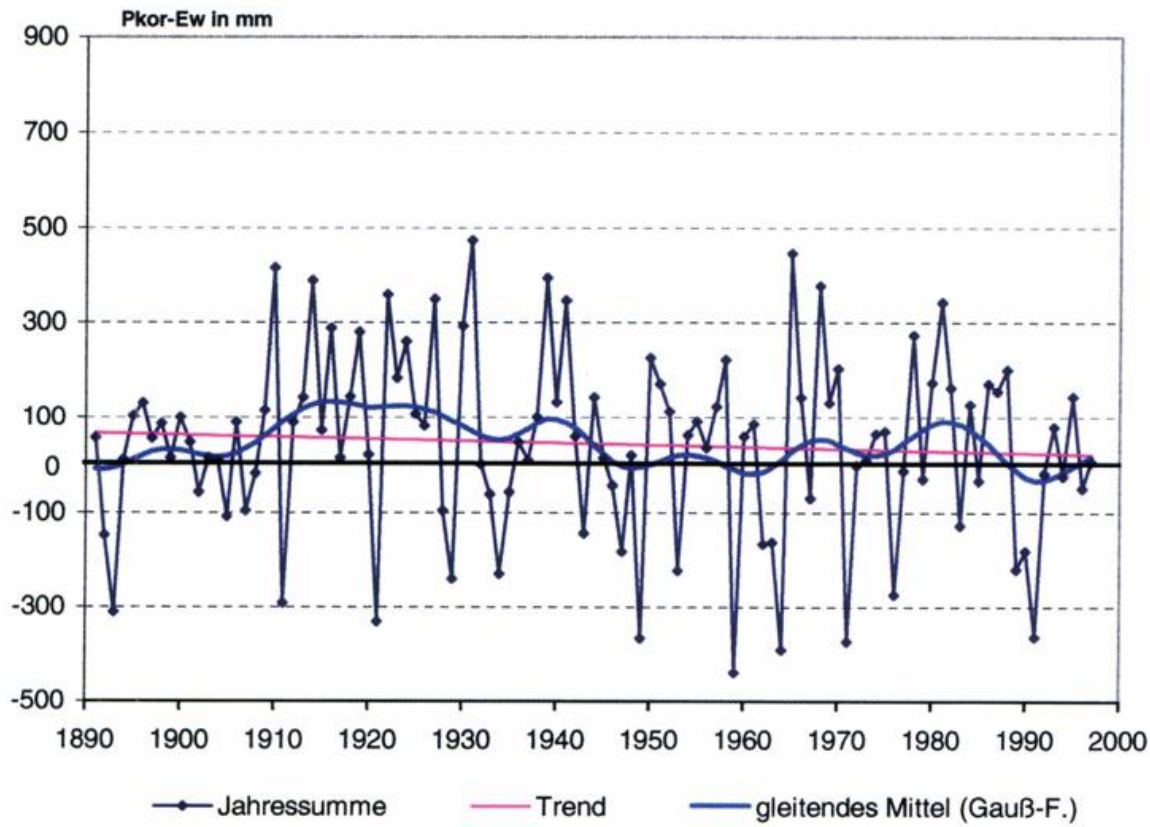


Abb.7: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Gewässerbilanz Pkor-Ew von Hamburg(c) und Münster(d), Reihe 1891/1997

e)



f)

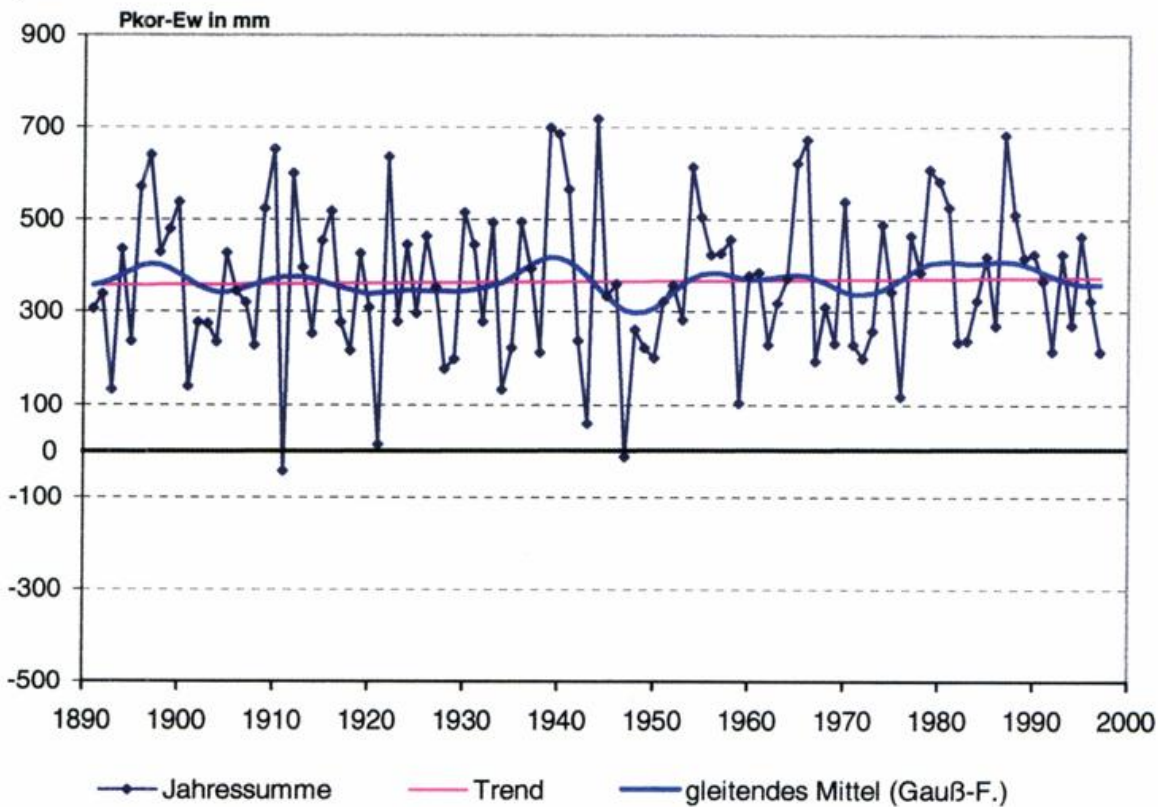


Abb.7: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Gewässerbilanz Pkor-Ew von Karlsruhe(e) und München(f), Reihe 1891/1997

Tab.18: Monats-, Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearer Trends der Gewässerbilanz (P kor - Ew) in mm, 1891/1997

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	-3,7	+5,1	+2,2	-2,9	+1,2	+22,6	-48,3	-14,5	-7,7	-17,9	+6,7	+16,0	-41,1	-64,5	+20,5	-88,3	+39,5	-62,8
Bamberg	-4,3	+2,6	+9,9	-3,4	-8,8	+12,1	-23,2	-21,1	-10,2	-10,8	+7,9	+12,6	-36,9	-62,0	+25,1	-65,3	+30,3	-44,3
Hamburg	+2,5	-12,3	+9,4	-6,3	+5,0	+15,4	-21,2	-25,3	+17,3	-14,0	+25,9	+17,8	+14,3	-22,7	+41,4	-43,2	+60,9	-46,5
Münster	+1,1	-10,4	-4,3	-15,0	+4,9	+7,6	-36,6	-34,9	+4,0	-19,5	+18,1	+5,9	-79,3	-74,7	+1,6	-87,1	+15,1	-71,6
Karlsruhe	+8,1	+16,7	-2,6	-7,9	+18,9	+22,5	-32,5	-45,6	-37,5	-12,0	+16,2	+9,1	+46,5	-86,1	+35,2	-127,6	+80,2	-78,0
München	-13,8	+8,8	+7,7	-10,8	+2,8	+20,6	+1,5	+6,7	-26,4	-3,3	+24,5	+4,3	+16,9	-3,8	+19,9	-21,5	+31,8	+8,2

3.4 Jahreswerte und innerjährliche Verteilung der realen Verdunstung bewachsener Landflächen

(Modellhydrotope Grasdecke auf Sand bzw. lehmigem Sand)

3.4.1 Homogenität der Verdunstungsreihen

Die Testung der Stationsreihen auf Homogenität wurden für das Modellhydrotop "Gras/Sand" durchgeführt, welches wegen der Voraussetzung einer geringen nutzbaren Feldkapazität des Sandbodens gegenüber den niederschlags-/verdunstungsklimatischen Bedingungen eine höhere Sensitivität aufweist als das Hydrotop mit lehmigem Sand. Die umfassenden Homogenitätsuntersuchungen [22] zeigten, dass mit Ausnahme der Stationsreihe von Münster diese Verdunstungsreihen bei den übrigen Stationen homogen erscheinen und somit für weitere statistische Zeitreihenanalysen geeignet sind. Die Homogenität der Zeitreihen der realen Verdunstung bei den tlw. deutlichen Inhomogenitäten in den Reihen der Inputgröße potentielle Verdunstung (vgl. Abschnitt 3.2.1) ist in der relativ großen Varianz der realen Verdunstung und der geringeren Sensitivität gegenüber Globalstrahlung und Lufttemperatur begründet [22]. Wertebereich und zeitlicher Verlauf der realen Verdunstung werden hauptsächlich durch den Niederschlag beeinflusst. Die Inhomogenitäten der Zeitreihe der realen Verdunstung von Münster resultieren im Wesentlichen aus den Inhomogenitäten der Niederschlagsreihe dieser Station. Die weiteren Zeitreihenauswertungen zur realen Verdunstung dieser Station wurden ebenso wie bei der Niederschlagsreihe formal und ohne weitere Interpretation weitergeführt; die Berechnungsergebnisse werden unter diesem Vorbehalt in den folgenden Abbildungen und Graphiken angegeben.

3.4.2 Langjährige Mittelwerte und Extreme der realen Verdunstung

In der Tabelle 19 werden die Stationswerte für das Hydrotop "Gras/Sand", in Tabelle 21 für das Hydrotop "Gras/lehmiger Sand" zusammengestellt. Für die Stationsvergleiche der Hydrotop-Verdunstungen werden die bestimmenden hydro-meteorologischen Größen Niederschlag (Tabelle 5) und potentielle Verdunstung (Tabelle 7) herangezogen.

Bei den mit einem Modellhydrotop vorausgesetzten gleichen Bedingungen von Pflanzendecke und Boden an allen Stationen ergeben sich für München die höchsten jährlichen Mittelwerte der realen Verdunstung. Ursache sind die hohen Sommerniederschläge, welche verdunstungseinschränkende Bodenfeuchtedefizite seltener bzw. über kürzere Zeitspannen aufkommen lassen als an den anderen betrachteten Stationen. Demzufolge ist auch die Speicherkapazität des Bodens von relativ geringem Einfluss auf die Verdunstung: die Verdunstungshöhen bei den Bodenarten Sand und lehmiger Sand zeigen nur geringe Unterschiede.

In Karlsruhe sind - bei höherer potentieller Verdunstung - die mittleren Jahreswerte der realen Verdunstungshöhen deutlich geringer als in München, weil bei der häufigeren niederschlagsarmen Witterung Bodenfeuchtemangel und damit eine Einschränkung der Pflanzenverdunstung auftritt. Die größten Unterschiede in den realen Verdunstungshöhen der beiden Stationen treten im Jahresabschnitt höchster Bodenfeuchteausschöpfung, d.h. im Juli/August auf. Die Speicherkapazität des Bodens ist unter den niederschlagsklimatischen Bedingungen von Karlsruhe von größerem Einfluss auf die reale Verdunstung. Im Winterhalbjahr sind für Karlsruhe wegen der dortigen milden Witterung und der in diesem Jahresabschnitt in der

Regel ausreichenden Bodenfeuchte die höchsten realen Verdunstungen der sechs Stationen zu verzeichnen.

Die geringsten mittleren Jahreswerte der realen Verdunstungshöhen bei vergleichbarem Boden und Bewuchs weist unter den Stationen Potsdam auf. Bei der im regionalen Vergleich relativ hohen potentiellen Verdunstung an dieser Station sind die nicht ausreichenden Niederschläge in der Vegetationsperiode der begrenzende klimatische Standortfaktor für die Pflanzenverdunstung. Bei Niederschlagsmangel steigt der Einfluss der Speicherkapazität des Bodens auf die verfügbare Bodenfeuchte; die Unterschiede zwischen den Verdunstungshöhen der beiden mit den Modellhydrotopen betrachteten Böden ist unter den betrachteten Stationen in Potsdam am größten.

Bei hohen Niederschlägen - siehe die Angaben zu den maximalen Verdunstungshöhen im Sommer - zeigen sich keine großen Unterschiede zu den Verdunstungshöhen z.B. von München. Zu den geringen jährlichen Verdunstungshöhen von Potsdam tragen - in geringerem Maße - auch die im regionalen Vergleich geringeren Verdunstungswerte des Winterhalbjahres bei, die sich infolge der durchschnittlich geringeren Lufttemperaturen in dieser Region ergeben.

Die Stationsreihen der realen Verdunstung von Bamberg und von Hamburg spiegeln ebenso die Einflüsse der niederschlags-/verdunstungsklimatischen Standortbedingungen wider. Während für Bamberg, ähnlich wie bei Potsdam, bei relativ hoher potentieller Verdunstung der Niederschlag die reale Verdunstung einschränkt, führt im niederschlagsreichen Hamburg die im regionalen Vergleich geringere potentielle Verdunstung zu geringerer realer Verdunstung.

Die zeitliche Variabilität der realen Verdunstungshöhen eines bestimmten Hydrotops ist im Vergleich zur Variabilität der Niederschlagshöhen geringer. Weiterhin nimmt die Variabilität der realen Verdunstung mit zunehmender Speicherkapazität des Bodens ab.

Im mittleren Jahresgang weisen die monatlichen Verdunstungshöhen in den Frühjahrsmonaten wegen der in den meisten Jahren ausreichend vorhandenen Bodenfeuchte die geringsten Variabilitäten auf. Die höchste Variabilität zeigen die Sommermonate, besonders an den niederschlagsärmeren Stationen Potsdam und Bamberg. Im niederschlagsreichen Sommer Münchens ergeben sich in diesen Monaten die geringsten Variabilitäten der realen Verdunstung.

Die höchsten Jahreswerte der realen Verdunstung treten in niederschlagsreichen Jahren bei gleichzeitig hoher potentieller Verdunstung auf, während die geringsten Jahreswerte in niederschlagsarmen Jahren verzeichnet werden - je nach Station trat das Minimum in den Zeitreihen der realen Verdunstung in den Jahren 1911, 1947, 1959, 1976, 1991 auf.

3.4.3 Ergebnisse der Trendanalysen

Für die Jahresreihen der realen Verdunstung von Potsdam und Bamberg errechnet sich nur ein geringfügiger (negativer) Trend. Der positive, signifikante Trend in den Jahresreihen der potentiellen Verdunstung (vgl. Abschnitt 3.2.3) bleibt wegen der hauptsächlich im Sommer fehlenden Niederschläge an diesen Stationen von geringem Einfluss auf die Zeitreihe der realen Verdunstung. Bei jahreszeitlicher Differenzierung zeigen sich negative, allerdings nicht signifikante Trends im Sommerhalbjahr und den Monatszusammenfassungen Juli/Oktober, Juli/August. Für das Winterhalbjahr ergeben sich infolge der positiven Trends bei Niederschlag und potentieller Verdunstung auch positive Trendwerte bei der realen Verdunstung mit Überschreitung der Signifikanzschwellen.

Keine relevanten Trends, weder in den Jahres- noch Halbjahresreihen der realen Verdunstung sind bei der Station Karlsruhe zu verzeichnen. Ursache sind die ebenfalls unbedeutenden Trends in den Zeitreihen des Niederschlags und der potentiellen Verdunstung an dieser Station.

Signifikante Jahrestrends (mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit $< 10\%$) zeigt die reale Verdunstung an den Stationen Hamburg und München. An beiden Stationen werden bei (tlw. signifikanter) Zunahme sowohl des Niederschlags als auch der potentiellen Verdunstung in fast allen Monaten positive Trendwerte für die reale Verdunstung berechnet. Bei Hamburg ergibt sich Signifikanz für das Winterhalbjahr (und für die einzelnen Monate Oktober bis Februar), bei München ist das Sommerhalbjahr signifikant.

Die Untersuchungen zur Trendstabilität der Jahreswertreihen erbrachten ein allgemeines stabiles Trendverhalten bei allen Stationen, d.h. nicht nur die positiven Jahreswerttrends von Hamburg und München, sondern auch die geringfügigen Trendbeträge bei den anderen Stationen zeigen sich stabil über die verschiedenen Zeitreihenlängen hinweg.

3.4.4 Wasserbilanzen der bewachsenen Landflächen

In Abbildung 9 wird der mittlere Jahresgang der Bilanzen aus Niederschlag und realer Verdunstung der beiden betrachteten Modellhydrotope dargestellt. Die Graphiken zeigen, dass der Jahresabschnitt, in dem der Bodenwasservorrat durch die Pflanzenverdunstung beansprucht wird, bei den niederschlagsärmeren Stationen Potsdam und Bamberg von April bis Juni/Juli andauert. In diesem Jahresabschnitt ist im Mittel die Verdunstung größer als der Niederschlag - die Bilanz aus beiden Größen ist negativ. Für Hamburg ergeben sich negative Bilanzen im mittleren Jahresgang nur für die Hauptwachstumsphase im Mai/Juni, während bei den niederschlagsreichen Sommern in München negative Monatsbilanzen auf einzelne Jahre beschränkt bleiben und im mittleren Jahresgang alle Monatsbilanzwerte positiv sind.

Die Speicherkapazität des Bodens ist hauptsächlich bei Niederschlagsmangel von Einfluss auf die Pflanzenverdunstung und damit auf die Höhe der Bilanzwerte. In niederschlagsarmen Witterungsperioden steht bei höherer nutzbarer Feldkapazität des Bodens über eine längere Tagesfolge noch ausreichend Bodenwasser für die Pflanzenverdunstung zur Verfügung, während bei rasch erschöpftem Wasservorrat eines Bodenstandortes geringer Speicherkapazität unter gleichen Witterungsbedingungen eine Einschränkung der realen Verdunstung stattfindet. Die Bilanzwerte nehmen daher mit zunehmender Speicherkapazität (nutzbare Feldkapazität) des Bodens ab. Dieser Einfluss des Bodens auf die reale Verdunstung bzw. die Bilanzen für Vegetationsflächen zeigt sich hauptsächlich unter klimatischen Bedingungen mit geringeren Niederschlägen (hier: Potsdam, Bamberg), während z.B. in München - insbesondere durch die hohen Sommerniederschläge - die Verdunstungs- und Bilanzunterschiede verschiedener Bodenstandorte gering sind.

In den Zeitreihendarstellungen der Abbildung 10 zeigen sich die klimatischen Einflüsse in der geringen Variabilität der jährlichen Bilanzen im niederschlagsreichen München und der hohen Variabilität bei den niederschlagsärmeren Stationen. Die linearen Trends der Jahreswertreihen und der meisten Monatsreihen der Bilanzgröße weisen nur unbedeutende Beträge auf (s. auch Tabelle 23), da mit zunehmendem Niederschlag auch die reale Verdunstung ansteigt und umgekehrt.

Signifikante Trendbeträge finden sich in den Bilanzreihen im Winter (November, Dezember) einschließlich Frühjahr (Jahresabschnitt "November/Juni"), wenn während der Vegetationsruhe bzw. bei noch ausreichender Frühjahrsbodenfeuchte die reale Verdunstung stärker von der potentiellen Verdunstung als vom Niederschlag abhängig ist. Wegen der an allen Stationen zu verzeichnenden positiven Niederschlagstrends für diese Jahresabschnitte weisen auch die Trends für die Bilanzen positive Vorzeichen auf.

Die stationsweise zu verzeichnende Abnahme des Niederschlags bei Zunahme der potentiellen Verdunstung im Jahresabschnitt Juli/Oktober führt bei den Bilanzreihen ebenfalls zu tlw. signifikanten negativen Trends. Die Trendbeträge sind unter den betrachteten Böden bei lehmigem Sand höher als bei Sandboden, dessen vorausgesetzte geringe Speicherkapazität zu einer stärkeren Abnahme der realen Verdunstung führt.

Tab.19: Mittlerer Jahresgang der realen Verdunstungshöhe von Gras auf Sand,1891/1997 (in mm einschließlich Variabilitätskoeffizient (in%), Maxima, Minima und Eintrittsjahre

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	11	26	53	83	75	69	61	44	27	11	8	477
Var.	32	30	22	17	19	32	33	31	30	25	27	29	12
Max	17	24	40	75	115	133	120	92	69	38	18	15	609
Jahr	1993	1990	1938	1934	1931	1961	1958	*	1934	1907	*	1898	1927
Min	4	4	16	34	33	12	13	13	9	4	5	3	308
Jahr	*	1956	1958	*	1893	1915	1983	1971	*	1949	*	1969	1976

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	12	28	54	86	83	75	65	47	29	13	10	512
Var.	28	27	19	15	16	27	32	28	23	20	20	20	11
Max	19	23	39	72	121	141	113	97	66	42	22	16	624
Jahr	1991	1903	*	1952	1937	1935	1956	1936	1917	1954	1969	*	1945
Min	5	6	20	34	46	27	10	12	11	8	9	5	318
Jahr	*	*	*	1903	1953	1934	1949	1947	1895	1959	*	1936	1947

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	10	24	51	84	79	78	69	50	31	12	9	506
Var.	31	32	24	16	14	28	26	24	18	16	24	26	11
Max	19	23	37	71	107	121	123	96	64	40	21	16	599
Jahr	1975	1990	1990	1914	*	1935	1991	1973	*	1990	1969	1972	1997
Min	4	5	14	34	30	14	22	10	18	9	5	5	372
Jahr	*	*	1962	1956	1893	1992	1983	1983	1959	1959	1907	*	1959

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	12	13	30	56	86	78	76	67	51	33	15	11	528
Var.	28	28	19	14	15	26	25	26	21	16	21	25	10
Max	23	24	44	72	117	122	117	97	67	42	22	19	622
Jahr	1975	1997	1933	*	1917	1908	1933	1944	1903	1909	*	1972	1895
Min	5	5	19	37	48	32	26	17	6	9	8	4	379
Jahr	1953	1906	*	1917	*	1941	1964	1911	1959	1959	1919	1905	1911

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	13	16	36	63	91	90	81	70	52	34	15	12	573
Var.	27	28	18	13	17	29	34	26	24	21	25	25	12
Max	23	32	50	80	121	136	135	107	71	48	25	22	697
Jahr	1936	1903	1989	1947	*	1904	1975	1914	*	*	1940	*	1931
Min	7	6	22	43	28	30	5	18	12	13	7	7	425
Jahr	*	1895	*	1903	1893	1925	1964	1947	1895	1985	1918	*	1991

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	12	29	55	94	106	110	89	61	34	13	10	623
Var.	42	40	23	17	12	15	13	12	14	20	28	40	5
Max	21	24	43	77	122	137	139	110	79	50	22	24	702
Jahr	1993	*	*	1914	1937	1945	1994	1944	1949	1967	1977	1979	1994
Min	4	3	14	34	54	52	43	36	18	11	5	3	517
Jahr	*	1956	1944	1917	1893	1917	1952	1911	1947	1959	1958	1903	1947

* Wert tritt in der Zeitreihe mehrmals auf

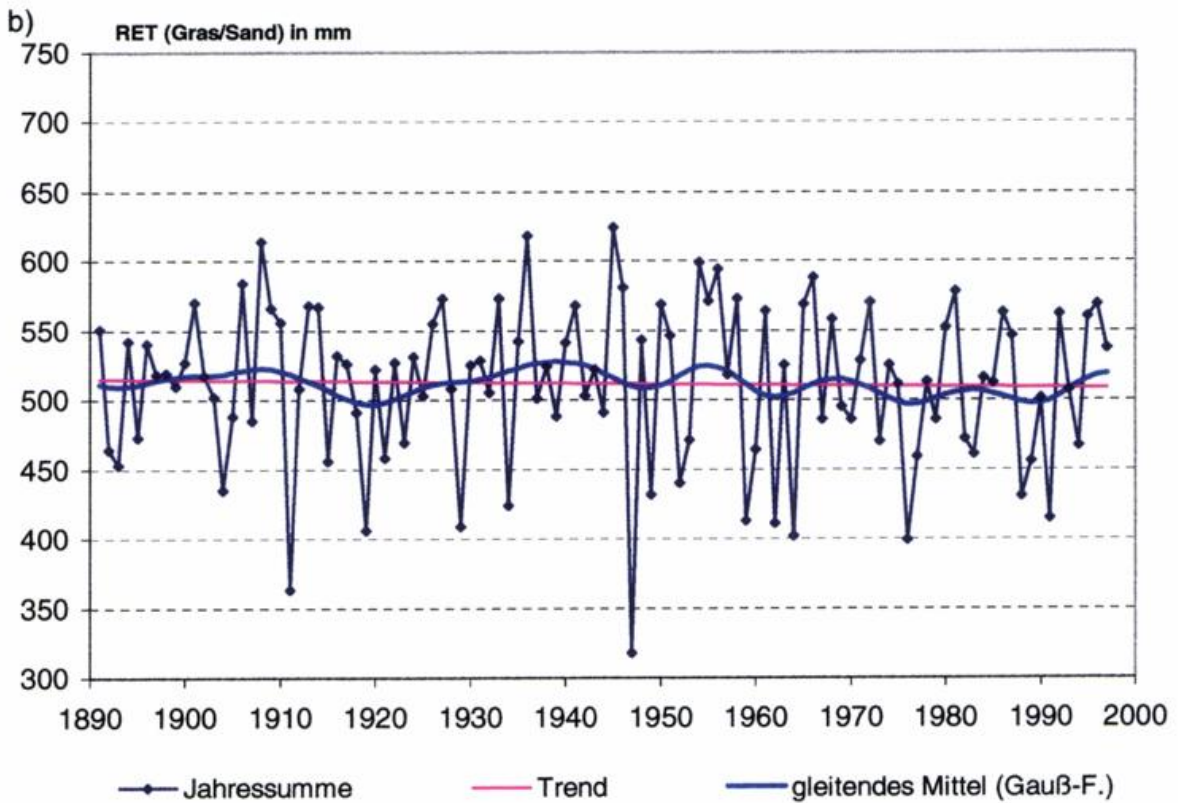
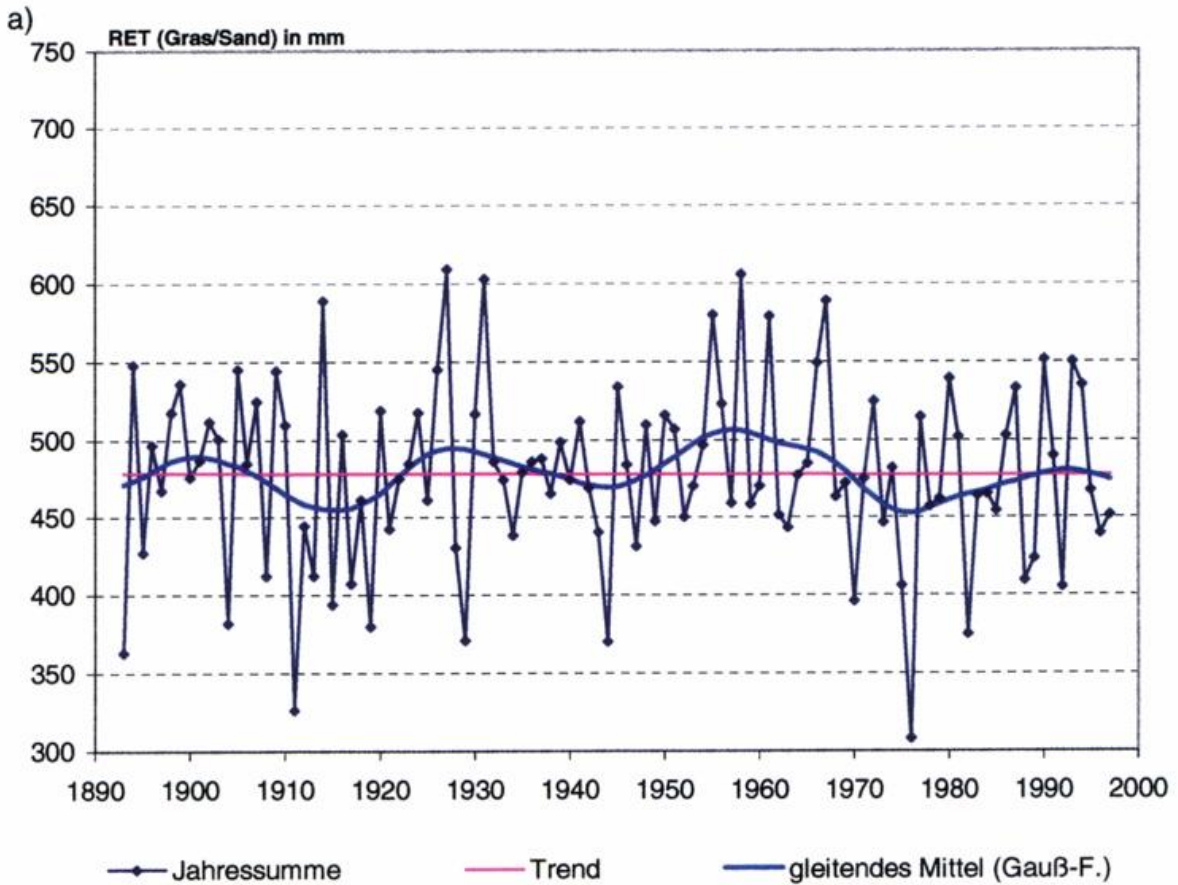


Abb.8: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der realen Verdunstung RET (Gras/Sand) von Potsdam (a) und Bamberg (b), Reihe 1891/1997

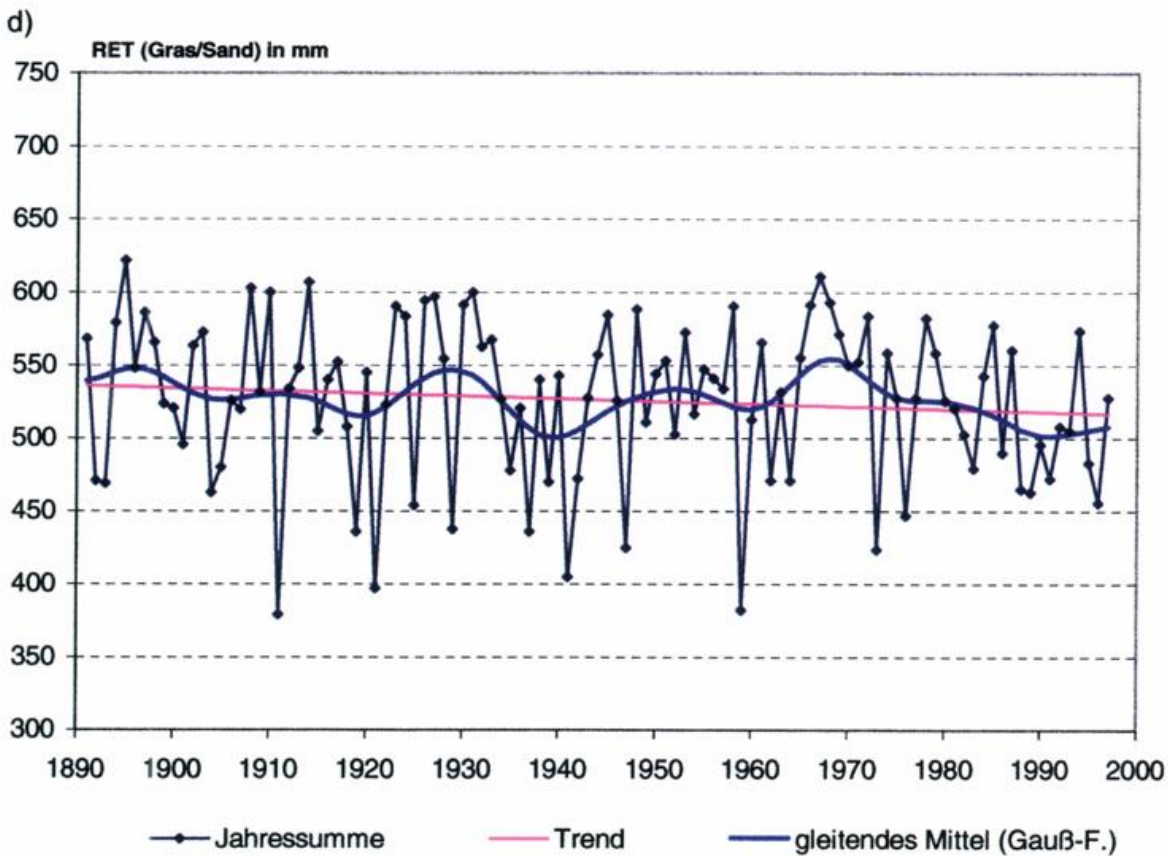
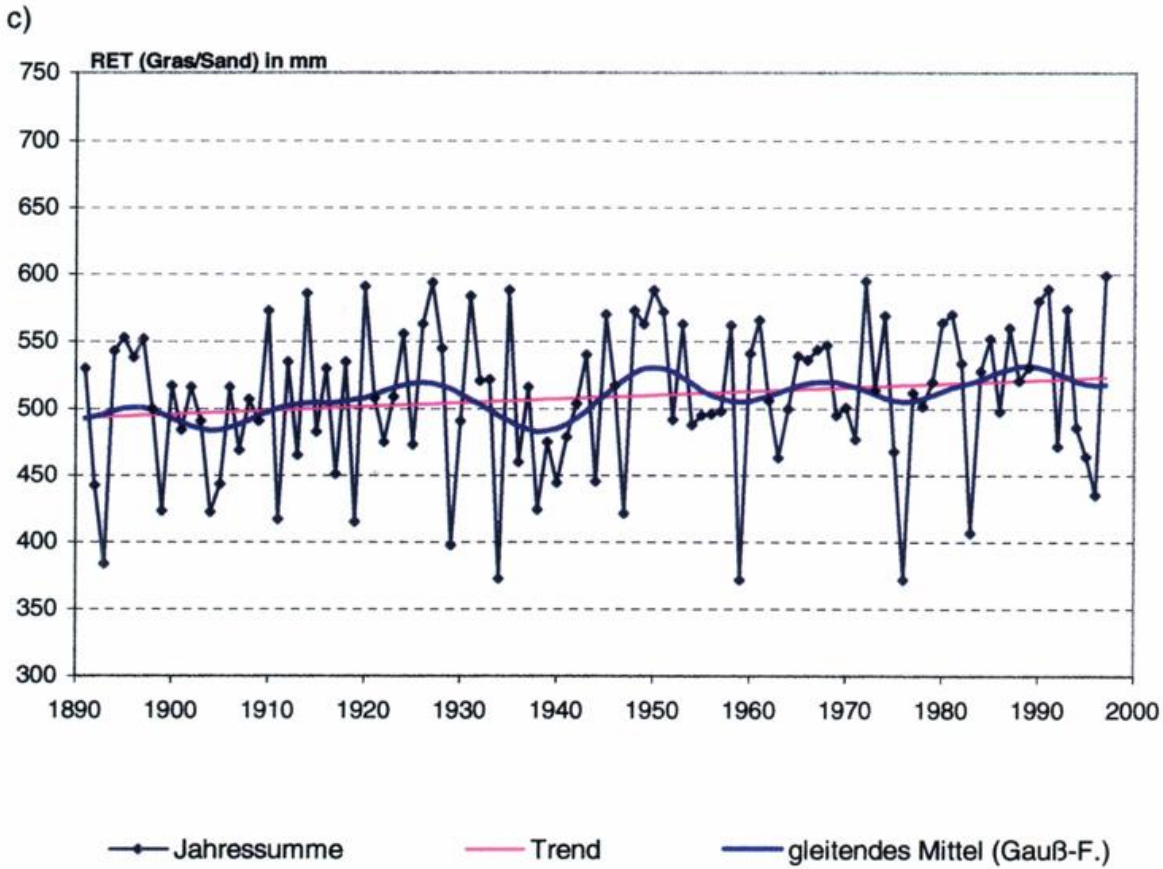


Abb.8: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der realen Verdunstung RET (Gras/Sand) von Hamburg (c) und Münster (d), Reihe 1891/1997

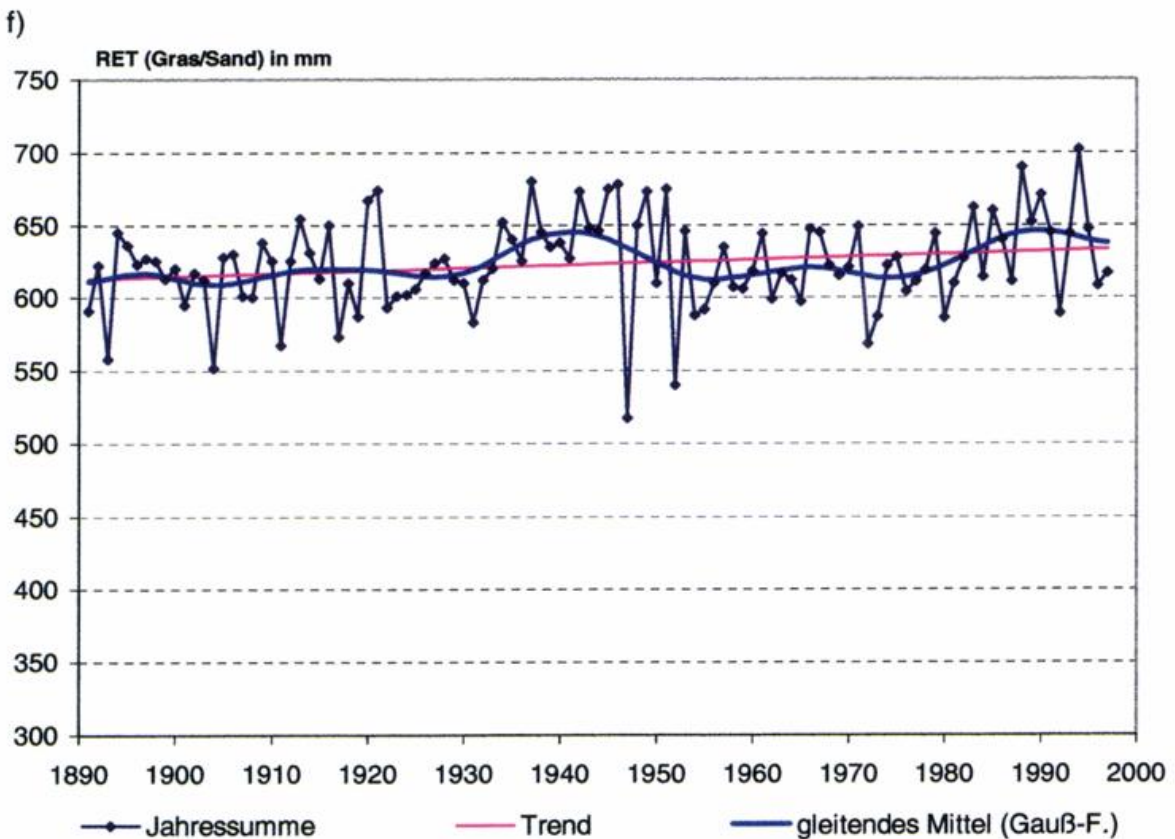
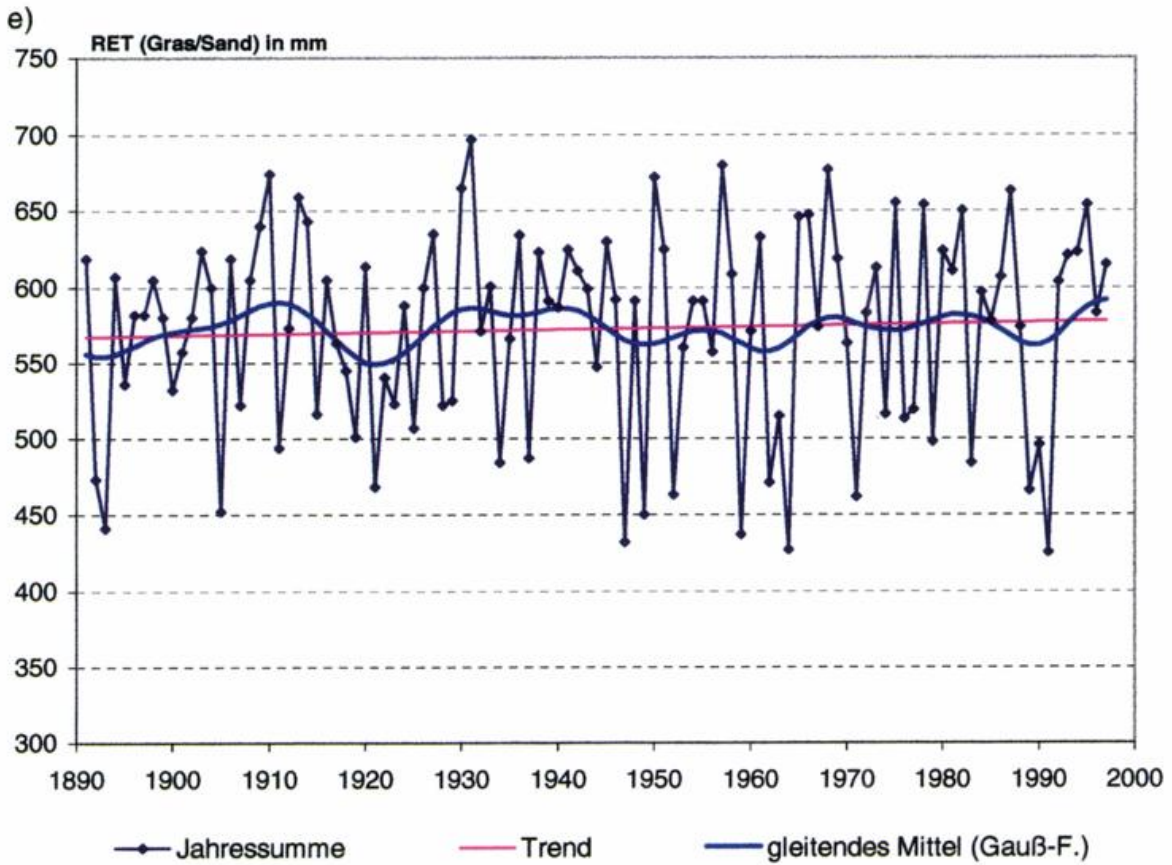


Abb.8: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der realen Verdunstung RET (Gras/Sand) von Karlsruhe (e) und München (f), Reihe 1891/1997

Tab. 20: Monats-, Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der realen Verdunstungshöhe von Gras auf Sand in mm 1891/1997

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	+0,6	-0,5	+1,9	+5,9	+0,4	+6,1	-6,5	-6,8	-2,1	-1,8	+1,1	+0,3	-1,3	-10,6	+9,6	-17,1	+11,0	-13,2
Bamberg	+1,7	-0,9	+1,4	+4,7	-3,6	-0,3	+1,8	-8,9	-2,1	-1,7	+0,1	+1,3	-6,5	-14,7	+7,1	-10,8	+4,3	-7,1
Hamburg	+3,3	+3,0	+2,3	+1,7	+3,0	+7,9	-0,7	-1,1	+0,8	+4,0	+3,3	+2,3	+30,1	+14,0	+14,8	+3,2	+26,5	-1,8
Münster	+3,1	+2,6	+0,8	+0,7	-7,2	-0,2	-9,8	-9,1	-5,5	+1,4	+2,2	+1,9	-19,0	-30,3	+10,0	-22,9	+3,6	-18,8
Karlsruhe	+0,4	-0,1	+1,8	+1,9	+1,8	+12,8	+7,6	-9,9	-4,7	-4,1	+1,5	+1,5	+10,7	+3,6	+6,6	-11,0	+22,5	-2,3
München	+0,1	-3,2	+1,8	+3,1	+4,3	-0,4	+5,2	+5,9	+1,7	+1,8	-0,3	+0,3	+20,4	+18,6	+0,4	+14,7	+3,8	+11,2

Tab.21: Mittlerer Jahresgang der realen Verdunstungshöhe von Gras auf lehmigem Sand (mm) 1891/1997, einschl. Variabilitätskoeffizient (in%),Maxima,Minima und Eintrittsjahre

POTSDAM

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	11	26	54	92	91	78	62	44	27	11	8	513
Var.	32	30	22	18	12	19	25	26	26	22	27	29	10
Max Jahr	17 1993	24 1990	40 1938	76 1934	119 1937	135 1961	120 1958	94 1958	67 1958	39 1907	18 *	15 1898	615 1927
Min Jahr	4 *	4 1956	16 1958	34 *	64 1953	45 1915	25 1976	15 1911	11 1929	7 1949	5 *	3 1969	357 1976

BAMBERG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	12	29	55	92	95	84	67	47	29	13	10	543
Var.	28	27	18	16	12	16	22	25	19	19	20	20	9
Max Jahr	19 1991	23 1903	40 1938	77 1946	125 1937	145 1935	115 1971	97 1936	65 1956	42 1954	22 1969	16 *	642 1945
Min Jahr	5 *	6 *	20 *	34 1903	69 1893	52 1934	32 1934	16 1911	14 1947	9 1947	9 *	5 1936	374 1947

HAMBURG

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	9	10	24	52	90	92	84	70	50	30	12	9	532
Var.	31	32	24	17	11	17	20	20	17	16	24	26	9
Max Jahr	19 1975	23 1990	37 1990	73 1914	116 *	125 1935	128 1991	95 1931	65 *	40 *	21 1969	16 1972	615 1997
Min Jahr	4 *	5 *	14 1962	34 1956	64 *	41 1893	32 1934	15 1983	24 *	12 1959	5 1907	5 *	415 1976

MÜNSTER

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	12	13	30	56	92	92	82	68	50	32	15	11	553
Var.	28	28	19	15	13	15	19	23	20	17	21	25	8
Max Jahr	23 1975	24 1997	44 1933	76 1946	124 1917	124 *	116 1933	99 1944	67 1903	42 1909	22 *	19 1972	636 1895
Min Jahr	5 1953	5 1906	19 *	37 1917	57 1996	50 1988	35 1941	23 1911	12 1959	9 1959	8 1919	4 1905	432 1911

KARLSRUHE

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	13	16	36	64	99	102	90	73	53	33	15	12	606
Var.	27	28	18	13	12	19	25	24	18	20	25	25	10
Max Jahr	23 1936	32 1903	50 1989	81 *	126 1989	141 1930	136 1975	106 1914	71 *	46 *	25 1940	22 *	708 1931
Min Jahr	7 *	6 1895	22 *	43 1903	50 1893	44 1934	14 1964	25 1947	23 1895	19 *	7 1918	7 *	470 1964

MÜNCHEN

	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR
Mittel	10	12	29	55	96	110	113	91	62	34	13	10	635
Var.	42	40	23	19	12	11	10	10	13	19	28	40	4
Max Jahr	21 1993	24 *	43 *	82 1946	124 1950	140 1976	140 1994	110 1944	78 1949	50 1967	22 1977	24 1979	712 1994
Min Jahr	4 *	3 1956	14 1944	34 1917	69 1893	82 1923	81 1976	53 1911	24 1947	19 *	5 1958	3 1903	568 1947

* Wert tritt in der Zeitreihe mehrmals auf

Tab. 22: Monats-, Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der realen Verdunstung von Gras auf lehmigem Sand in mm, 1891/1997

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	+0,6	-0,5	+1,9	+6,0	+1,5	+3,3	+0,7	-4,6	-2,5	-1,7	+1,1	+0,3	+6,1	-3,3	+9,4	-8,1	+14,2	-3,9
Bamberg	+1,7	-0,9	+1,4	+4,5	+0,9	-1,2	+4,2	-5,7	-2,6	-2,2	+0,1	+1,3	+1,5	-6,6	+8,1	-6,3	+7,8	-1,5
Hamburg	+3,3	+3,0	+2,2	+1,3	+2,5	+5,7	+3,1	+0,7	-0,1	+3,6	+3,3	+2,3	+30,9	+15,5	+15,4	+7,3	+23,6	+3,8
Münster	+3,1	+2,6	+0,8	+0,5	-5,5	-3,0	-3,2	-6,9	-6,8	+0,6	+2,2	+1,9	-13,7	-24,8	+11,1	-16,3	+2,6	-10,1
Karlsruhe	+0,4	-0,1	+2,0	+1,1	+2,2	+7,6	+10,4	-5,2	-4,6	-3,5	+1,5	+1,5	+13,3	+6,9	+6,4	-2,9	+16,2	+5,2
München	+0,1	-3,2	+1,7	+2,7	+5,4	-1,1	+5,3	+6,0	+1,3	+2,3	-0,3	+0,3	+20,5	+19,2	+1,3	+14,9	+5,6	+11,2

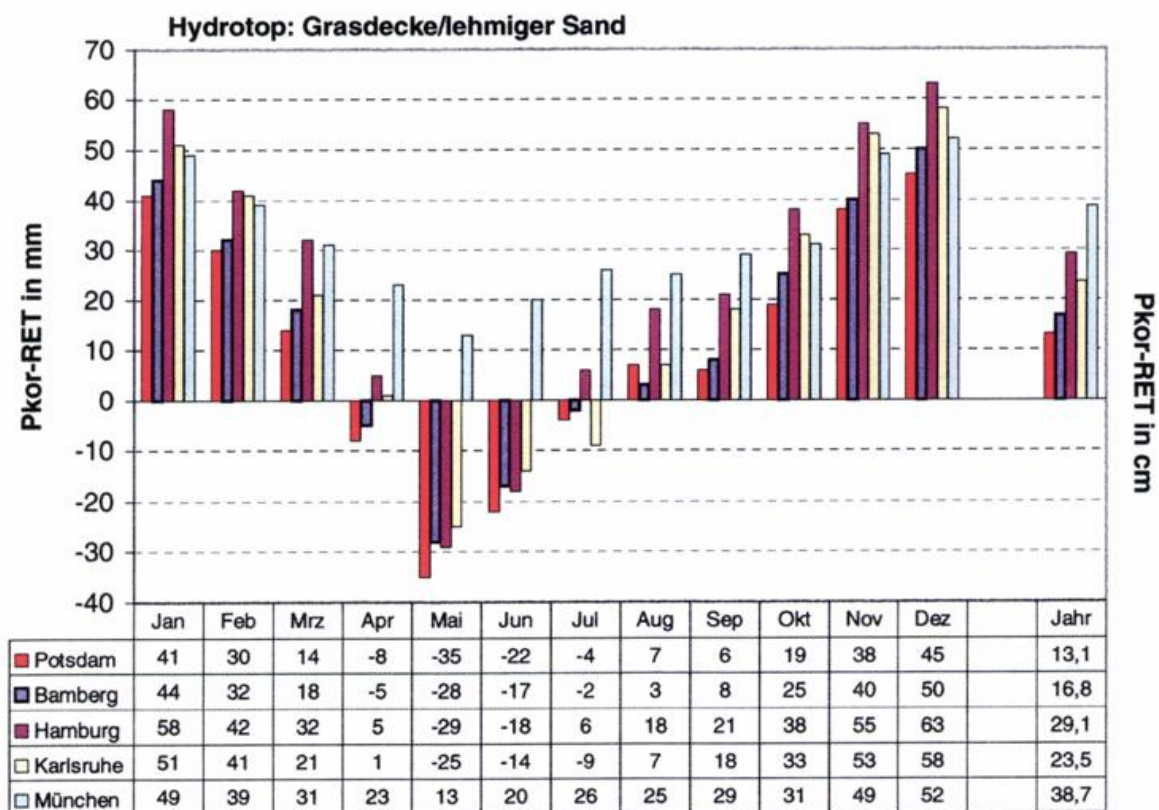
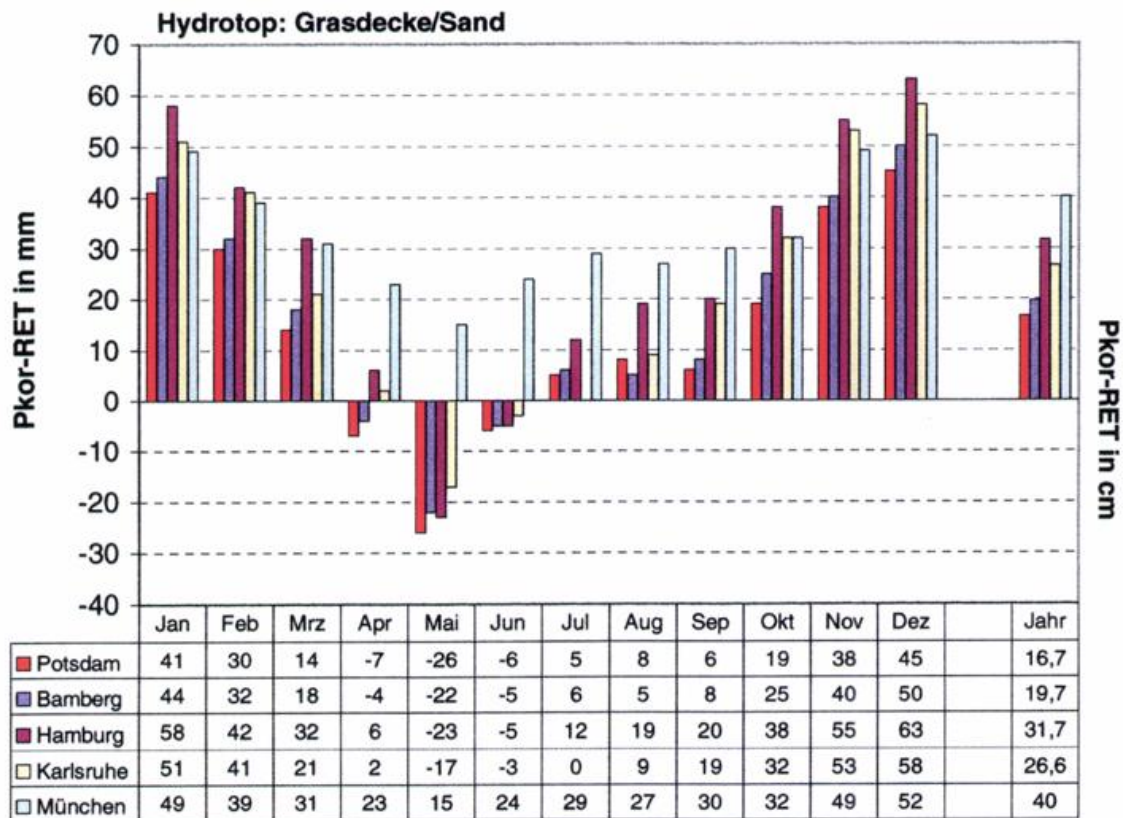


Abb.9: Mittlerer Jahrgang der Wasserbilanz bewachsener Landflächen 1891/1997

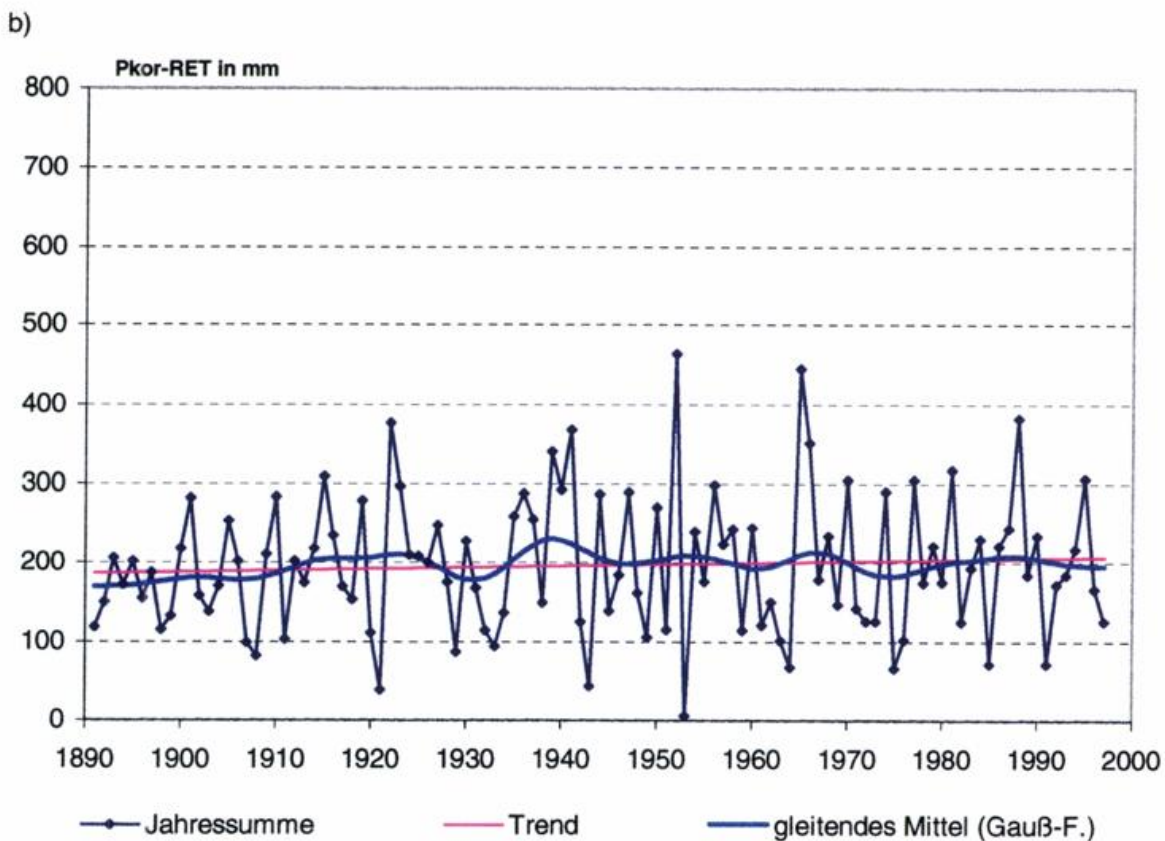
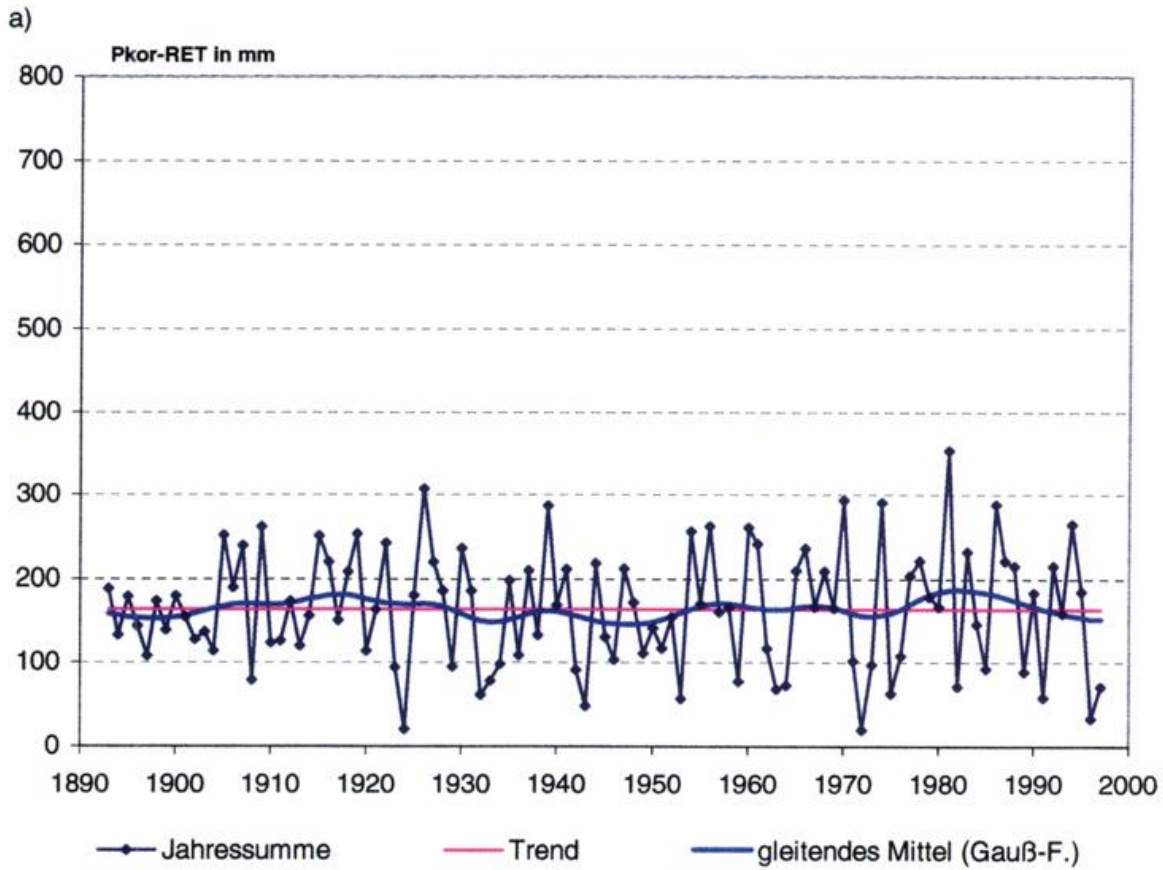
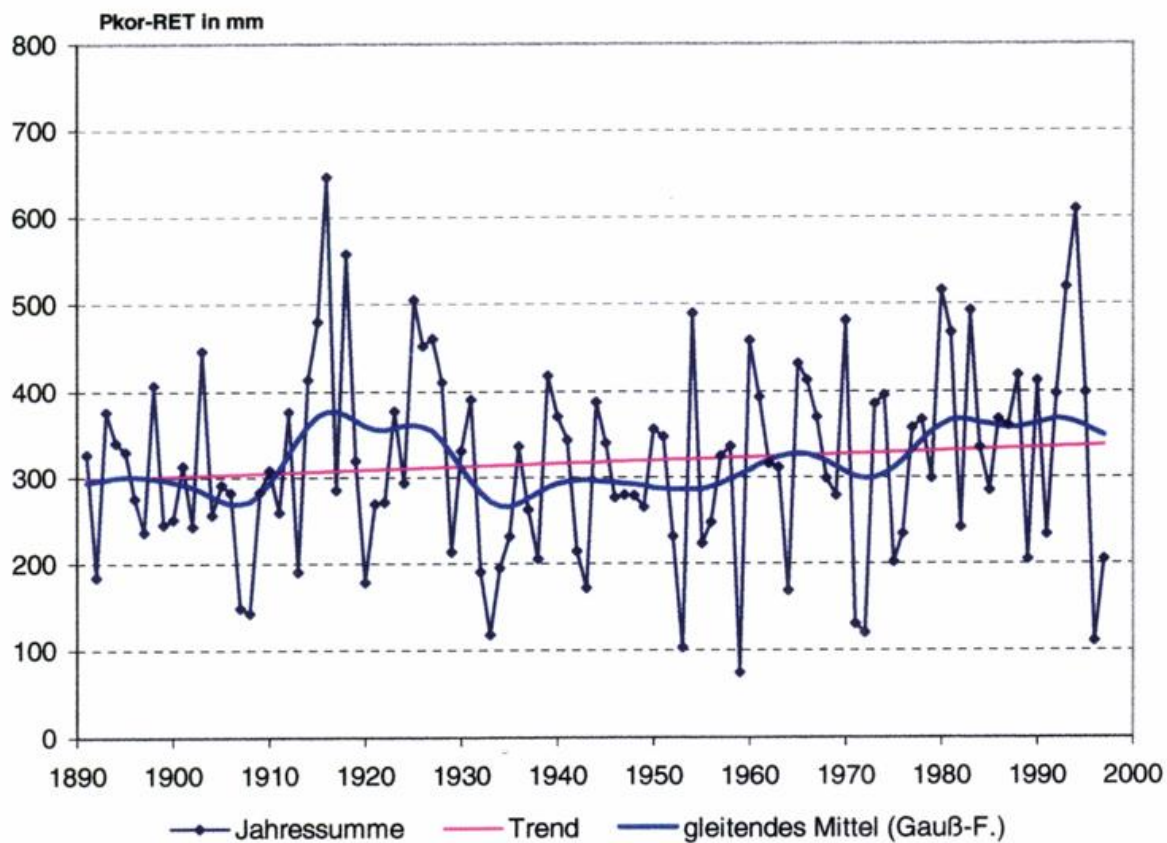


Abb.10: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Bilanz Pkor-RET(Gras/Sand) von Potsdam (a) und Bamberg(b), Reihe 1891/1997

c)



d)

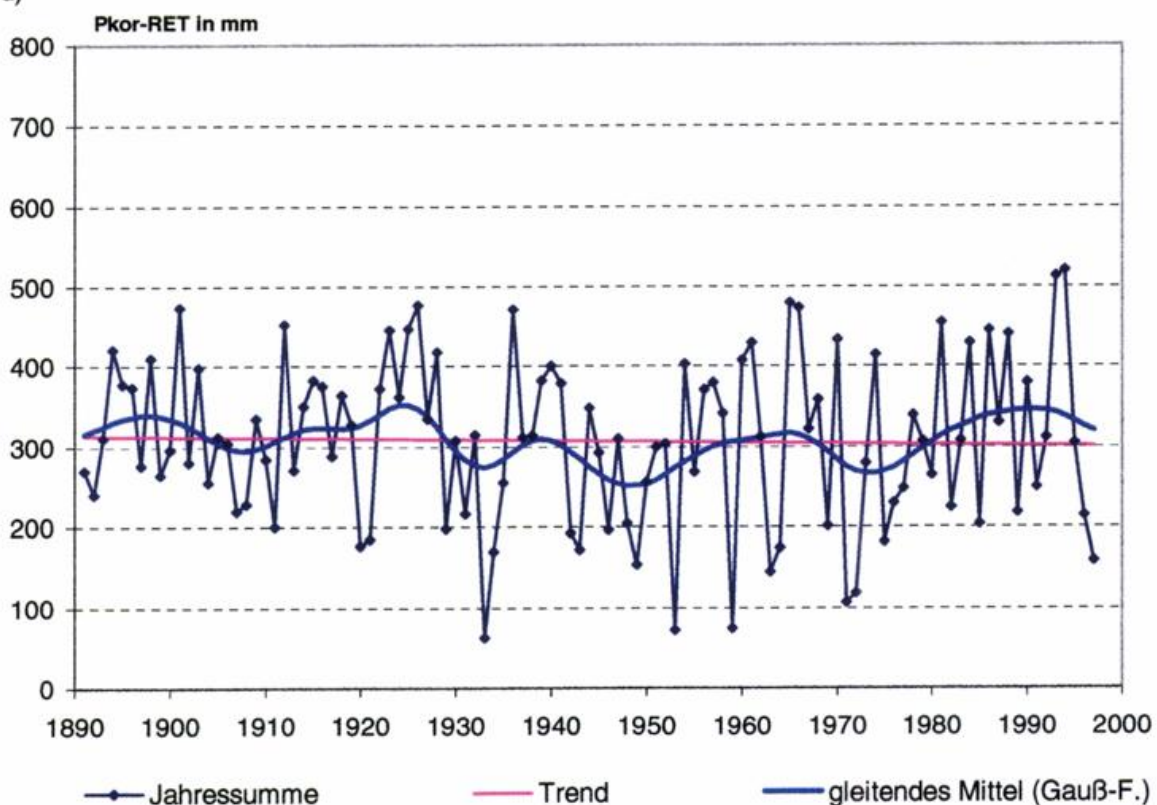


Abb.10: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Bilanz Pkor-RET(Gras/Sand) von Hamburg(c) und Münster(d), Reihe 1891/1997

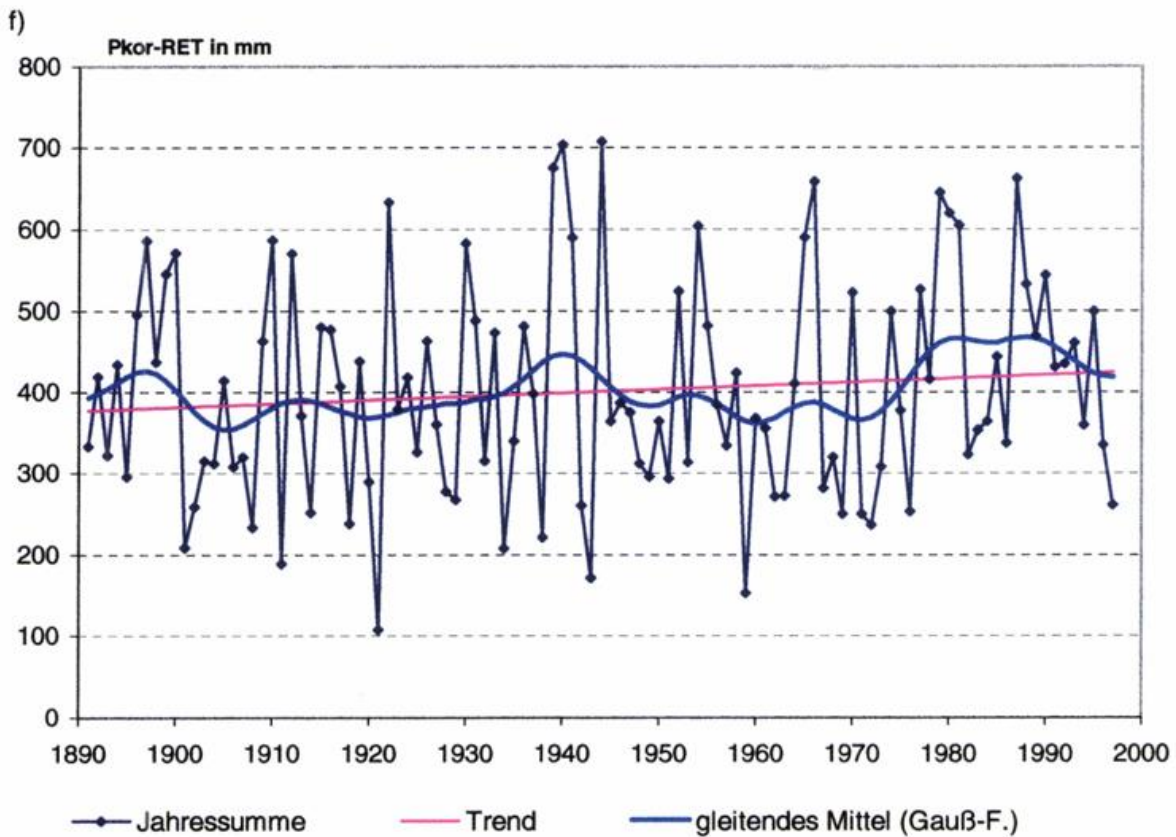
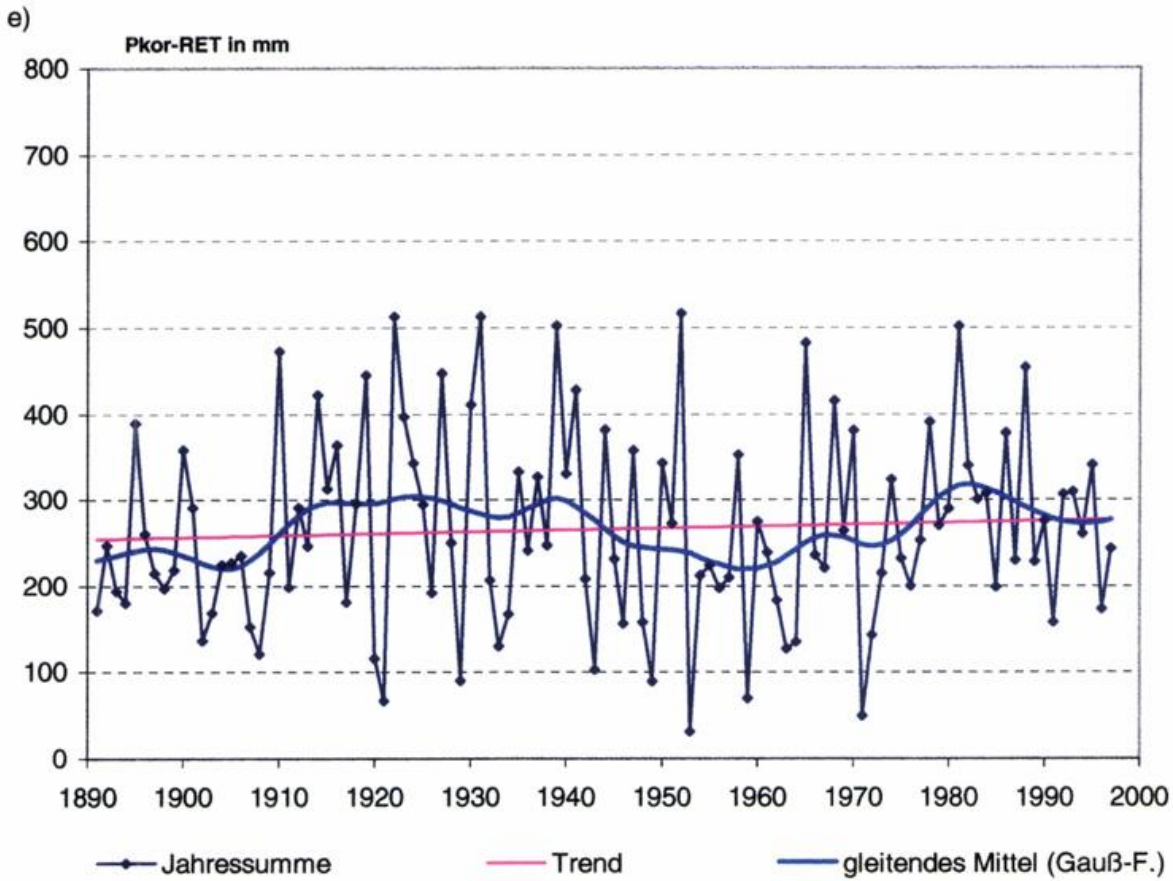


Abb.10: Zeitlicher Verlauf der Jahreswerte der Bilanz Pkor-RET(Gras/Sand) von Karlsruhe(e) und München(f), Reihe 1891/1997

Tab. 23: Monats-, Jahres- und Jahreszeitenwerte des linearen Trends der Wasserbilanz bewachsener Landflächen in mm 1891/1997

farbige Werte mit Irrtumswahrscheinlichkeit < 10 % (blau) bzw. < 5 % (rot) gesichert;
So/Wi - Hydrologische Halbjahre

a) Hydrotop : Grasecke/Sand

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	-3,3	+7,2	+0,8	-2,9	+2,9	+9,9	-29,7	+9,2	-4,8	-11,8	+6,3	+16,8	+0,4	-24,5	+24,0	-37,2	+38,4	-20,6
Bamberg	-4,1	+5,9	+7,0	-4,5	+4,3	+13,0	-9,6	-3,2	-4,4	-4,1	+8,6	+11,9	+20,7	-4,1	+25,0	-21,4	+42,4	-12,8
Hamburg	+3,3	-9,8	+11,3	-7,2	+3,2	+5,8	-10,3	-7,0	+15,8	-12,2	+27,0	+18,8	+38,7	-4,7	+48,6	-13,7	+55,9	-17,3
Münster	+2,5	-8,4	-4,4	-12,0	+12,0	+1,2	-16,0	-10,3	+9,4	-15,1	+20,1	+8,3	-12,9	-18,9	+9,1	-32,1	+24,2	-26,5
Karlsruhe	+7,8	+18,1	-5,6	-4,8	+24,2	+8,0	-17,9	-10,8	-20,3	-1,8	+16,2	+9,4	+22,6	-18,5	+37,2	-50,8	+70,4	-28,7
München	-8,6	+14,3	+4,8	-10,8	+2,2	+17,2	+1,0	+11,9	-22,9	-1,3	+28,2	+11,4	+47,3	+8,0	+39,1	-11,3	+53,2	+12,9

b) Hydrotop : Grasecke/Lehmiger Sand

Station	JAN	FEB	MRZ	APR	MAI	JUN	JUL	AUG	SEP	OKT	NOV	DEZ	JAHR	SO	WI	JUL/OKT	NOV/JUN	JUL/AUG
Potsdam	-3,3	+7,2	+0,8	-3,0	+1,8	+13,2	-37,1	+7,1	-4,0	-11,9	+6,3	+16,8	-6,1	-30,9	+24,8	-45,9	+39,8	-30,0
Bamberg	-4,1	+5,9	+7,0	-4,5	-0,6	+14,1	-12,0	-6,4	-4,2	-3,9	+8,6	+11,9	+11,8	-13,0	+24,8	-26,5	+38,3	-18,4
Hamburg	+3,3	-9,8	+11,3	-6,8	+4,0	+7,9	-13,9	-8,4	+16,9	-11,9	+27,0	+18,8	+38,4	-5,4	+43,8	-17,3	+55,7	-22,3
Münster	+2,5	-8,4	-4,4	-12,1	+10,5	+3,7	-22,8	-12,5	+10,4	-14,0	+20,1	+8,3	-18,7	-24,7	+6,0	-38,9	+20,2	-35,3
Karlsruhe	+7,8	+18,1	-5,6	-3,9	+24,1	+13,5	-20,7	-16,0	-20,4	-2,2	+16,2	+9,4	+20,3	-21,7	+42,0	-59,3	+79,6	-36,7
München	-8,6	+14,3	+4,8	-10,3	+1,0	+17,9	+1,2	+11,7	-22,7	-1,7	+28,2	+11,4	+47,2	+7,4	+39,8	-11,5	+58,7	+12,9

4 Zusammenfassung

Für die Stationen

Potsdam, Bamberg, Hamburg, Münster, Karlsruhe, München, die so über ganz Deutschland verteilt sind, dass sie einen wesentlichen Teil der unterschiedlichen niederschlags- und verdunstungsklimatischen Bedingungen in Deutschland erfassen, wurden mit monatlicher Auflösung Zeitreihen der Niederschlagshöhe (korrigiert), der potentiellen Verdunstungshöhe und der realen Verdunstungshöhe (Gewässerverdunstung, Verdunstung von Vegetationsflächen) für die **Jahresreihe 1891/1997** erstellt. Die Berechnung der Verdunstungshöhen erfolgte mithilfe geeigneter und in der hydrologisch/wasserwirtschaftlichen Praxis gebräuchlicher Modelle. Für die Größe Niederschlag erfolgten noch einige ergänzende Auswertungen zur Niederschlagshäufigkeit, welche der umfassenden niederschlagsklimatischen Beschreibung der Stationen dienen.

Die Aufstellung lückenloser Stationsreihen des Niederschlags bzw. der für die Berechnung der Verdunstungsgrößen benötigten meteorologischen Messgrößen erforderte insbesondere im ersten Drittel der über 100-jährigen Untersuchungsperiode umfangreiche Datenergänzungen. Um die durch diese Datenergänzungen sowie durch Stationsverlegungen, Wechsel der Messgeräte u.a.m. wahrscheinlich verursachten Inhomogenitäten der Zeitreihen aufzudecken und nach Möglichkeit zu korrigieren, erfolgten Homogenitätstests sowohl für die Messdatenreihen als auch in umfassenden Maße für die Zeitreihen der Zielgrößen des Niederschlags und der Verdunstung [22]. Nicht befriedigend zu lösen waren einige aus den Datenergänzungen resultierende Inhomogenitätsprobleme bei den Zeitreihen für Münster, sodass die Ergebnisse der formal weitergeführten statistischen Zeitreihenauswertungen dieser Station unter Vorbehalt angegeben werden.

Die Zeitreihenanalyse bezog sich auf die Jahreswertreihen und die innerjährliche Verteilung folgender Größen

- korrigierte Niederschlagshöhe Pkor
- potentielle Verdunstungshöhe PET
 - ◇ Gras-Referenzverdunstung ET_0
 - ◇ Berechnungsverfahren PET(Turc/Ivanov)
- tatsächliche Verdunstungshöhe
 - ◇ Verdunstungshöhe freier Wasserflächen Ew für ein Modellgewässer mit einer mittleren Tiefe von 6 m
 - ◇ Verdunstungshöhen von Vegetationsflächen für die Modellhydrotope
 - Grasdecke auf Sandboden RET (Gras/Sand)
 - Grasdecke auf lehmigem Sand RET (Gras/IS)
- klimatische Wasserbilanz $KWB = Pkor - PET$
- Bilanzen für das Modellgewässer und die Modellhydrotope ($Pkor - Ew$) bzw. ($Pkor - RET$)

Die Ergebnispräsentation umfasst für die o.g. hydrometeorologischen Größen jeweils die folgenden Angaben in gleichgestalteter tabellarischer bzw. graphischer Darstellung

- mittlere und extreme Monats- und Jahreswerte einschl. Angaben zur Varianz, die als Bewertungsgrundlage für niederschlags-/verdunstungsklimatische Auswertungen kürzerer Zeitreihen herangezogen werden können
- graphische Darstellung der Jahreswertreihe, der geglätteten Reihe (Gauß-Filter, $T. = 10$ Jahre) und des linearen Trends
- tabellarische Übersicht über die Trendwerte für Monate, Jahresabschnitte und Jahreswerte einschl. Signifikanzbewertung (Mann-Kendall-Test, zweiseitig)

Darüberhinaus werden einige im Verlauf der Untersuchungen aufgefundenen Sachverhalte problembezogen dargestellt.

Die Ergebnisse der Trendanalysen der Untersuchungsperiode 1891/1997 zeigen für die einzelnen hydrometeorologischen Größen ein regional und meist auch jahreszeitlich differenziertes Bild. Die wichtigsten Ergebnisse sind wie folgt zusammenzufassen:

Niederschlag:

- signifikante Zunahme der Jahreswerte und der meisten Monatswerte mit Schwerpunkt Winterhalbjahr im maritimen Klimabereich und Süden Deutschlands (Hamburg, Karlsruhe, München)
- keine tendenzielle Änderung der Jahreswerte bei Niederschlagsabnahme im Sommerhalbjahr und -zunahme im Winterhalbjahr im Osten Deutschlands (Potsdam, Bamberg)
- Abnahme der Niederschläge im Jahresabschnitt Juli/Okttober an allen Stationen (Potsdam, Karlsruhe signifikant)

potentielle Verdunstung:

- signifikante (nur in Karlsruhe unbedeutende) Zunahme der Jahreswerte sowie der meisten Monatswerte mit Schwerpunkt Sommerhalbjahr an allen Stationen

Aus den Trends des Niederschlages und der potentiellen Verdunstung resultiert für die

klimatische Wasserbilanz:

- (jeweils nicht signifikante) Abnahmen der Jahreswerte im Osten (Potsdam, Bamberg) und Zunahmen im Westen und Süden (Hamburg, Karlsruhe, München)
- außer in München Rückgang der Bilanzwerte im Sommerhalbjahr (für den Jahresabschnitt Juli/Okttober in Potsdam, Bamberg, Karlsruhe signifikant)
- im Winterhalbjahr an allen Stationen Zunahme der Bilanzen (nur tlw. schwach signifikant)

Gewässerverdunstung:

- signifikante Zunahme der Jahreswerte und der meisten Monatswerte an allen Stationen
- an den Stationen Potsdam, Bamberg, Karlsruhe, die im Mittel eine defizitäre bzw. nur geringfügig positive Jahreswasserbilanz von Gewässern aufweisen: (nicht signifikante) Verstärkung des jährlichen Defizits. Im Jahresabschnitt Juli/Okttober ist die Zunahme des Defizits signifikant

Verdunstung bewachsener Landflächen:

- Potsdam, Bamberg: Rückgang der realen Verdunstung in der Vegetationsperiode, vorwiegend auf ärmeren Böden mit geringer nutzbarer Feldkapazität als Anzeichen eines zunehmenden Trockenstresses infolge abnehmenden Niederschlags bei zunehmender potentieller Verdunstung
- Karlsruhe: keine wesentlichen Veränderungen
- Hamburg, München: Zunahme der realen Verdunstung infolge zunehmender potentieller Verdunstung bei ausreichendem Niederschlag

5 Literaturverzeichnis

Anmerkung: Das Verzeichnis der verwendeten, speziellen Statistik-Literatur findet sich im Teil A des Abschlussberichtes; es wird deshalb hier nicht wiederholt.

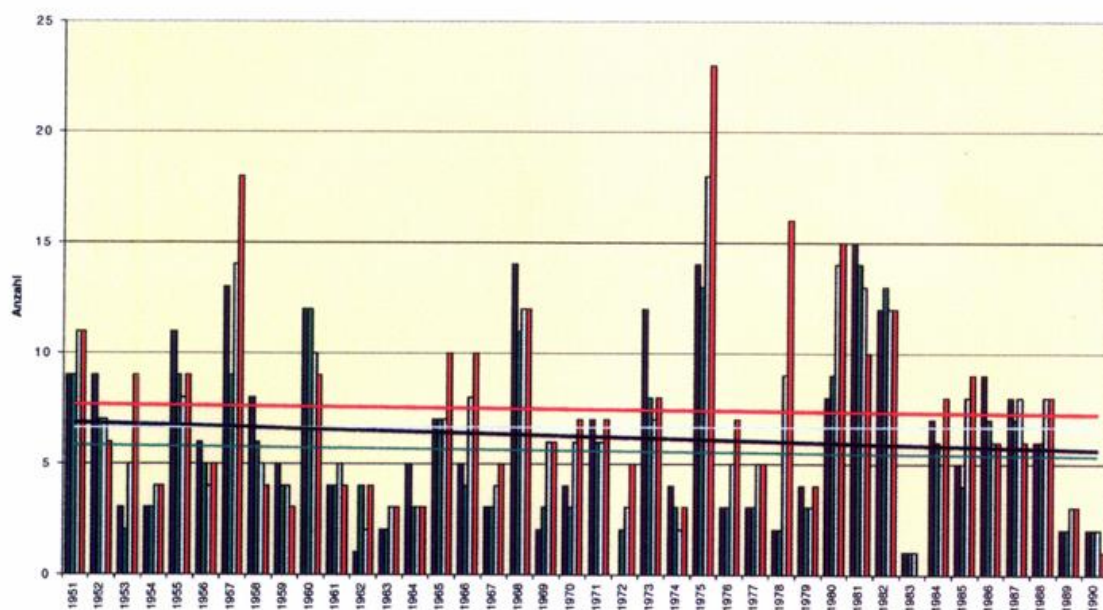
- 1 Allen, R. G. u.a.: An update for definition of reference evapotranspiration.
ISID Bulletin 43, No 2, 1994
- 2 Cappel, A. u. M. Kalb: Das Klima von Hamburg. Analyse zum Zwecke der angewandten Klimatologie mit Datenkatalog.
Ber. DWD, Nr. 141, 1976
- 3 DVWK: Ermittlung der Verdunstung von Land- und Wasserflächen.
DVWK Merkblätter 238/1996
- 4 Gerstengarbe, F.-W. u. P.C. Werner: Katalog der Großwetterlagen Europas nach Paul Hess und Helmuth Brezowsky 1881 - 1992.
4. vollständig neu bearbeitete Auflage, Selbstverlag des DWD, Offenbach 1993
- 5 HAD: Hydrologischer Atlas von Deutschland - Karten 2.3, 2.4 und 2.6
Mittlere Niederschlagshöhe der hydrologischen Halbjahre
BMUNR (Hrsg.), Berlin 2000
- 6 Herzog, J. u. G. Müller-Westermeier: Homogenitätsprüfung und Homogenisierung klimatologischer Meßreihen im Deutschen Wetterdienst.
Ber. DWD, Nr. 202, 1998
- 7 Höschele, H. u. M. Kalb: Das Klima ausgewählter Orte der Bundesrepublik Deutschland, Karlsruhe.
Ber. DWD, Nr. 174, 1988
- 8 Kendall, M.G.: Rank correlation methods.
4th edition, London (Griffin), 1970
- 9 Klämt, A.: Konzipierung eines Nutzer-orientierten Modells zur Berechnung aktueller Monatssummen der Gebietsverdunstung unter Berücksichtigung der Art der Landnutzung.
Acta hydrophysica 32, Berlin 1988
- 10 KPMI: Ergebnisse der meteorologischen Beobachtungen in Potsdam im Jahre 1893 ... usw. bis 1938.
Veröffentlichungen des Königlich Preußischen Meteorologischen Instituts, ab 1935 Veröffentlichungen des Reichsamtes für Wetterdienst
- 11 MD der DDR: Klimadaten der Deutschen Demokratischen Republik - Ein Handbuch für die Praxis.
Reihe B, Band 1 bis 14, Potsdam 1980 bis 1987

- 12 Penman, H.L.: Natural evaporation from open water, bare soil and grass.
Proc. Roy. Meteorol. Soc. A, 193, 1948
- 13 Rapp, J. u. C.-D. Schönwiese: Atlas der Niederschlags- und Temperaturtrends
in Deutschland 1891 - 1997.
Frankf. Geowiss. Arb., Serie B, Bd. 5, 2. Auflage 1996
- 14 Richter, D.: Zur einheitlichen Berechnung der Wassertemperatur und der
Verdunstungshöhe von freien Wasserflächen auf statistischer
Grundlage.
Abh. Meteorol. Dienst d. DDR, Nr. 119, Bd. XVI, 1977
- 15 Richter, D.: "Verdunstung" in: Klimadaten der DDR - Ein Handbuch für die
Praxis, Reihe B, Band 6
MD der DDR, HAK Potsdam, 1984
- 16 Richter, D.: Ergebnisse methodischer Untersuchungen zur Korrektur des
systematischen Meßfehlers des Hellmann-Niederschlags-
messers.
Ber. DWD, Nr. 194, Offenbach 1995
- 17 Schäfer, P.J.: Das Klima ausgewählter Orte der Bundesrepublik Deutschland.
München (Statistische Auswertungen und Erläuterungen für
Zwecke der angewandten Klimatologie)
Ber. DWD, Nr. 159, 1982
- 18 Schöne, W. u.a.: "Strahlung und Bewölkung" Teil 1, Sonnenstrahlung auf
horizontale Flächen in: Klimadaten der DDR - Ein Handbuch für
die Praxis, Reihe B, Band 2
MD der DDR, HAK Potsdam, 1981
- 19 Wendling, U. u.a.: Bereitstellung von täglichen Informationen zum Was-
serhaushalt des Bodens für die Zwecke der agrarmeteorologi-
schen Beratung.
Z. Meteorol. 41, Nr. 6, 1991
- 20 Wendling, U.: Berechnung der Gras-Referenzverdunstung mit der FAO-
Penman-Monteith-Beziehung.
Wasserwirtschaft, 85, H. 12, 1995
- 21 Richter, D.: Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klima-
veränderungen (HUK) - Untersuchungen zum Langzeitverhalten
hydrometeorologischer Größen.
Teil: Niederschlagshöhe, Verdunstungshöhe, Bilanzen.
(Interner Zwischenbericht zum Projekt HUK)
DWD, Geschäftsfeld Hydrometeorologie, Berlin 1999
- 22 Blümel, K.: Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klima-
veränderungen (HUK) - Untersuchungen zum Langzeitverhalten
hydrometeorologischer Größen.
Abschlussbericht, Teil A: Statistische Analyse langer Zeitreihen
hydrometeorologischer Größen.
DWD, Geschäftsfeld Hydrometeorologie, Berlin 2000

**Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der
Klimaveränderungen (HUK) – Untersuchungen zum Langzeitverhalten
hydrometeorologischer Größen**

Abschlussbericht

Teil C: Langzeitverhalten sommerlicher Niederschläge für Dauerstufen von $D \leq 6$ h



Projektleiter: Dr. Thilo Günther
Projektbearbeiterin: Dr. Gabriele Malitz

Berlin, Februar 2001

Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen (HUK)

Teil C: Langzeitverhalten sommerlicher Niederschläge für Dauerstufen von $D \leq 6$ h

Dr. Gabriele Malitz

Zusammenfassung

Es werden Ergebnisse gezeigt, die nur aus höher aufgelösten Niederschlags-zeitreihen abgeleitet werden konnten. Der Datenfonds besteht aus zwanzig Reihen digitalisierter 5-min-Werte der Niederschlagshöhe im Basiszeitraum 1951 bis 1990 (Monate Mai bis September). Von besonderem Interesse waren dabei die Reihen von sommerlichen 15-min-Werten, 60-min-Werten und 6-h-Werten der Niederschlagshöhe.

Auf der Grundlage vieljähriger Reihen von Niederschlagsregistrierungen an zwanzig ausgewählten Stationen wurde untersucht, inwieweit sich das Langzeitverhalten des Kurzzeitniederschlags geändert hat. Es wurden zum einen punktuelle extremwert-statistische Analysen durchgeführt, deren Ergebnisse mit den Resultaten der KOSTRA-Auswertungen verglichen worden sind. Zum anderen wurde nach möglichen Änderungen des Anteils von Kurzzeitniederschlägen am Gesamtniederschlag gesucht. Dazu wurden unterschiedliche häufigkeitsstatistische Analysen vorgenommen.

Regional differenziert gibt es für die punktuellen Starkniederschlagshöhen des Zeitraums 1951 bis 1990 im Vergleich zu den KOSTRA-Starkniederschlagshöhen, die auf der Basis des Zeitraums 1951 bis 1980 erarbeitet wurden, sowohl negative als auch positive - in jedem Fall nicht signifikante - Abweichungen.

Im **Westen und Süden** Deutschlands sind die Starkniederschlagshöhen der Dauerstufen $D = 15$ min und $D = 60$ min bei der Wiederkehrzeit $T = 100$ a und zum Teil auch bei $T = 1$ a für den Zeitraum 1951 bis 1990 etwas größer als für den Zeitraum 1951 bis 1980. In diesen Regionen Deutschlands kam es in den 80er-Jahren zu häufigeren und intensiveren Kurzzeitniederschlägen als in einem 10-jährigen Abschnitt des Zeitraums 1951 bis 1980. Hinsichtlich kleiner Dauerstufen dürfte sich hier in den 90er-Jahren die Tendenz zu größeren Starkniederschlagshöhen bei längeren Wiederkehrzeiten fortgesetzt haben, vermutlich ohne dass es zu signifikanten Erhöhungen im Vergleich zu KOSTRA-Starkniederschlagshöhen gekommen ist. Eine Bestätigung dieser Hypothese steht noch aus.

Im **Osten** Deutschlands kam es in den 80er-Jahren seltener zu Starkniederschlag und zu weniger intensiven Starkniederschlägen als in einem 10-jährigen Abschnitt des Zeitraums 1951 bis 1980. Das spiegelt sich in geringeren Werten der Starkniederschlagshöhe für Dauerstufen von $D \leq 6$ h wider. Wie spezielle Untersuchungen zeigten, verstärkt sich wegen der in den 90er-Jahren auch im Osten Deutschlands aufgetretenen Starkniederschlagsereignisse die Tendenz zu im Vergleich mit den KOSTRA-Werten niedrigeren Starkniederschlagshöhen nicht. Das jüngere Starkniederschlagsgeschehen ab 1991 ist hier dadurch charakterisiert, dass die Starkniederschläge im Kurzzeitbereich zwar ebenso wie in den 80er-Jahren nicht häufig genug, dafür aber mit höherer Intensität auftraten.

Die Analyse der zeitlich hoch aufgelösten Zeitreihen der Niederschlagshöhe hat für Deutschland kein einheitliches Verhalten bezüglich der sommerlichen Kurzzeitniederschlagsereignisse ergeben. Auffällig war bei allen Untersuchungen, dass Häufigkeit, Dauer und Ergiebigkeit der Niederschlagsereignisse von Jahr zu Jahr großen Schwankungen unterliegen können.

Inhaltsverzeichnis

	Seite
1 Einleitung	3
2 Datenmaterial	3
3 Punktuelle extremwertstatistische Auswertungen	6
4 Zeitliche Variabilität hoch aufgelöster Niederschläge	8
4.1 Zeitliche Variabilität der extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen	8
4.2 Zeitliche Variabilität des sommerlichen Niederschlagsgeschehens im Laufe der Jahre	8
5 Ergebnisse	9
5.1 Veränderungen der extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen	9
5.2 Veränderungen des sommerlichen Niederschlagsgeschehens im Laufe der Jahre	17
5.2.1 Anzahl der Niederschlagsstunden	17
5.2.2 Niederschlagshöhe/Niederschlagsdauer-Verhältnis	19
5.2.3 Anzahl der Kurzzeitniederschlagsereignisse	20
6 Zusammenfassung	24
Verzeichnis der Abbildungen	26
Verzeichnis der Tabellen	27
Literaturverzeichnis	28

1 Einleitung

Vor dem Hintergrund möglicher Klimaänderungen wurden im Rahmen des Projektes HUK in den Teilen A, B und D Einzeluntersuchungen zum Langzeitverhalten hydrometeorologischer Größen auf der Basis langer Zeitreihen von Jahres-, Monats- oder Tageswerten durchgeführt. Ergänzend dazu werden im hier vorgelegten Teilbericht C Ergebnisse gezeigt, die nur aus höher aufgelösten Niederschlagszeitreihen abgeleitet werden konnten. Von besonderem Interesse waren dabei die Reihen von sommerlichen 15-min-Werten, 60-min-Werten und 6-h-Werten der Niederschlagshöhe.

Auf der Grundlage vieljähriger Reihen von Niederschlagsregistrierungen an zwanzig ausgewählten Stationen wurde zum einen untersucht, inwieweit sich die Häufigkeit kurzzeitiger Starkniederschläge geändert hat. Zum anderen wurden mögliche Änderungen des Anteils von Kurzzeitniederschlägen am Gesamtniederschlag aufgedeckt.

Die extremwertstatistischen Untersuchungen sind gemäß der in den KOSTRA-Projekten - KOSTRA 87, KOSTRA 90 und KOSTRA NE - angewendeten Methodik hinsichtlich der Zeitspanne Sommer (Monate Mai bis September) durchgeführt worden (DWD 1990, DWD 1997). Damit eröffnete sich die Möglichkeit, die im Projekt HUK für den Zeitraum 1951 bis 1990 gewonnenen Ergebnisse mit den KOSTRA-Aussagen für den Basiszeitraum 1951 bis 1980 zu vergleichen.

Sowohl hinsichtlich der extremwertstatistischen Resultate als auch der kurzzeitigen Niederschlagswerte selbst wurden Betrachtungen von Trends und der zeitlichen Veränderlichkeit der Häufigkeit von sommerlichen Starkniederschlägen im Kurzzeitbereich an den ausgewählten Stationen vorgenommen.

2 Datenmaterial

Das Datenmaterial für Aussagen zu kurzzeitigen Starkniederschlagshöhen stammt aus dem einheitlich betriebenen DWD-Niederschlagsmessnetz, das mit Niederschlagsschreibern nach HELLMANN instrumentiert ist. Den Auswertungen von Niederschlagsschreiberregistrierungen liegen generell die Niederschlagsstreifen in den Monaten Mai bis September zu Grunde. Die im Rahmen des Projektes HUK verfügbaren Ressourcen ermöglichten es, die hoch aufgelösten Niederschlagszeitreihen an zwanzig der bereits zur Erarbeitung der KOSTRA-Niederschlagshöhen berücksichtigten Stationen zu verlängern. Stellvertretend für unterschiedliche Regionen in Deutschland wurden die zwanzig Stationen ausgewählt, die in Tabelle 1 aufgeführt sind. Es werden die Daten zwischen dem 1. Mai 0:00 MEZ und dem 30. September 24:00 MEZ verwendet.

Die Lage der zwanzig Stationen ist in der Abbildung 1 skizziert.

Tabelle 1: Verwendete Niederschlagsstationen
(Nkz = Niederschlagskennzahl)

oben: geordnet nach Nkz
unten: alphabetisch geordnet

Nkz	Stationsname	Nördl. Breite	Östl. Länge	m ü. NN
11405	GÖRLITZ (WST)	51°10'	14°57'	238
14040	ANGERMÜNDE (WST)	53°02'	14°00'	54
22548	ROSTOCK-WARNEMÜNDE (WST)	54°11'	12°05'	4
42057	FICHELBERG (WST)	50°26'	12°57'	1213
42155	CHEMNITZ (WST)	50°48'	12°52'	418
42544	LEIPZIG-SCHKEUDITZ (FWW)	51°25'	12°14'	144
43254	WEIMAR	50°59'	11°19'	264
46451	LINDENBERG (OBS)	52°13'	14°07'	98
47021	POTSDAM (OBS)	52°23'	13°04'	81
48620	BOIZENBURG (WST)	53°24'	10°41'	45
60251	MÜNSTER	51°57'	7°35'	62
70621	KARLSRUHE (WST)	49°02'	8°22'	112
71152	BOLL (ORT), KR. GÖPPINGEN	48°38'	9°37'	420
73330	NÜRNBERG-KRAFTSHOF (FWW)	49°30'	11°03'	314
75053	GEISENHEIM (AMBF)	49°59'	7°57'	118
77360	TRIER-PETRISBERG	49°45'	6°40'	265
80310	AACHEN (WST)	50°47'	6°06'	202
90263	KEMPTEN (WST)	47°43'	10°20'	705
91134	WEIDEN/OPF. (WST)	49°40'	12°11'	438
92614	PFARRKIRCHEN	48°26'	13°00'	378

Nkz	Stationsname	Nördl. Breite	Östl. Länge	m ü. NN
80310	AACHEN (WST)	50°47'	6°06'	202
14040	ANGERMÜNDE (WST)	53°02'	14°00'	54
48620	BOIZENBURG (WST)	53°24'	10°41'	45
71152	BOLL (ORT), KR. GÖPPINGEN	48°38'	9°37'	420
42155	CHEMNITZ (WST)	50°48'	12°52'	418
42057	FICHELBERG (WST)	50°26'	12°57'	1213
75053	GEISENHEIM (AMBF)	49°59'	7°57'	118
11405	GÖRLITZ (WST)	51°10'	14°57'	238
70621	KARLSRUHE (WST)	49°02'	8°22'	112
90263	KEMPTEN (WST)	47°43'	10°20'	705
42544	LEIPZIG-SCHKEUDITZ (FWW)	51°25'	12°14'	144
46451	LINDENBERG (OBS)	52°13'	14°07'	98
60251	MÜNSTER	51°57'	7°35'	62
73330	NÜRNBERG-KRAFTSHOF (FWW)	49°30'	11°03'	314
92614	PFARRKIRCHEN	48°26'	13°00'	378
47021	POTSDAM (OBS)	52°23'	13°04'	81
22548	ROSTOCK-WARNEMÜNDE (WST)	54°11'	12°05'	4
77360	TRIER-PETRISBERG	49°45'	6°40'	265
91134	WEIDEN/OPF. (WST)	49°40'	12°11'	438
43254	WEIMAR	50°59'	11°19'	264

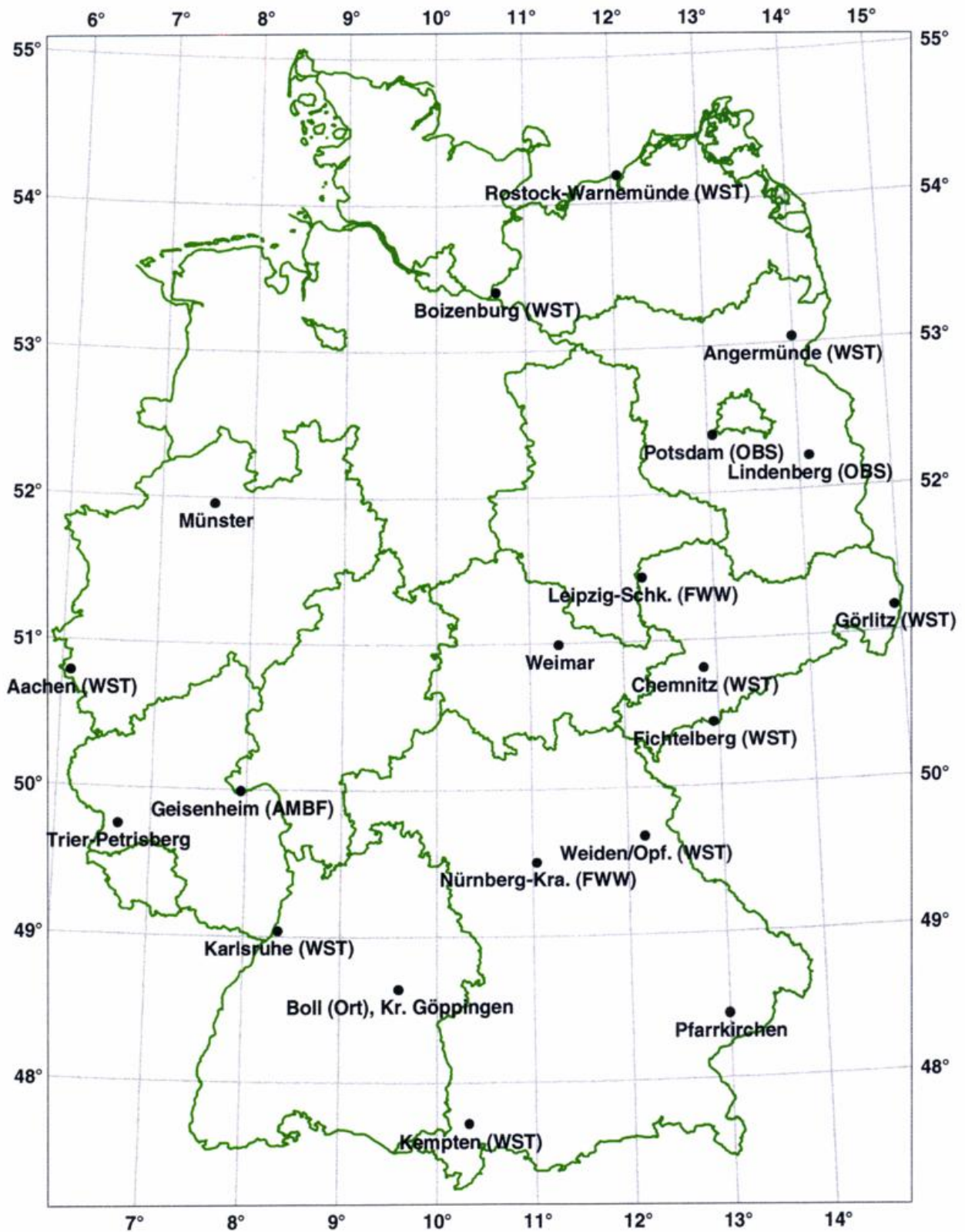


Abbildung 1: Lage der Stationen, die im Projekt HUK, Teil C verwendet wurden

Zufrieden stellende Ergebnisse für Starkniederschlagsauswertungen lassen sich nur aus weitgehend vollständigen und fehlerfreien Datenkollektiven ableiten. Daher müssen die Registrierungen besonders sorgfältig geprüft, korrigiert und ergänzt werden.

Einzelheiten dazu sind einer gemeinsamen Richtlinie von DWD, LAWA, DVWK und ATV (ATV-DVWK 1985a) zu entnehmen. Die Summenkurven der Niederschlagschreiber nach HELLMANN werden im DWD nach markanten Punkten über eine Digitalisierungsanlage erfasst. Da im Messnetz des DWD ein Niederschlagsschreiber immer durch einen zugeordneten Niederschlagsmesser ergänzt wird, werden die auftretenden Abweichungen zwischen der Niederschlagshöhe des täglich abgelesenen Niederschlagsmessers und der Summe der registrierten Niederschlagshöhe prozentual auf die einzelnen Niederschlagsereignisse verteilt. Die so digitalisierten Niederschlagswerte werden mit Hilfe entsprechender Software in äquidistante 5-min-Niederschlagswerte umgerechnet. Nach der Umwandlung der Niederschlagsschreiberaufzeichnungen in digital gespeicherte 5-min-Werte der Niederschlagshöhe entstehen die Reihen und die Serien der Niederschlagshöhe für die interessierenden Dauerstufen D.

Bspw. für die Bildung der Reihe der 15-min-Werte der Niederschlagshöhe wird der Niederschlagsabschnitt von $D = 15$ min so lange gleitend im Kontinuum der 5-min-Werte verschoben, bis der Maximalwert erreicht ist. Diese Vorgehensweise ist von der tatsächlichen Andauer der zu Grunde liegenden Niederschlagsereignisse unabhängig. Die 5-min-Werte der Niederschlagshöhe sind äquidistante Werte. Sie fallen in der Regel geringer aus als die gesuchten maximalen Niederschlagshöhen mit variablem Niederschlagsbeginn und -ende, da ein zusammenhängendes Niederschlagsereignis auf zwei Werte aufgeteilt sein kann. Eingang in die extremwertstatistische Analyse pro Dauerstufe finden daher die prozentual angehobenen Werte (ATV-DVWK 1985b). Die aus 5-min-Werten (Grundintervall: 5 min) gebildeten 15-min-Werte der Niederschlagshöhe (Dreifaches des Grundintervalls) sind mit dem Faktor 1,04 zu multiplizieren. Bei mehr als dem Sechsfachen des Grundintervalls, unter anderem bei den 60-min-Werten der Niederschlagshöhe, ist keine Korrektur mehr erforderlich.

3 Punktuelle extremwertstatistische Auswertungen

Mit Hilfe eines ausgewählten extremwertstatistischen Analyseverfahrens wird die Bewertung der innerhalb eines Messzeitraums ausreichender Länge zufällig aufgetretenen Ereignisse vorgenommen und eine Extrapolation auf sehr seltene Niederschlagsereignisse ermöglicht. Der extremwertstatistische Ansatz geht für jede Dauerstufe D von einer partiellen Serie aus, die oberhalb eines Schwellenwertes alle der Größe nach geordneten Werte der entsprechenden Reihe der Niederschlagshöhe umfasst (ATV-DVWK 1985b). Der Schwellenwert wird nicht fest vorgegeben, sondern indirekt über die Länge der Reihe bestimmt. Die Anzahl der Ereignisse der partiellen Serie sollte das Dreifache der Anzahl der Messjahre nicht überschreiten.

Jeder partiellen Serie wird durch eine Regressionsrechnung die Exponentialverteilung

$$h_N(D;T) = u(D) + w(D) \cdot \ln T$$

angepasst, wobei T die Wiederkehrzeit (Jährlichkeit) ist. Die Verteilungsfunktion wird durch die Parameter u(D) und w(D) charakterisiert. Zur Regressionsanpassung werden bzgl. der Wiederkehrzeit die Vorabschätzungen T(k), d. h. die „plotting positions“ in grafischen Darstellungen, benötigt:

$$T(k) = M/L \cdot (L + 0,2)/(k - 0,4)$$

M - Länge der Messreihe

L - Umfang der partiellen Serie, $L = e \cdot M$ mit $e = 2,718 \dots$ (EULERZahl)

k - laufende Nummer der Ereignisse der Serie, der Größe nach geordnet

(k = 1 als größter, k = L als kleinster Wert der Serie)

Die jährlichen Serien bestehen bekanntlich genau aus den Größtwerten der Niederschlagshöhe pro Jahr der untersuchten Reihe. Im Gegensatz dazu können in der partiellen Serie auch mehrere Werte aus einem Jahr enthalten sein, sofern sie groß genug sind.

Bei der Interpretation von Starkniederschlagshöhen ist zu beachten, dass infolge der großen zeitlichen Variabilität des Niederschlags und auf Grund der Tatsache, dass selbst relativ lange, 40-jährige Messreihen des Niederschlags nur bedingt repräsentativ für die Zukunft sind, bei der Angabe von Starkniederschlagshöhen ein Toleranzbereich angesetzt werden muss. Außerdem führen unvermeidbare Ungenauigkeiten bei der Mess- und Auswertemethodik sowie die Grenzen des extremwertstatistischen Ansatzes dazu, dass die Starkniederschlagsangaben mit einer gewissen Unsicherheit behaftet sind, die umso größer ist, je seltener der jeweilige Wert überschritten wird. In Abhängigkeit von der Wiederkehrzeit (Jährlichkeit) sollte

bei $0,5 a \leq T$	$\leq 5 a$	ein Toleranzbetrag von	$\pm 10 \%$,
bei $5 a < T$	$\leq 50 a$	ein Toleranzbetrag von	$\pm 15 \%$,
bei $50 a < T$	$\leq 100 a$	ein Toleranzbetrag von	$\pm 20 \%$

Berücksichtigung finden.

4 Zeitliche Variabilität hoch aufgelöster Niederschläge

4.1 Zeitliche Variabilität der extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen

Um durch einen Vergleich mit den KOSTRA-Werten aus dem Basiszeitraum 1951 bis 1980 bewerten zu können, inwieweit Starkniederschläge in den 80er-Jahren zu Änderungen bei extremwertstatistisch ermittelten Starkniederschlagshöhen geführt haben, wurden punktuelle Starkniederschlagstabellen bezüglich des Zeitraums 1951 bis 1990 für alle zwanzig Stationen berechnet.

Dabei muss beachtet werden, dass die zu vergleichenden Resultate einerseits auf einer 30-jährigen und andererseits auf einer 40-jährigen Niederschlagszeitreihe fußen. Unter bestimmten Gesichtspunkten ist es sinnvoll, Ergebnisse von 30-jährigen Reihen zu vergleichen, also bspw. die extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen für den besonders interessierenden Zeitraum 1961 bis 1990 denen des KOSTRA-Zeitraums gegenüberzustellen.

Außerdem wurde es für einige dieser Stationen ermöglicht, pro Station die punktuellen Starkniederschlagstabellen für 1952 bis 1981, 1953 bis 1982, ..., 1961 bis 1990 zu berechnen. Trendanalysen waren bei elf Stichprobenelementen allerdings nicht durchführbar. Dennoch wurden kurz vor Abschluss des Projektes HUK die hoch aufgelösten Niederschlagsdaten der Station Leipzig aus dem Zeitraum 1951 bis 2000 erarbeitet und einer gesonderten Analyse unterzogen. So entstanden neben der Starkniederschlagsstatistik für den 50-jährigen Zeitraum die 20 extremwertstatistischen Befunde aus dem zwischen den Jahren 1952 und 2000 gleitend verschobenen 30-jährigen Zeitraum zur Visualisierung von Änderungen im Starkniederschlagsgeschehen.

4.2 Zeitliche Variabilität des sommerlichen Niederschlagsgeschehens im Laufe der Jahre

Unabhängig von den Untersuchungen zum Starkniederschlag wurden zur Diagnose des Verhaltens hoch aufgelöster Niederschläge weitere stationsbezogene Auswertungen durchgeführt (SCHMIDT 2000):

1. Die zeitliche Variabilität der sommerlicher Niederschläge geringer Dauer wird unter anderem dann ersichtlich, wenn die Anzahl der Niederschlagsstunden (zwischen 1. Mai und 30. September) für jedes Jahr grafisch dargestellt wird. Solche Darstellungen existieren für alle zwanzig Stationen.
2. Das Niederschlagshöhe/Niederschlagsdauer-Verhältnis entspricht bei einem Einzelereignis - ob kurzzeitiger Schauer oder lang anhaltender Landregen - der mittleren Intensität des Niederschlagsereignisses. Wird dieses Verhältnis auf die Summe aller Niederschlagshöhen und die Summe aller Niederschlagsdauern der Zeitspanne Sommer angewendet, so ergibt sich die durchschnittliche

Niederschlagsintensität für den Anteil der Zeitspanne Sommer, in dem es Niederschlag gegeben hat. Je größer dieses Verhältnis ist, desto mehr spielen ergiebige, konvektive und kurzzeitige Niederschlagsereignisse eine Rolle; je kleiner es ist, desto mehr dominierten unergiebigere, advektive und lang anhaltende Niederschläge. Die zeitliche Variabilität des Niederschlags-höhe/Niederschlagsdauer-Verhältnisses über einen mehrjährigen Beobachtungszeitraum gibt Auskunft über eventuelle Verschiebungen des Anteils der Kurzzeitniederschläge am Gesamtniederschlag.

3. Zur Analyse der zeitlichen Variabilität des Anteils der Kurzzeitniederschlagsereignisse wurde die Verteilung der Niederschlagsereignisse, klassifiziert nach der Andauer des Einzelereignisses, für jedes Jahr sowohl absolut als auch prozentual zur Gesamtzahl der jeweiligen sommerlichen Niederschlagsereignisse für alle zwanzig Stationen ermittelt.

Die Arbeit mit hoch aufgelösten Niederschlagsdaten erfordert stets eine Betrachtung möglicher Fehlerquellen, eine Abschätzung der Größe des Fehlers und die Berechnung der Fehlerfortpflanzung. Letzteres entfällt weitgehend dann, wenn aus Input-Daten gewonnene Summen und Quotienten betrachtet wurden, so dass sich die Fehler durch mathematische Operationen nicht nennenswert vergrößern konnten.

Die Größe des absoluten Fehlers in der Dauer eines Niederschlagsereignisses ist theoretisch vergleichsweise klein. In 5-min-Schritten wird abgetastet, ob es in einem 5-min-Intervall Niederschlag gab oder nicht. Wenn es also im denkbaren Extremfall in einem 5-min-Intervall nur eine Sekunde Niederschlag gab, so geht dieser in die Niederschlagsdauerstatistik trotzdem mit 5 Minuten Andauer ein. Ähnliches gilt für ein 2-Sekunden-Ereignis, welches jeweils eine Sekunde auf zwei benachbarte 5-min-Intervalle fällt. Das Ereignis würde mit 10 Minuten, also einem Fehler von 9 Minuten und 58 Sekunden, in die Andauerstatistik eingehen. Da die kleinste betrachtete Zeiteinheit aber Minuten sind, beträgt der Fehler nur acht Minuten. Größere absolute Fehler sind theoretisch nicht möglich. Je größer der betrachtete Andauerzeitraum wird, umso kleiner und vernachlässigbarer wird der relative Fehler. Es ist aber zu beachten, dass auf Grund dieses Fehlers die Anzahl der Niederschlagsstunden zu groß ausfällt. Nimmt man einen mittleren Fehler von vier Minuten pro Niederschlagsereignis an, so ergibt sich bei 200 Niederschlagsereignissen pro Sommerhalbjahr ein um 13 Stunden zu großer Wert für die Niederschlagsstunden. Bei etwa 500 Stunden pro Sommerhalbjahr wäre das ein Fehler von + 2,6 %.

5 Ergebnisse

5.1 Veränderungen der extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen

Als Beispiel für extremwertstatistisch ermittelte Starkniederschlagshöhen bzgl. des Zeitraums 1951 bis 1990 wird mit der Tabelle 2 die punktuelle Starkniederschlagsstatistik im Kurzzeitbereich für die Station Karlsruhe (Monate Mai bis September) gezeigt.

Tabelle 2: Punktuelle Starkniederschlagsstatistik im Kurzzeitbereich für die Station Karlsruhe im Zeitraum 1951 bis 1990 (Monate Mai bis September)

D	$h_N(D;T)$ für $T = 0,5$ a	$u(D) = h_N(D;T)$ für $T = 1$ a	$h_N(D;T)$ für $T = 2$ a	$h_N(D;T)$ für $T = 5$ a	$h_N(D;T)$ für $T = 10$ a	$h_N(D;T)$ für $T = 20$ a	$h_N(D;T)$ für $T = 50$ a	$h_N(D;T)$ für $T = 100$ a	$w(D)$
15	7,3	10,3	13,4	17,5	20,6	23,6	27,7	30,8	4,441
20	7,9	11,4	15,0	19,6	23,1	26,7	31,3	34,8	5,081
30	8,8	13,0	17,1	22,6	26,8	30,9	36,4	40,5	5,983
45	9,8	14,5	19,3	25,6	30,4	35,2	41,5	46,2	6,885
60	10,4	15,6	20,9	27,8	33,0	38,2	45,1	50,3	7,525
90	11,6	17,1	22,7	30,0	35,6	41,1	48,5	54,0	8,015
120	12,5	18,3	24,1	31,8	37,6	43,4	51,1	56,9	8,382
180	13,8	20,0	26,2	34,4	40,6	46,8	55,0	61,2	8,929
240	14,9	21,4	27,8	36,4	42,9	49,3	57,9	64,4	9,338
360	16,5	23,4	30,3	39,4	46,3	53,2	62,3	69,2	9,946

- $h_N(D;T)$ - Starkniederschlagshöhe ($h_N(D;T) = u(D) + w(D) \cdot \ln T$), angegeben in mm
 D - Dauerstufe (Niederschlagsdauer einschließlich Unterbrechungen), angegeben in min
 T - Wiederkehrzeit (mittlere Zeitspanne, in der ein Ereignis einen Wert einmal erreicht oder überschreitet), angegeben in a
 $u(D), w(D)$ - Verteilungsparameter

Die Starkniederschlagshöhen für den 40-jährigen Zeitraum 1951 bis 1990 weisen prinzipiell nur dann größere Werte auf als die Ergebnisse für den 30-jährigen KOSTRA-Zeitraum 1951 bis 1980, wenn es in den zusätzlichen zehn Jahren zu einigen deutlich größeren Starkniederschlägen und/oder häufiger zu Starkniederschlägen gekommen ist. Mit Hilfe der Parameter $u(D)$ und $w(D)$ ausgedrückt, bedeutet das höhere Werte für $w(D)$ und/oder höhere Werte für $u(D)$.

In Abbildung 2 wird am Beispiel der Station Leipzig und der Dauerstufe $D = 60$ min demonstriert, wie die extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen für unterschiedlich lange Zeitreihen variieren. Über dem natürlichen Logarithmus der Wiederkehrzeit T auf der Abzisse sind die Niederschlagshöhen h_N an den „plotting positions“ $T(k)$

- der größten 30 Ereignisse der Serie des KOSTRA-Zeitraums 1951 bis 1980 (blaue Dreiecke),
- der größten 40 Ereignisse der Serie des Basiszeitraums 1951 bis 1990 (rote Kreise) und
- der größten 50 Ereignisse der speziellen, nur für Leipzig vorliegenden Serie des Zeitraums 1951 bis 2000 (grüne Vierecke) eingetragen.

Die Abbildung 2 enthält auch die drei dazugehörigen Ausgleichsgeraden. Sowohl im Zeitraum 1951 bis 1980 als auch im Zeitraum 1951 bis 1990 werden die vordersten zehn Rangplätze von Ereignissen vor 1981 belegt, d. h. in den 80er-Jahren waren in Leipzig keine herausragenden Starkniederschläge für $D = 60$ min zu verzeichnen.

Darüber hinaus traten für $D = 60$ min auch nur selten Starkniederschläge einer Größenordnung von rund 15 mm auf. Deshalb liegt die rote Ausgleichsgerade (1951 bis 1990) entlang aller Wiederkehrzeiten von $T = 1$ a bis $T = 100$ a unter der blauen Ausgleichsgeraden (KOSTRA-Zeitraum 1951 bis 1980). Die grüne Ausgleichsgerade (1951 bis 2000) verläuft für $T \geq 5$ a (bzw. $\ln T \geq 1,6$) bis zu etwa 10 % über der blauen Ausgleichsgeraden. Ursache dafür sind einerseits das neue gravierende Starkniederschlagsereignis vom Rang 1 am 10.06.1993 und andererseits weitere bedeutende Starkniederschläge in den 90er-Jahren.

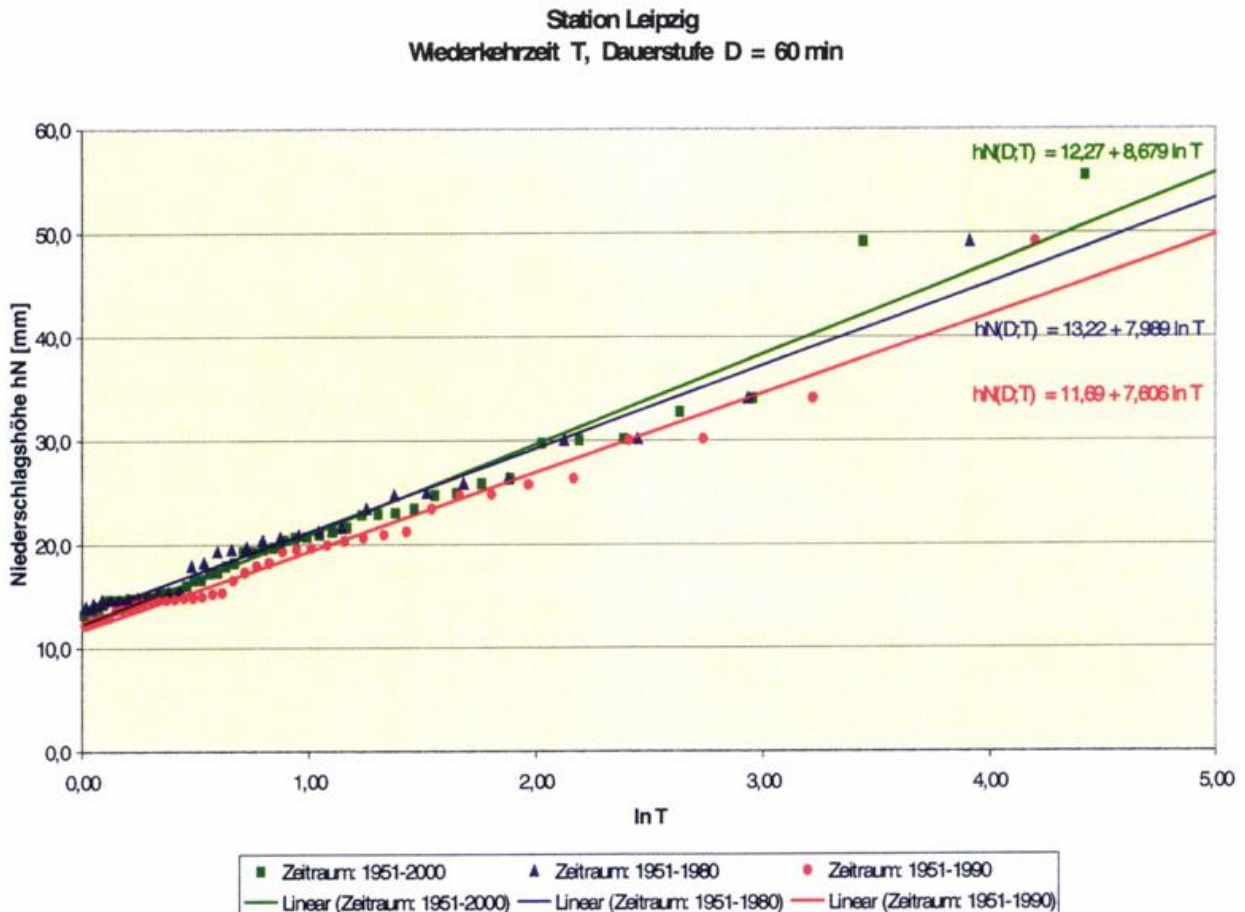


Abbildung 2: Punktuelle Starkniederschlagshöhen der Dauerstufe $D = 60$ min an der Station Leipzig auf der Basis unterschiedlich langer Zeitreihen (Mai bis September)

Während die Tabelle 2 und die Abbildung 2 jeweils exemplarische Einzelbefunde widerspiegeln, sind in der Tabelle 3 die Ergebnisse bzgl. aller zwanzig Stationen für die Dauerstufen $D = 15$ min, $D = 60$ min und $D = 360$ min für den Zeitraum 1951 bis 1990 zusammengestellt. Tabellenfelder, die höhere als die KOSTRA-Werte aufweisen, sind geschummert markiert.

Tabelle 3: Punktuelle Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die zwanzig im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen im Zeitraum 1951 bis 1990 (Monate Mai bis September)

D = Dauerstufe (15 min, 60 min, 360 min)
T = Wiederkehrzeit (1 a, 100 a)

Station	$h_N(15;1)$	$h_N(15;100)$	$h_N(60;1)$	$h_N(60;100)$	$h_N(360;1)$	$h_N(360;100)$
Aachen (WST)	9,1	24,6	15,2	41,9	23,7	62,7
Angermünde (WST)	9,5	25,7	14,1	41,6	23,4	79,7
Boizenburg (WST)	9,2	25,9	14,4	45,5	21,8	65,7
Boll (Ort), Krs. Göppingen	11,0	28,7	16,9	45,7	26,2	65,6
Chemnitz (WST)	11,1	29,3	16,6	49,7	25,8	67,8
Fichtelberg (WST)	10,2	23,3	16,8	47,8	28,1	72,6
Geisenheim (AMBF)	9,1	26,6	14,2	43,2	19,7	54,3
Görlitz (WST)	9,9	25,5	15,4	49,3	25,2	65,9
Karlsruhe (WST)	10,3	30,8	15,6	50,3	23,4	69,2
Kempten (WST)	11,3	28,1	18,5	44,6	31,2	68,5
Leipzig-Schkeuditz (FWW)	9,4	27,3	13,6	42,1	21,2	62,6
Lindenberg (OBS)	9,1	21,4	14,2	35,1	22,4	66,0
Münster	9,4	26,1	14,7	40,6	22,9	71,5
Nürnberg-Kra. (FWW)	10,3	30,1	16,1	51,9	23,5	67,7
Pfarrkirchen	10,7	30,4	16,4	50,5	25,7	70,0
Potsdam	9,5	23,4	14,8	47,9	23,1	69,1
Rostock-Warnemünde (WST)	8,4	19,8	13,5	34,5	21,7	54,9
Trier-Petrisberg	9,8	26,3	15,4	43,3	22,8	60,0
Weiden/Opf. (WST)	10,0	26,8	15,3	44,9	22,8	56,4
Weimar	9,2	23,1	14,7	40,7	21,3	56,6

Tabelle 4: Mittelwerte punktueller Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die zwanzig im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen zum Vergleich mit den Mittelwerten für zehn Stationen aus dem Projekt KOSTRA 87 und zehn Stationen aus dem Projekt KOSTRA NE (Monate Mai bis September)

D = Dauerstufe (15 min, 60 min, 360 min)
T = Wiederkehrzeit (1 a, 100 a)

Zeitraum	$h_N(15;1)$	$h_N(15;100)$	$h_N(60;1)$	$h_N(60;100)$	$h_N(360;1)$	$h_N(360;100)$
1951 bis 1980	10,0	26,9	15,7	45,5	24,4	67,3
KOSTRA 87	10,2	27,7	15,9	45,4	24,6	66,0
KOSTRA NE	9,9	26,1	15,4	45,7	24,2	68,6
1951 bis 1990	9,8	26,2	15,3	44,6	23,8	65,3
z. Vgl. mit KOSTRA 87	10,1	27,9	15,8	45,7	24,2	64,6
z. Vgl. mit KOSTRA NE	9,6	24,5	14,8	43,4	23,4	66,1

Wie aus der Tabelle 4 hervorgeht, sind die Starkniederschlagshöhen des Zeitraums 1951 bis 1990 insgesamt geringfügig (um 2 bis 3 %) kleiner als die KOSTRA-Ergebnisse. Dementsprechend könnte die generalisierte Aussage für Deutschland lauten: In den Jahren 1981 bis 1990 gab es keine signifikanten Änderungen bzgl. des Starkniederschlagsgeschehens im Kurzzeitbereich. Für die einzelnen Stationen und damit stellvertretend für die verschiedenen Regionen Deutschlands fallen die Ergebnisse jedoch unterschiedlich aus. (Das Untersuchungsgebiet im Rahmen des Projektes KOSTRA 87 beschränkte sich zwangsläufig auf die alten Bundesländer. Im Ergebnis des Projektes KOSTRA NE entstanden die KOSTRA-Werte für die neuen Bundesländer.)

Der Umstand, dass im **Westen und Süden** Deutschlands die Starkniederschlagshöhen der Dauerstufen $D = 15$ min und $D = 60$ min bei der Wiederkehrzeit $T = 100$ a für den Zeitraum 1951 bis 1990 etwas größer sind als für den Zeitraum 1951 bis 1980, folgt aus dem Auftreten einiger gravierender konvektiver oder konvektiv verstärkter Starkniederschläge in den 80er-Jahren. Zu diesem Befund tragen insbesondere die Ergebnisse der Auswertungen für die Stationen in Karlsruhe, Boll (Raum Schwäbische Alb) und Aachen bei. Diese drei Stationen weisen außerdem auch etwas größere Werte für $h_N(D;1) = u(w)$ im Vergleich zu den KOSTRA-Werten auf. In der durch diese Stationen repräsentierten Region Deutschlands kam es in den 80er-Jahren häufiger und intensiver zu Starkniederschlag als in einem 10-jährigen Abschnitt des Zeitraums 1951 bis 1980. Hinsichtlich der kleinen Dauerstufen dürfte sich die Tendenz zu höheren Werten von $h_N(D;100)$ oder - anders ausgedrückt - zu höheren Werten von $w(D)$ im Westen und Süden Deutschlands in den 90er-Jahren fortgesetzt haben, vermutlich ohne dass es zu signifikanten Erhöhungen im Vergleich zu KOSTRA-Starkniederschlagshöhen gekommen ist. Eine Bestätigung dieser Hypothese steht noch aus. Sie könnte z. B. mit Hilfe der Auswertung von Ombrometerdaten aus den Jahren nach 1990 erbracht werden.

Regionale Abweichungen von generalisierten Aussagen hinsichtlich des Starkniederschlagsgeschehens im Kurzzeitbereich können vermutlich auch im **Nordwesten** Deutschlands konstatiert werden. Hier bedarf es weiterer Untersuchungen.

Im **Osten** Deutschlands kam es in den 80er-Jahren seltener zu Starkniederschlag und zu weniger intensiven Starkniederschlägen als in einem 10-jährigen Abschnitt des Zeitraums 1951 bis 1980. Das spiegelt sich sowohl in geringeren Werten von $h_N(D;1) = u(D)$ als auch in geringeren Werten von $h_N(D;100)$ - bzw. implizit $w(D)$ - für Dauerstufen von $D \leq 6$ h wider.

Regional differenziert gibt es für die punktuellen Starkniederschlagshöhen des Zeitraums 1951 bis 1990 im Vergleich zu den KOSTRA-Starkniederschlagshöhen, die auf der Basis des Zeitraums 1951 bis 1980 erarbeitet wurden, sowohl negative als auch positive - in jedem Fall nicht signifikante - Abweichungen.

Um Effekte zu verdeutlichen, die sich aus der Verlagerung und nicht aus der Verlängerung des Untersuchungszeitraums ergeben, dienen die Angaben in den Tabellen 5 und 6. Es werden die Ergebnisse von zwei 30-jährigen Reihen verglichen. Die extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen für den besonders interessierenden Zeitraum 1961 bis 1990 sind denen des KOSTRA-Zeitraums gegenübergestellt.

Tabelle 5: Punktuelle Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die zwanzig im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen im Zeitraum 1961 bis 1990 (Monate Mai bis September)

D = Dauerstufe (15 min, 60 min, 360 min)

T = Wiederkehrzeit (1 a, 100 a)

Station	$h_N(15;1)$	$h_N(15;100)$	$h_N(60;1)$	$h_N(60;100)$	$h_N(360;1)$	$h_N(360;100)$
Aachen (WST)	9,5	26,5	15,9	45,6	23,8	62,2
Angermünde (WST)	9,6	26,4	14,0	42,6	23,2	84,6
Boizenburg (WST)	8,9	25,1	13,8	45,0	22,1	68,8
Boll (Ort), Krs. Göppingen	11,6	30,9	17,9	49,8	26,8	68,9
Chemnitz (WST)	10,9	26,2	16,6	43,9	24,9	64,3
Fichtelberg (WST)	10,2	23,7	16,7	49,6	28,1	70,6
Geisenheim (AMBF)	9,4	28,2	14,6	46,2	20,2	57,2
Görlitz (WST)	9,2	26,7	14,2	45,3	23,4	66,1
Karlsruhe (WST)	9,8	29,3	14,7	46,2	24,5	71,9
Kempten (WST)	11,4	29,2	18,8	46,3	31,8	72,4
Leipzig-Schkeuditz (FWW)	9,2	27,6	13,5	44,6	20,4	65,4
Lindenberg (OBS)	9,2	21,4	14,4	35,8	22,6	69,4
Münster	8,7	23,7	13,7	36,2	21,6	66,4
Nürnberg-Kra. (FWW)	10,4	30,2	16,1	50,4	23,4	60,6
Pfarrkirchen	11,0	31,5	16,8	51,0	25,2	65,7
Potsdam	9,1	22,0	14,0	44,0	21,8	67,5
Rostock-Warnemünde (WST)	8,5	19,9	13,6	37,5	21,4	52,8
Trier-Petrisberg	9,9	25,2	15,4	41,2	23,3	61,9
Weiden/Opf. (WST)	10,3	27,8	15,8	46,3	23,1	58,5
Weimar	8,8	22,0	13,8	37,8	20,4	54,1

Tabellenfelder in Tabelle 5, die höhere als die KOSTRA-Werte aufweisen, sind geschummert markiert.

Tabelle 6: Mittelwerte punktueller Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen zum Vergleich mit den Mittelwerten für entsprechende Stationen aus den Projekten KOSTRA 87 und KOSTRA NE (Monate Mai bis September)

D = Dauerstufe (15 min, 60 min, 360 min)
T = Wiederkehrzeit (1 a, 100 a)

Zeitraum	$h_N(15;1)$	$h_N(15;100)$	$h_N(60;1)$	$h_N(60;100)$	$h_N(360;1)$	$h_N(360;100)$
1951 bis 1980	10,0	26,9	15,7	45,5	24,4	67,3
KOSTRA 87	10,2	27,7	15,9	45,4	24,6	66,0
KOSTRA NE	9,9	26,1	15,4	45,7	24,2	68,6
1961 bis 1990	9,8	26,2	15,2	44,3	23,6	65,5
z. Vgl. mit KOSTRA 87	10,2	28,3	16,0	45,9	24,4	64,6
z. Vgl. mit KOSTRA NE	9,4	24,1	14,5	42,6	22,8	66,4

Wie aus der Tabelle 6 hervorgeht, sind die Starkniederschlagshöhen des 30-jährigen Zeitraums 1961 bis 1990 insgesamt geringfügig (um 3 %) kleiner als die KOSTRA-Ergebnisse des 30-jährigen Zeitraums 1951 bis 1980 und somit fast gleich den Starkniederschlagshöhen des 40-jährigen Zeitraums 1951 bis 1990.

Für die einzelnen Stationen und damit stellvertretend für die verschiedenen Regionen Deutschlands fallen die Ergebnisse unterschiedlich aus:

- Insbesondere für die Stationen Boll, Aachen und Kempten sind die betrachteten Starkniederschlagshöhen bei T = 1 a bis zu 10 % größer und bei T = 100 a bis zu 20 % größer als die KOSTRA-Werte.
- Insbesondere für die Stationen Chemnitz, Potsdam und Weimar sind die betrachteten Starkniederschlagshöhen bei T = 1 a bis zu 10 % kleiner und bei T = 100 a bis zu 20 % kleiner als die KOSTRA-Werte.

Angesichts der in den 90er-Jahren auch im Osten Deutschlands aufgetretenen Starkniederschlagsereignisse war davon auszugehen, dass sich die Tendenz zu im Vergleich mit den KOSTRA-Werten niedrigeren Starkniederschlagshöhen nicht verstärkt. Das jüngere Starkniederschlagsgeschehen ab 1991 ist hier dadurch charakterisiert, dass die Starkniederschläge im Kurzzeitbereich zwar ebenso wie in den 80er-Jahren nicht häufig genug, dafür aber mit höherer Intensität auftraten. Aus einer speziellen Untersuchung von Niederschlagsregistrierungen an wenigen Stationen in den neuen Bundesländern (DWD-Projekt VESTAR) ist zu schlussfolgern: Die Starkniederschlagshöhen der Dauerstufen $D \leq 6$ h im 45-jährigen Zeitraum 1951 bis 1995 kommen *überwiegend* wieder den KOSTRA-Werten nahe, da die starkniederschlagsreichen 90er-Jahre die hinsichtlich dieser Dauerstufen relativ starkniederschlagsarmen 80er-Jahre fast kompensieren. Die Starkniederschlagshöhen der Dauerstufen $D \leq 6$ h für größere Jährlichkeiten sind in dem 30-jährigen Zeitraum 1966 bis 1995 den KOSTRA-Werten sehr ähnlich, da an die Stelle der gravierenden Starkniederschläge in den 50er-Jahren nun einige entsprechende - z. T. auch erst-rangige - Starkniederschlagsereignisse in den 90er-Jahren getreten sind (DWD 1998).

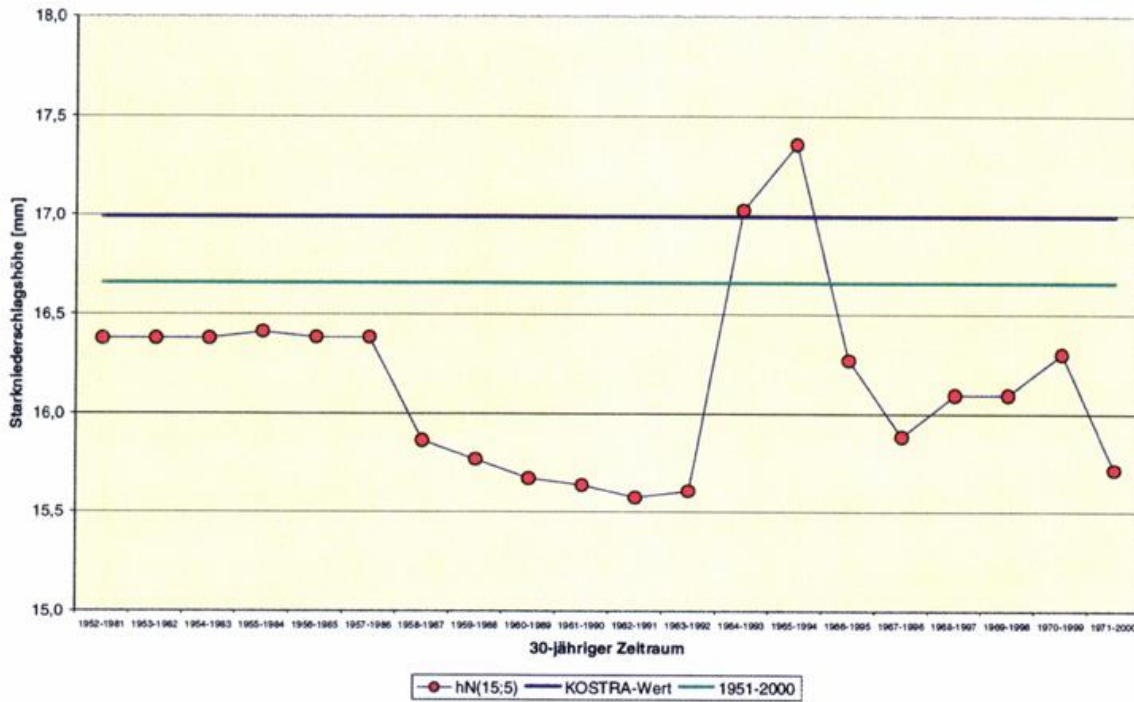


Abbildung 3: Starkniederschlagshöhe (in mm) für die Dauerstufe D = 15 min und die Wiederkehrzeit T = 5 a an der Station Leipzig für unterschiedliche Zeiträume (Monate Mai bis September)

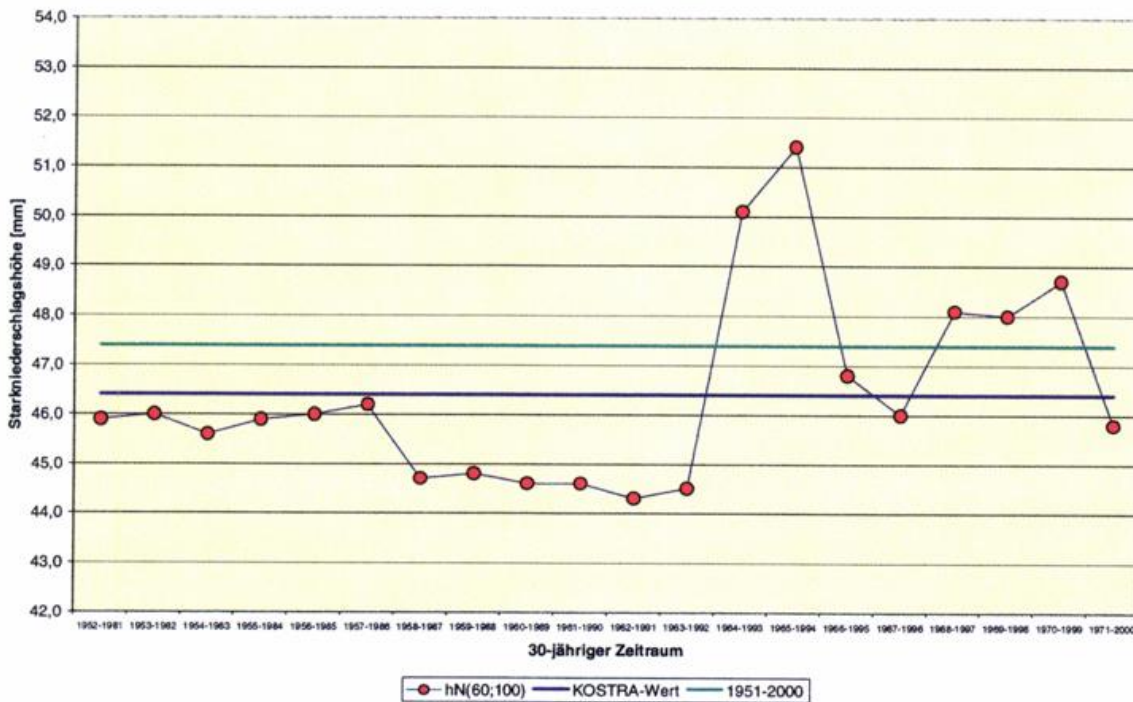


Abbildung 4: Starkniederschlagshöhe (in mm) für die Dauerstufe D = 60 min und die Wiederkehrzeit T = 100 a an der Station Leipzig für unterschiedliche Zeiträume (Monate Mai bis September)

Für die Station Leipzig ist in den Abbildungen 3 und 4 dargestellt, wie die extremwertstatistischen Starkniederschlagshöhen $h_N(15;5)$ und $h_N(60;100)$ bzgl. eines gleitend verschobenen 30-jährigen Auswertzeitraums im Laufe der Jahre variieren. Außerdem sind zu Vergleichszwecken der dazugehörige KOSTRA-Wert aus dem Zeitraum 1951 bis 1980 (als blaue Linie) und das Ergebnis für den 50-jährigen Gesamtzeitraum 1951 bis 2000 (als grüne Linie) eingetragen.

Es zeigt sich, dass Auswertungsergebnisse auf der Basis des KOSTRA-Zeitraums als Bemessungswerte gut geeignet sind. Resultate aus anderen Zeiträumen liefern entweder wie im Falle „1961 bis 1990“ geringe (unter dem Bemessungsaspekt möglicherweise zu geringe) oder wie im Falle „1965 bis 1994“ hohe (ggf. zur Überdimensionierung wasserwirtschaftlicher Anlagen führende) Starkniederschlagsangaben.

Für die Starkniederschlagshöhe $h_N(15;5)$ liegt die blaue Linie über der grünen Linie. Das bedeutet, dass in den Jahren nach 1980 am Standort Leipzig nicht in dem Maße Starkniederschläge bei $D = 15$ min aufgetreten sind, wie sie gemäß den KOSTRA-Werten für Wiederkehrzeiten von $T \leq 5$ a zu erwarten gewesen wären. Für die Starkniederschlagshöhe $h_N(60;100)$ liegt die blaue Linie unter der grünen Linie. Das bedeutet, dass in den Jahren nach 1980 am Standort Leipzig mehr gravierende Starkniederschläge bei $D = 60$ min aufgetreten sind als gemäß den KOSTRA-Werten für Wiederkehrzeiten von $T > 50$ a zu erwarten waren. Die Ergebnisse variieren allerdings in beiden Fällen in dem für KOSTRA-Werte anzusetzenden Toleranzbereich.

5.2 Veränderungen des sommerlichen Niederschlagsgeschehens im Laufe der Jahre

5.2.1 Anzahl der Niederschlagsstunden

Bei den untersuchten Stationen ergibt sich hinsichtlich der Anzahl der Niederschlagsstunden in den Monaten Mai bis September keine eindeutige Tendenz für Deutschland. Es gibt sowohl Stationen ohne Trend, als auch solche mit negativem oder positivem Trend in der Zahl der Niederschlagsstunden innerhalb des analysierten sommerlichen Zeitraums. Nachfolgend werden die Ergebnisse von zwei Stationen näher beschrieben.

An der Station Aachen ist die durchschnittliche Anzahl von sommerlichen Niederschlagsstunden seit den 50er-Jahren unter Schwankungen deutlich kleiner geworden (Abbildung 5). Die sommerlichen Niederschlagsstunden pro Jahr haben sich vom Beginn der 50er- bis zum Beginn der 90er-Jahre von 800 Stunden auf 400 Stunden etwa halbiert.

Verglichen mit Aachen weist die Station Karlsruhe (Abbildung 6) nur eine geringe Tendenz zur Abnahme der sommerlichen Niederschlagsstunden auf. Würde man hier das erste und das letzte Beobachtungsjahr vernachlässigen, so ergäbe sich im Mittel keine Veränderung.

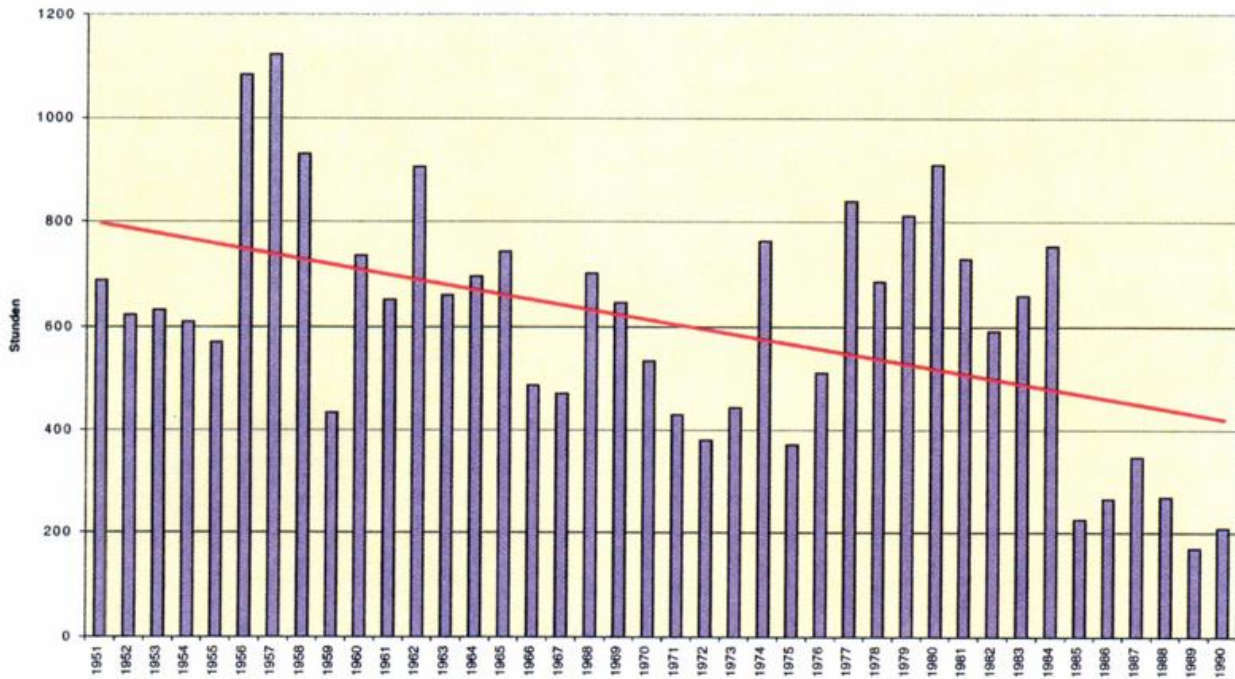


Abbildung 5: Anzahl der Niederschlagsstunden während der Monate Mai bis September in den Jahren 1951 bis 1990 an der Station Aachen

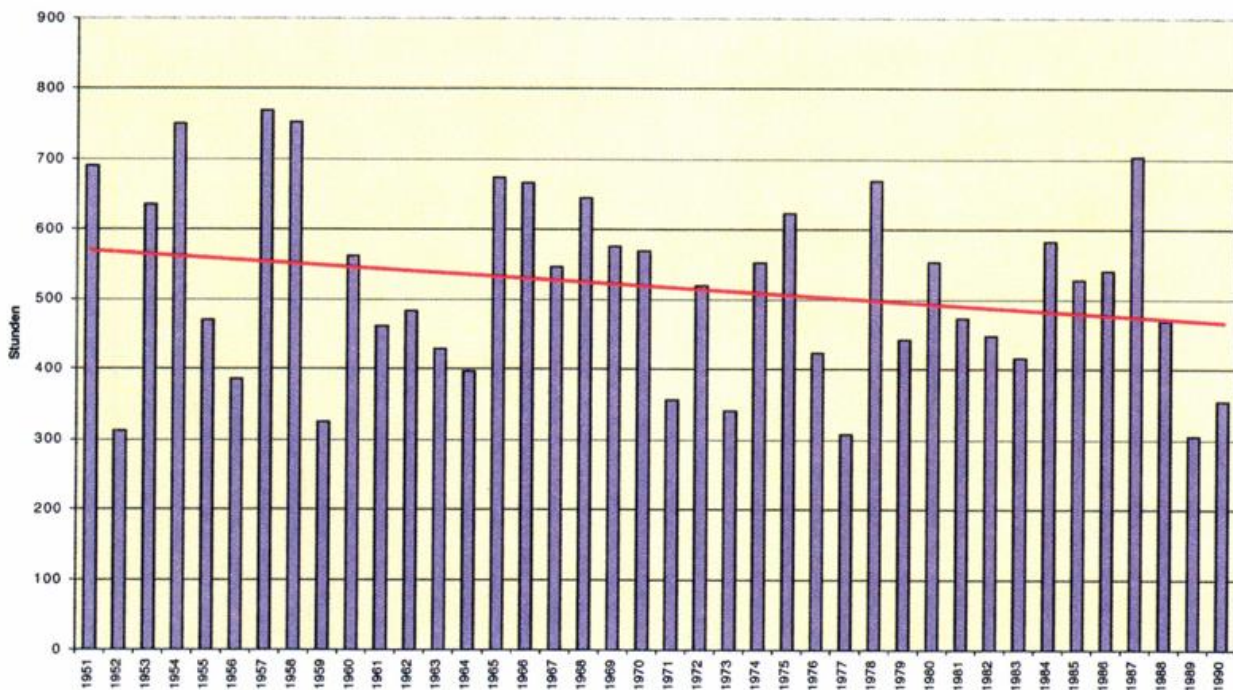


Abbildung 6: Anzahl der Niederschlagsstunden während der Monate Mai bis September in den Jahren 1951 bis 1990 an der Station Karlsruhe

Ähnlich wie Karlsruhe verhalten sich die meisten Stationen. Sofern eine tendenzielle Entwicklung erkennbar ist, ist sie entweder nur sehr gering ausgeprägt oder die Nichtberücksichtigung von Beobachtungsjahren am Rande des Beobachtungszeitraums würde die Tendenz aufheben oder gar umkehren. Stationen mit einem ausgeprägten Trend wie Aachen sind die Ausnahme. Hierbei stellt sich die Frage, ob dieser Trend bei Verlängerung des Untersuchungszeitraums bis zur Gegenwart Bestand haben würde.

5.2.2 Niederschlagshöhe/Niederschlagsdauer-Verhältnis

Die Abbildung 7 zeigt den zeitlichen Verlauf des Niederschlagshöhe/Niederschlagsdauer-Verhältnisses für die Stationen Aachen und Karlsruhe. Demnach hat in Aachen der Anteil der Kurzzeitniederschlagsereignisse zugenommen. In Karlsruhe blieb das Verhältnis relativ konstant, wobei eine leichte Tendenz zu einem häufigeren Auftreten ergiebiger Kurzzeitniederschlagsereignisse zu erkennen ist.

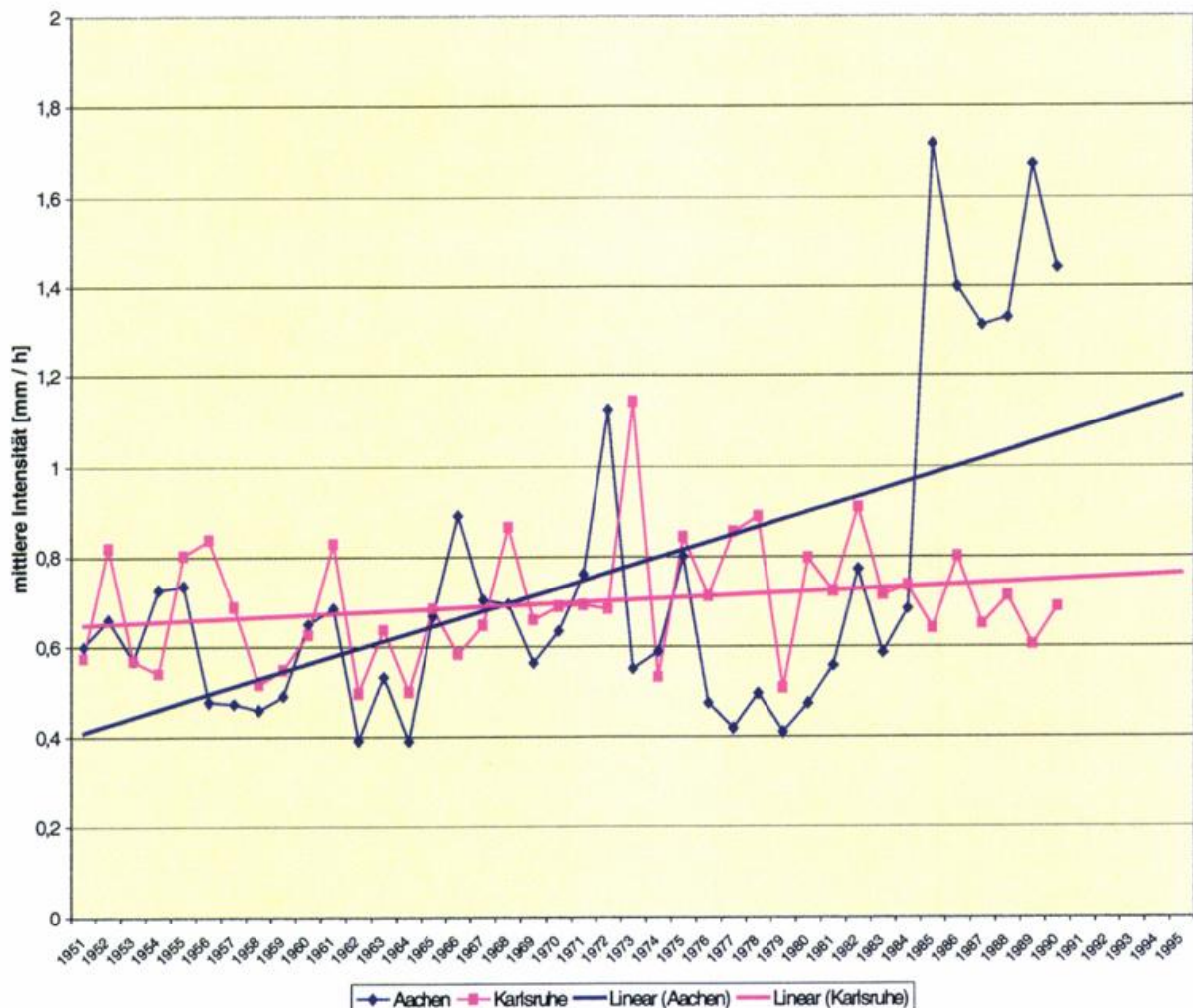


Abbildung 7: Niederschlagshöhe/Niederschlagsdauer-Verhältnis an den Stationen Aachen und Karlsruhe

5.2.3 Anzahl der Kurzzeitniederschlagsereignisse

Hinsichtlich der Häufigkeit der Niederschlagsereignisse einzelner Dauerstufen im zeitlichen Verlauf ist das Verhalten der zwanzig Stationen ebenfalls uneinheitlich. Die Abbildungen 8 und 9 zeigen die absolute Anzahl kurzzeitiger Niederschlagsereignisse für die Stationen Aachen und Karlsruhe.

Bereits aus den zunehmenden Werten des Niederschlagshöhe/Niederschlagsdauer-Verhältnisses für Stationen Aachen (siehe Abbildung 7) geht hervor, dass in den 80er-Jahren ergiebige, konvektive und kurzzeitige Niederschlagsereignisse eine bedeutende Rolle spielten. Der Anteil der ergiebigen Kurzzeitniederschlagsereignisse in Aachen hat vom Anfang der 50er- bis zum Anfang der 90er-Jahre zugenommen. An der Station Aachen weist die Anzahl der Niederschlagsereignisse für alle Dauerstufen des Kurzzeitbereiches (bis 5 min, 6 bis 10 min, 11 bis 15 min, 16 bis 30 min, 31 bis 60 min) einen tendenzielle Zunahme auf (siehe Abbildung 8). Werden diese Ergebnisse im Zusammenhang mit den anderen des Abschnitts 5.2 betrachtet, so folgt daraus, dass sich die erhöhte mittlere Intensität der Niederschlagsereignisse vor allem aus einer höheren Anzahl ergiebiger kurzer schauerartiger Niederschläge und nicht etwa aus einer größeren Ergiebigkeit der lang andauernden Niederschlagsereignisse ergibt. Die Gesamtzahl der sommerlichen Niederschlagsstunden in Aachen nimmt ab, somit ergibt sich für Aachen die sehr deutliche Tendenz der Zunahme ergiebiger Kurzzeitniederschläge und der Abnahme lang anhaltender Niederschläge.

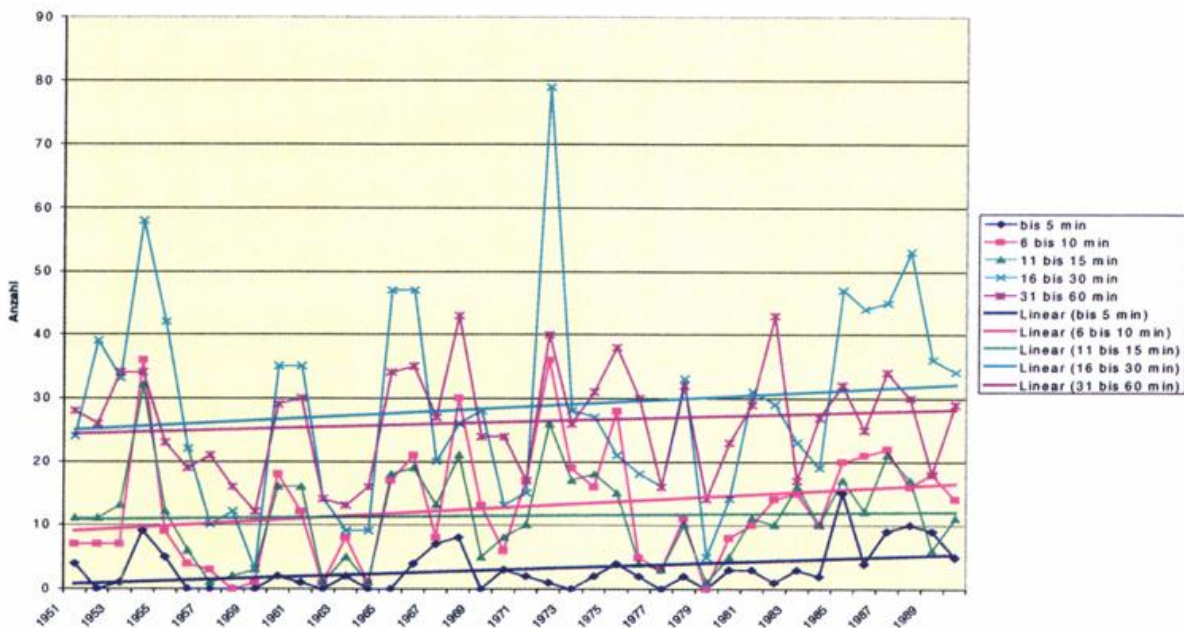


Abbildung 8: Anzahl der Niederschlagsereignisse (klassifiziert nach Dauerstufen) an der Station Aachen (Mai bis September)

Für die Station Karlsruhe gilt, dass keine der bisher untersuchten meteorologischen Kenngrößen deutliche Trends aufzuweisen hat. So war nur eine leicht abnehmende Tendenz bei den sommerlichen Niederschlagsstunden (Abbildung 6) und eine sehr schwach ausgeprägte zunehmende Tendenz bei der mittleren Niederschlagsintensität (Abbildung 7) erkennbar. Beides ließe vermuten, dass die Anzahl der Kurzzeitniederschläge leicht zugenommen haben könnte. Dies trifft jedoch nicht zu. Nur die Häufigkeit der Niederschlagsereignisse mit einer Dauer von bis zu fünf Minuten weist tendenziell eine leichte Zunahme auf. Die vier anderen untersuchten Andauerklassen des Kurzzeitbereiches weisen leicht negative Tendenzen bezüglich der Häufigkeit von Niederschlagsereignissen der jeweiligen Dauerstufe auf.

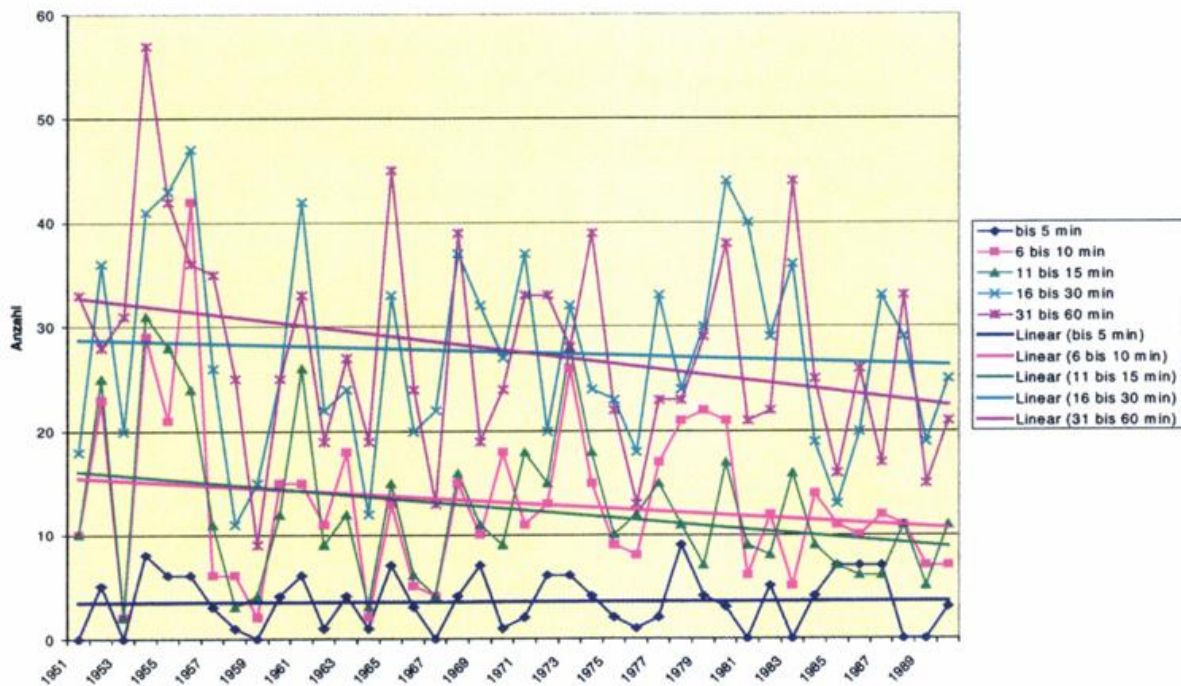
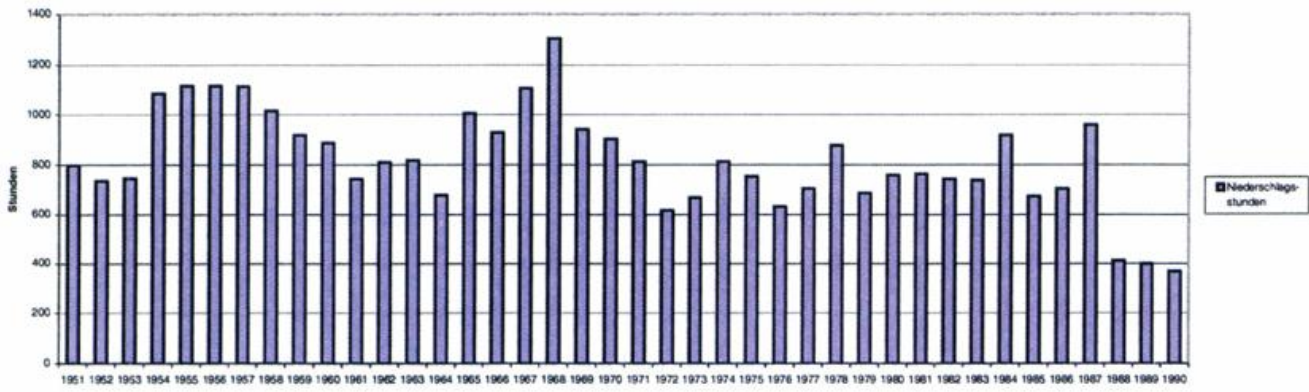


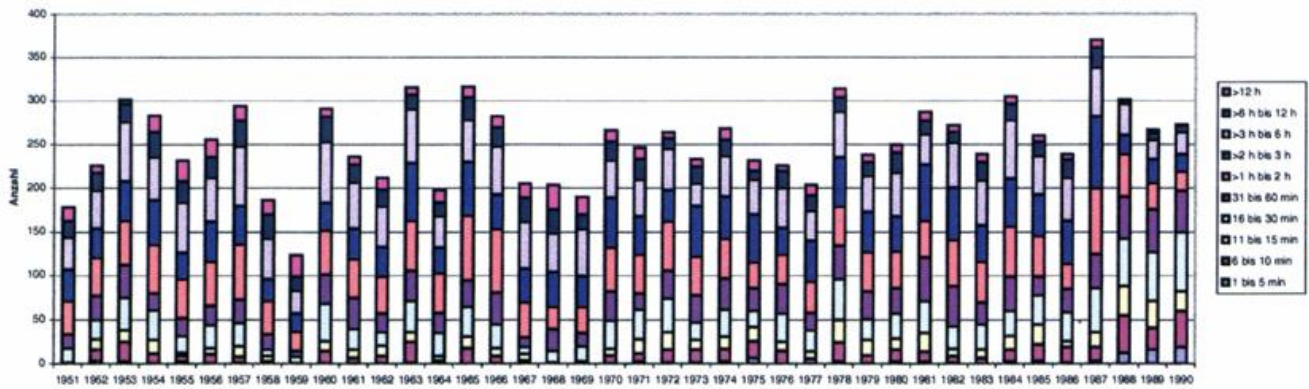
Abbildung 9: Anzahl der Niederschlagsereignisse (klassifiziert nach Dauerstufen) an der Station Karlsruhe (Mai bis September)

Insgesamt kann festgestellt werden, dass es bezüglich des sommerlichen Niederschlagsregimes in Karlsruhe im gesamten Beobachtungszeitraum durchaus zu Schwankungen gekommen ist. Diese Schwankungen lagen aber alle im Rahmen der natürlichen Schwankungsbreite des meteorologischen Parameters Niederschlag. Langfristige Trends, die auf eine charakteristische Veränderung des Niederschlagsverhaltens hinweisen, konnten nicht gefunden werden.

Niederschlagsstunden



Anzahl der Niederschlagsereignisse unterschiedlicher Andauer



Prozentuale Verteilung der Niederschlagsereignisse unterschiedlicher Andauer

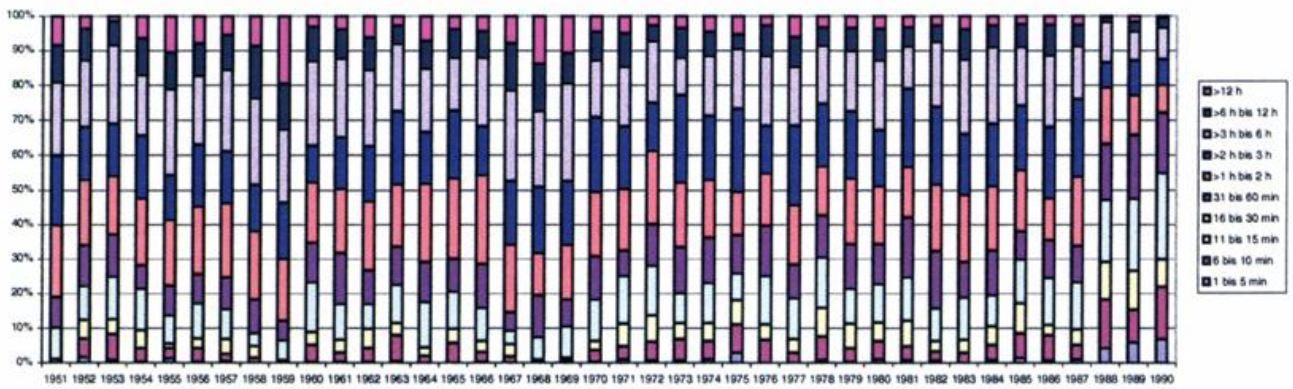


Abbildung 10: Niederschlag im Kurzzeitbereich an der Station Kempten (Monate Mai bis September)

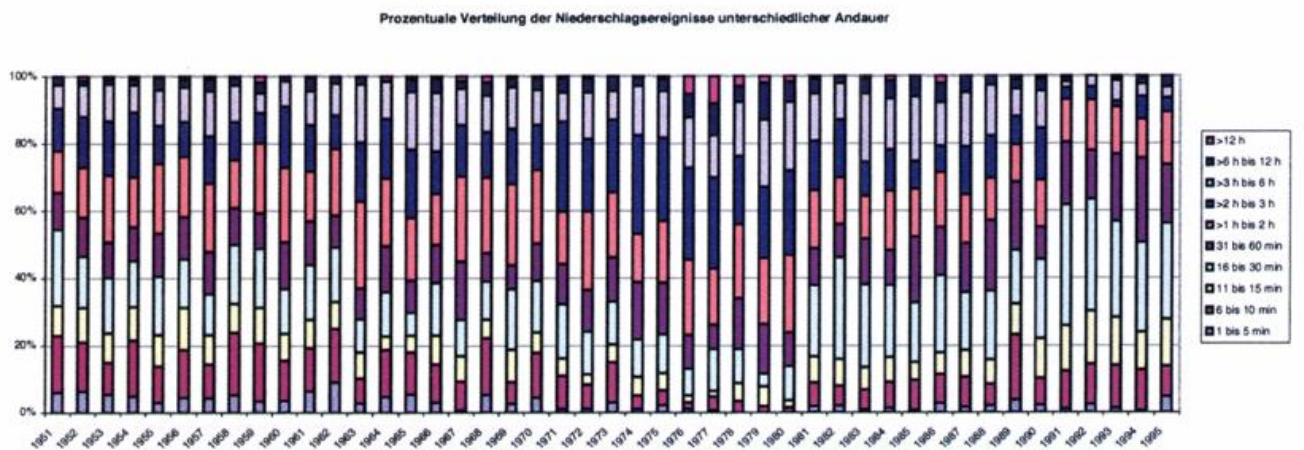
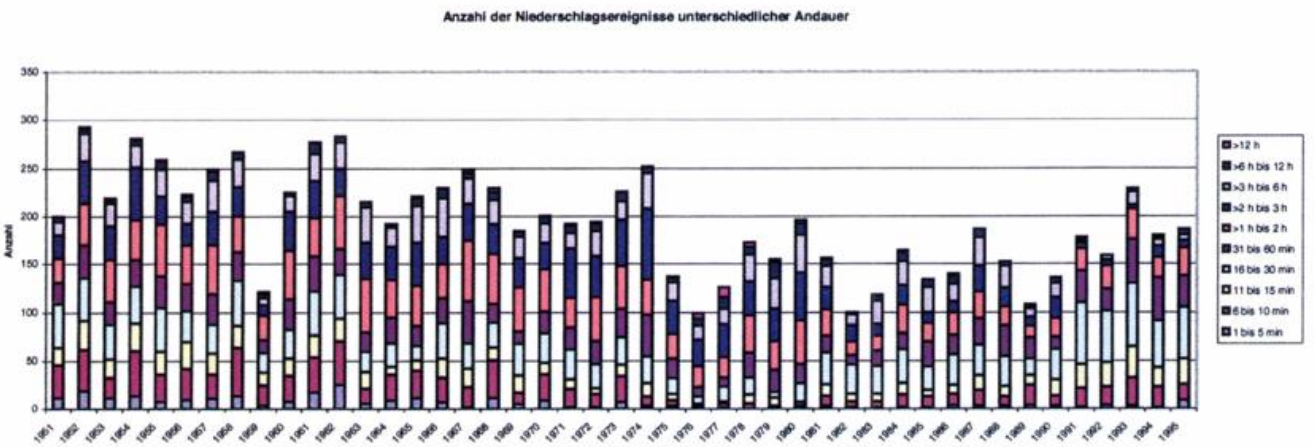
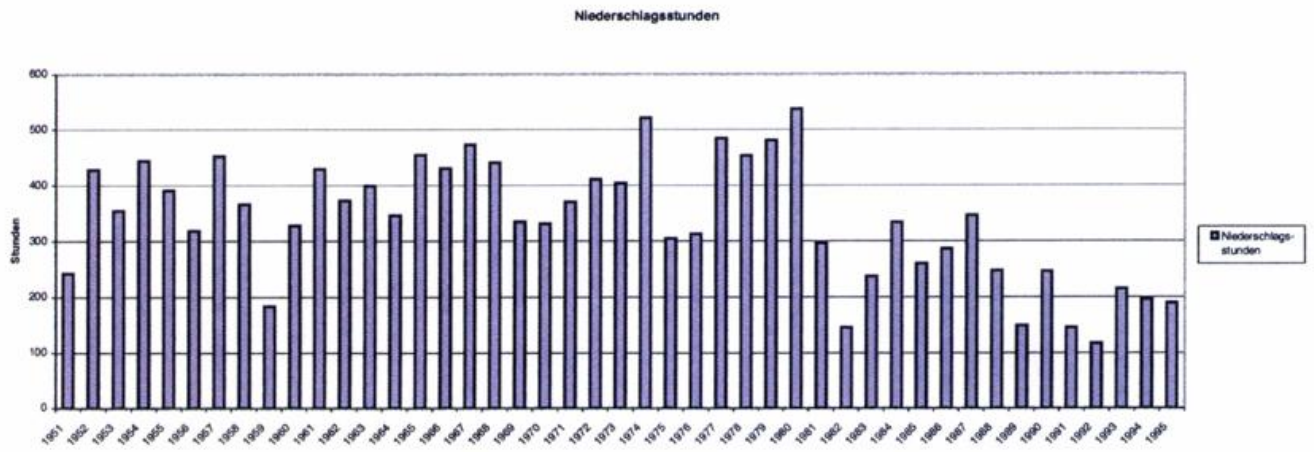


Abbildung 11: Niederschlag im Kurzzeitbereich an der Station Potsdam (Monate Mai bis September)

Darstellungen, wie den für die Stationen Kempten (Abbildung 10) und Potsdam (Abbildung 11) angefertigten, ist eine Vielzahl an Informationen bezüglich der zeitlichen Variabilität des Anteils der Kurzzeitniederschlagsereignisse zu entnehmen (Monate Mai bis September). Die Abbildung 10 zeigt für die Station Kempten unter anderem, dass es vor 1980 mehr Stunden mit Niederschlag gab und der Anteil von mehrstündigen Niederschlagsereignissen höher war. Die Jahre 1988 bis 1990 sind dagegen durch eine große Anzahl von Niederschlagsereignissen einer Andauer bis 30 Minuten gekennzeichnet. Bei Abbildung 11 für die Station Potsdam ist hinsichtlich des Vergleichs mit Resultaten für andere Stationen zu beachten, dass hier Eingangsdaten aus dem Zeitraum 1951 bis 1995 Berücksichtigung fanden. An der Station Potsdam gibt es bspw. seit 1980 von Mai bis September weniger Stunden mit Niederschlag. Der Anteil der Niederschlagsereignisse einer Andauer von 11 bis 30 Minuten hat mit Beginn der 80er-Jahre zugenommen.

Nach dem Zusammenführen der Einzelergebnisse aus dem Abschnitt 5.2 wird deutlich, dass die Analyse der zeitlich hoch aufgelösten Zeitreihen der Niederschlagshöhe für Deutschland kein einheitliches Verhalten bezüglich der sommerlichen Kurzzeitniederschlagsereignisse ergibt.

Auffälligstes Merkmal aller Untersuchungsergebnisse ist, dass Häufigkeit, Dauer und Ergiebigkeit der Niederschlagsereignisse von Jahr zu Jahr großen Schwankungen unterliegen.

Grundsätzlich kann festgestellt werden, dass es keinen einheitlichen Trend für alle zwanzig Stationen gibt.

Für viele Stationen geht die Abnahme der Anzahl sommerlicher Niederschlagsstunden mit der Zunahme der mittleren Niederschlagshöhe pro Stunde einher. Für einige Stationen ist der Anteil der Niederschlagsereignisse einer Andauer bis 30 Minuten an der Gesamtzahl aller Niederschlagsereignisse (Monate Mai bis September) im Laufe der Jahre tendenziell angestiegen.

In Anbetracht der möglichen Fehlerquellen bei der Erarbeitung von Zeitreihen der digitalisierten 5-min-Werte der Niederschlagshöhe (siehe auch Seite 9) sollten weder Einzelbefunde noch Trendlinien im Hinblick auf Klimatrends verallgemeinert werden.

6 Zusammenfassung

Im hier vorgelegten HUK-Teilbericht C werden Ergebnisse gezeigt, die nur aus höher aufgelösten Niederschlagszeitreihen abgeleitet werden konnten. Der Datenfonds besteht aus zwanzig Reihen digitalisierter 5-min-Werte der Niederschlagshöhe im Basiszeitraum 1951 bis 1990 (Monate Mai bis September). Von besonderem Interesse waren dabei die Reihen von sommerlichen 15-min-Werten, 60-min-Werten und 6-h-Werten der Niederschlagshöhe.

Auf der Grundlage vieljähriger Reihen von Niederschlagsregistrierungen an zwanzig ausgewählten Stationen wurde untersucht, inwieweit sich das Langzeitverhalten des Kurzzeitniederschlags geändert hat. Es wurden zum einen punktuelle extremwertstatistische Analysen durchgeführt, deren Ergebnisse mit den Resultaten der KOSTRA-Auswertungen verglichen worden sind. Zum anderen wurde nach möglichen Änderungen des Anteils von Kurzzeitniederschlägen am Gesamtniederschlag gesucht. Dazu wurden unterschiedliche häufigkeitsstatistische Analysen vorgenommen.

Regional differenziert gibt es für die punktuellen Starkniederschlagshöhen des Zeitraums 1951 bis 1990 im Vergleich zu den KOSTRA-Starkniederschlagshöhen, die auf der Basis des Zeitraums 1951 bis 1980 erarbeitet wurden, sowohl negative als auch positive - in jedem Fall nicht signifikante - Abweichungen.

Im **Westen und Süden** Deutschlands sind die Starkniederschlagshöhen der Dauerstufen $D = 15$ min und $D = 60$ min bei der Wiederkehrzeit $T = 100$ a und zum Teil auch bei $T = 1$ a für den Zeitraum 1951 bis 1990 etwas größer als für den Zeitraum 1951 bis 1980. In diesen Regionen Deutschlands kam es in den 80er-Jahren zu häufigeren und intensiveren Kurzzeitniederschlägen als in einem 10-jährigen Abschnitt des Zeitraums 1951 bis 1980. Hinsichtlich kleiner Dauerstufen dürfte sich hier in den 90er-Jahren die Tendenz zu größeren Starkniederschlagshöhen bei längeren Wiederkehrzeiten fortgesetzt haben, vermutlich ohne dass es zu signifikanten Erhöhungen im Vergleich zu KOSTRA-Starkniederschlagshöhen gekommen ist. Eine Bestätigung dieser Hypothese steht noch aus.

Im **Osten** Deutschlands kam es in den 80er-Jahren seltener zu Starkniederschlag und zu weniger intensiven Starkniederschlägen als in einem 10-jährigen Abschnitt des Zeitraums 1951 bis 1980. Das spiegelt sich in geringeren Werten der Starkniederschlagshöhe für Dauerstufen von $D \leq 6$ h wider. Wie spezielle Untersuchungen zeigten, verstärkt sich wegen der in den 90er-Jahren auch im Osten Deutschlands aufgetretenen Starkniederschlagsereignisse die Tendenz zu im Vergleich mit den KOSTRA-Werten niedrigeren Starkniederschlagshöhen nicht. Das jüngere Starkniederschlagsgeschehen ab 1991 ist hier dadurch charakterisiert, dass die Starkniederschläge im Kurzzeitbereich zwar ebenso wie in den 80er-Jahren nicht häufig genug, dafür aber mit höherer Intensität auftraten.

Die Analyse der zeitlich hoch aufgelösten Zeitreihen der Niederschlagshöhe hat für Deutschland kein einheitliches Verhalten bezüglich der sommerlichen Kurzzeitniederschlagsereignisse ergeben. Auffällig war bei allen Untersuchungen, dass die Häufigkeit, Dauer und Ergiebigkeit der Niederschlagsereignisse von Jahr zu Jahr großen Schwankungen unterliegen kann.

Verzeichnis der Abbildungen

1	Lage der Stationen, die im Projekt HUK, Teil C verwendet wurden	Seite 5
2	Punktuelle Starkniederschlagshöhen der Dauerstufe $D = 60$ min an der Station Leipzig auf der Basis unterschiedlich langer Zeitreihen (Mai bis September)	Seite 11
3	Starkniederschlagshöhe (in mm) für die Dauerstufe $D = 15$ min und die Wiederkehrzeit $T = 5$ a an der Station Leipzig für unterschiedliche Zeiträume (Monate Mai bis September)	Seite 16
4	Starkniederschlagshöhe (in mm) für die Dauerstufe $D = 60$ min und die Wiederkehrzeit $T = 100$ a an der Station Leipzig für unterschiedliche Zeiträume (Monate Mai bis September)	Seite 16
5	Anzahl der Niederschlagsstunden während der Monate Mai bis September in den Jahren 1951 bis 1990 an der Station Aachen	Seite 18
6	Anzahl der Niederschlagsstunden während der Monate Mai bis September in den Jahren 1951 bis 1990 an der Station Karlsruhe	Seite 18
7	Niederschlagshöhe/Niederschlagsdauer-Verhältnis an den Stationen Aachen und Karlsruhe (Mai bis September)	Seite 19
8	Anzahl der Niederschlagsereignisse (klassifiziert nach Dauerstufen) an der Station Aachen (Mai bis September)	Seite 20
9	Anzahl der Niederschlagsereignisse (klassifiziert nach Dauerstufen) an der Station Karlsruhe (Mai bis September)	Seite 21
10	Niederschlag im Kurzzeitbereich an der Station Kempten	Seite 22
11	Niederschlag im Kurzzeitbereich an der Station Potsdam	Seite 23

Verzeichnis der Tabellen

- | | | |
|---|--|----------|
| 1 | Verwendete Niederschlagsstationen | Seite 4 |
| 2 | Punktuelle Starkniederschlagsstatistik im Kurzzeitbereich für die Station Karlsruhe im Zeitraum 1951 bis 1990 (Monate Mai bis September) | Seite 10 |
| 3 | Punktuelle Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die zwanzig im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen im Zeitraum 1951 bis 1990 (Monate Mai bis September) | Seite 12 |
| 4 | Mittelwerte punktueller Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die zwanzig im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen zum Vergleich mit den Mittelwerten für zehn Stationen aus dem Projekt KOSTRA 87 und zehn Stationen aus dem Projekt KOSTRA NE (Monate Mai bis September) | Seite 12 |
| 5 | Punktuelle Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die zwanzig im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen im Zeitraum 1961 bis 1990 (Monate Mai bis September) | Seite 14 |
| 6 | Mittelwerte punktueller Starkniederschlagshöhen h_N (D;T), angegeben in mm, für die im Projekt HUK, Teil C verwendeten Stationen zum Vergleich mit den Mittelwerten für entsprechende Stationen aus den Projekten KOSTRA 87 und KOSTRA NE (Monate Mai bis September) | Seite 15 |

Literaturverzeichnis

ATV-DVWK 1985a:

DVWK-Regeln, Heft 123 bzw. ATV-Arbeitsblatt 136

"Niederschlag - Prüfung und Weitergabe von Niederschlagsregistrierungen"

ATV-DVWK 1985b:

DVWK-Regeln, Heft 124 bzw. ATV-Arbeitsblatt 121

"Niederschlag – Starkregenauswertung nach Wiederkehrzeit und Dauer"

DWD 1990:

Starkniederschlagshöhen für die Bundesrepublik Deutschland, Teile 1 und 2

DWD 1997:

Starkniederschlagshöhen für Deutschland (KOSTRA-Atlas)

DWD 1998:

Verifikation extremwertstatistischer Starkniederschlagshöhen für den Zeitraum 1951 bis 1995, Projekt VESTAR (unveröffentlicht)

Schmidt, Thomas (2000):

Tendenzielle Veränderungen des Niederschlagsverhaltens im Kurzzeitbereich, Werkvertragsarbeit (unveröffentlicht)

Deutscher Wetterdienst

Geschäftsfeld Hydrometeorologie



Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen (HUK) - Untersuchungen zum Langzeit- verhalten hydrometeorologischer Größen

Abschlussbericht

Teil D: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes

Projektleiter: Dr. Thilo Günther
Projektbearbeiter: Dr. Martin Rachner

Berlin, Oktober 2000

Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen (HUK)

Teil D: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes

Dipl.-Met. Helga Matthäus, Dr. Martin Rachner

Zusammenfassung

Veränderungen des Schneedeckenregimes haben Auswirkungen auf den Wasserhaushalt und das Abflussregime.

Langzeituntersuchungen der Schneedecke vor dem Hintergrund möglicher Klima-veränderungen verdienen deshalb besondere Beachtung. Die Aufgabenstellung für die Untersuchung des Langzeit-verhaltens des Schneedecken-regimes umfasst die systematische und repräsen-tative Analyse des Andauer-verhaltens und der Beständigkeit der Schneedecke. Ebenso werden die Eintrittsdaten markanter Entwicklungs-zustände der Schneedecke im langjährigen Verlauf untersucht.

Allen Bearbeitungen liegt die Bezugsperiode 1951/52 bis 1995/96 zu Grunde.

Für die als Schneedeckenzeit bezeichnete Zeitspanne zwischen dem ersten und dem letzten Schnee-deckentag sind die langjährigen Veränderungen in ihrer Tendenz regional unterschiedlich. Bemerkenswert erscheint die Hinauszögerung des Endtermins der Schnee-decken-zeit in den höheren Lagen.

Die Schneedeckendauer (Zahl der Tage mit Schneedecke) hat, von Ausnahmen abgesehen, im Untersuchungszeitraum flächendeckend abgenommen. Besonders betroffen sind davon die tieferen Lagen. Das gilt in gleicher Weise auch für die Zeitspanne ununterbrochen aufeinander folgender Schneedeckentage (Schneedeckenperiode).

Mit Hilfe von Szenario-Rechnungen für den Fall einer Temperaturzunahme für die Winterperioden und einer Zunahme der winterlichen Niederschläge wurden die Auswirkungen auf das Schneedecken-regime untersucht.

Zunächst wurde festgestellt, dass im Mittel eine Abschwächung des Einflusses veränderter meteorologischer Bedingungen mit zunehmender Geländehöhe erfolgt. Die Tendenz der Auswirkung auf die Schneedecke lässt aber insgesamt darauf schließen, dass bei weiterer Zunahme der Lufttemperatur in den Wintermonaten mit Folgen für das Schneedecken-regime, u. a. auch mit deutlichen Rückgängen der maximalen Wasseräquivalente, zu rechnen ist.

Als Ergebnis aller durchgeführten Untersuchungen ist jedoch festzustellen, dass gegenwärtig die Auswirkungen veränderter meteorologischer Verhältnisse auf das Schneedecken-regime nicht eindeutig nachweisbar sind. Wegen der großen Variabilität aller Schneedeckenparameter lassen sich die ermittelten Veränderungen der Schneedeckenparameter nicht als statistisch signifikant sichern.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung und Aufgabenstellung	3
2	Lösungsweg	4
2.1	Datengrundlage	4
2.2	Beschreibung des derzeitigen Standes der Untersuchungen zum Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes	9
2.3	Vorgehensweise (Bearbeitungsmethodik, Auswertemethodik)	11
3	Ergebnisse	12
3.1	Vergleiche zwischen verschiedenen Bezugsperioden. Einordnung des Bearbeitungszeitraumes	12
3.1.1	Vorbemerkungen	12
3.1.2	Zum Langzeitverhalten der meteorologischen Größen und Beziehungen zum Schneedeckenregime	13
3.2	Das Langzeitverhalten ausgewählter Schneedeckenparameter in Deutschland . Trendanalyse	14
3.2.1	Vorbemerkungen	14
3.2.2	Schneedeckenzeit	15
3.2.3	Schneedeckendauer	15
3.2.4	Schneedeckenperiode	15
3.2.5	Datum des Eintritts der maximalen Schneedeckenhöhe	16
3.2.6	Beständigkeit der Schneedecke	16
3.2.7	Erhaltung der Winterdecke	16
3.2.8	Vergleichende Interpretation der Ergebnisse	17
3.3	Szenario-Rechnungen mit dem Simulationsmodell SNOW-K	17
3.3.1	Vorbemerkungen	17
3.3.2	Die Formulierung der Szenarien	18
3.3.3	Ergebnisse der Simulation zum Andauerverhalten	19
3.3.4	Ergebnisse der Simulation zum Prozessverhalten	20
3.3.4.1	Winterperiode 1962/63	20
3.3.4.2	Winterperiode 1969/70	23
3.3.4.3	Vergleichende Beurteilung	24
4	Zusammenfassung, Schlussfolgerungen	25
	Verzeichnis der Abbildungen	27
	Verzeichnis der Tabellen	28
	Literaturverzeichnis	30

1 Einleitung und Aufgabenstellung

Langzeituntersuchungen des Schneedeckenregimes verdienen vor allem deshalb Beachtung, weil als Folge von Klimaveränderungen nachhaltige Wirkungen auf die Schneedeckenhäufigkeit erwartet werden müssen. Das hätte wiederum Auswirkungen auf den Wasserhaushalt bzw. das Abflussregime. In jüngster Zeit gibt es daher zahlreiche Versuche, die Größenordnung und den Charakter dieses Einflusses abzuschätzen (vgl. auch 2.2).

Die Weiterentwicklung von Wasserbilanzmodellen zur Ermittlung des verfügbaren Wasserdargebots in Menge und zeitlicher Veränderlichkeit kann nur unter Berücksichtigung des Langzeitverhaltens klimatologischer Eingangsgrößen, vor allem des Niederschlages in all seinen Formen, erfolgen. Insbesondere sind durch Veränderungen im winterlichen Niederschlagsregime Auswirkungen auf das Ausmaß von Hochwasserereignissen und die Grundwasserneubildung zu erwarten (Finke, W. u.a. 1991; Liebscher, H.-J. 1985, Flach, E. 1951; Rachner, M. 1967, Rachner, M. und Matthäus, H. 1984, Becker, A. und Rachner, M. 1986; Burn, D.H. 1994).

Außer der Wasserwirtschaft sind auch andere Bereiche von Änderungen des Schneedeckenregimes betroffen. So müssten beispielsweise die Berechnungsgrundlagen über Schneelastannahmen im Bauwesen überprüft und angepasst werden.

Neben elementaren wirtschaftlichen Belangen haben Langzeituntersuchungen zum Schneedeckenregime zweifellos auch hohen wissenschaftlichen Wert. Auf die Bedeutung der Schneedecke als Klimaindikator wird an anderer Stelle noch hingewiesen (Abschnitt 2.2). Ebenso sind Ergebnisse der Schneedeckenklimatologie auf Grund des unterschiedlichen Wärmeaustauschs über schneefreiem und schneebedecktem Boden als wesentliche Grundlage von Energiehaushaltsuntersuchungen zu sehen (vgl. auch Rohrer, M.B. 1992, Šamaj, F. und Valovi, S. 1985; Fliri, F. 1983, 1991; Müller, H. und Kappenberger, G. 1991).

Im Rahmen des Projekts "Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klimaveränderungen" (HUK) wird als eigenständige Teilaufgabe auch das Langzeitverhalten der Schneedecke bearbeitet.

Die Untersuchungen verschiedener hydrometeorologischer Größen haben zum Ziel, die Kenntnisse über deren Variabilität für verschiedene Zeit- und Raumbereiche zu erweitern und nach der Existenz systematischer Trends zu suchen.

Als Ergebnis steht die Bereitstellung detaillierter und regional differenzierter Informationen über das Langzeitverhalten der betrachteten Größen. Die Aufgabenstellung für die Untersuchung des Langzeitverhaltens des Schneedeckenregimes sieht vor, eine systematische und repräsentative Analyse des Andauerverhaltens, der Beständigkeit und der Eintrittsdaten markanter Entwicklungszustände der Schneedecke vorzunehmen.

Mit der Auswahl der Datenreihen werden alle Regionen Deutschlands repräsentativ erfasst. Großräumige Besonderheiten oder Unterschiede können auf diese Weise herausgearbeitet werden.

Die Berücksichtigung säkularer Datenreihen (soweit vorhanden) wird zur Absicherung der Aussagen zum Trendverhalten für kürzere Zeiträume beitragen. Ebenso sind Vergleiche hinsichtlich der Besonderheiten im Extrem- und Schwankungsverhalten möglich.

Die Formulierung von Szenarien wird durch die Berücksichtigung der Untersuchungsergebnisse zum Streuungsverhalten des verwendeten Materials und vorliegender Ergebnisse von Klimamodell-Rechnungen konkretisiert.

Die möglichen Veränderungen des Schneedeckenregimes werden in Abhängigkeit von veränderten Temperatur- und Niederschlagsverhältnissen simuliert.

2 Lösungsweg

2.1 Datengrundlage

Die vorgesehenen Untersuchungen im Rahmen des Projekts HUK erfordern die Auswertung möglichst langer Datenreihen. Die der vorliegenden Arbeit zugrundegelegten Datenreihen wurden aus dem Klimadatenpeicher des Deutschen Wetterdienstes bereitgestellt. Für die Schneedeckenparameter sind bedauerlicherweise nur wenige Stationen zu Langzeitauswertungen geeignet. Lückenlose ca. 50 jährige Datenreihen der Schneedeckenparameter sind in Deutschland lediglich für 113 Stationen vorhanden. Die gemeinsame Jahresreihe beginnt mit der Winterperiode 1951/52. Als Folge der Kriegswirkungen haben fast alle Stationen mehrjährige Unterbrechungen in den Aufzeichnungen und Beobachtungen aufzuweisen. Wegen der flächendeckenden Ausfälle sind die Reihen irreparabel. Nur an insgesamt 6 Stationen können ca. 60 jährige Reihen zusammengestellt werden, 3 Stationen haben ununterbrochene Datenreihen von 100 Jahren und mehr.

Zu den säkularen Datenreihen muss aber bemerkt werden, dass lediglich die Potsdamer Reihe als weitgehend unbeschränkt verwendbar gelten kann. Die übrigen (z.B. Hamburg-Fuhlsbüttel und Hohenpeißenberg) können dagegen nur unter Vorbehalten betrachtet werden. Diese Vorbehalte beziehen sich auf Bedenken hinsichtlich der Homogenität der Datenreihen.

Die geschilderte Datenlage schränkt die Auswahlmöglichkeiten für repräsentative Stationen stark ein. Gravierender aber ist die Tatsache, dass das Langzeitverhalten lediglich auf der Grundlage ca. 50 jähriger Reihen beurteilt werden kann (vgl. auch Abschnitt 2.3). Für die nachfolgenden statistischen Bearbeitungen wurden grundsätzlich nur vollständige Datenreihen (Tageswerte) verwendet. Eine nachträgliche Ergänzung war also nicht notwendig.

Die Datengewinnung an den Stationen des Deutschen Wetterdienstes ist in Anleitungen und Empfehlungen für den Beobachtungsdienst festgelegt. Bezeichnungen und Definitionen entsprechen denen der DIN 4049-3 (1994). Bei Vorhandensein einer geschlossenen oder durchbrochenen Schneedecke (Erdboden an einzelnen Stellen sichtbar, Schneebedeckung $\geq 50\%$) von mindestens 1 cm Höhe erfolgt die Messung der Schneedeckenhöhe täglich zum Morgentermin (07.00 Uhr MEZ). Beobachtungsergebnisse über Schneeflecken oder Schneereste (in beiden Fällen liegt Schnee nur noch an einzelnen, nicht zusammenhängenden Stellen) werden nicht in die Untersuchungen einbezogen. Für die Schneedeckenmessungen ist die Auswahl eines geeigneten Messplatzes von entscheidender Bedeutung (vgl. DVWK, 1994). Im Beobachtungsgelände ist dafür eine mehrere Quadratmeter große ebene Fläche auszuwählen. Dieser Platz soll frei von Verwehungen sein und nicht im Dauerschatten von Gebäuden o.ä. liegen. Besonders die Forderung nach repräsentativen, von Verwehungen freien Ablagerungsbedingungen ist erfahrungsgemäß schwer zu erfüllen. Zur Messung der Schneedeckenhöhe wird der

Schneepegel benutzt, der auf dem Messplatz an mehreren Stellen senkrecht bis zum Boden in den Schnee gesteckt wird. Die Höhe wird in ganzen Zentimetern abgelesen. Als (repräsentative) Höhe der Schneedecke wird der Mittelwert aus diesen Messungen angegeben.

Neben den genannten vom Standort und von den Witterungsbedingungen (Wind!) bei der Ablagerung abhängigen objektiven Einflüssen sind weitere subjektive Faktoren zu nennen, die die Variabilität der Ergebnisse beeinflussen. Diese Einflüsse beziehen sich hauptsächlich auf Einschätzungen des Schneebedeckungsgrades, allerdings nur für die Fälle einer nicht geschlossenen Schneedecke. Als Schneedeckentage zählen nach DIN 4049-3, 1994 (vgl. 3.2.1) alle Tage, die einen Bedeckungsgrad von mindestens 50 % aufweisen, d.h. an einzelnen Stellen kann die Schneedecke abgeschmolzen und der Erdboden sichtbar sein.

Bei der Auswahl der für die Untersuchung vorgesehenen Stationen wurde versucht, subjektive Einflüsse, die bei der Datengewinnung möglich sind (s.o.) zu minimieren. Darauf wird an anderer Stelle noch einmal eingegangen. Der stichprobenhafte Charakter der Terminmessung trägt allerdings dazu bei, dass vom Zeitpunkt der Ablagerung bis zum Zeitpunkt der Messung standortbedingt unterschiedliche Umwandlungs- und Abbauprozesse stattfinden, die auch an benachbarten Standorten zu systematischen Unterschieden im Andauer- und Häufigkeitsverhalten der Schneedecke beitragen können. Für die Schneedeckenparameter gelten im übrigen ausgeprägte Abhängigkeiten von der Geländehöhe und den klimatischen Bedingungen (ozeanischer bzw. binnenländischer Einfluss). Hierzu sind den Tabellen 2 und 3 sowie der Abb. 2 Einzelheiten zu entnehmen.

Eine für das Gebiet Deutschlands repräsentative Stationsauswahl muss deshalb u.a. diesen genannten Bedingungen Rechnung tragen. Die regionale Verteilung der für die Untersuchung verwendeten Stationen ist in der Abb. 1 dargestellt. Nähere Angaben zu den Standorten enthält Tab. 1. Mit der regionalen und von der Geländehöhe abhängigen Verteilung werden alle Höhenlagen vom Tiefland bis zum oberen Bergland erfasst (vgl. Tab. 4). Lediglich für das allerdings flächenanteilig vernachlässigbare hohe Bergland stehen keine geeigneten Stationen zu Verfügung. Zur Prüfung der repräsentativen Stationsauswahl wurde eine sog. Repräsentanzanalyse durchgeführt. Die Repräsentanz einer Stationszeitreihe gibt Auskunft darüber, inwieweit ihr Langzeitverhalten, ihre Schwankungsstruktur, einschließlich des Trends, stellvertretend für ein Gebiet steht. Mittelwerte der Temperatur weisen eine hohe Repräsentanz auf, bei Kurzzeitwerten des Niederschlages dagegen nimmt die Repräsentanz auf kurze Entfernung stark ab (Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996).

Die vorgegebene Beschränkung der Anzahl auszuwertender Stationsreihen und die im allgemeinen hohe Variabilität der Schneedeckenparameter rechtfertigen nachdrücklich eine Repräsentanzanalyse. Zur Charakterisierung der Repräsentanz dient der Korrelationskoeffizient (R), der die Ähnlichkeit von zwei Zeitreihen ausdrückt. Das Bestimmtheitsmaß $B = R^2$ ist die gemeinsame Varianz der beiden betrachteten Zeitreihen.

Als Richtwerte für eine ausreichend hohe Repräsentanz geben Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996 beispielsweise für Monatssummen des Niederschlages einen Koeffizienten von $R = 0,7$ an (entspricht einem gemeinsamen Bestimmtheitsmaß von $B = 49\%$). Die Repräsentanz ist für verschiedene meteorologische Größen sehr unterschiedlich. Für Temperaturmittel können wegen ihrer geringeren räumlichen Variabilität strengere Kriterien (z.B. $R = 0,8$ bzw. $0,9$)

führen können, die wegen ihres "kumulativen" Charakters nur mit Hilfe sehr aufwendiger Prozessstudien nachvollzogen werden können.

Zum anderen ist festzustellen, dass benachbarte, aber in unterschiedlichen Höhen gelegene Stationen hinsichtlich der Schneedeckenentwicklung eine sehr eigenständige Dynamik aufweisen können, weil Niederschläge in Abhängigkeit von der vertikalen Temperaturverteilung in den verschiedenen Höhenlagen eines Gebietes in der Regel unterschiedliche Aggregatzustände haben und so eine gegenläufige Entwicklung der Schneedecke auftreten kann. Diese vom Witterungsverlauf beeinflussten Prozesse können deshalb in ihrer komplexen Abhängigkeit zu größeren Schwankungen im Verhältnis der betrachteten Parameter führen, ohne dass sich dahinter Inhomogenitäten verbergen (vgl. auch Ergebnisse der Szenario-Rechnung).

Die Inhomogenität einer Zeitreihe verfälscht die Aussagen über das Trendverhalten. Da die Inhomogenitäten an einer Reihe oftmals nicht erkennbar sind, müssen Homogenitätstests vorgenommen werden. Dabei ist sorgfältig zu prüfen, ob im Falle einer Inhomogenität Korrekturen oder Homogenisierungen sinnvoll sind. Oftmals ist auf Grund begrenzter Informationsquellen eine Rekonstruktion nur unzulänglich möglich. Ein Informationsgewinn für die Trenduntersuchung ist dabei sehr zweifelhaft.

Die relativen Homogenitätstests, die auf Vergleichen zwischen der zu untersuchenden Station und benachbarten Stationen beruhen, sind den absoluten Tests, die auf stationsinternen Prüfungen beruhen, vorzuziehen (vgl. auch Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996). Die eingangs beschriebene Datenlage führt dazu, dass regional ein Mangel an geeigneten Stationen für die Tests besteht.

Zur Gewährleistung einer möglichst hohen Sicherheit bei der Verwendung der Datenreihen (vgl. Liste, Tabelle 1) wurden weitere Einschätzungen vorgenommen. So brachte, wie bereits erwähnt, eine in anderem Zusammenhang erarbeitete flächenhafte Darstellung der Schneedeckenparameter (HAD) eine hohe Übereinstimmung des Trendverhaltens der ausgewählten Stationen mit dem regionalen Trend. Diese Wahrnehmung entspricht sinngemäß dem Ergebnis einer relativen Homogenitätsprüfung, bei der eine zu untersuchende Datenreihe mit einer Referenzreihe (Mittel aus den Daten umliegender benachbarter Stationen) verglichen wird. Die Ergebnisse statistischer Homogenitätsprüfungen liegen zur Zeit noch nicht vor.

Für die ausgewählten Stationen wurde bisher hauptsächlich der Ganglinienvergleich zur Homogenitätsprüfung vorgenommen (vgl. Abb. 7.1 bis 7.15; Abb. 8 und Tab. 7).

Die Prüfung der Zeitreihen erfolgt dabei ausnahmslos mit "Jahreswerten". Im Falle der Schneedeckenparameter sind dies z.B. Andauerdaten für eine Winterperiode.

Der Ganglinienvergleich zwischen der zu prüfenden Reihe und einem aus mindestens 3 umliegenden Stationen gebildeten "Gebietsmittel" (vgl. Abb. 7) gibt nach der visuellen Einschätzung nur vereinzelt deutlich erkennbare Hinweise auf mögliche Inhomogenitäten. Als Prüf-Kriterium wurde festgelegt, dass bei gleichsinnigen Verläufen beider Ganglinien während des gesamten Untersuchungszeitraumes relevante Inhomogenitäten weitgehend ausgeschlossen werden können. Am Beispiel der Station Potsdam (Abb. 7.3) ist zu sehen, dass während des gesamten Zeitraumes die Werte der Vergleichsreihe kleiner sind. Zwar ist der Unterschiedsbetrag nicht konstant, aber wesentliche Charakteristika des

Schwankungs- und Extremverhaltens werden "punktgenau" (im zeitlichen Verlauf) und sogar mit hoher Übereinstimmung in den Absolutbeträgen abgebildet. Allerdings verdient die Darstellung des Vergleichs der kumulativen Werte (Abb. 8) besondere Aufmerksamkeit. Vor allem in jüngster Zeit ist eine stetige Vergrößerung des Abstandes beider Kurven festzustellen, die auf Besonderheiten am Standort der Station Potsdam schließen lässt. Details wird erst die statistische Prüfung ergeben.

Sinngemäß gleichlautende Einschätzungen sind auch für alle übrigen Stationen zutreffend. Nachfolgend wird eine kurzgefasste Charakteristik der bisherigen Überprüfung mit Hilfe des Ganglinienvergleichs mitgeteilt.

- **Hamburg-Fuhlsbüttel:** Keine erkennbaren Unterschiede im langjährigen Gang.
- **Schwerin:** Im Zeitraum ab 1985 Verringerung der bis dahin weitgehend konstanten Unterschiede zur Referenzreihe.
- **Potsdam:** Ab Mitte der 70er Jahre stetige Zunahme der
- **Karlsruhe:** Im Zeitraum 1975 bis 1985 Vergrößerung der Unterschiede zur Bezugseihe.
- **Göttingen:** Keine erkennbaren Besonderheiten.
- **Aachen:** Kurzzeitige (1965 bis 1970) Vergrößerung der positiven Abweichung von der Bezugsreihe.
- **Görlitz:** Keine erkennbaren Besonderheiten.
- **Öhringen:** Keine erkennbaren Besonderheiten.
- **Chemnitz:** Keine erkennbaren Besonderheiten.
- **Weißenburg/Bayern:** Ab 1985 erkennbare Veränderungen.
- **Weiden/Opf.:** Kurzzeitige Vergrößerung der Abweichungen zur Bezugsreihe in den Zeiträumen 1965/70 und 1980.
- **Ellwangen/Jagst:** Ab 1985 erkennbare Veränderungen.
- **Hof-Hohensaas:** Keine erkennbaren Besonderheiten.
- **Grebenhain-Herchenhain:** Keine erkennbaren Besonderheiten.
- **Oberstdorf:** Anfang der 70er Jahre tritt eine kurzfristige "Anomalie" im sonst gleichsinnigen Verlauf zur Referenzreihe auf.

Wie bereits erwähnt, sind weitere (statistische) Tests vorgesehen und auf Grund der Befunde der visuellen Prüfung notwendig.

Die Homogenitätsprüfung mit dem **Craddock-Test** erfolgt dabei allerdings auch überwiegend graphisch, die Beurteilung der Ergebnisse ist dadurch subjektiv beeinflusst. Folgende Beziehungen werden verwendet:

$$s_1 = \frac{\bar{b}}{a} \cdot a_1 - b_1 \quad (1a)$$

$$s_2 = \frac{\bar{b}}{a} \cdot a_1 - b_1 + \frac{\bar{b}}{a} \cdot a_2 - b_2 \quad (1b)$$

a_i	=	Gebietsmittelreihe (es wird vorausgesetzt, dass die Referenzreihen homogen sind)
b_i	=	die zu prüfende Reihe
a, \bar{b}	=	Mittelwerte der Reihen

Die Ergebnisse s_i werden grafisch gegen die Zeit aufgetragen. Ausgeprägte Extreme (v-förmige Abweichungen) weisen auf eine Inhomogenität hin. Geringfügige Variation um Null deutet mit hoher Wahrscheinlichkeit auf eine homogene Reihe hin.

Der **Buishand-Test**, ebenfalls ein relativer Test, erlaubt objektive Aussagen. Kumulative Abweichungen für Testgrößen werden mit Tabellenwerten verglichen.

Der (relative) **Homogenitätstest nach Alexandersson** hat gegenüber den genannten Testmethoden noch den Vorteil, dass er nicht nur eine "ja/nein" - Entscheidung liefert, sondern auch Zeitpunkt und Ausmaß der Inhomogenität bestimmt.

Anm: Nach Abschluss dieser Arbeit wurden in einer weiteren Untersuchung (Blümel, K. 2000) die o. g. statistischen Tests vorgenommen. Dabei konnte festgestellt werden, dass die verwendeten Datenreihen als homogen, teilweise allenfalls als unbedenklich inhomogen einzuschätzen sind.

2.2 Beschreibung des derzeitigen Standes der Untersuchungen zum Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes

Die Schneedecke ist eines der wichtigsten und empfindlichsten Elemente des globalen klimatischen und hydrologischen Systems (Hengchun, Ye; Han-Ru Cho; P.E. Gustafson, 1998). Untersuchungen von Gleick, P.H. 1986 haben ergeben, dass bereits kleine Änderungen der Niederschlags- und Verdunstungsverhältnisse signifikante Änderungen der hydrologischen Bedingungen zu Folge haben. Eine realistische Einschätzung der tatsächlichen Änderungen des Wasserdargebots muss dabei auch den Einfluss der Schneedecke berücksichtigen (vgl. hierzu auch Finke, W. u.a. 1991; Becker, A. und Rachner, M. 1986).

Anlässlich der XIX Generalversammlung der IUGG in Vancouver/Kanada (1987) standen die möglichen Änderungen des Schneedeckenregimes und deren Auswirkungen im Mittelpunkt der Diskussionen. Szenario-Rechnungen, die die Folgewirkungen möglicher Temperaturerhöhungen auf das Schneedecken- und Abflussregime behandeln (Rango, A. und Kuchment, L.S.) werden ergänzt durch Auswertungen langjähriger Beobachtungen, die in den zurückliegenden Jahrzehnten, etwa seit Mitte des 20. Jahrhunderts, in verschiedenen Regionen der USA eine Zunahme der Schneerücklagen erkennen lassen (Robinson, D.A.). Aber auch mögliche Rückkoppelungseffekte werden diskutiert, wie etwa die Auswirkungen von Variationen im eurasischen Schneedeckenregime auf die Ausprägung des indischen Sommermonsuns (Bhanu Khumar). Der Aspekt mannigfaltiger, komplexer Rückwirkungen, u.a. als Ergebnis von Unterschieden des Energiehaushalts über schneebedeckten und schneefreien Flächen wird auch in jüngster Zeit intensiv untersucht (Kitaev, L. u.a. 1998; Kranke, A. u.a. 1998). Im Langzeitverhalten hat es nach den eben genannten Untersuchungen eine Zunahme der Schneehöhe in weiten Teilen Nordrußlands, dagegen eine Abnahme in weiten Teilen des Südens Rußlands gegeben, natürlich mit zahlreichen regionalen Beson-

derheiten und Ausnahmen.

Eine Studie zur Schneedeckenstatistik für einige Stationen der Schweizer Alpen für die letzten 50 Jahre weist ebenfalls den engen Zusammenhang zwischen großräumigen (hemisphärischen) atmosphärischen Abläufen und dem Schneedeckenregime in den Alpen (Beniston, M. 1997) nach. Die großräumigen Prozesse sind es, die das Schneedeckenregime (Andauer, Schneehöhe) dominieren. Oberhalb 1750 m nimmt der Einfluss von Klimaschwankungen auf die Schneedecke merklich ab.

Diese Vorbemerkungen scheinen notwendig, um bei der Untersuchung lokaler oder regional begrenzter Aspekte die komplexen großräumigen Zusammenhänge nicht aus den Augen zu verlieren.

In einer Untersuchung zur zeitlichen Variabilität der Schneehöhe (Neumeister, H. und Regber, R. 1993) auf der Grundlage einer 43 jährigen Reihe von Tageswerten der Schneedecke im Westerzgebirge werden von der Geländehöhe abhängige Auswirkungen von Klimaänderungen (u.a. auf das Schneedeckenregime) deutlich. Tiefer gelegene Stationen werden in der Regel stärker, höher gelegene dagegen nur in geringem Maße von Witterungsregelfällen (Erwärmung) beeinflusst. Niederschläge fallen dabei in den tieferen Lagen als Regen, in den höheren Lagen (> 800 m) häufig als Schnee.

Lang- und mittelfristige Veränderungen der Schneeverhältnisse im Ostalpenraum wurden von Steinhauser, F. 1970 (zit. n. Fliri, F. 1992) beschrieben. Fliri, F. 1992 kann in einer umfassenden Auswertung säkularer Datenreihen der Schneedecke in Tirol Veränderungen im Charakter der Winter feststellen (Zunahme sogenannter kernloser Winter). Auch Schönwiese, C.-D. sieht einen Trend zu milderem Wintern. Regionale Unterschiede in der Reaktion der Schneedecke auf Szenario-Simulationen werden von mehreren Autoren beschrieben. Aus dem baltischen Raum liegen Ergebnisse von Jaagus, J. 1997 vor. Die Folgen von Klimaänderungen (vornehmlich werden Änderungen der Lufttemperatur und des Niederschlages angesetzt) auf die Schneedecke wurden an einem alpinen Gebiet in der Schweiz untersucht (Schädler, B. u.a. 1998).

Dunn, S.M. und Langan, S.J. 1998 haben versucht, die Zusammenhänge zwischen Klima, Schneedecke und Wasserressourcen eines großen schottischen Flußgebietes durch Modellsimulation zu beschreiben.

Eine schwedische Studie (Chong-yu Xu, 1998) kommt zu dem Ergebnis, dass alle angenommenen Szenarien, die von steigender Lufttemperatur und veränderlichem Niederschlag ausgehen, hauptsächlich zu einer Verminderung der winterlichen Schneeakkumulation führen.

Um die Auswirkungen von Klimaänderungen durch Modellsimulation wirklichkeitsnah nachzuvollziehen, sind besondere Anforderungen an die Klima-Szenarien für sog. "impact"- Studien zu beachten (Bergström, S. 1998). Allgemeine Annahmen über den Niederschlag und die Temperatur sind nach seiner Meinung für ausgewogene anspruchsvolle Untersuchungen nur mit Einschränkungen geeignet, weil dabei die Wirkung meteorologischer Extremsituationen, jahreszeitliche Besonderheiten und kritische Kombinationen der meteorologischen Größen unberücksichtigt bleiben. Es sind für flächenorientierte Szenarien deshalb detaillierte regionale Eingaben vorzusehen (vgl. Krebs, M. 1997). Schon Katz, R.W. und Brown, B.E. 1992 haben darauf hingewiesen, dass u. a. auch die veränderte Variabilität, mit Folgen für das Extremverhalten, im Rahmen eines sich ändernden Klimas wichtiger ist als die Änderung von Mittelwerten.

Da in der vorliegenden Studie eine solche komplexe regionale Herangehensweise nicht vorgesehen ist, sondern der Schwerpunkt auf repräsentativen standortbezogenen Untersuchungen liegt, können Vereinfachungen in der Szenario-Formulierung hingenommen werden (vgl. auch Abschnitt 3.3 und Leavesley, G.H. 1994).

2.3 Vorgehensweise (Bearbeitungsmethodik, Auswertemethodik)

Soweit wie möglich wurden Stationen mit mindestens 60 jährigen Reihen in die Auswertungen einbezogen, um aus Vergleichen zwischen Gesamtreihen und Teilreihen Informationen zur "Repräsentativität" des verwendeten 45 jährigen Zeitraums zu erhalten (vgl. auch Abschnitt 3.1).

Für die Beschreibung der räumlichen und zeitlichen Variabilität der zu behandelnden Schneedeckenparameter werden statistische Maßzahlen verwendet. Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996 haben die verschiedenen Möglichkeiten, die zeitliche Entwicklung einer Klimagröße durch eine Maßzahl auszudrücken, beschrieben. Ein solches Maß ist z.B. der "Trend", der die Veränderung eines (Klima-) Zustandes im Laufe eines bestimmten Zeitraums darstellt. Im folgenden wird vor allem die zeitliche Variabilität der Schneedeckenparameter behandelt und durch statistische Maßzahlen beschrieben. Wenngleich festzustellen ist, dass erst aus der Untersuchung säkularer Reihen einigermaßen gesicherte Erkenntnisse über die Veränderung einer Klimagröße in eine bestimmte Richtung (d.h. ein "Trend") abgeleitet werden können, sind Ergebnisse aus kürzeren Reihen aufschlussreich, wenn sie mit der notwendigen Sorgfalt interpretiert werden. Nachfolgend wird ausnahmslos der lineare Trend ermittelt, dazu wird durch die Zeitreihe a_i der betrachteten Größe (Länge der Zeitreihe n Jahre) eine Regressionsgerade nach der Methode der kleinsten Quadrate gelegt:

$$a_i = A + Bt_i \quad (2)$$

Der lineare Trend Tr ist dann definiert als die Differenz zwischen dem Endwert a_n zum Zeitpunkt t_n und dem Anfangswert a_1 zum Zeitpunkt t_1 :

$$Tr = a_n - a_1 \quad (3)$$

a_i = Ordinatenwerte der Regressionsgerade zu den Zeitpunkten t_i
 A, B = Regressionskoeffizienten

Der Mittelwert \bar{a} der Zeitreihe a_i ist gegeben durch

$$\bar{a} = \frac{1}{2}(a_1 + a_n) \quad (4)$$

Neben dem „absoluten“ Trend Tr erweist sich in manchen Fällen die Verwendung des „relativen“ Trends $RelTr$ als vorteilhaft, insbesondere wenn das Verhalten von Zeitreihen mit unterschiedlichen Mittelwerten direkt verglichen werden soll. So sind, ähnlich wie die mittleren Niederschlagssummen, alle Schneedeckenparameter stark höhen- und orographieabhängig.

Von den verschiedenen Möglichkeiten, den relativen Trend (RelTr) zu definieren, wird die Bestimmung der Veränderung der jeweiligen Größe gegenüber der Ausgangssituation (d.h. am Beginn des Untersuchungszeitraumes) gewählt, ausgedrückt in Anteilen bzw. Prozenten des Mittelwertes der Klimagröße im gesamten Untersuchungszeitraum, d.h.

$$\text{RelTr} = \frac{\text{AbsoluterTrend}}{\bar{a}} \quad (5a)$$

bzw.

$$\text{RelTr} [\%] = \frac{\text{AbsoluterTrend}}{\bar{a}} \cdot 100 \% \quad (5b)$$

Der Trend kann ohne Informationen über seine statistische Signifikanz nicht richtig interpretiert werden (Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996). Wesentlich ist eine Aussage über seine Sicherheit, d.h. wie deutlich er sich aus der Variabilität der betrachteten Zeitreihe heraushebt.

Als einfach zu ermittelndes Maß für die Signifikanz kann das "Trend-Rausch-Verhältnis" angesehen werden. Es wird abgeleitet aus der Beziehung zwischen Trend (Tr) und Zeitreihenvariabilität, ausgedrückt durch die Standardabweichung s:

$$T/R = \frac{Tr}{s} \quad (6)$$

Eine weitere Möglichkeit zur Signifikanzprüfung besteht darin, die Steigung der Regressionsgeraden zu untersuchen ("Regressionsgeradentest"). Verbleibt die Geradensteigung innerhalb des Vertrauensbereiches (v)

$$v = \frac{s}{a} \quad (7)$$

so ist kein Trend vorhanden. Die Steigung übertrifft nicht die natürliche Variabilität der Reihe (vgl. auch Weigl, E. 1996).

3 Ergebnisse

3.1 Vergleiche zwischen verschiedenen Bezugsperioden.

Einordnung des Bearbeitungszeitraumes

3.1.1 Vorbemerkungen

Die Auswahl des Untersuchungszeitraumes kann merklichen Einfluss auf den Trend haben. Bereits geringfügige zeitliche Verschiebungen führen zu unterschiedlichen Trendwerten. Im folgenden werden deshalb, gewissermaßen als Hintergrundinformation, zunächst Ergebnisse zum Langzeitverhalten der für das

Schneedeckenregime wesentlichen meteorologischen Größen (Lufttemperatur, Niederschlag) mitgeteilt.

Für detaillierte Untersuchungen eignen sich die Stationen Potsdam und Aachen besonders, da für sie neben säkularen Datenreihen der meteorologischen Größen auch ebenso lange (bzw. annähernd so lange) Reihen von Schneedeckendaten vorhanden sind.

Auf diese Weise wird versucht, eine Beziehung zwischen meteorologischen Größen und Schneedeckeregime für verschiedene Bezugsperioden herzustellen. Eine qualifiziertere, besser begründete Beurteilung und Einordnung der nachfolgend zu betrachtenden, aber auf der Grundlage kürzerer Reihen gewonnenen Ergebnisse der Trendanalyse ist damit möglich.

3.1.2 Zum Langzeitverhalten der meteorologischen Größen und Beziehungen zum Schneedeckenregime

Für die Stationen Potsdam und Aachen, teilweise auch für die Station Hamburg wurde der langjährige Gang verschiedener meteorologischer Größen, die für die Ausprägung des Schneedeckenregimes besondere Bedeutung haben (Lufttemperatur, Niederschlag), näher untersucht.

Die Auswertung erfolgte zunächst für den gesamten durch Messwerte belegten Zeitraum, sowie für Teilreihen.

Stellvertretend wurden das Jahresmittel der Lufttemperatur, die Jahressumme des Niederschlages sowie die entsprechenden Monatswerte für Januar und Februar zur Charakterisierung möglicher Unterschiede zwischen mittleren Jahreswerten und den Wintermonaten betrachtet. Für die Einschätzung der Beziehungen zum Schneedeckenregime wurde die Größe Schneedeckendauer für die genannten Perioden ausgewertet.

Für Aachen und Hamburg war dafür wegen zu großer Ausfälle in den ersten Jahrzehnten die Auswertung der Andauer mit Einschränkungen erst ab der Teilreihe 1934/60 (Ausfälle: 1931, 1932, 1949) möglich.

Die Ergebnisse der Berechnung des linearen Trends sind in den beigegebenen Tabellen 8 und 9 enthalten. Es wurde bereits darauf aufmerksam gemacht, dass das Trendverhalten auf Veränderungen des Untersuchungsintervalls sensibel reagiert. Für Trendanalysen ist es deshalb von hervorragender Bedeutung, Untersuchungszeiträume zu wählen, die lang genug sind, um nichttypische, zufällige Erscheinungen auszuschließen.

Ebenso sollte sichergestellt sein, dass geringfügige Veränderungen der Länge oder zeitliche Verschiebungen des Bearbeitungsintervalls keine Trendänderungen nach sich ziehen. Ein Vergleich der normierten Trendwerte der Lufttemperatur von Potsdam und Aachen für die Reihen 1901/95 und 1951/95 zeigt markante Unterschiede (Tabelle 8).

Im Zeitraum 1951/95 sind die entsprechenden Werte für die Zunahme um den Faktor 2 bis 10 größer. Besonders trifft das für die Temperaturzunahme in den Wintermonaten (Januar/Februar) zu. Mit Einschränkungen gelten die Aussagen auch für die Zunahme des Niederschlages in den Wintermonaten (Ausnahme: Aachen, Februar).

Die Trendanalyse der Schneedeckendauer für unterschiedliche Bezugszeiträume erlaubt aufschlussreiche Folgerungen hinsichtlich der Wirksamkeit des Einflusses

einzelner Jahre oder kurzer Zeitabschnitte mit extrem abweichendem Verhalten. Beim Vergleich der normierten Trendwerte für die Reihen 1901/90 und 1901/95 von Potsdam ergibt sich eine Halbierung des Trendanstiegs für die längeren Reihen, in der aber mit 1991/95 extreme Jahreswerte mit gegenläufigem (negativem) "Trend" enthalten sind.

Ein ähnliches Verhältnis zeigt der Vergleich der Reihen 1951/90 und 1951/95, wobei für die längere Reihe, die dem Bezugszeitraum dieser Studie entspricht, der abwärtsgerichtete Trendwert sich nahezu verdoppelt.

Zugleich zeigt der regionale Vergleich der Trends (Potsdam, Aachen, Hamburg) ein uneinheitliches Bild.

Die Stabilität des Trends kann auf einfache Weise geprüft werden. Dazu wird die Länge des Bearbeitungszeitraumes schrittweise verändert (z.B. Verschiebung des Anfangsdatums um jeweils ein Jahr), und für jeden auf diese Weise neu entstehenden Bearbeitungszeitraum wird der Trend (auf ein Jahr normiert) berechnet. Daraus ist leicht abzuleiten, welche Mindestlänge eine Datenreihe haben sollte, um gesicherte Ergebnisse zu erhalten.

Für Bearbeitungsintervalle kleiner als 30 Jahre wurde besonders für Niederschlagswerte (Jahres-, Halbjahressummen), aber auch für Temperaturwerte (Jahres- und Halbjahresmittel) eine starke Zunahme der Fluktuation beobachtet. Die Analyse des Trends für derartig kurze Intervalle ist deshalb wenig sinnvoll (Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996).

Der besseren Vergleichbarkeit wegen (unterschiedlich lange Vergleichsreihen) werden die Schneedeckendaten ebenfalls als die Werte des Anstiegs der Regressionsgerade (normierter Trend) mitgeteilt. Zur Veranschaulichung des zeitlichen Verhaltens werden für die Stationen Potsdam, Aachen, Braunlage und Weißenburg/Bayern ausgewählte Ergebnisse als Darstellung beigegeben (Abb. 9 und 10).

Leider ist aber, wie an anderer Stelle schon erwähnt, nur die Potsdamer Reihe lang genug, um aussagefähige Langzeitanalysen der Trendstabilität durchzuführen. Die Berechnungen wurden bei Erreichen eines 30jährigen Zeitraums (1966/67 bis 1995/96) abgebrochen. Aus dem Kurvenverlauf kann entnommen werden, dass eine ca. 45- bis 50-jährige Reihe zur Gewährleistung einer akzeptablen Trendstabilität erforderlich ist.

Für kürzere Reihen ist der Einfluss von Extremsituationen groß.

3.2 Das Langzeitverhalten ausgewählter Schneedeckenparameter in Deutschland . Trendanalyse

3.2.1 Vorbemerkungen

Klimaelemente weisen eine räumliche und zeitliche Variabilität auf. Die zeitlichen Variationen können nach der Dauer der Fluktuationen differenziert werden (Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996). Sehr langfristige Variationen, die in eine bestimmte Richtung weisen, können dabei wie an anderer Stelle bereits ausgeführt, als "Trends" aufgefasst werden. Nachfolgend wird das Trendverhalten verschiedener Schneedeckenparameter im Bezugszeitraum 1951/52 bis 1995/96 analysiert. Bei der Bearbeitung wird durchweg der lineare Trend verwendet, der einfach zu berechnen und zu interpretieren ist.

3.2.2 Schneedeckenzeit

Gemäß DIN 4049-3, 1994 ist die Schneedeckenzeit die Zeitspanne vom ersten bis zum letzten Schneedeckentag einer winterlichen Periode.

Die Schneedeckenzeit schließt auch die schneedeckenfreien Tage ein.

Als Schneedeckentag zählt ein Tag, an dem eine Schneedecke (d.h. Schnee, der einen Bedeckungsgrad der Bodenoberfläche von mindestens 50 % aufweist) zu einem festgesetzten Termin (Morgentermin der meteorologischen Stationen) vorhanden ist.

Die "Andauerparameter" der Schneedeckenzeit, charakterisiert durch die Daten des Beginns und des Endes, weisen für den Untersuchungszeitraum eine nur geringe regionale Differenzierung des Trends auf.

Die ausgewählten Stationen sind für die Einschätzung hinreichend repräsentativ. Die langfristigen Veränderungen liegen in der Größenordnung von ± 10 Tagen.

Das trifft auch auf das regional stärker differenzierte Datum des Endes der Schneedeckenzeit zu. Auffällig ist dabei allenfalls eine Dominanz der positiven Veränderungen (gleichbedeutend mit einer Hinauszögerung des Endtermins der Schneedeckenzeit) in den höheren Lagen. Sinngemäß trifft diese Beurteilung auch für die Dauer der Schneedeckenzeit zu. Die Langzeitveränderungen sind jedoch insgesamt gesehen gering (vgl. auch Ergebnis der Trend- Signifikanzprüfung, Tab. 10).

Bei der Prüfung mit dem Regressionsgeradentest erwiesen sich die Änderungen für 10 Stationen als signifikant. Dagegen brachte die Prüfung mit dem Trend-Rausch-Verhältnis keine signifikanten Unterschiede.

3.2.3 Schneedeckendauer

Als Schneedeckendauer wird gemäß DIN 4049-3, 1994 die Anzahl der Schneedeckentage in einer bestimmten Zeitspanne bezeichnet.

Die Schneedeckendauer hat, von Einzelfällen abgesehen, im Untersuchungszeitraum flächendeckend geringfügig abgenommen.

Die höchsten Raten sind besonders im Nordosten und regional in Süddeutschland zu beobachten. Wie angedeutet, lassen sich aber auch für die Schneedeckendauer die Veränderungen nur vereinzelt signifikant sichern (vgl. Tab. 11).

Lediglich für drei Stationen ergibt der Regressionsgeradentest signifikante Änderungen.

3.2.4 Schneedeckenperiode

Gemäß DIN 4049-3, 1994 wird die Zeitspanne von ununterbrochen aufeinanderfolgenden Schneedeckentagen als Schneedeckenperiode bezeichnet.

Nachfolgend wird die maximale Andauer der Schneedeckenperiode (hier "Winterdecke" genannt) in einer winterlichen Periode untersucht.

Flächendeckend sind nur geringfügige, vereinzelt signifikante Abnahmen zu registrieren (vgl. Tabelle 12).

3.2.5 Datum des Eintritts der maximalen Schneedeckenhöhe

Analog zu den vorgenannten Veränderungen der Größen, die das Andauerverhalten der Schneedecke charakterisieren, kann auch für das Eintrittsdatum der maximalen Schneedeckenhöhe nur eine geringfügige Schwankung um den langjährigen Mittelwert festgestellt werden, mit regional wechselnden Vorzeichen. Rückschlüsse auf regionale Dominanz einer bestimmten Trendrichtung sind zwar nicht möglich, aber immerhin lassen sich für 10 der untersuchten Stationen mit dem Regressionsgeradentest signifikante Veränderungen feststellen (Tabelle 13).

3.2.6 Beständigkeit der Schneedecke

Die Beständigkeit der Schneedecke ist in der DIN 4049-3, 1994 nicht definiert. Im folgenden wird darunter das Verhältnis zwischen Schneedeckendauer und Schneedeckenzeit verstanden (Wertebereich zwischen 0 und 1).

Der ermittelte Quotient liefert eine ergänzende Information zur Beschreibung der Schneedeckencharakteristik (im zeitlichen Verlauf und im regionalen Verhalten).

Im Gegensatz zu den anderen bislang beschriebenen Größen kann für die Beständigkeit wohl eine flächendeckende Abnahme beobachtet werden, mit vereinzelt Ausnahmen, jedoch lassen sich diese Veränderung statistisch nicht sichern. Eine Tendenz ist aber sichtbar, die für den betrachteten Zeitraum bei allen Parametern zum Andauerverhalten regional verbreitet zu beobachten war: die Häufung sog. "kernloser" Winter. Dabei sollte aber nicht übersehen werden, dass vor allem die letzten Winterperioden im Untersuchungszeitraum eine entscheidende Rolle bei dieser Charakterisierung spielen.

Es ist in diesem Zusammenhang auf die deutliche Verringerung des Anstiegs der Regressionsgeraden für die Potsdamer Reihe 1901/1995 der Schneedeckendauer gegenüber der Reihe 1901/1990 hinzuweisen (vgl. Abschnitt 3.1.2).

3.2.7 Erhaltung der Winterdecke

Auch diese Größe ist in der DIN 4049-3, 1994 nicht enthalten.

Ähnlich wie für die Beständigkeit der Schneedecke wird hier das Verhältnis zwischen Winterdecke (längste Schneedeckenperiode einer winterlichen Periode) und Schneedeckendauer gebildet (Wertebereich zwischen 0 und 1). Diese Größe ist ebenfalls eine ergänzende Information, die zusätzliche Rückschlüsse z. B. auf Tendenzen zu "kernlosen" Wintern liefert.

Im Gegensatz zu allen bisher betrachteten Größen weist die Erhaltung der Winterdecke, bzw. ihre Veränderung im Untersuchungszeitraum, eine deutliche regionale Gliederung auf. Während nördlich des 51. Breitengrades eine wenn auch schwach ausgeprägte zunehmende Erhaltungsneigung deutlich dominiert, ist südlich dieser Breite fast ausschließlich nur eine Abnahme, ebenfalls aber nur schwach ausgeprägt, anzutreffen. Signifikant sind alle diese Änderungen jedoch nicht (vgl. Tab. 15).

3.2.8 Vergleichende Interpretation der Ergebnisse

Für die in den vorausgegangenen Abschnitten beschriebenen Ergebnisse der Trendanalyse gilt, dass ein beobachteter Trend grundsätzlich nur für den Zeitraum, für den er abgeleitet wurde ("diagnostisch"), gültig ist (Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996). Das heißt vor allem, dass eine "prognostische" Auslegung der gewonnenen Ergebnisse unzulässig ist.

Die Ergebnisse der Signifikanztests mit Hilfe des Trend-Rausch-Verhältnisses und des Regressionsgeradentests weisen aus, dass die meisten Veränderungen der Schneedeckenparameter im Untersuchungszeitraum innerhalb des Schwankungsbereiches der jeweiligen Größe liegen. Darüber hinaus wurden auch zeitlich gleitende lineare Trendanalysen durchgeführt, um die Stabilität der Trends zu prüfen.

Das hohe Maß an "Unentschiedenheit" im Trendverhalten veranlasst, mit Hilfe von Szenario-Rechnungen den Fall einer "einseitig" gerichteten Klimaänderung (Temperaturzunahme, Zunahme winterlicher Niederschläge) und die Auswirkungen auf das Schneedeckenregime weiter zu verfolgen.

3.3 Szenario-Rechnungen mit dem Simulationsmodell SNOW-K

3.3.1 Vorbemerkungen

Die Möglichkeit, die Entwicklung der Schneedecke mit Hilfe von Modellen nachzubilden, wurde vielfach ausführlich beschrieben (vgl. Anderson, E.A. 1973; Braun, L.N. 1985; Rachner, M. und Matthäus, H. 1984, 1986, 1990; Blöschl, G. und Kirnbauer, R. 1991; Kirnbauer, R. 1993).

Für den speziellen Zweck einer auf Langzeituntersuchungen angelegten Simulation (klimatologischer Zeitmaßstab) wurde eine klimatologisch ausgerichtete Modellvariante (SNOW-K) entwickelt (Rachner, M., Matthäus, H. und Schneider, G. 1992).

Auf der Grundlage von Tageswerten der input-Größen

- Lufttemperatur
- Luftfeuchte
- Sonnenscheindauer oder Globalstrahlung
- Niederschlagshöhe

ist es möglich, den gesamten Entwicklungsgang der Schneedecke nachzubilden. Mit dem Hinweis auf die oben zitierte Literatur sollen Modellstruktur, Parametereichung u. a. hier nicht näher erörtert werden. Das Modell SNOW-K ist besonders geeignet für die Simulation von Szenarien zur Nachbildung möglicher Auswirkungen von Klimaänderungen. Entscheidend ist lediglich die Festlegung plausibler Annahmen zur Änderung der Klimagrößen. Dabei muss vorausgeschickt werden, dass nur pauschale Annahmen gemacht werden können, ohne dass die in Wirklichkeit aus den Veränderungen einzelner Größen resultierenden Wechselwirkungen und Rückkopplungen in ihrer Gesamtheit berücksichtigt werden können. Die Annahme denkbar einfacher Bedingungen ist auch deshalb gerechtfertigt, weil über die tatsächlichen Änderungen der Klimagrößen und ihre wechselseitige

Bedingtheit trotz einer Vielzahl von Untersuchungen (vgl. Abschnitt 2.2), nur wenige konkrete Anhaltspunkte vorliegen (vgl. Leavesley, G.H. 1994).

Mangels entsprechender anderweitiger Grundlagen stellen die Szenario-Rechnungen deshalb strenggenommen nur einen Zustand des Schneedeckenregimes dar, wie er sich unter den angenommenen veränderten meteorologischen Bedingungen ergeben würde. Eine Projektion in die Zukunft ist jedoch nicht gerechtfertigt.

In einer für das Gebiet Deutschlands durchgeführten regionalen und jahreszeitlichen Trendanalyse für den Niederschlag und die Lufttemperatur (Rapp, J. und Schönwiese, C.-D. 1996; Rapp, J. 1997) wird eine bemerkenswerte jahreszeitliche Umverteilung des Niederschlages (Wintermonate um 16 bis 19 % feuchter!) und ein Anstieg des Jahresmittels der Lufttemperatur um bis 1 K (in den Wintermonaten bis ca. 1,7 K) für den Zeitraum 1891/1990 dokumentiert.

In dieser Größenordnung werden sich die Annahmen für die folgenden Rechnungen bewegen. Aus den Szenario-Untersuchungen lassen sich vor allem auch Schlüsse über mögliche regional unterschiedliche Auswirkungen von Klimaänderungen auf das Schneedeckenregime ziehen (vgl. Abschn. 2.2). So dürften tiefer gelegene Regionen bzw. Standorte von einer Erwärmung zuerst und am stärksten betroffen sein, hingegen werden höher gelegene Regionen bzw. Standorte weniger beeinflusst sein (vgl. Neumeister, H. und Regber, R. 1993). Auch die Auswertung langer Reihen zum Verhalten der Gletscher in den österreichischen Alpen (Kuhn, M. 1995) ergab ein regional recht unterschiedliches, teilweise gegenläufiges Verhalten.

3.3.2 Die Formulierung der Szenarien

Die Formulierung der Szenarien und die Auswahl der für die Bearbeitung vorgesehenen Stationen berücksichtigt weitgehend Ergebnisse und Hinweise, die der zitierten Literatur entnommen wurden. Verschiedentlich sind die dargestellten Ergebnisse allerdings nur stichprobenhaft und nicht beweiskräftig genug. Zusammen mit eigenen Erfahrungen wurde deshalb ein Vorgehenskonzept (Stationsauswahl) formuliert, das in repräsentativer, systematischer Form Beziehungen besonders auch zwischen Klimaänderung einerseits und Schneedeckenverhalten unter bestimmten geographischen Bedingungen andererseits behandelt.

Mit der Auswahl der Stationen werden wichtige Höhenstufen und Regionen repräsentativ erfasst. Damit können die bisherigen Mutmaßungen über klimabedingte Abhängigkeiten insbesondere von der Geländehöhe systematisiert und präzisiert werden.

Als repräsentative Stationen für die Simulation werden die nachfolgenden Stationen ausgewählt (vgl. auch Stationsliste, Tabelle 1):

- Potsdam (81 m)
- Görlitz (238 m)
- Weißenburg/Bayern (422 m)
- Weiden/Opf. (438 m)
- Hof-Hohensaas (567 m)
- Braunlage (607 m)
- Kleiner Feldberg/Ts. (805 m)
- Oberstdorf (810 m)

Für die vergleichende Auswertung werden die ihrem Charakter nach unterschiedlichen, aber markanten Winterperioden 1962/63 und 1969/70 herangezogen.

Folgende Szenarien werden vorgesehen:

- Szenario I: Als Modellinput werden die Originalmesswerte der jeweiligen Station verwendet.
- Szenario II: Inputgröße Lufttemperatur wird konstant um 1 K erhöht. Inputgröße Niederschlag wird konstant um 10 % erhöht. Alle übrigen Inputgrößen bleiben unverändert.
- Szenario III: Inputgröße Lufttemperatur wird konstant um 1,5 K erhöht. Inputgröße Niederschlag wird konstant um 20 % erhöht. Alle übrigen Inputgrößen bleiben unverändert.

3.3.3 Ergebnisse der Simulation zum Andauerverhalten

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Szenario-Simulation (Varianten I, II, III gem. Abschnitt 3.3.2) in statistisch aufbereiteter und verdichteter Form dargestellt. U.a. können dadurch die Auswirkungen unterschiedlicher Szenario-Annahmen einschließlich regionaler Besonderheiten (Abhängigkeit von der Geländehöhe) quantifiziert werden.

Vorab muss noch darauf hingewiesen werden, dass die Simulationsergebnisse strenggenommen nicht mit den Daten der Schneedeckendauer vergleichbar sind. Bei den simulierten Werten handelt es sich um die Anzahl der Tage mit Wasseräquivalent der Schneedecke (W_n), das größer als Null ist. Die Schneedeckendauer dagegen bezeichnet die Zahl der Tage mit Schneedeckenhöhe (D_n) \geq als 1 cm. Für die Ergebnisvergleiche der Szenario-Varianten spielt diese Besonderheit indes keine Rolle.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist noch zu beachten, dass die vorstehend formulierten Szenarien auf Datenreihen aus der Vergangenheit aufbauen. Die Variantenrechnungen geben also vornehmlich Auskunft darüber, welche Konsequenzen unter veränderten meteorologischen Bedingungen (Niederschlag, Temperatur) für das Schneedeckenregime zu erwarten gewesen wäre.

Die Szenario-Rechnungen sind so in erster Linie "Istzustandsbeschreibungen" unter Annahme unterschiedlicher Klimaverhältnisse, sie sind, wie an anderer Stelle bereits betont, keine Hochrechnungen für zukünftige Entwicklungen.

Einen bedeutsamen Nutzen haben die Szenario-Rechnungen aber in jedem Falle. Da ist vor allem die Möglichkeit zu nennen, die Sensibilität des Schneedeckenregimes auf Änderungen der meteorologischen Bedingungen im Langzeit- und Kurzzeitmaßstab eingehend studieren zu können.

Bei der Beschreibung der Ergebnisse der Fallauswertungen (Abschnitt 3.3.4) wird das noch deutlich werden.

Nach den Ergebnissen der Auszählungen sind die nachhaltigsten Auswirkungen der Temperaturerhöhungen auf die Schneedeckenverhältnisse im Tiefland zu erwarten (vgl. Abb. 11).

Unter der Annahme, dass die aus den Originaldaten simulierten "Andauerwerte" (Szenario I) als Vergleichsgrundlage = 100 % gesetzt werden können, wurden die

Veränderungen für die Szenarien II und III für alle an der Untersuchung beteiligten Stationen ermittelt.

Die Darstellung der Ergebnisse zeigt erwartungsgemäß eine Abnahme des Einflusses der angenommenen Temperaturerhöhung mit zunehmender Geländehöhe. Ebenso wie die an anderer Stelle (vgl. 2.2) zitierte Feststellung, dass der Einfluss von beobachteten Klimaschwankungen auf die Schneedecke oberhalb einer bestimmten Geländehöhe merklich nachlässt, stehen die Befunde der Szenario-Rechnungen in ursächlichem Zusammenhang mit der von der Geländehöhe abhängigen Abnahme der Lufttemperatur. Damit werden Frostperioden weniger häufiger unterbrochen und die Beständigkeit der Schneedecke nimmt im gleichen Maße mit zunehmender Geländehöhe zu. Die Simulationsergebnisse ermöglichen es, diese Beziehung zu quantifizieren.

3.3.4 Ergebnisse der Simulation zum Prozessverhalten

Die Auswertung von Fallbeispielen eröffnet einen Einblick in die Vielfalt möglicher Auswirkungen von Klimaänderungen auf das Schneedeckenregime. Von besonderem Interesse sind dabei vor allem jene Winterperioden, in denen der Witterungsablauf, insbesondere der Temperaturverlauf, einer kontinuierlichen Schneedeckenentwicklung abträglich war. In diesen Fällen genügen nur geringfügige Änderungen des Temperaturverlaufs, um ein völlig andersartiges Bild zu liefern.

Die hohe Sensibilität gegenüber äußeren (meteorologischen) Einflüssen erlaubt es, detaillierte Rückschlüsse auf die Wirksamkeit verschiedener meteorologischer Größen zu ziehen.

Im Gegensatz dazu sind Winterperioden bekannt, in denen auch merkliche Veränderungen der meteorologischen Bedingungen kaum nennenswerte Auswirkungen auf die Schneedeckenentwicklung haben.

Die in großen Teilen Mitteleuropas markanten, ihrem Charakter nach aber auch unterschiedlichen Winterperioden 1962/63 und 1969/70 werden hier näher untersucht und hinsichtlich ihrer Reaktion auf Änderungen des Temperatur- und Niederschlagsregimes beurteilt.

3.3.4.1 Winterperiode 1962/63

Die Monate Dezember 1962 bis Februar 1963 waren in Zentraleuropa im Vergleich zum langjährigen Mittel sehr kalt. Die Mitteltemperaturen wurden verbreitet um mehr als 5 K unterschritten. Die entscheidende Umstellung der Großwetterlage erfolgte etwa Mitte Dezember. Die Strenge des Winters, mit einer verbreitet ohne nennenswerte Unterbrechung andauernden Frostperioden von Mitte Dezember bis Anfang März, wurde begleitet von ungewöhnlicher Niederschlagsarmut. Verbreitet wurden nur 30 % bis 50 % der langjährigen Mittelwerte erreicht.

Die Ursache für diese Besonderheiten ist in den großräumigen anormalen Druck- und Zirkulationsverhältnissen zu suchen, die das Übergreifen atlantischer Tiefdrucktätigkeit auf Mitteleuropa verhinderte. Unter vorherrschendem Hochdruckeinfluss lag an der Mehrzahl der Tage Festlandspolarluft über unserem Raum. Die geringen Niederschläge fielen (fast) ausnahmslos in fester Form.

Die Winterperiode 1962/63 zeichnet sich durch eine großräumige sehr beständige Schneedecke aus.

Station Potsdam

Die charakteristische Besonderheit des Winters 1962/63 drückt sich an der Station Potsdam u. a. darin aus, dass eine Vielzahl geringer und größtenteils nicht messbarer Niederschläge auftreten.

Das Simulationsmodell kann diese "Extrem"-Situation nicht befriedigend erfassen, die simulierten Werte des Wasseräquivalents (W_n) bleiben um ca. 20 % hinter den Messwerten des Wasseräquivalents zurück (vgl. Abb. 12.1).

Auf die in den Szenarien angenommenen Temperaturerhöhungen reagiert das Modell (aufgrund der kontinuierlich weit unter dem Gefrierpunkt liegenden Temperaturen) kaum, hingegen ist bei Annahmen höherer Winterniederschläge eine spürbare Verbesserung der Anpassung an die Messwerte des Wasseräquivalents zu beobachten, weil vollständige Akkumulation der fallenden Niederschläge stattfindet.

Station Görlitz

Die angenommenen Temperaturerhöhungen führen zu einer spürbaren Verringerung des Maximalwertes des Wasseräquivalents. Ausschlaggebend ist offenkundig der Einfluss der veränderten Temperatur in der ersten Januardekade auf die Schneedeckenentwicklung. Der intensivere Abbau (gegenüber Szenario I werden mehr als 10 mm Wasseräquivalent abgebaut) kann in der Folge nicht mehr kompensiert werden (vgl. Abb. 13.1).

Abgesehen von diesem singulären Fall entspricht der Verlauf etwa den für Potsdam gefundenen Besonderheiten.

Station Weißenburg/Bayern

Die Charakteristik des Prozessverlaufs entspricht im wesentlichen der für Görlitz vorgenommenen Einschätzung. Die unterschiedliche Auswirkung der Temperaturänderung in der ersten Januardekade ist bestimmend für den weiteren Ablauf der Entwicklung (Abb. 14.1).

Station Weiden/Opf.

Bedingt durch die angenommene Temperaturerhöhung beginnt die Schneedeckenentwicklung (Akkumulation gem. Szenario II und III) mit stark verminderten Aufbauraten während des Monats Dezember (Abb. 15.1). Diese Defizite können im weiteren Verlauf nicht ausgeglichen werden, die Kurvenverläufe sind ab der ersten Januardekade jedoch weitgehend gleichsinnig.

Station Hof-Hohensaas

Es gelten sinngemäß die Aussagen, die für die Station Weiden/Opf. gemacht wurden (Abb. 16.1).

Station Braunlage

Für die Station beginnt durch die angenommene höhere Temperatur die Schneedeckenentwicklung verzögert. Damit werden anfänglich zu geringe Akkumulationsraten simuliert (größenordnungsmäßig nur ein Drittel). Auch hier können die Defizite nicht mehr ausgeglichen werden (Abb. 17.1).

Station Kleiner Feldberg/Ts.

Abgesehen von der Entwicklung im "Vorwinter" (November 1962) ist für diese in ca. 800 m Höhe gelegene Station zu bemerken, dass Temperaturveränderungen mit positivem Vorzeichen in der betrachteten Winterperiode keine Wirkung zeigen. Vielmehr schlägt sich die angenommene Erhöhung der winterlichen Niederschläge vollständig in höheren Akkumulationsraten nieder (Abb. 18.1).

Auffällig ist aber, dass die Intensität des Abbaues durch die Annahme höherer Lufttemperaturwerte verstärkt ist.

Station Oberstdorf

Während der entscheidenden Akkumulationsphase in der zweiten Dezember-Dekade werden an einigen Tagen mit der angenommenen Temperaturerhöhung (Szenarien II, III) die Schwellenwerte für die Simulation fester Niederschläge überschritten. Aufgrund ergiebiger Niederschläge gerade in diesem Zeitabschnitt erreichen die "Defizite" in der Akkumulation mehr als 50 mm Wasseräquivalent (Abb. 19.1).

Wie sensibel sich die Temperaturbedingungen auswirken, mit nachhaltigen Folgen auf die gesamte Schneedeckenperiode, beweisen die großen Unterschiede der simulierten Wasseräquivalente dann zu Beginn der dritten Dezember-Dekade.

3.3.4.2 Winterperiode 1969/70

Die Winterperiode 1969/70 war gekennzeichnet durch eine langandauernde Schneedeckenzeit. Auch die Zahl der Tage mit einer Schneedecke ≥ 1 cm (Andauer) übertraf in Potsdam das Mittel der Reihe 1901/50 um das Dreifache. Die um die Monatswende November/Dezember 1969 eingeleitete Zufuhr von Kaltluft nach Mitteleuropa hielt, abgesehen von mehreren Unterbrechungen, während des ganzen Winters an. Daraus folgte eine überdurchschnittliche Zahl von Frost- und Schneefalltagen.

Die Mitteltemperaturen wurden erheblich unterschritten, hingegen erreichten die winterlichen Niederschläge weit über dem langjährigen Durchschnitt liegende Werte.

Station Potsdam

Im Gegensatz zu den Bedingungen im Winter 1962/63 ist in der Winterperiode 1969/70 eine wesentlich stärkere Reaktion auf Veränderungen der meteorologischen input-Größen zu beobachten.

Die Temperaturerhöhung von 1 K, im Winter 1962/63 nahezu ohne Auswirkung, führte 1969/70 zum völligen "Einbruch" der kontinuierlichen Entwicklung. Zwar verringert sich die simulierte Zahl der "Schneedeckentage" (Tage mit Wasseräquivalent) nur um ca. 15 %, jedoch erreicht der Höchstwert des Wasseräquivalents nur ca. 42 % der mit Originaldaten (Szenario I) simulierten Werte (Abb. 12.2).

Die Simulationsergebnisse deuten darauf hin, dass trotz vergleichbarer Mitteltemperaturen in beiden Wintern in der Winterperiode 1969/70 vielfach sehr empfindlich reagierende "labile" Zustände (Temperaturen um den Gefrierpunkt) beherrschend waren. Am 6.3.1970 erreichte die Schneehöhe an der Station mit 70 cm die mit Abstand größte gemessene Höhe aller Stationen im nordostdeutschen Tiefland.

Im Gegensatz zu allen vergleichbaren Stationen war für Potsdam ein hohes Maß an Beständigkeit und Kontinuität der Schneedeckenentwicklung zu beobachten. Die Ursachen sind offenkundig in den Standortbedingungen der Station zu suchen, die einerseits günstige Ablagerungsbedingungen für den Schnee ermöglichen, andererseits aber verhindern, dass temporäre Abbaubedingungen nachhaltig wirksam werden können.

Station Görlitz

Während der ganzen Winterperiode sind deutliche Reaktionen auf die veränderten Temperaturverhältnisse zu bemerken mit markanten Unterschieden für die einzelnen Szenario-Varianten (Abb. 13.2).

Station Weißenburg/Bayern

Hier scheint mit den Annahmen zu Szenario III ein kritischer Schwellenwert erreicht zu sein. Die in den Monaten Dezember und Januar auftretenden Unterschiede zwischen den Szenarien II und III sind besonders bemerkenswert (Abb. 14.2).

Station Weiden/Opf.

In der Aufbauphase, etwa hier zur Monatswende Januar/Februar, ist im wesentlichen ein übereinstimmender Verlauf zwischen allen simulierten Varianten

zu registrieren (Abb. 15.2).

Station Hof-Hohensaas

In der Aufbauphase bis Anfang Februar ist der für alle Szenarien nahezu identische, von Temperaturveränderungen unbeeindruckte Gang der Akkumulation besonders hervorzuheben (Abb. 16.2).

Station Braunlage

In einer ersten Phase der Schneedeckenentwicklung besteht eine hohe Übereinstimmung im Verlauf der einzelnen Varianten in der zweiten Phase dagegen erfolgt eine weite "Auffächerung" der Ganglinien (Abb. 17.2).

Station Kleiner Feldberg/Ts.

Erwartungsgemäß sind die Auswirkungen veränderter Witterungsbedingungen hier am geringsten. Dennoch lässt sich nicht übersehen, dass in der letzten Phase (ab Februar) deutliche Reaktionen auf veränderte Temperaturbedingungen auftreten (Abb. 18.2).

Station Oberstdorf

Im Gegensatz zu dem in gleicher Höhenlage befindlichen Kleinen Feldberg/Ts. ist der Verlauf der Ganglinie für die einzelnen Szenarien vom Beginn der Aufbauphase weit aufgefächert, vor allem verursacht durch ein Einzelereignis Mitte Dezember (Abb. 19.2).

3.3.4.3 Vergleichende Beurteilung

Die Winterperiode 1969/70 brachte für alle Stationen und für alle Szenario-Varianten in der Aufbauphase, ähnlich wie für die Winterperiode 1962/63 festgestellt, eine weitgehende Übereinstimmung im Entwicklungsgang der Schneedecke.

Erst in der zweiten Phase der Schneedeckenentwicklung, verbunden mit Unterbrechungen der Frostperiode, wirken sich auch die angenommenen Temperaturerhöhungen (Szenario II, III) nachhaltig aus.

Insgesamt lässt sich feststellen, dass selbst bei Annahme einfachster Bedingungen für die Szenario-Simulation wichtige Aufschlüsse über die Mannigfaltigkeit der Auswirkungen von Klimaänderungen auf das Schneedeckenregime gewonnen werden können. Dabei sind zwar regionale und von der Geländehöhe abhängige Besonderheiten besonders zu nennen, jedoch ist nicht zu übersehen, dass auch sehr spezifische, nur kurzzeitig wirksame und von einer bestimmten Wetterlage abhängige Entwicklungen, für die Schneeverhältnisse einer ganzen Winterperiode prägend sein können.

4 Zusammenfassung, Schlussfolgerungen

- Bei der Beurteilung langfristiger Veränderungen der Schneedeckenparameter ist außer dem mittleren jährlichen Verhalten der den Entwicklungsprozess der Schneedecke bestimmenden meteorologischen Größen besonders den innerjährlichen bzw. jahreszeitlichen Besonderheiten dieser Elemente Aufmerksamkeit zu widmen.
- Langfristig sind deutliche Schwankungen der meteorologischen Größen (Lufttemperatur, Niederschlag) ausgeprägt, wobei das seit etwa Mitte des Jahrhunderts veränderte Verhalten (größere Amplituden) besonders auffällig ist. Folgerungen, die künftige Entwicklung betreffend, können daraus jedoch nicht abgeleitet werden.
- Zum gegenwärtigen Zeitpunkt sind mögliche Auswirkungen von Klimaänderungen auf das Schneedeckenregime nicht eindeutig nachweisbar, weil auch in der Vergangenheit aufeinanderfolgende Perioden mit wechselndem Trendverhalten zu beobachten sind. Die Veränderungen (Trends) sind überwiegend nicht signifikant.
Wahrnehmungen über Änderungen im Extrem- und Schwankungsverhalten verschiedener betrachteter Größen könnten jedoch auf Veränderungen der klimatischen Bedingungen hindeuten.
- Die durchgeführten Variantenrechnungen zeigen, dass Veränderungen des Klimas, insbesondere eine Erhöhung der Lufttemperatur, in den Größenordnungen, wie sie mit Hilfe von Klimamodellen vorausberechnet wurden (WMO, 1987), deutliche Auswirkungen auf den Charakter des Schneedeckenregimes und damit auf alle Naturprozesse, die durch die Schneedecke beeinflusst werden, haben würden.
- Generell kann davon ausgegangen werden, dass sich mit einem Temperaturanstieg das Andauer- und Extremverhalten der Schneedecke nachhaltig verändert. Insbesondere würden die Extremwerte des Wasseräquivalents reduziert. Die Geschwindigkeit des Schneedeckenabbaues würde sich hingegen beschleunigen.
Diese im Mittel zutreffenden Auswirkungen sind im konkreten Einzelfall (wie die Beispiele Abb. 12 bis 19 zeigen) von Jahr zu Jahr (Witterungsverlauf!) verschieden. Sie unterliegen zudem standortabhängigen Modifizierungen. Allein langfristige sorgfältige Beobachtungen und gezielte Auswertungen verlässlicher Daten können Grundlage für Verallgemeinerungen sein.

Verzeichnis der Abbildungen

- Abb. 1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Lage der für die Untersuchung verwendeten Stationen
- Abb. 2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Normierte Schwankungsbreite (Q) der Schneedeckendauer in Abhängigkeit von der Geländehöhe. Reihe 1951/52 bis 1995/96.
(Stationen gem. Tabelle 1)
- Abb. 3: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Potsdam in Abhängigkeit von der Entfernung zu 17 Stationen
- Abb. 4: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Potsdam in Abhängigkeit von der Geländehöhe zu 17 Stationen
- Abb. 5: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Weißenburg/Bayern in Abhängigkeit von der Entfernung zu 17 Stationen
- Abb. 6: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Weißenburg/Bayern in Abhängigkeit von der Geländehöhe zu 17 Stationen
- Abb. 7.1 bis 7.15: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Homogenitätsprüfung für Zeitreihen mittels Ganglinienvergleich
(Stationen vgl. Tab. 7)
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Abb. 8: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Vergleich kumulativer Werte (Bezugsstation/Referenzstationen gem. Tab. 7)
Reihe 1951/52 bis 1995/96, Potsdam
- Abb. 9.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendverhalten der Schneedeckendauer für unterschiedliche Bezugszeiträume (Basis: Datenreihe der Station Potsdam 1901/02 bis 1995/96; vgl. auch Tab. 9)
- Abb. 9.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Abhängigkeit des normierten linearen Trends (d/a) der Schneedeckendauer vom Untersuchungszeitraum in Potsdam und Aachen

- Abb. 10: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Abhängigkeit des normierten linearen Trends (d/a) der Schneedeckendauer vom Untersuchungszeitraum in Braunlage und Weißenburg/Bayern
- Abb. 11: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Ergebnisse der Szenario-Rechnungen. Schneedeckendauer (Anzahl der Tage mit W_n in Prozent gegenüber Szenario I) in Abhängigkeit von der Geländehöhe. Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Abb. 12 bis 19: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Veränderung des Prozessverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
- 12.1 Potsdam, Winterperiode 1962/63
 - 12.2 Potsdam, Winterperiode 1969/70
 - 13.1 Görlitz, Winterperiode 1962/63
 - 13.2 Görlitz, Winterperiode 1969/70
 - 14.1 Weißenburg/Bayern Winterperiode 1962/63
 - 14.2 Weißenburg/Bayern Winterperiode 1969/70
 - 15.1 Weiden/Opf., Winterperiode 1962/63
 - 15.2 Weiden/Opf., Winterperiode 1969/70
 - 16.1 Hof-Hohensaas, Winterperiode 1962/63
 - 16.2 Hof-Hohensaas, Winterperiode 1969/70
 - 17.1 Braunlage, Winterperiode 1962/63
 - 17.2 Braunlage, Winterperiode 1969/70
 - 18.1 Kleiner Feldberg/Ts., Winterperiode 1962/63
 - 18.2 Kleiner Feldberg/Ts., Winterperiode 1969/70
 - 19.1 Oberstdorf, Winterperiode 1962/63
 - 19.2 Oberstdorf, Winterperiode 1969/70

Verzeichnis der Tabellen

- Tabelle 1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Liste der für die Untersuchung verwendeten meteorologischen Stationen.
- Tab. 2.1 bis 2.18: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Absolute Häufigkeit der Tageswerte der Schneedecke
Reihe 1951/52 bis 1995/96 (Stationen gem. Tabelle 1)
- Tabelle 3: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Variabilität der Schneedeckendauer in Abhängigkeit von der Geländehöhe.
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Tabelle 4: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Geländehöhenstufen (nach A. Bernhard, 1982)

- Tabelle 5: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Ergebnisse der Repräsentanzanalyse (jährliche Daten der Schneedeckendauer; paarweiser Vergleich)
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Tabelle 6.1 und 6.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Repräsentanz der Zeitreihen der Schneedeckendauer von Potsdam und Weißenburg/Bayern zu jeweils 17 Stationen
- Tabelle 7: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich. Liste der Bezugsstationen und Referenzstationen
- Tabelle 8: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendverhalten (normierter linearer Trend) meteorologischer Größen für unterschiedliche Bezugszeiträume
- Tabelle 9: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse ausgewählter Zeitreihen der Schneedeckendauer für unterschiedliche Bezugszeiträume
- Tabelle 10: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse (linearer Trend) für die Schneedeckenzeit.
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Tabelle 11: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse (linearer Trend) für die Schneedeckendauer.
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Tabelle 12: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse (linearer Trend) für die Dauer der Winterdecke.
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Tabelle 13: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse (linearer Trend) für das Datum der maximalen Schneehöhe.
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Tabelle 14: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse (linearer Trend) für die Beständigkeit der Schneedecke.
Reihe 1951/52 bis 1995/96
- Tabelle 15: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse (linearer Trend) für die Erhaltung der Winterdecke.
Reihe 1951/52 bis 1995/96

Literaturverzeichnis

- Anderson, E.A.: National Weather Service river forecast system-snow accumulation and ablation model. NOAA Tech. Memo. NWS. HYDRO-17 (1973)
- Becker, A. und Rachner, M.: Neue Aspekte und Anforderungen bei der Nutzung meteorologischer Daten und Informationen in der Hydrologie und Wasserbewirtschaftung. Wasserwirtschaft-Wassertechnik (1986) H. 8, S. 186-188
- Beniston, M.: Variations of Snow Depth and Duration in the Swiss Alps over the last 50 years: Links to Changes in Large-Scale Climatic Forcings. Climatic Change (1997), Vol. 36, S. 281-300
- Bergström, S.: Requirements on climate scenarios for water resources impact studies - a Nordic perspective. Proc. Second Int. Conf. on Climate and Water. Espoo, Finland (1998), Vol. 1, S. 114-123
- Bernhard, A.: s. Freistaat Sachsen (1997)
- Blöschl, G., Kirnbauer, R.: Point snowmelt models with different degrees of J.Hydrol. 129 (1991), S. 127-147
- Blümel, K.: Hydrometeorologische Untersuchungen zum Problem der Klima-veränderungen (HUK), Teil A: Statistische Analyse langer Zeitreihen hydrometeorologischer Größen DWD, Geschäftsfeld Hydrometeorologie, Berlin (2000)
- Braun, L.N.: Simulation of Snowmelt Runoff in Lowland and Lower Alpine Regions in Switzerland. Zürcher Geogr. Schriften, Heft 21 (1985), 166 S.
- Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (Hrsg.): Hydrologischer Atlas von Deutschland (1. Lieferung) (2000) Hydrometeorologie, Tafel 2.10: Mittleres Andauerverhalten der Schneedecke
- Burn, D.H.: Hydrologic effects of climatic changes in west-central Canada. Journal of Hydrology (1994) Vol. 160, S. 53-70
- Chong-yu Xu: Hydrological responses to climate changes in central Sweden. Proc. Second Int. Conf. on Climate and Water. Espoo, Finland (1998) Vol. 1, S. 188-196
- DIN 4049-3: Hydrologie . Teil 3: Begriffe zur quantitativen Hydrologie (1994)

- Dunn, S.M. und Langan, S.J.: Climate, snow and the water resources of a major Scottish river.
Proc. Second Int. Conf. on Climate and Water.
Espoo, Finland (1998), Vol. 1 S. 178-186
- DVWK: Niederschlag . Empfehlung für Betreiber von Niederschlagsstationen (BETREN). Merkblätter . 230 (1994)
- Finke, W. u.a.: Einige neuere Anforderungen an hydrometeorologische Eingangsgrößen für hydrologische und wasserwirtschaftliche Berechnungen. Deutsche Gewässerkundliche Mitteilungen 35 (1991)3/4; S.107-111
- Flach, E.: Besonderheiten im hydrometeorologischen Charakter des mitteleuropäischen Hoch- und Spätwinters.
Abh. MD der DDR, Bd. I, Nr. 5 (1951)
- Fliri, F.: Die mittleren Schneeverhältnisse im Draugebiet 1970/71 bis 1979/80 im Vergleich zu 1930/31 bis 1959/60
Carinthia II, 173/93 (1983) S. 309-313
- Fliri, F.: Der Schnee in Nord- und Osttirol (1895-1991).
Ein Graphik-Atlas in 2 Bänden. (1992), 1124 S.
- Freistaat Sachsen: Staatsministerium für Umwelt und Landesentwicklung.
Materialien zur Landesentwicklung 2 (1997) (darin: Gliederung Geländehöhenstufen; Entwurf A. Bernhard, 1982)
- Gleick, P.H.: Methods for Evaluating the Regional Hydrologic Impacts of Global Climatic Changes. Journal of Hydrology 88 (1986), S. 97-116
- Hengchun, Ye u.a.: The Changes in Russian Winter Snow Accumulation during 1936-1983 and its Spatial Patterns.
Journal of Climate (1998), Vol. 11, S. 856-863
- Herzog, J. und Müller-Westermeier, G.: Homogenitätsprüfung und Homogenisierung klimatologischer Meßreihen im Deutschen Wetterdienst.
Berichte des DWD Nr. 202 (1998)
- IUGG: XIX Gen. Ass. Vancouver, Canada.
Abstracts, Vol. 3 (1987), S. 885-895
- Jaagus, J.: The impact of climate change on the snow cover pattern in Estonia.
Climatic Change (1997), Vol. 36, S. 65-77
- Katz, R.W. und Brown, B.G.: Extreme Events in a Changing Climate: Variability is more important than Averages.
Climatic Change 21 (1992) 3, S. 289-302

- Kirnbauer, R.: Modellkonzeptionen zur operationellen Kurzfristvorhersage der
Schriftenreihe Forschungsinitiative des Verbundkonzerns . Bd 13
(1993), S. 87-110
- Kitaev, L. u.a.: Contribution of Climatically Determined Snow Cover Changeability
to the large Eurasian River Basins' Water Balance Variations.
Proc. Second Int. Conf. on Climate and Water.
Espoo, Finland (1998), Vol. 2, S. 968-971
- Krebs, M.: Klimaänderungen und deren Auswirkungen auf die Wasserwirtschaft.
Bayerisches Landesamt für Wasserwirtschaft.
Materialien Nr. 69 (1997)
- Krenke, A. u.a.: Interannual Variations of the Snow Cover Distribution over the
Northern Eurasia in Relation to the Climate Changes.
Proc. Second Int. Conf. on Climate and Water.
Espoo, Finland (1998) Vol. 3, S. 1157-1162
- Kuhn, M.: Schnee und Eis im Wasserkreislauf Österreichs.
Österr. Wasser- und Abfallwirtschaft 46 (1994) 3/4, S. 76-83
- Kuhn, M.: Klima und Gletscher in Tirol.
Mitt. Dt. Meteorol. Ges. (1995) H. 1, S. 19-23
- Landesanstalt für Umweltschutz Baden-Württemberg (LfU): Statistische Unter-
suchung langfristiger Veränderungen des Niederschlags in Baden-
Württemberg. Handbuch Wasser 2
- Leavesley, G.H.: Modeling the Effects of Climate Change on Water Resources.
A Review.
Climatic Change 28 (1994) S. 159-177
- Liebscher, H.-J.: Einfluß von Klimaschwankungen auf das Wasserdargebot.
Mitt. Dt. Meteorol. Ges. (1985) 1, S. 27-41
- Müller, H. und Kappenberger, G.: Claridenfirn-Messungen 1914-1984.
Zürcher Geogr. Schriften (1991), Heft 40
- Neumeister, H. und Regber, R.: Die zeitliche Variabilität der Schneehöhe – Ein
Zeiger für eine Klimaänderung?
Geoökodynamik (1993) Bd. XIV, S. 225-249
- Rachner, M.: Schwankungen der Niederschlagsmenge und der jährlichen Nieder-
schlagsverteilung mit besonderer Berücksichtigung der möglichen
hydrometeorologischen Folgen.
Z. Meteorol. 19 (1967) 9/10, S. 280-289

- Rachner, M. und Matthäus, H.: Schneehydrologische Untersuchungsergebnisse in der DDR und deren Anwendung für wasserwirtschaftliche Zwecke. Mitt. DVWK H. 7 (1984) S. 473-524
- Rachner, M. und Matthäus, H.: Project SNOW: operational estimation of snow-cover development in the mountains of the German Democratic Republic. IAHS-Publ. No. 155 (1986), S. 71-81
- Rachner, M. und Matthäus, H.: Das Projekt SNOW zur operativen Ermittlung und Bereitstellung von Daten der Schneedeckenentwicklung in wasserwirtschaftlich wichtigen Einzugsgebieten der DDR. Abh. MD der DDR Nr. 145 (1990) S. 31-46
- Rapp, J. und Schönwiese, C.-D.: Atlas der Niederschlags- und Temperaturtrends in Deutschland 1891-1990
Frankfurter Geowiss. Arbeiten. Serie B. Band 5
Meteorologie und Geophysik. (1996), 255 S.
- Rapp, J.: Regionale und jahreszeitliche Trendanalyse des Niederschlags und der Lufttemperatur in Deutschland.
Petermanns Geogr. Mitt. (1997), Bd. 141, H.2; S. 99-107
- Rohrer, M.B.: Die Schneedecke im Schweizer Alpenraum und ihre Modellierung.
Zürcher Geogr. Schriften (1992), Heft 49
- Šamaj, F. und Valovič, S.: Dlhodobé zmeny snehovej pokrývky v období 1921/22 - 1980/81 v podunajskej nížine a kosičkej kotline.
Meteorol. Zpravy 38 (1985) S. 5-8
- Schädler, B. u.a.: Snow Cover in the Swiss Alpine region-impacts as a result of climate change.
Proc. Second Int. Conf. on Climate and Water.
Espoo, Finland (1998), Vol. 1, S. 76-85
- Singh, P. und Kumar, N.: Impact assessment of climate change on the hydrological response of a snow and glacier melt runoff dominated Himalayan river.
Journal of Hydrology (1997) Vol. 193, S. 316-350
- Weigl, E.: Trenduntersuchungen langer Zeitreihen des Gebietsniederschlags vor dem Hintergrund der letzten beiden Winterhochwasser im Dezember 1993 und Januar 1995.
Deutsche Gewässerkundliche Mitteilungen 40 (1996) H. 1, S. 2-5
- WMO: Water Resources and Climatic Change Sensitivity of Water-Resource Systems to Climate Change.
WCAP-4, WMO/TD No. 247 (1987)

Abb.: 1 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes

Lage der für die Untersuchung verwendeten Stationen

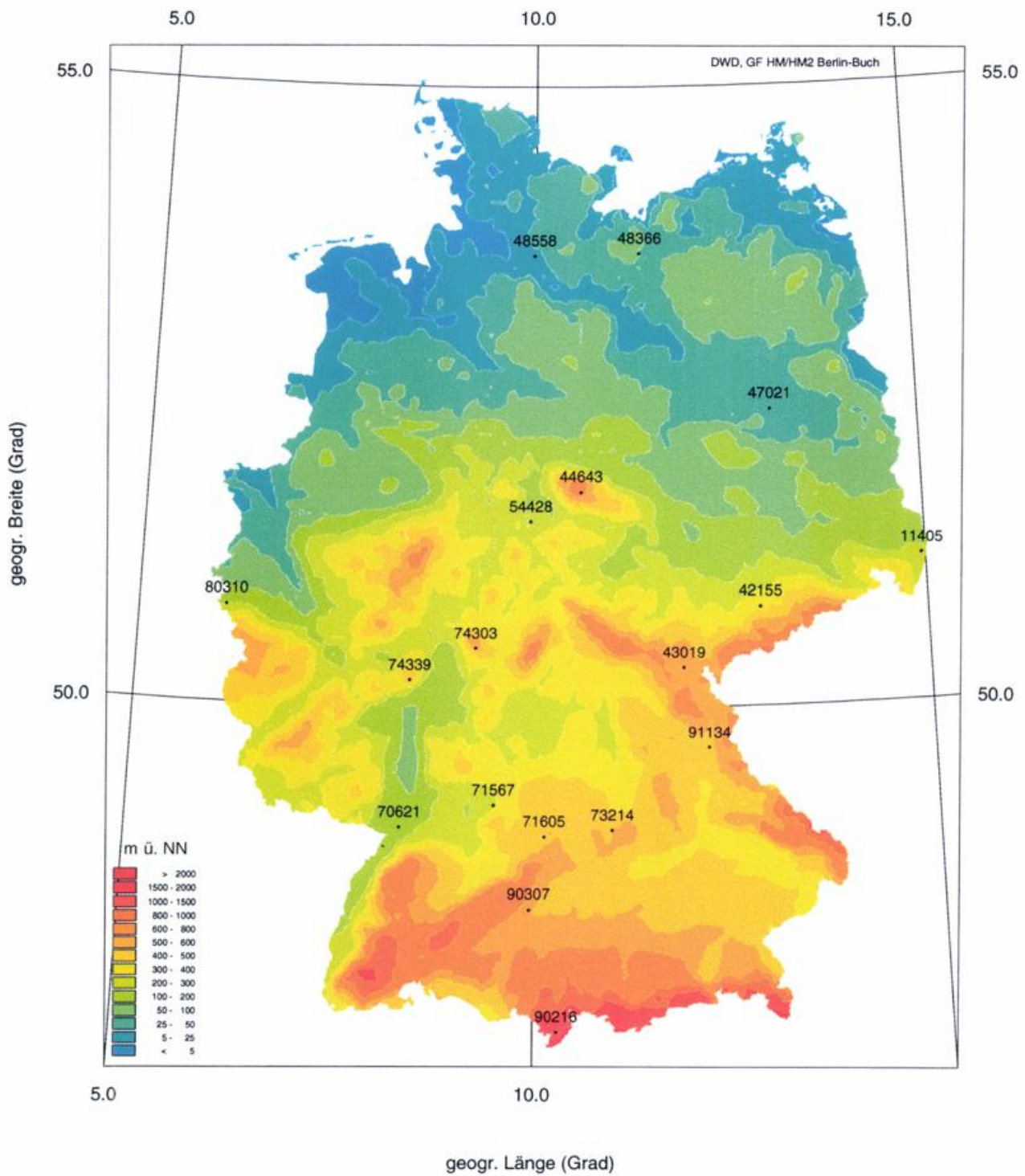


Abb.: 2 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Normierte Schwankungsbreite Q der Schneedeckendauer in Abhängigkeit von der Geländehöhe
 Reihe 1951/52 bis 1995/96

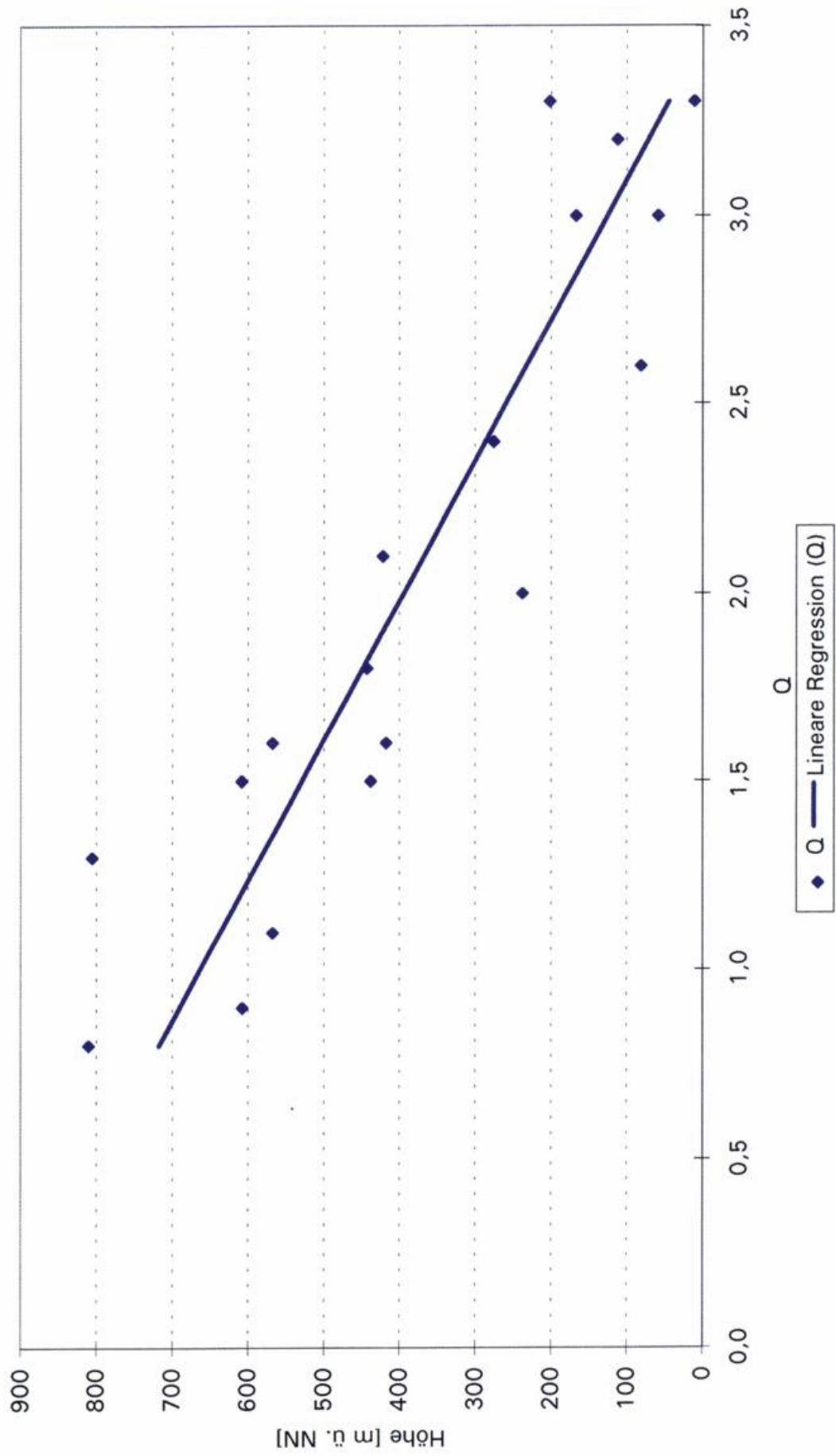


Abb.: 3 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Potsdam
 in Abhängigkeit von der Entfernung zu 17 Stationen

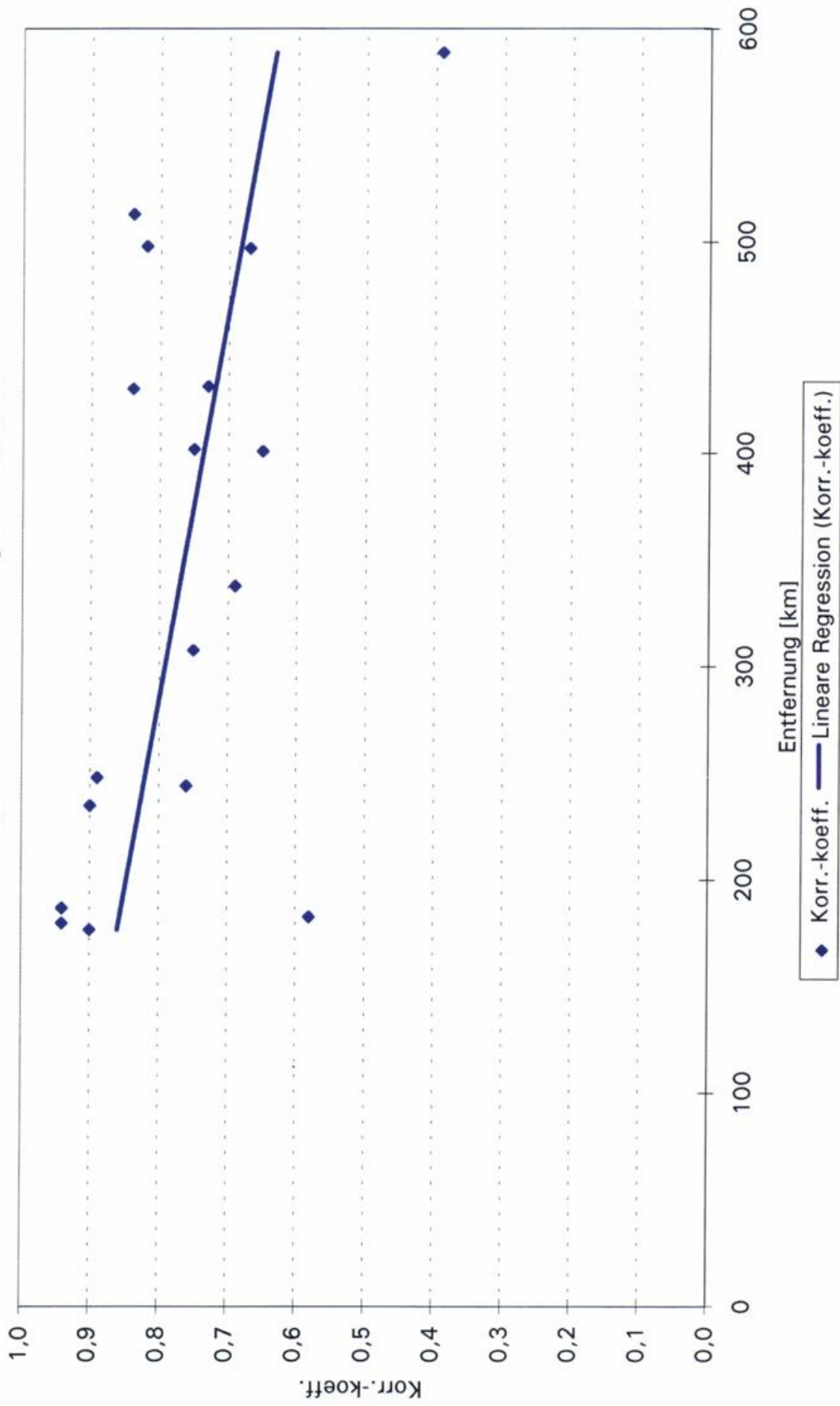


Abb.: 4 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Potsdam
in Abhängigkeit von der Geländehöhe zu 17 Stationen

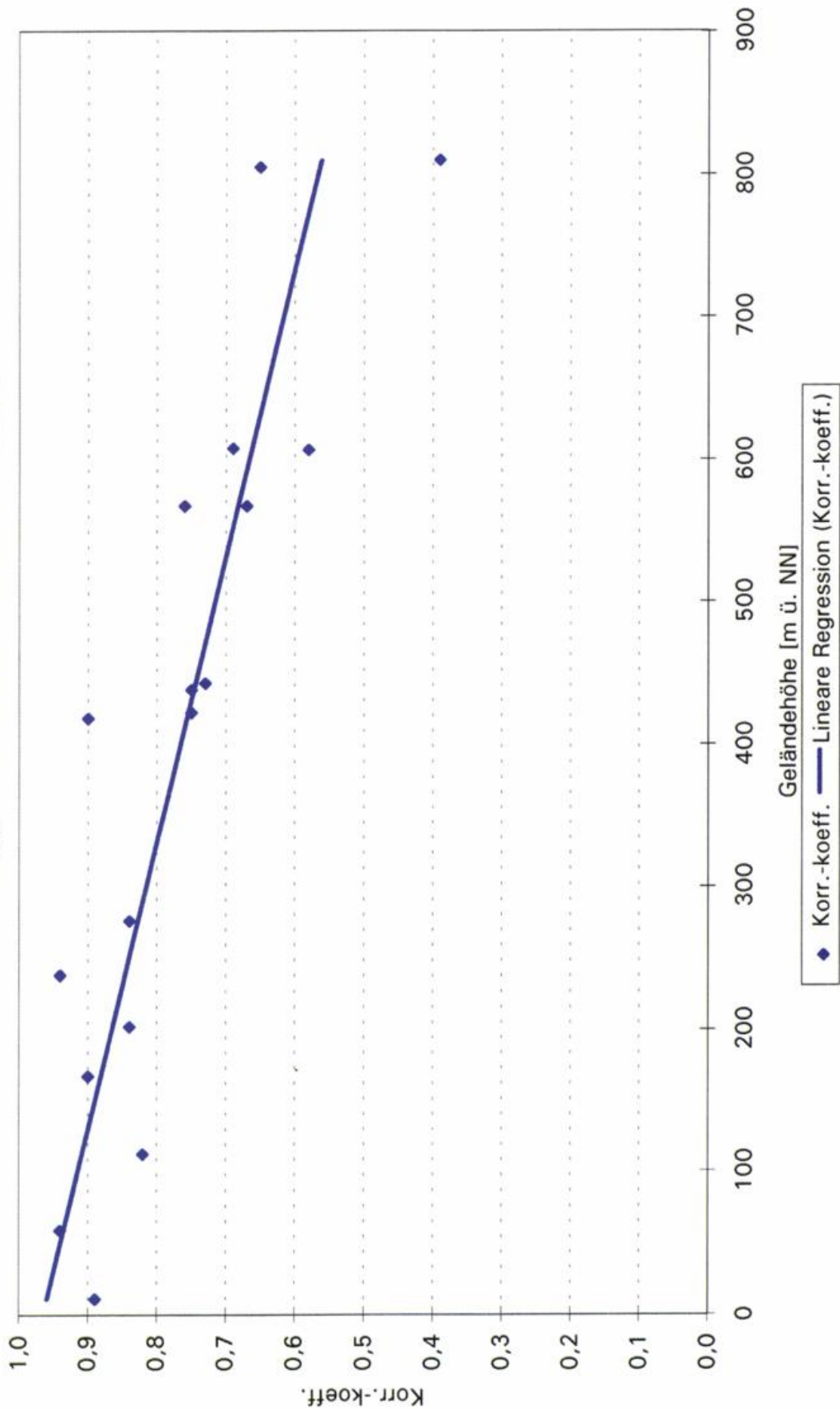


Abb.: 5 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Weißenburg/Bay.
 in Abhängigkeit von der Entfernung zu 17 Stationen

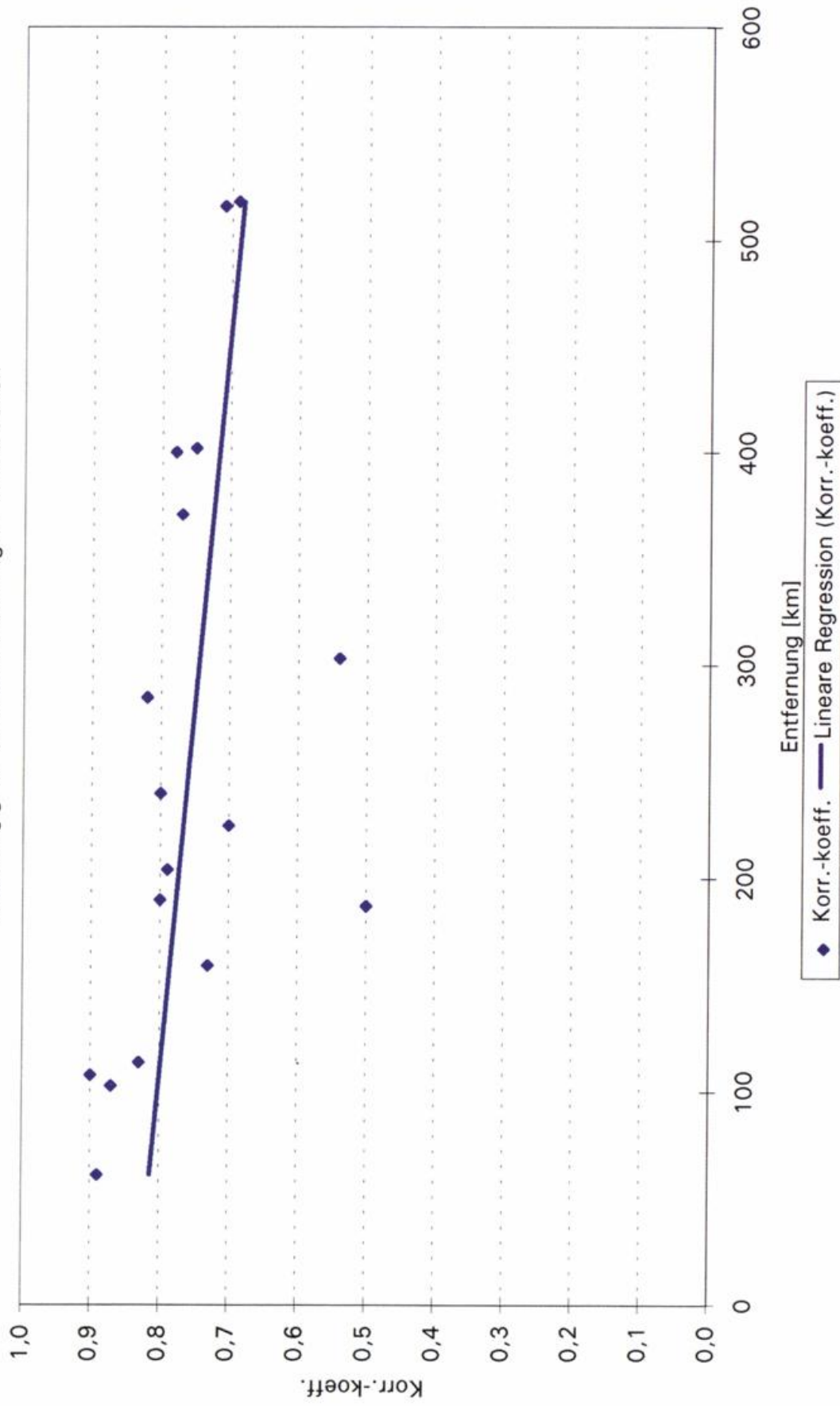


Abb.: 6 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Weissenburg/Bay.
in Abhängigkeit von der Geländehöhe zu 17 Stationen

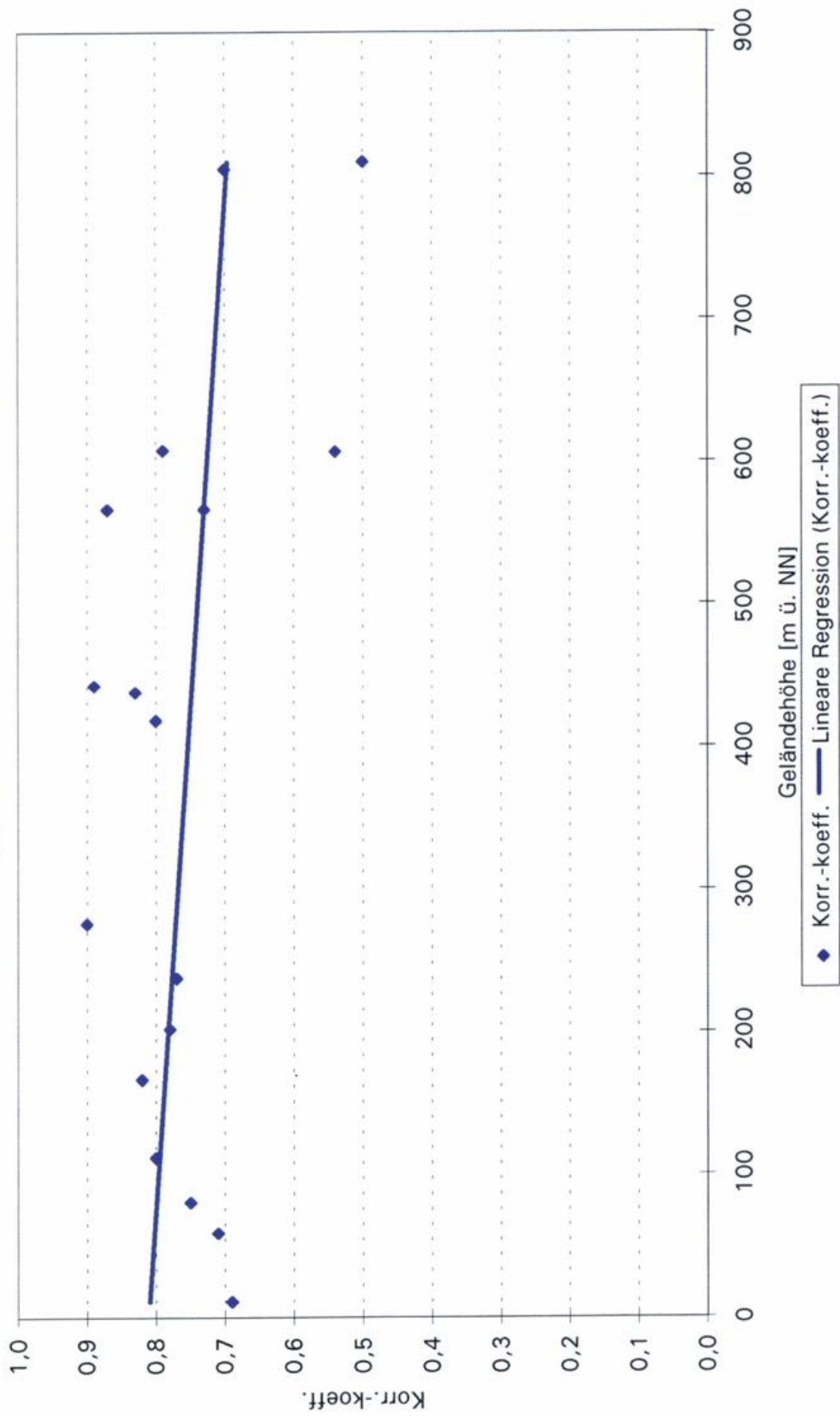


Abb.: 7.1 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Hamburg-Fuhlsbüttel

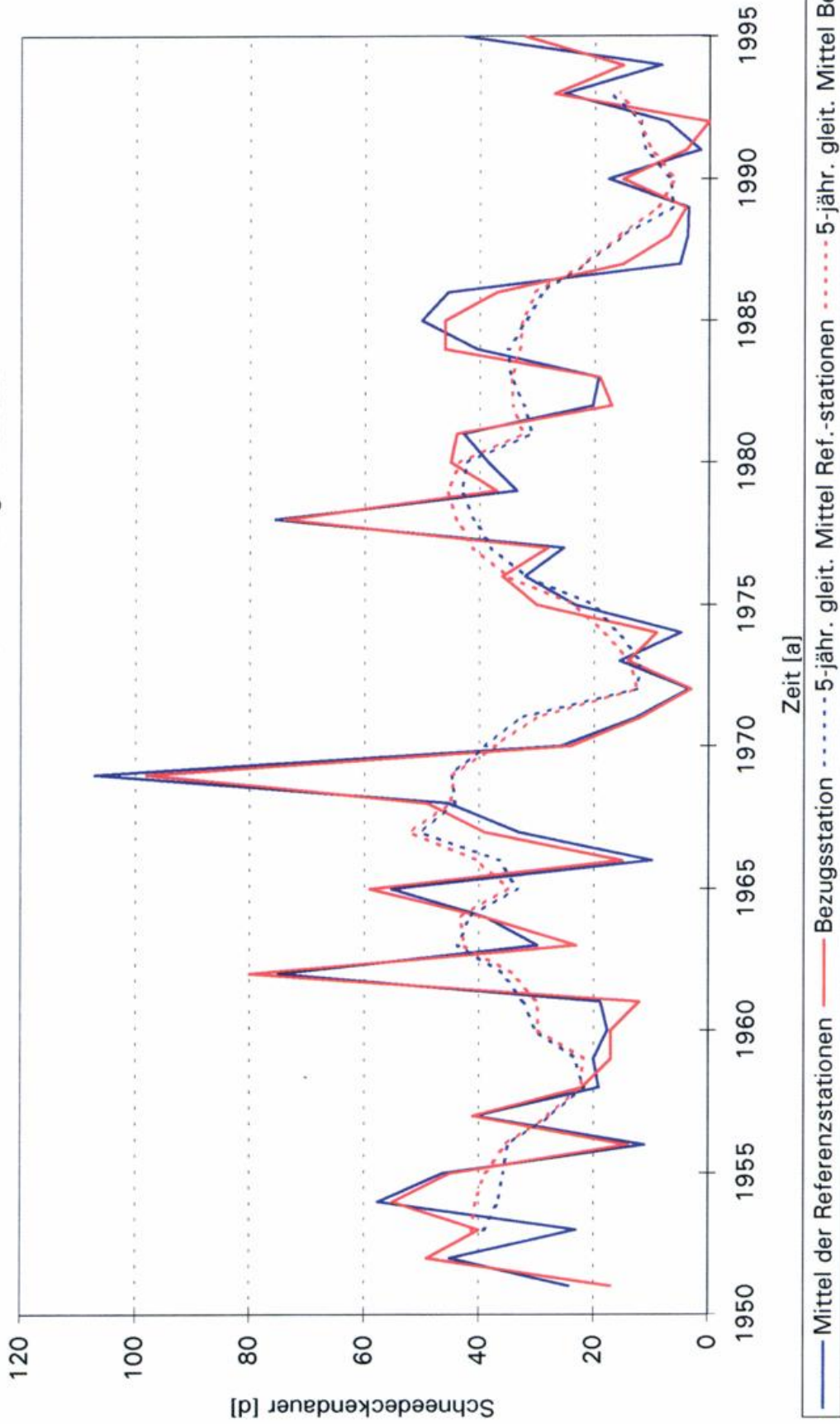


Abb.: 7.2 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
Reihe 1951/52 bis 1995/96. Schwerin

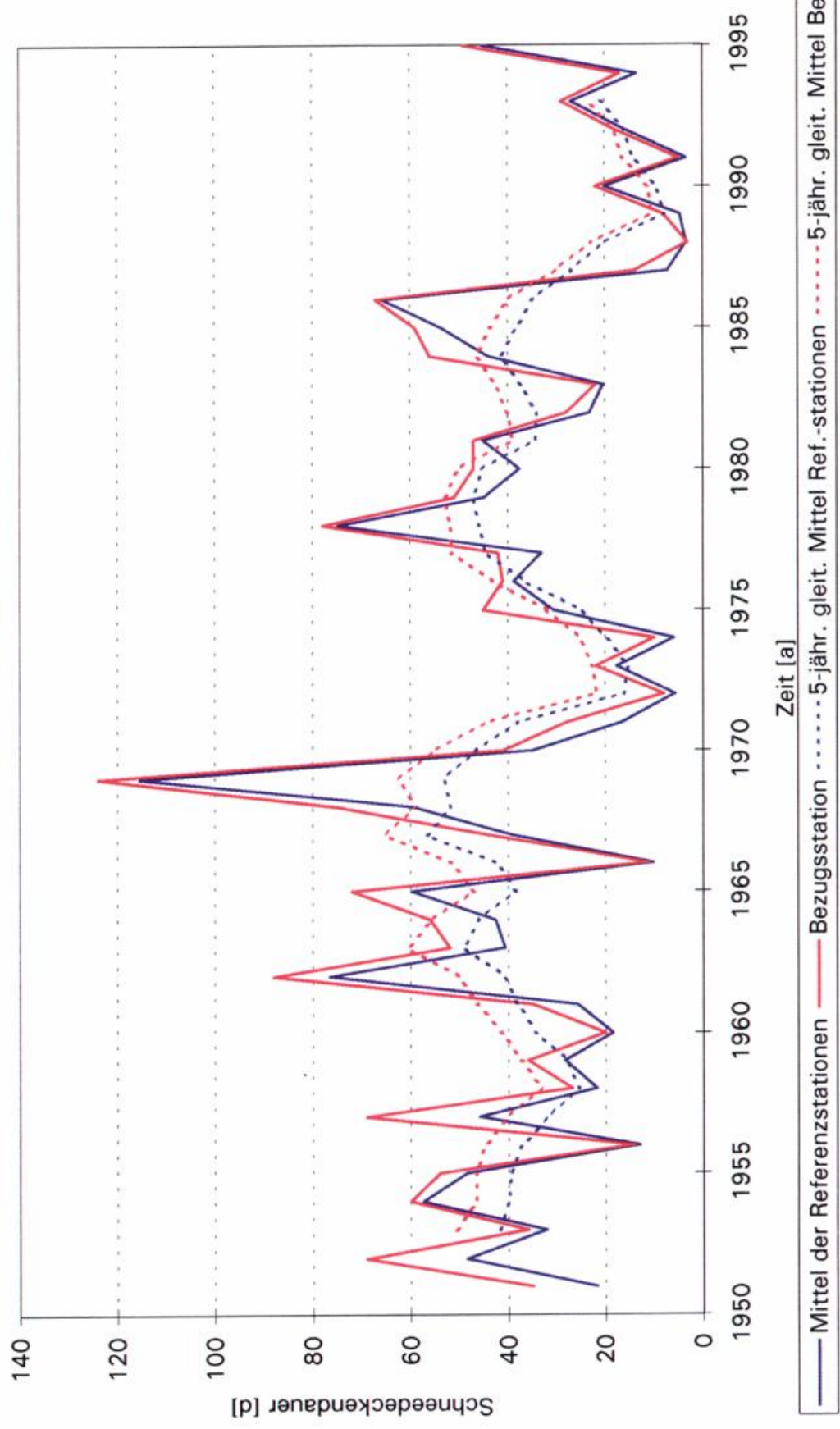


Abb.: 7.3 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Potsdam

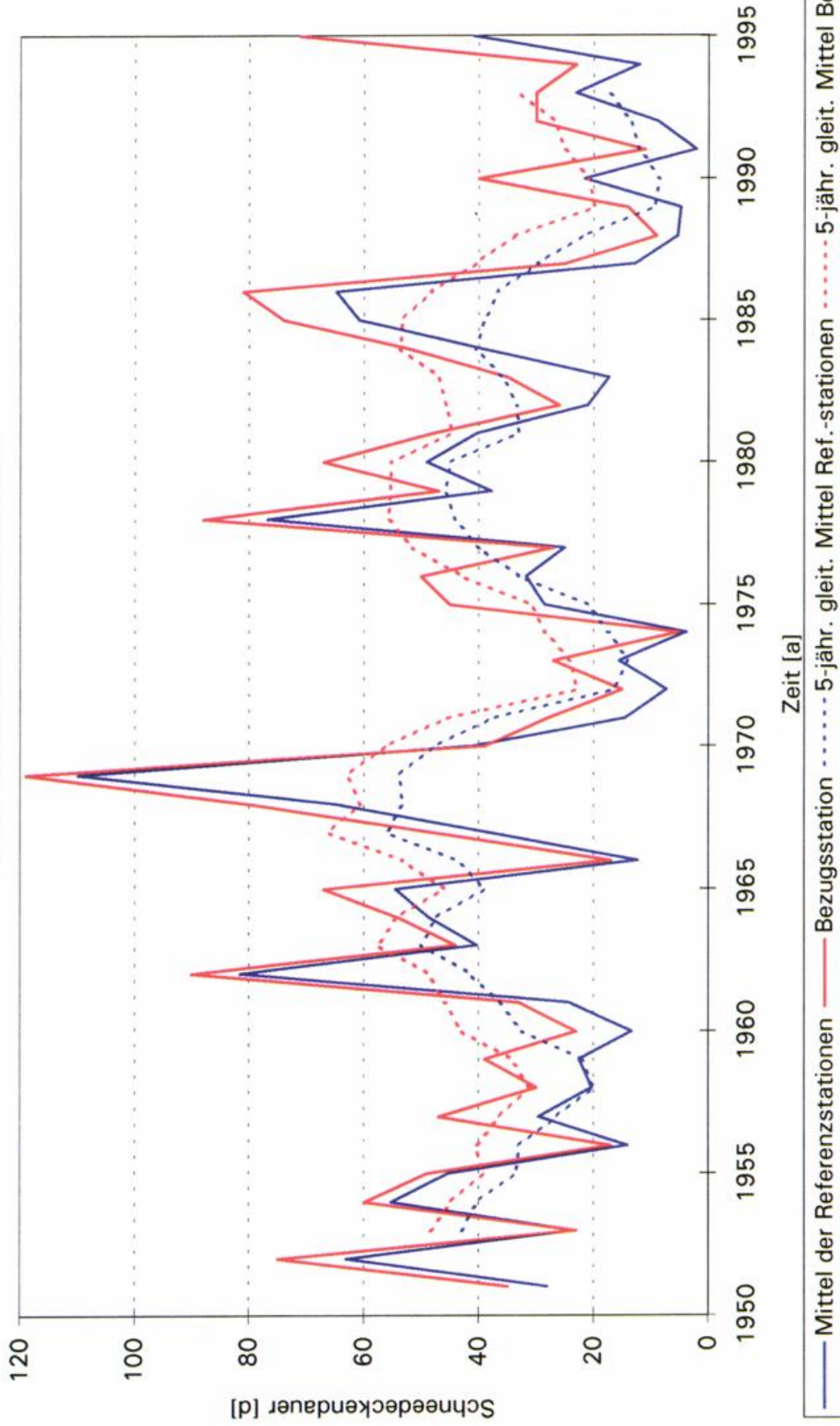


Abb.: 7.4 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Karlsruhe

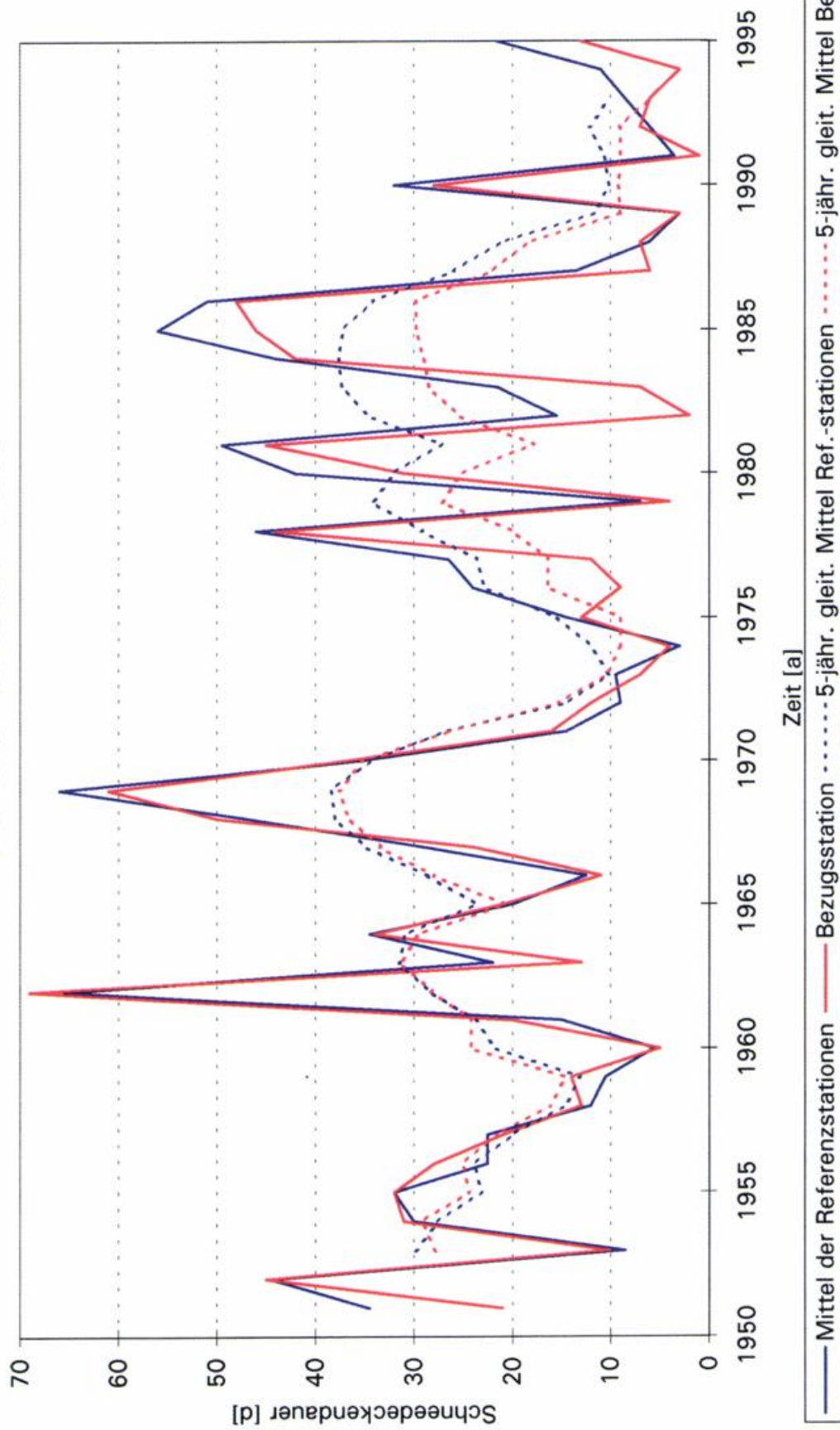


Abb.: 7.5 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Göttingen

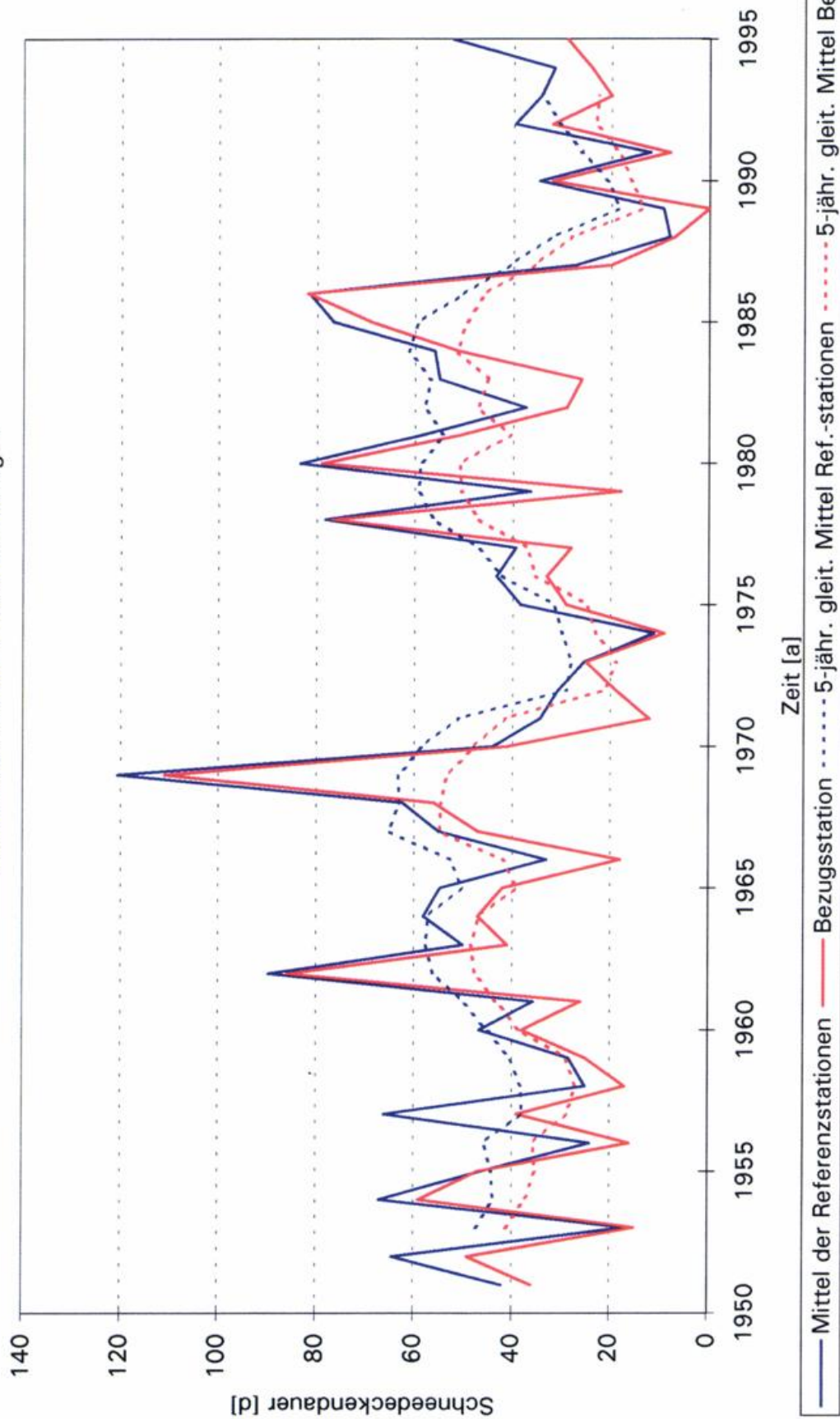


Abb.: 7.6 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Aachen

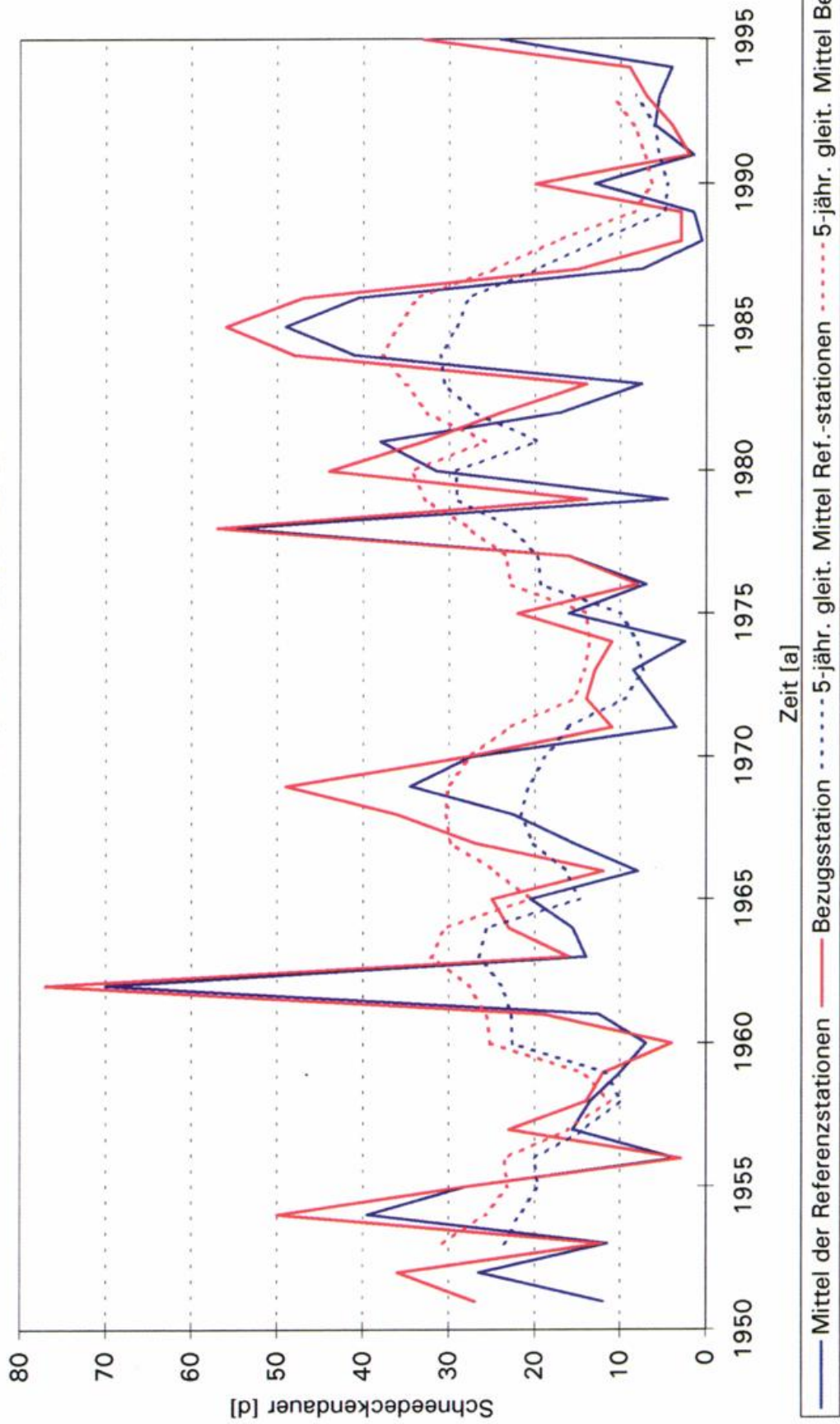


Abb.: 7.7 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Görlitz

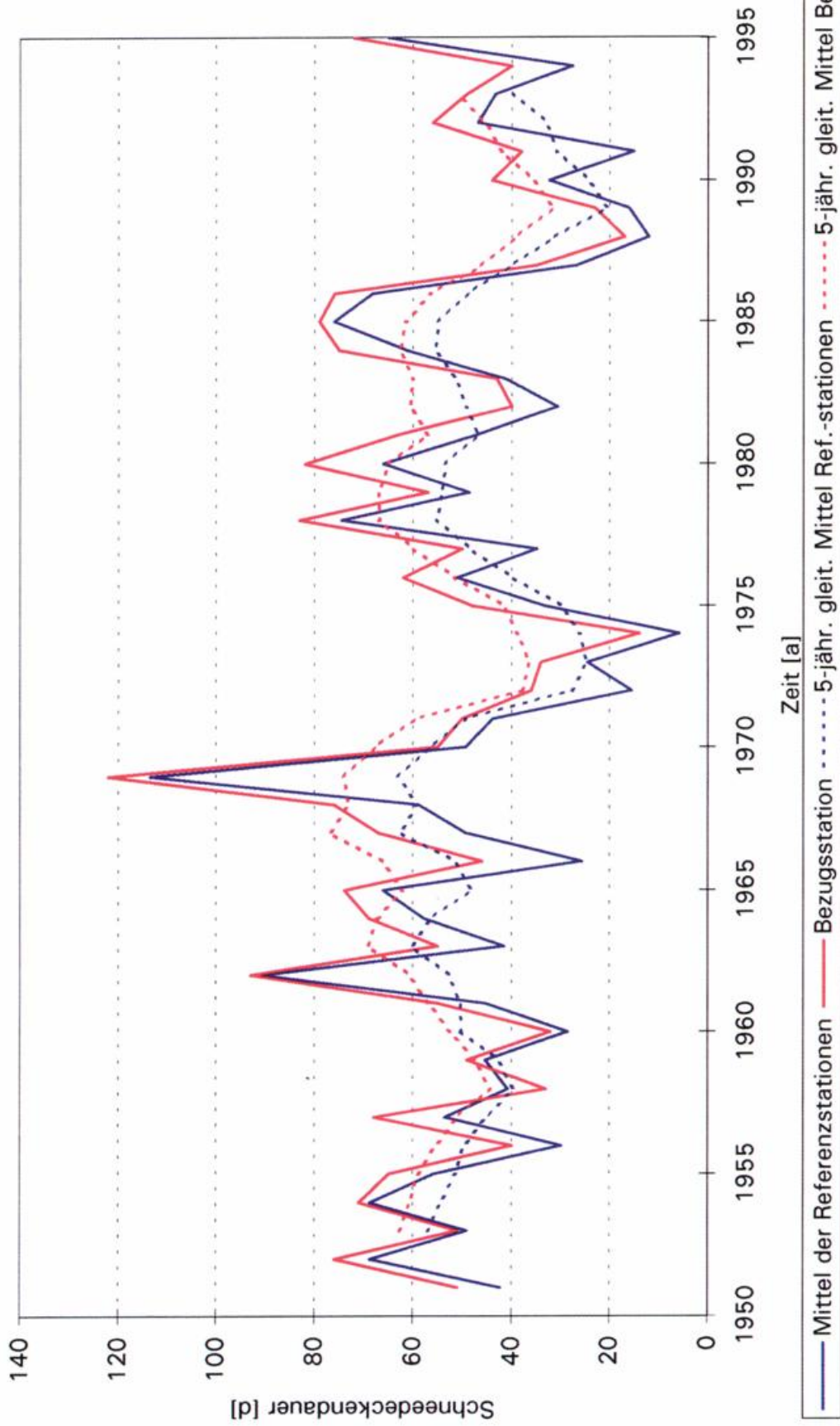


Abb.: 7.8 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Öhringen

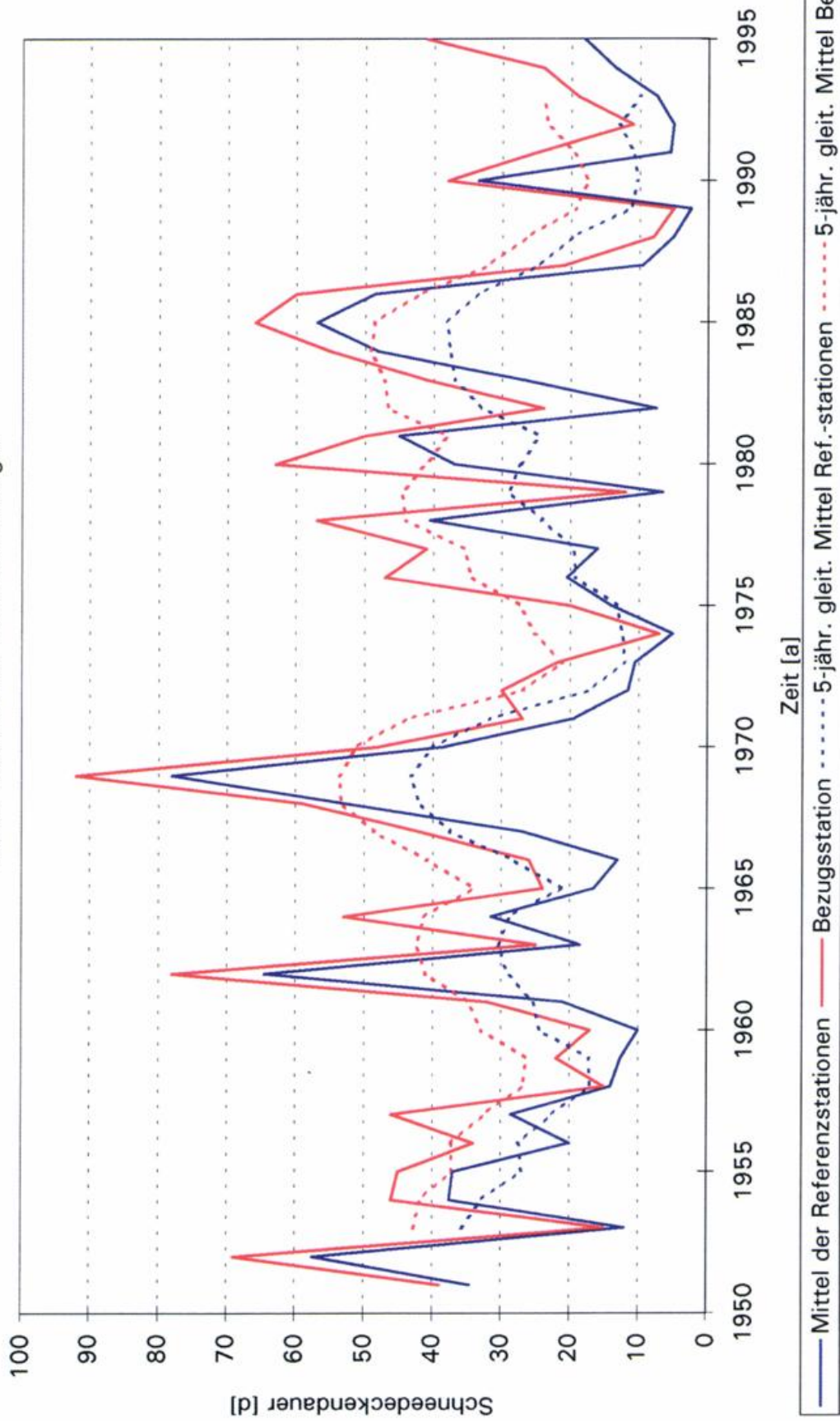


Abb.: 7.9 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Chemnitz

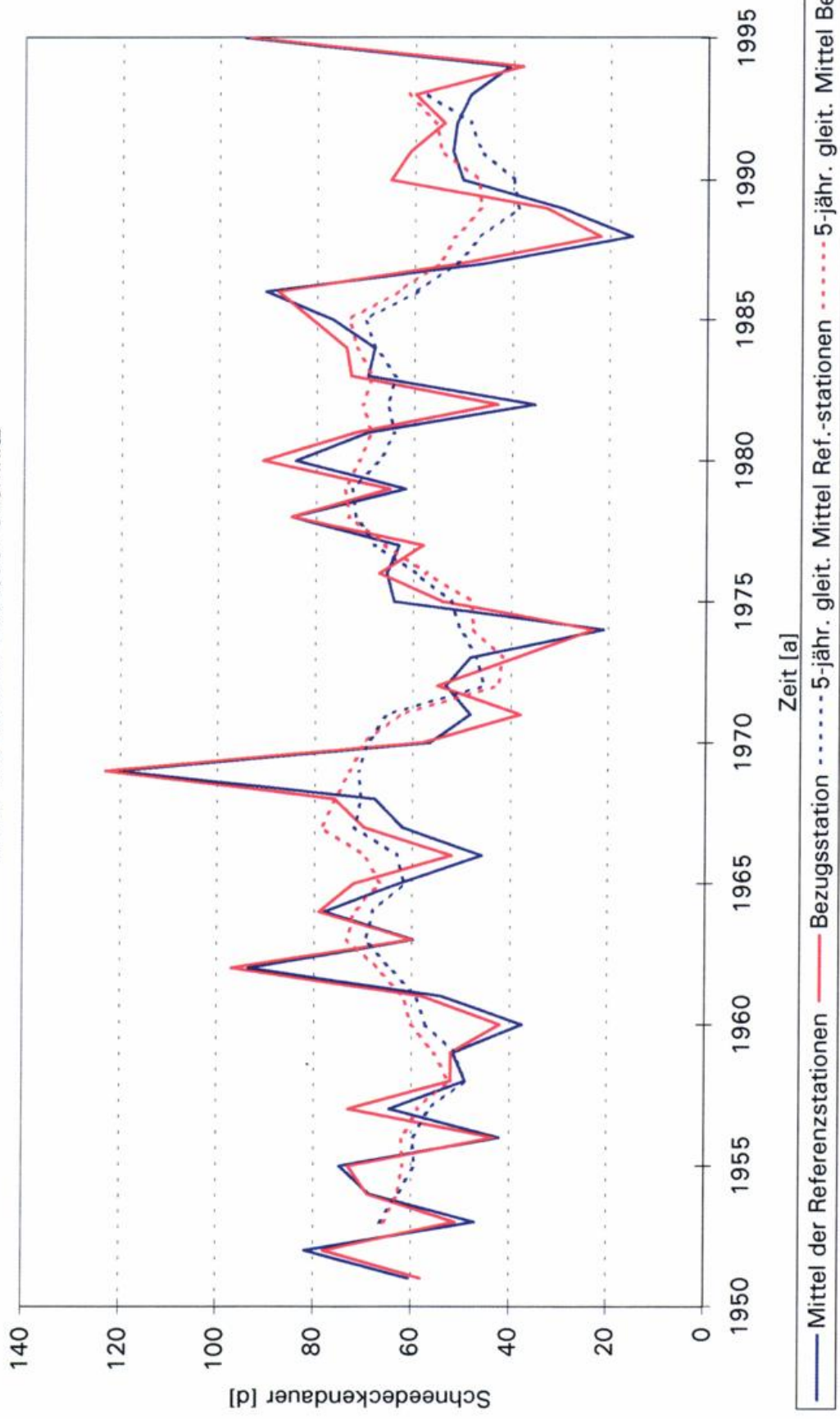


Abb.: 7.10 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Weißenburg/Bayern

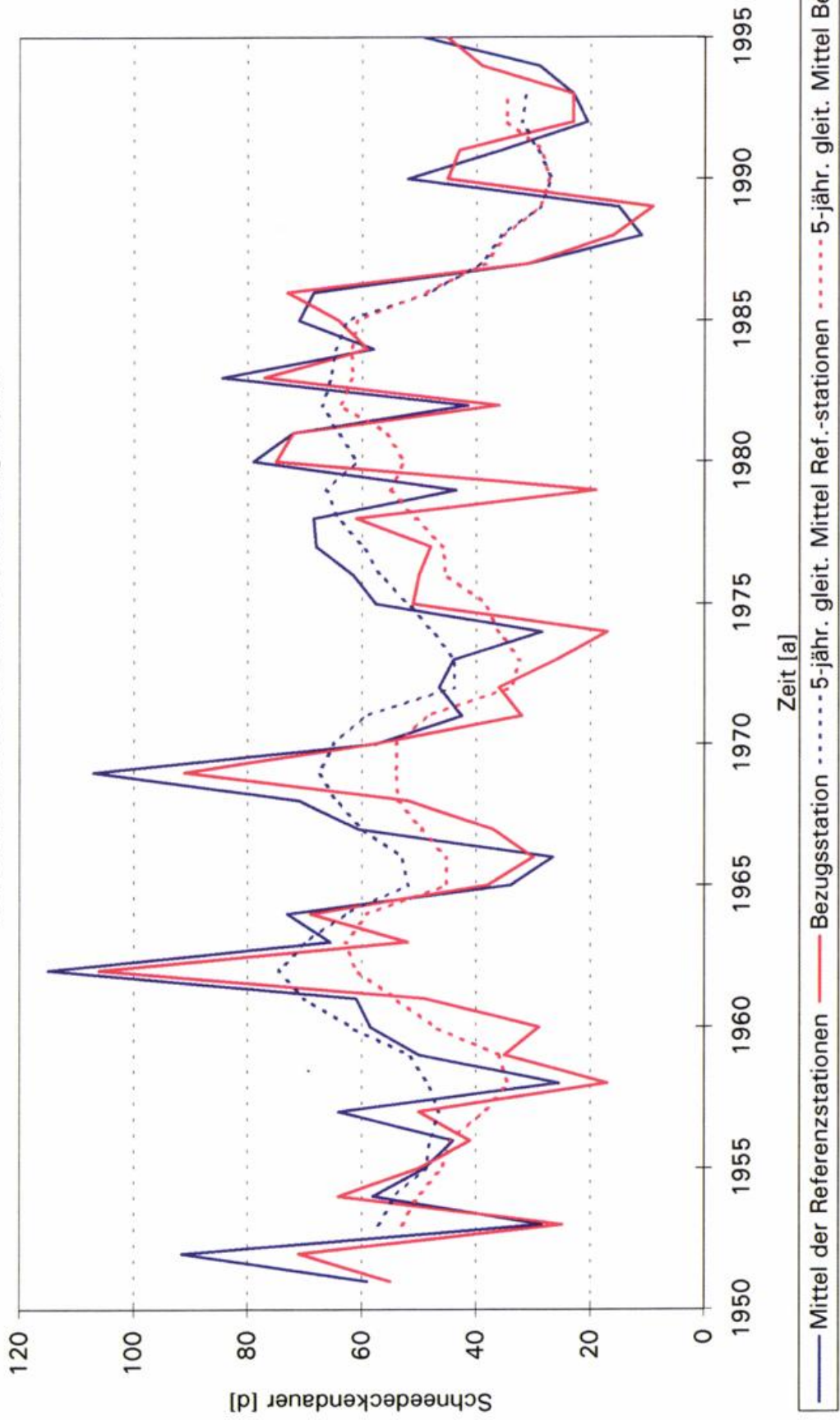


Abb.: 7.11 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Weiden/Opf.

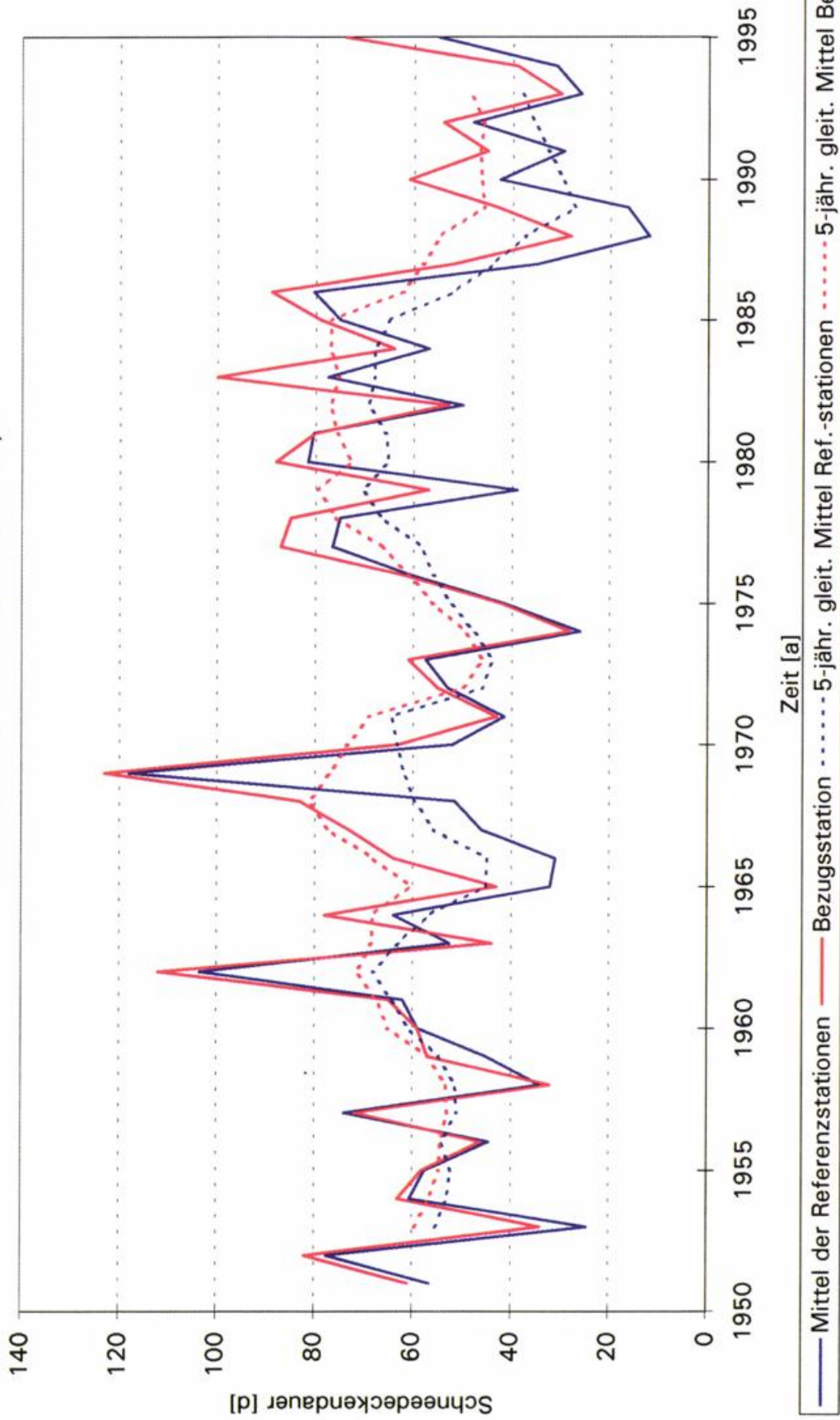


Abb.: 7.12 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Ellwangen/Jagst

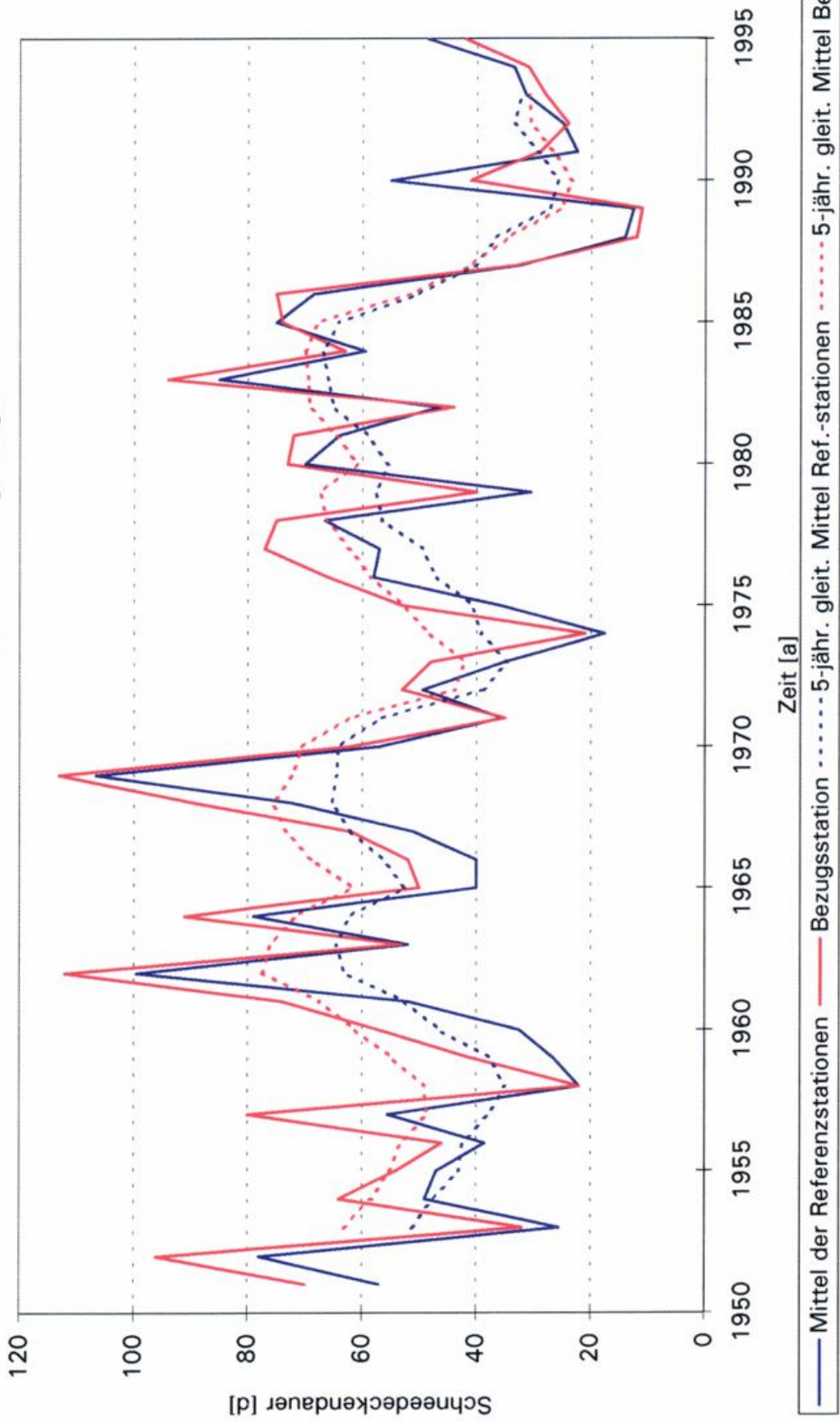


Abb.: 7.13 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Hof-Hohensaas

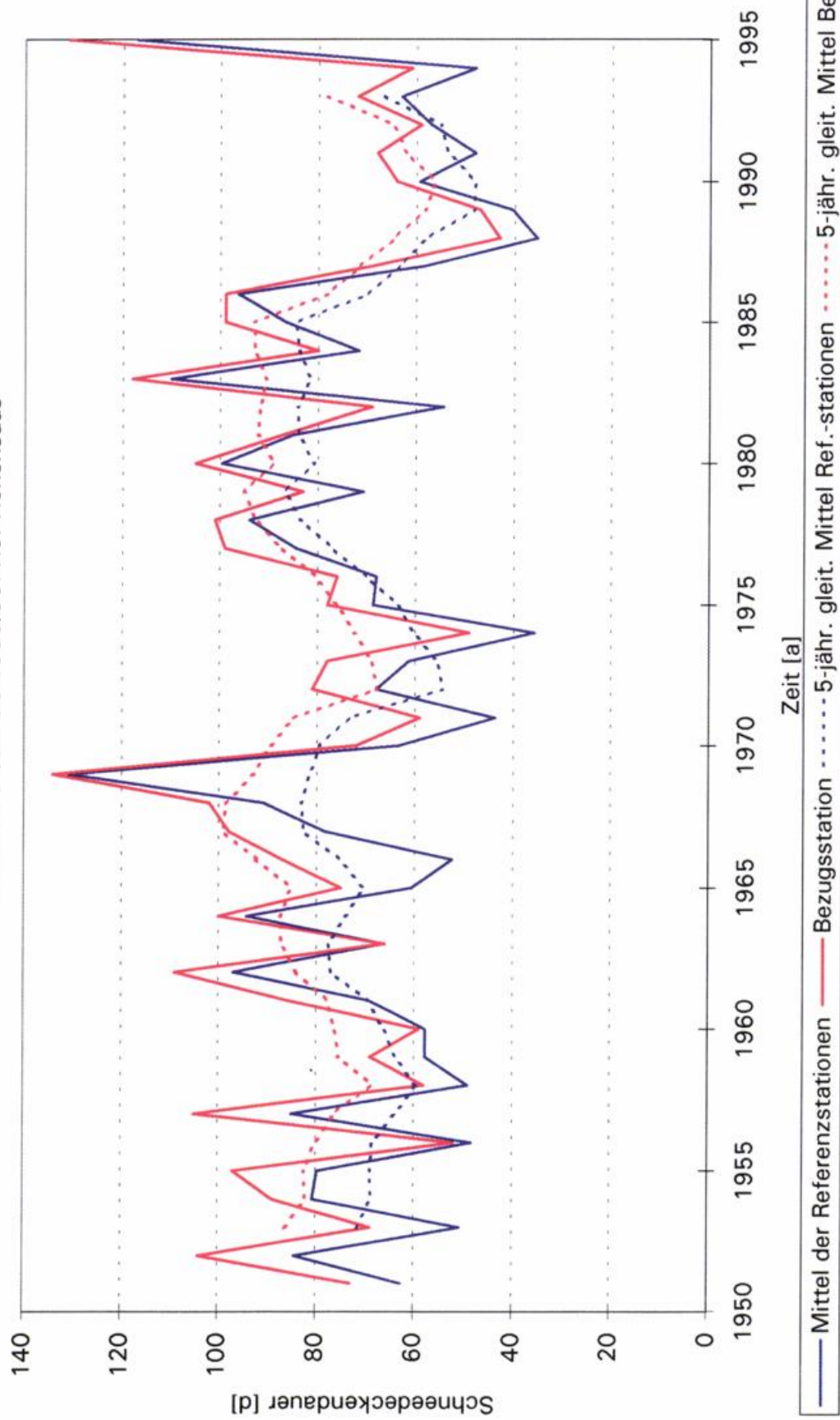


Abb.: 7.14 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Grebenhain-Herchenhain

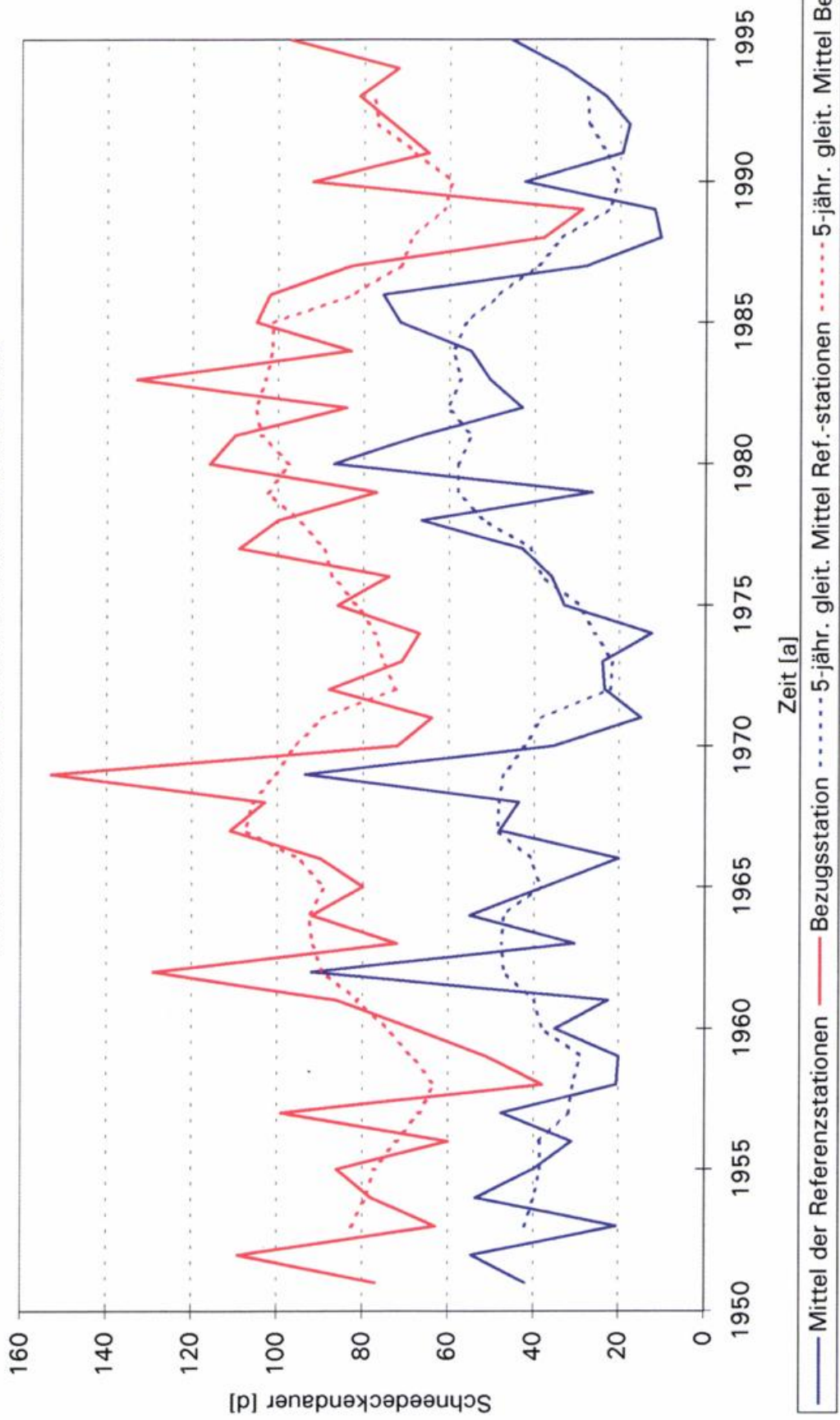


Abb.: 7.15 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Oberstdorf

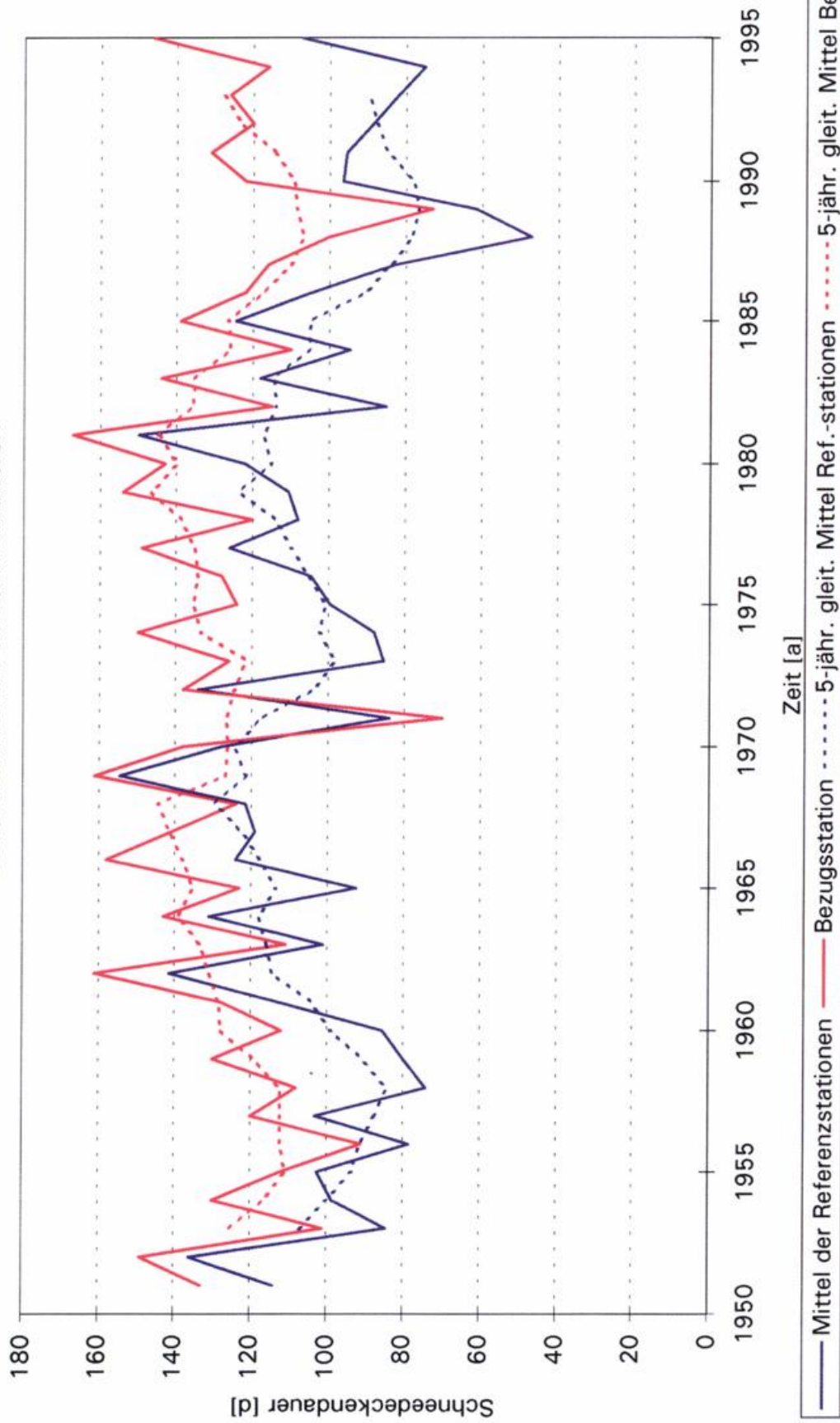


Abb.: 8 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Vergleich kumulativer Werte
 (Bezugsstation/Referenzstationen, vgl. Tab. 7). Reihe 1951/52 bis 1995/96. Potsdam

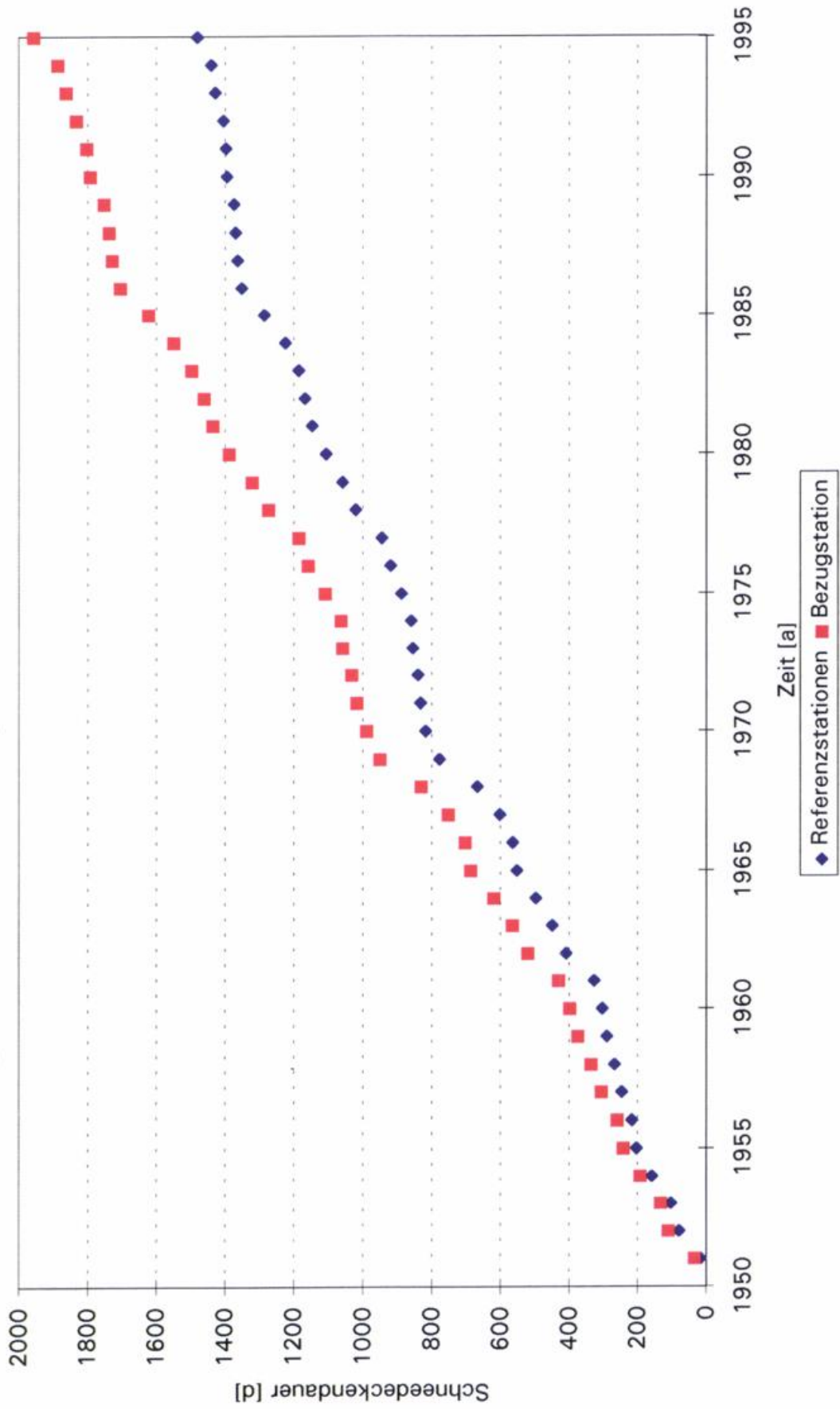


Abb.: 9.1 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Trendverhalten der Schneedeckendauer für unterschiedliche Bezugszeiträume.
 (Basis: Datenreihe der Station Potsdam 1901/02 bis 1995/96; vgl. auch Tab. 9)

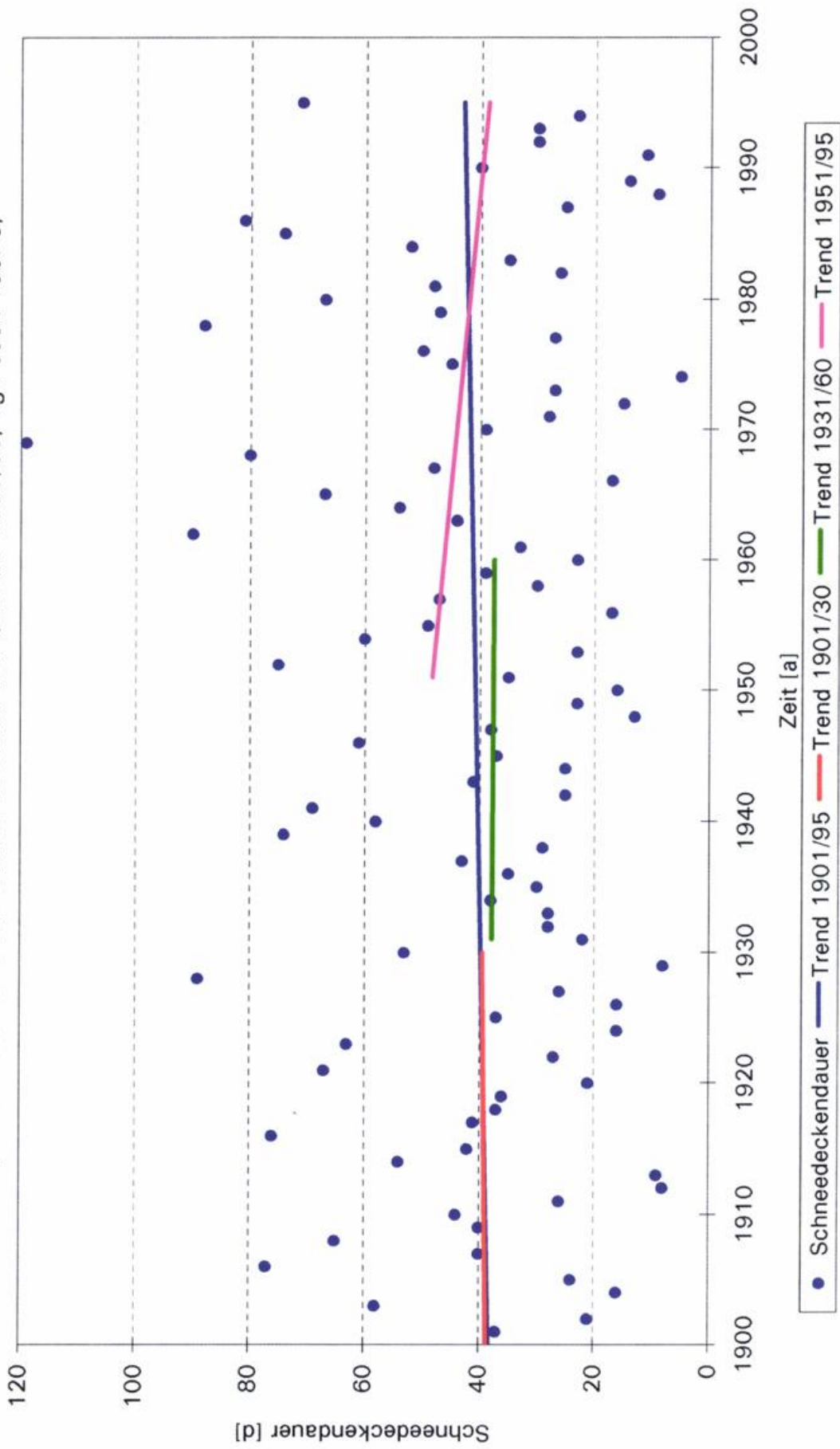


Abb.: 9.2 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Abhängigkeit des normierten linearen Trends (d/a) der Schneedeckendauer vom Untersuchungszeitraum in
 Potsdam und Aachen

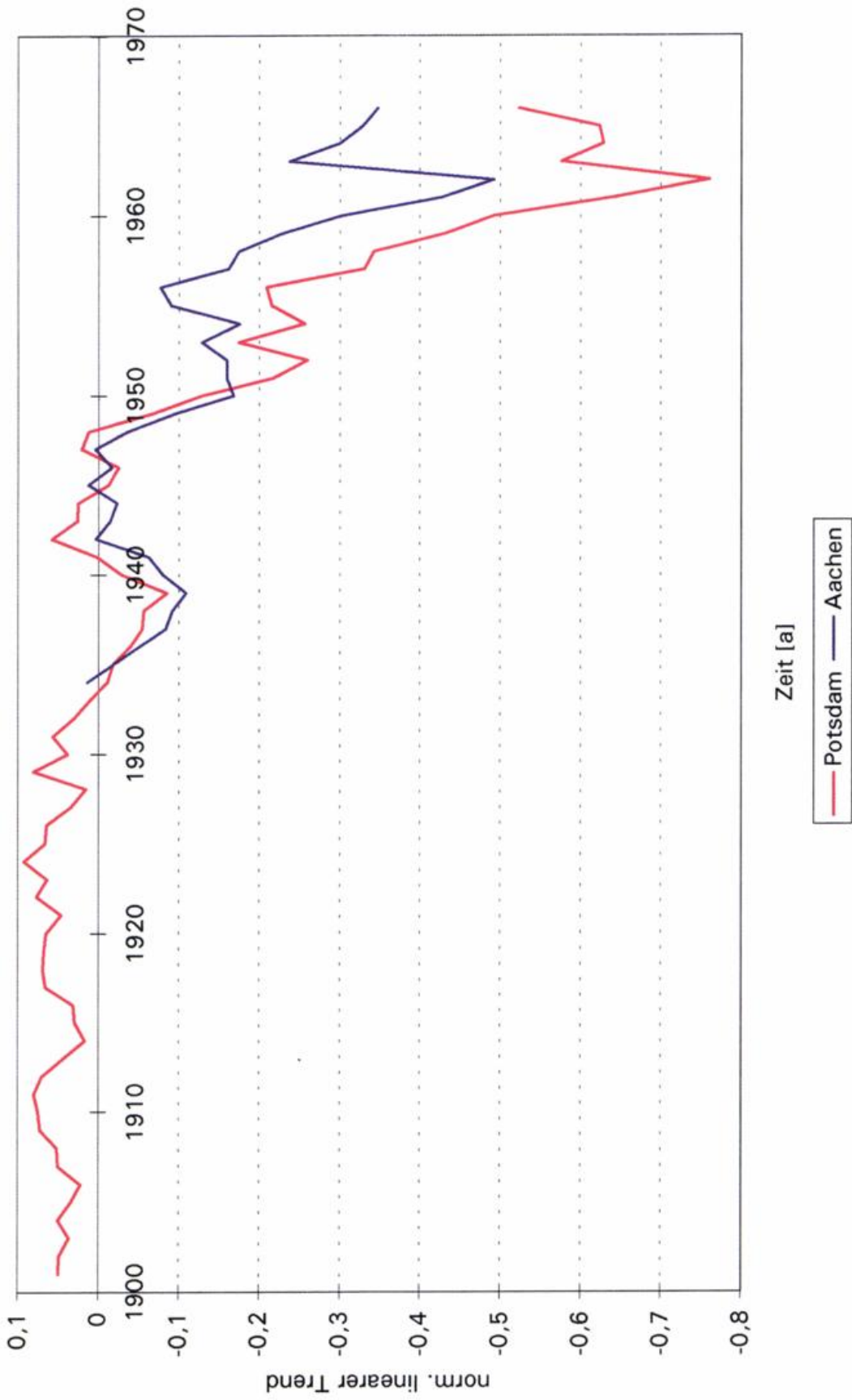


Abb.: 10 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Abhängigkeit des normierten linearen Trends (d/a) der Schneedeckendauer vom Untersuchungszeitraum in
 Braunlage und Weißenburg/Bay.

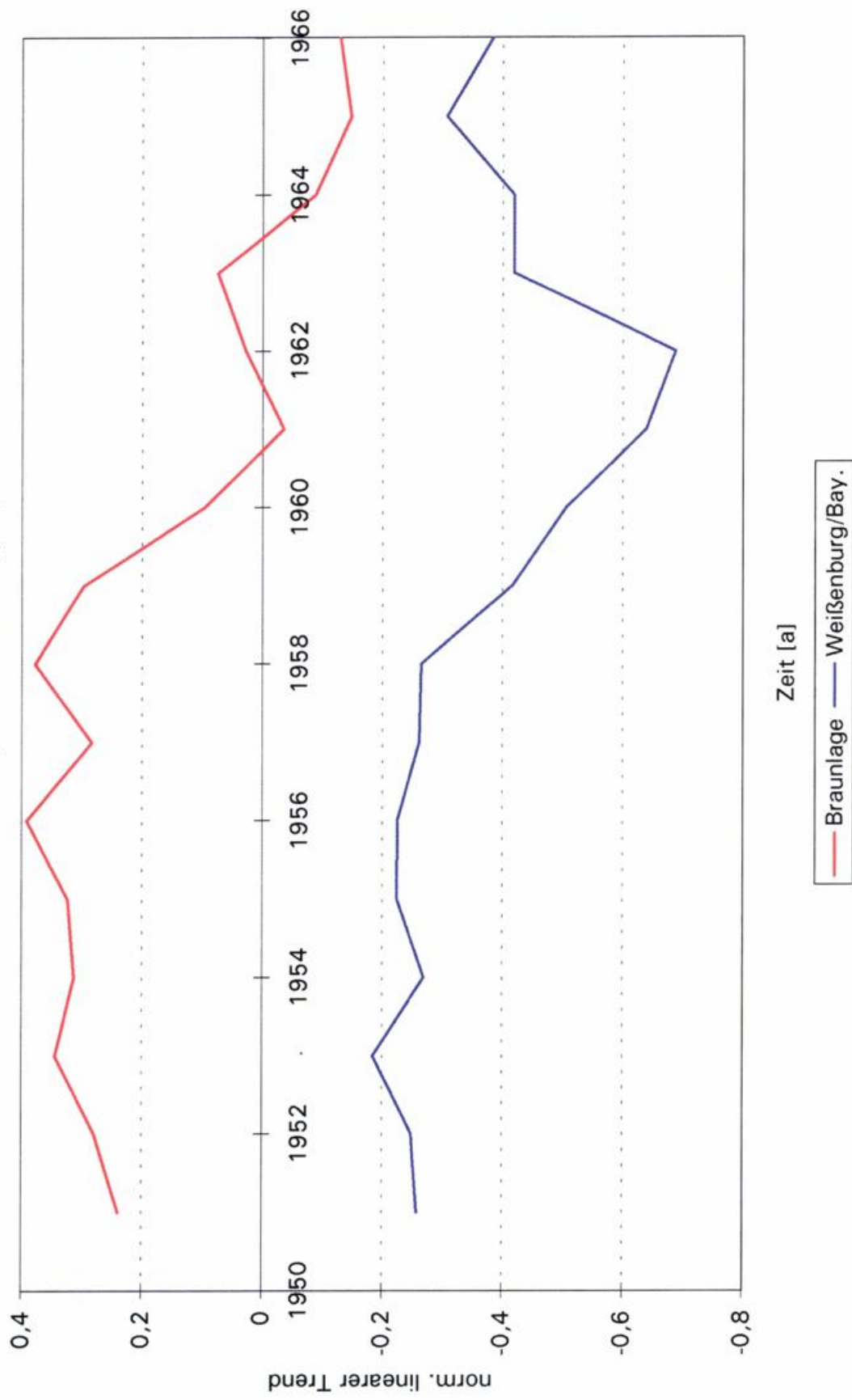


Abb.: 11 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Ergebnisse der Szenario-Rechnungen. Schneedeckendauer (Anzahl der Tage mit
 Wasseräquivalent in % gegenüber Sz. I) in Abhängigkeit von der Geländehöhe. Reihe 1951/52 bis 1995/96

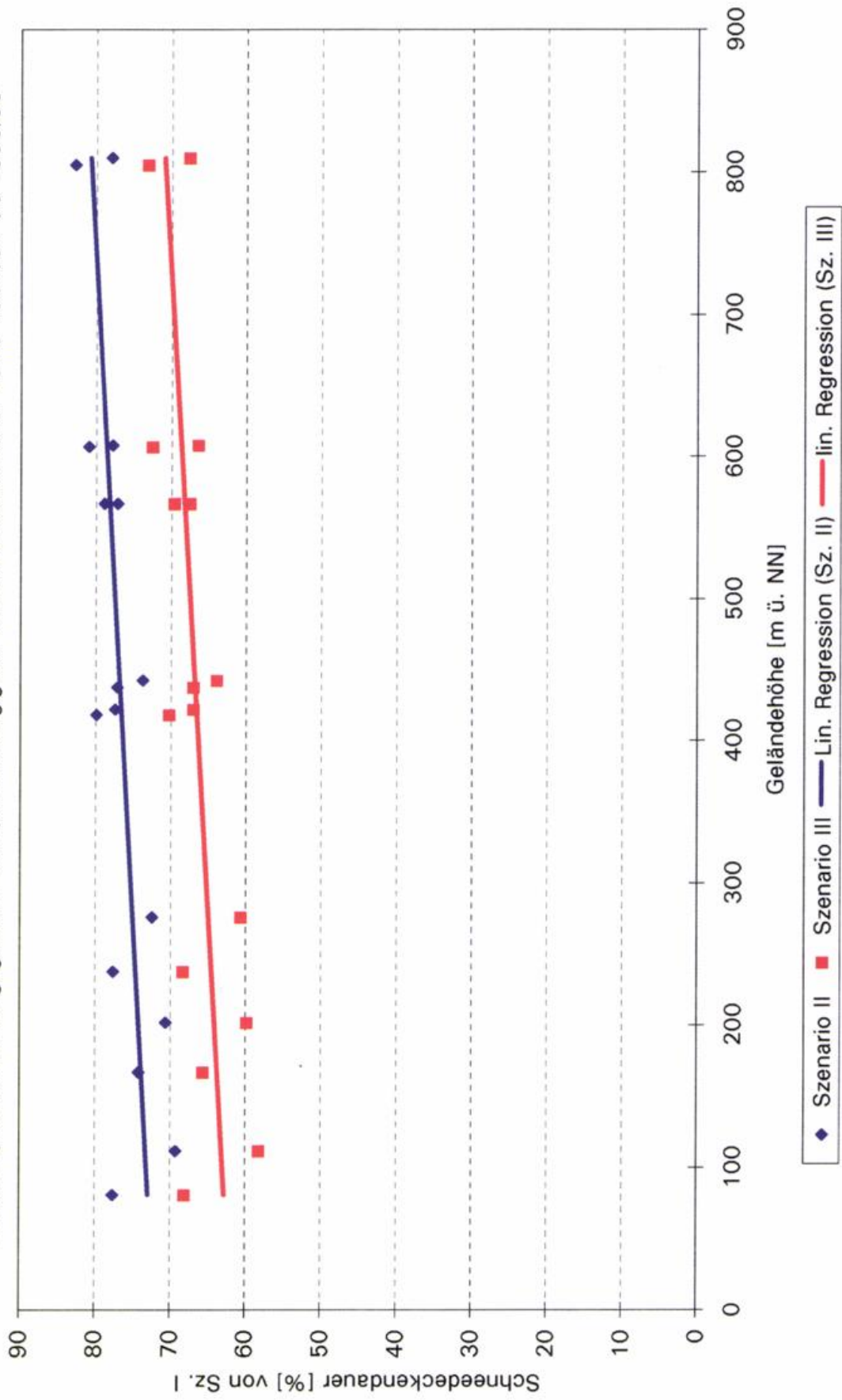


Abb.: 12.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien. Potsdam, Winterperiode 1962/63

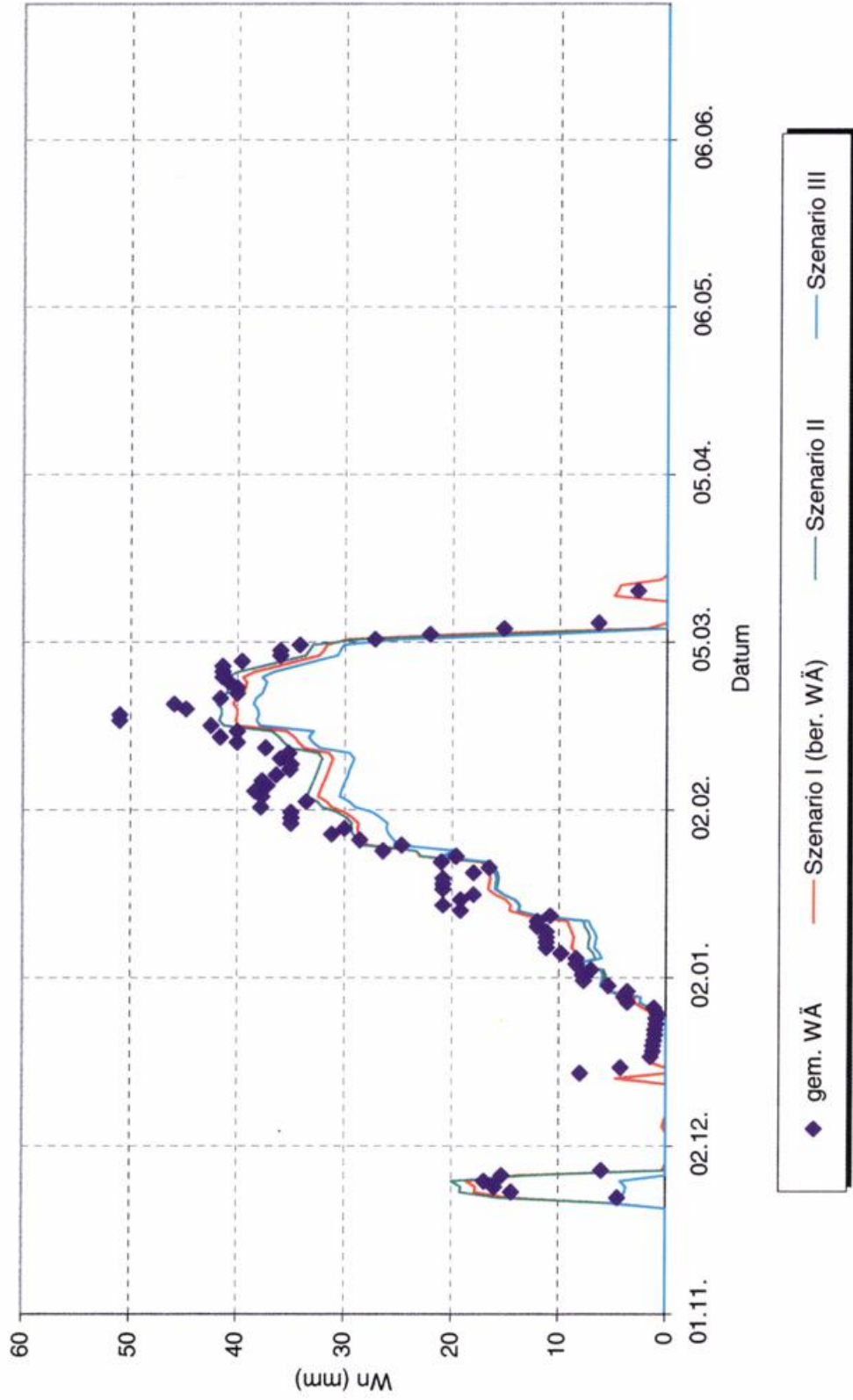


Abb. 12.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien. Potsdam, Winterperiode 1969/70

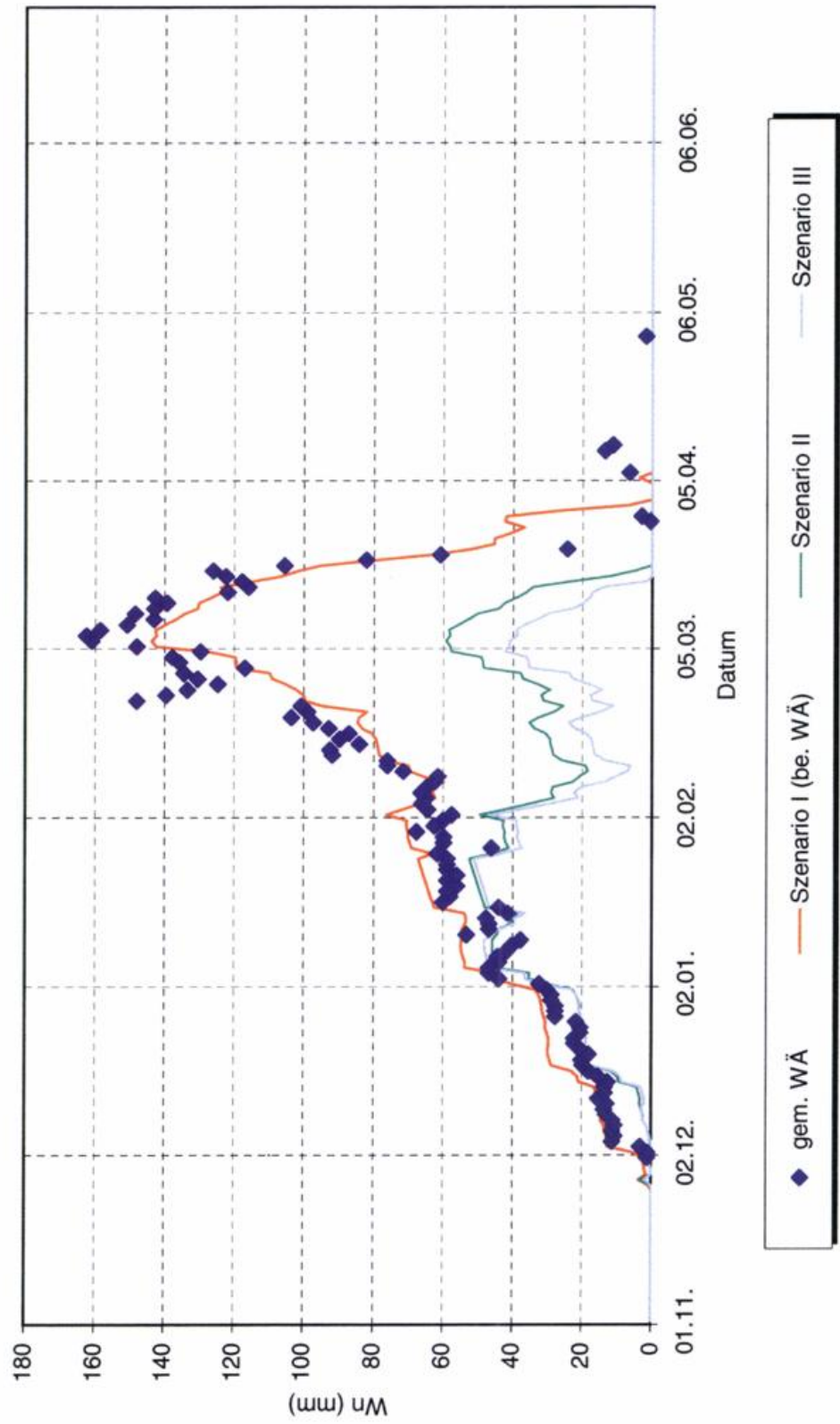


Abb. 13.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Görlitz, Winterperiode 1962/63

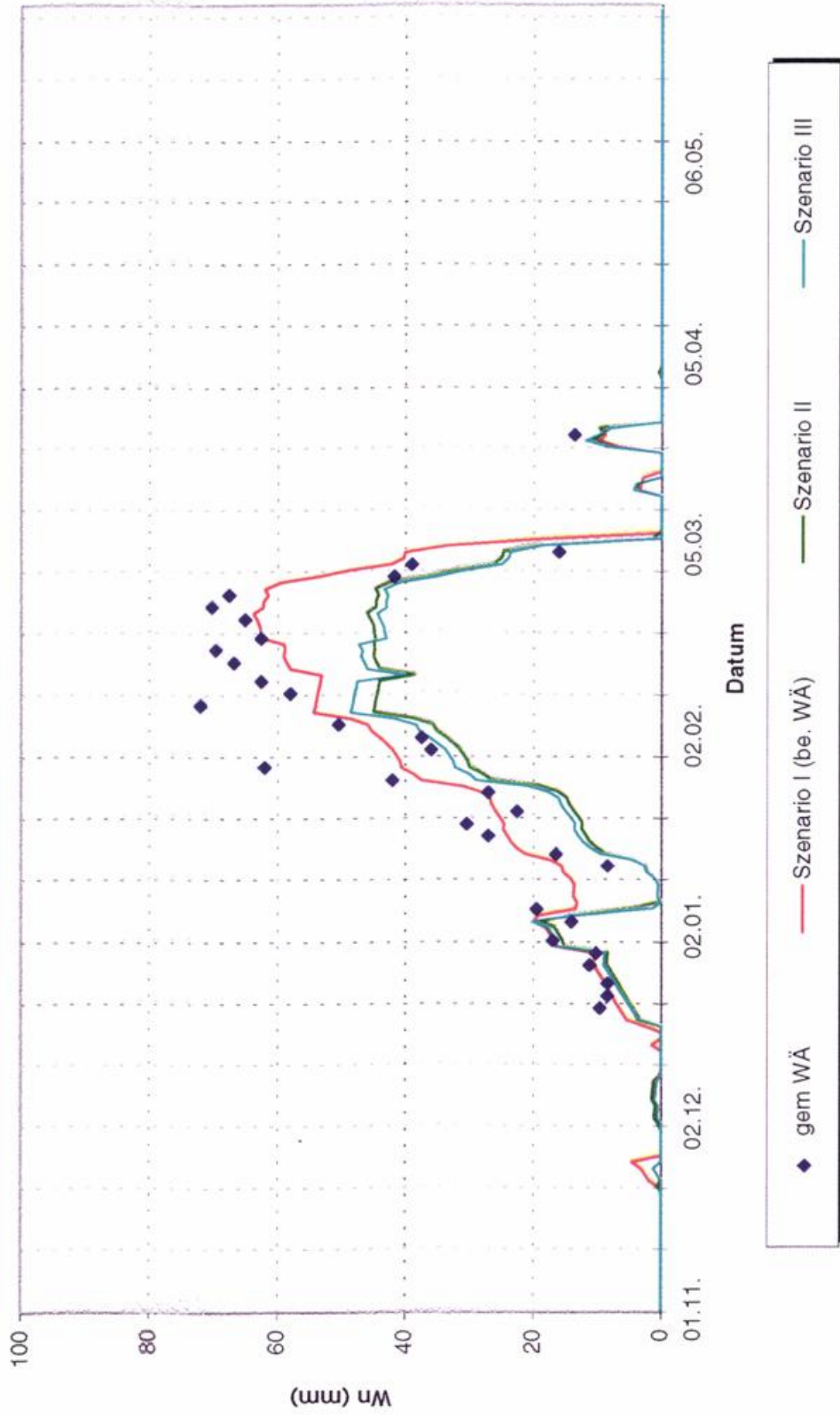


Abb. 13.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Görlitz, Winterperiode 1969/70

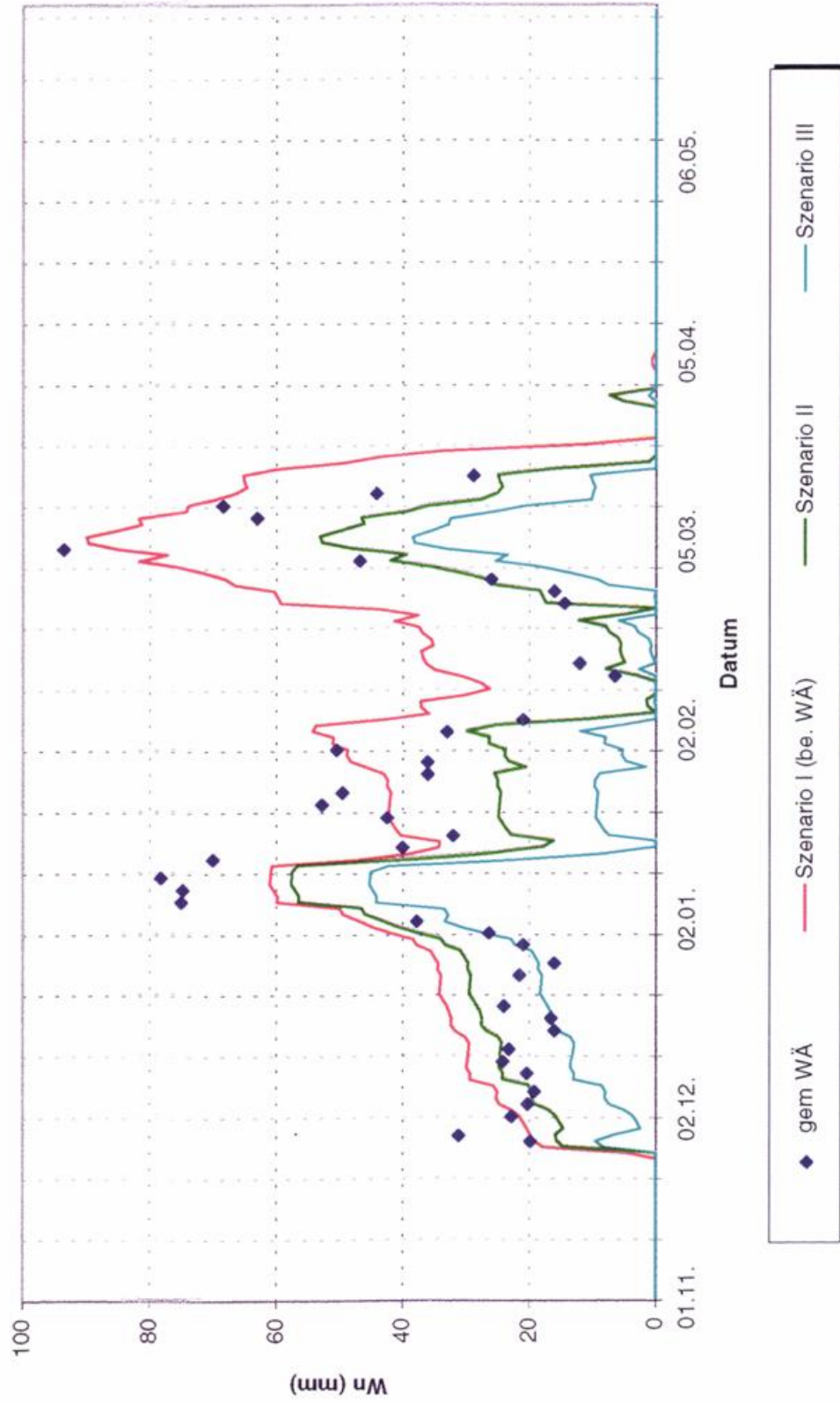


Abb. 14.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozessverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien. Weibenburg/Bayern, Winterperiode 1962/63

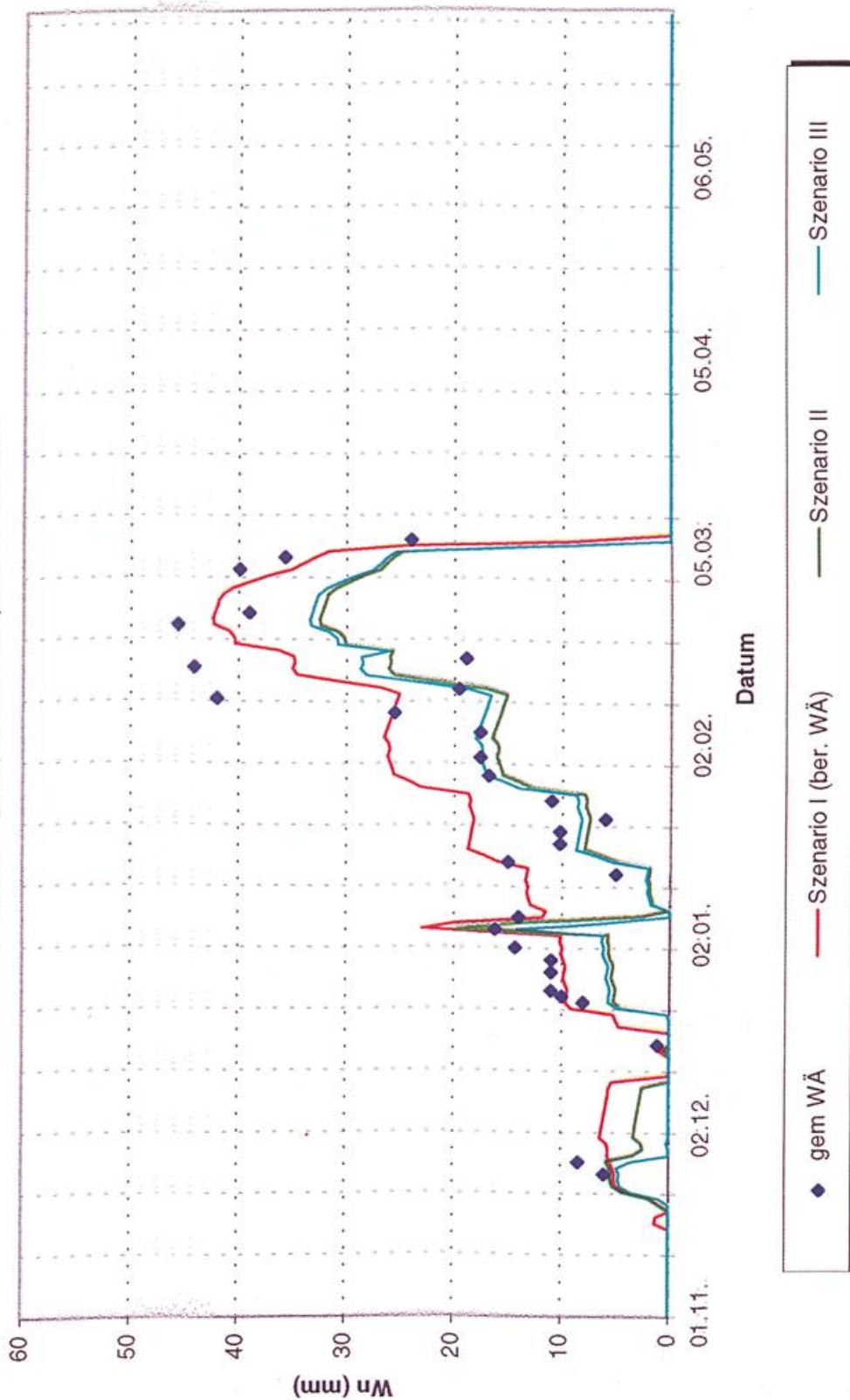


Abb.: 7.8 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Öhringen

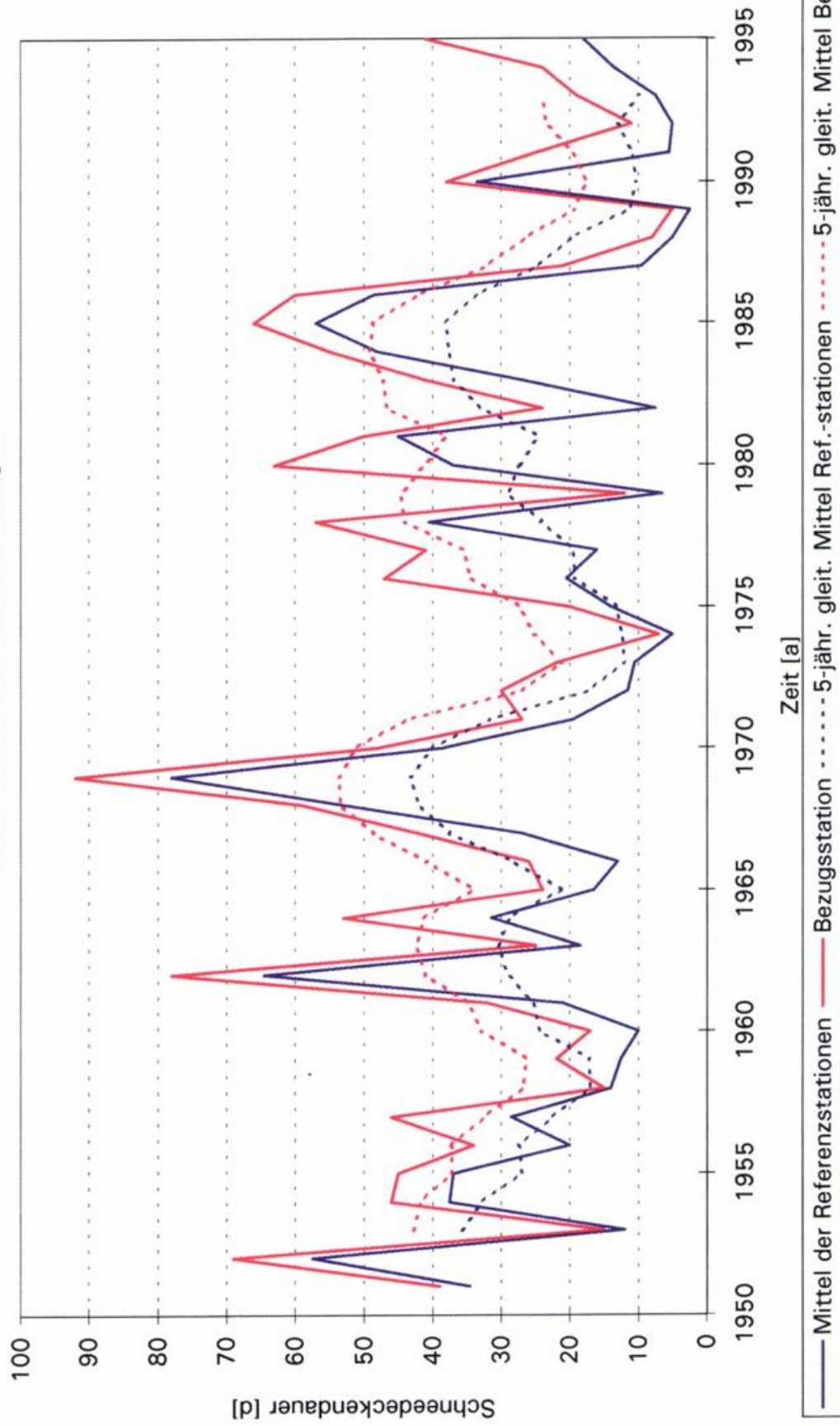


Abb.: 7.9 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Chemnitz

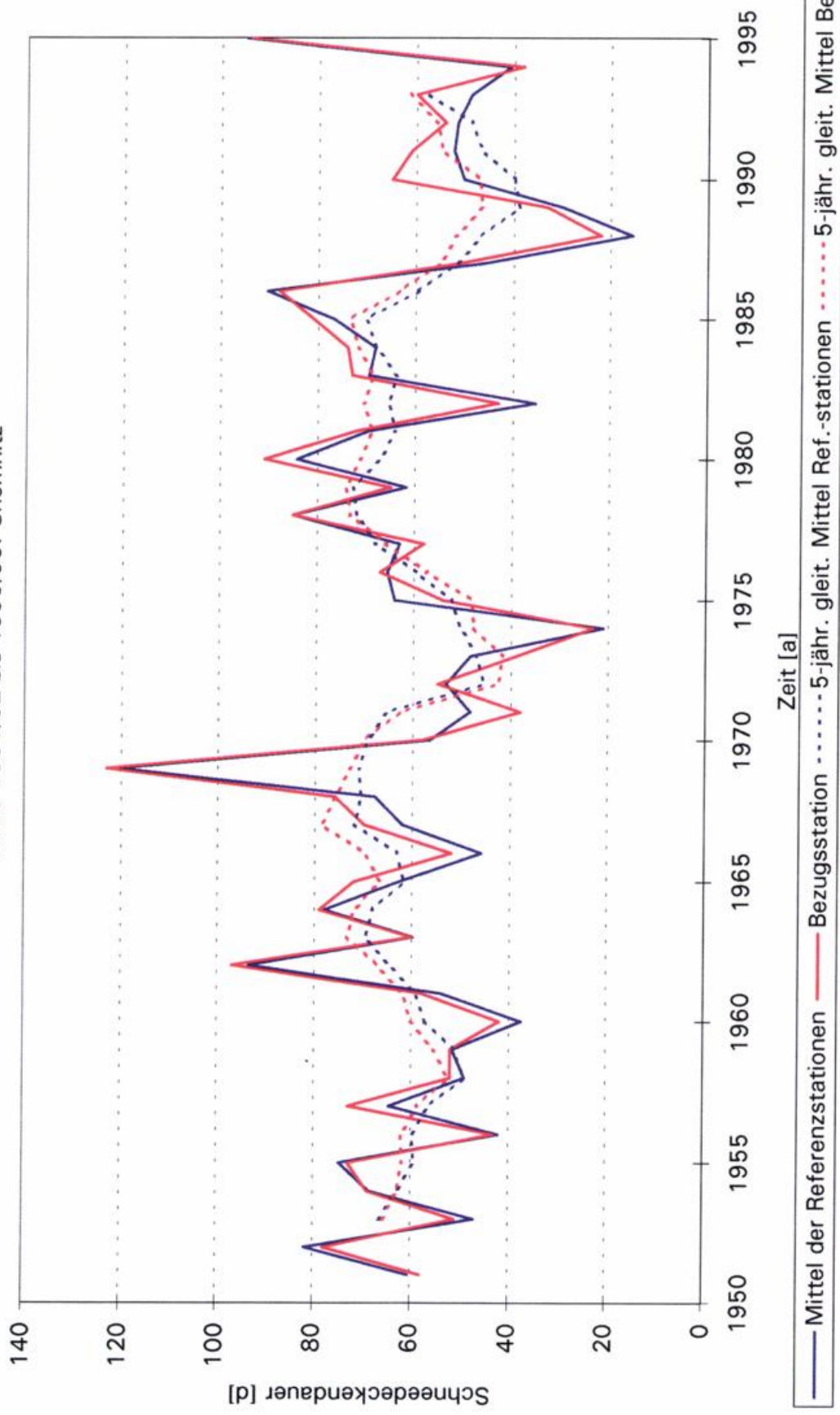


Abb.: 7.10 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Weißenburg/Bayern

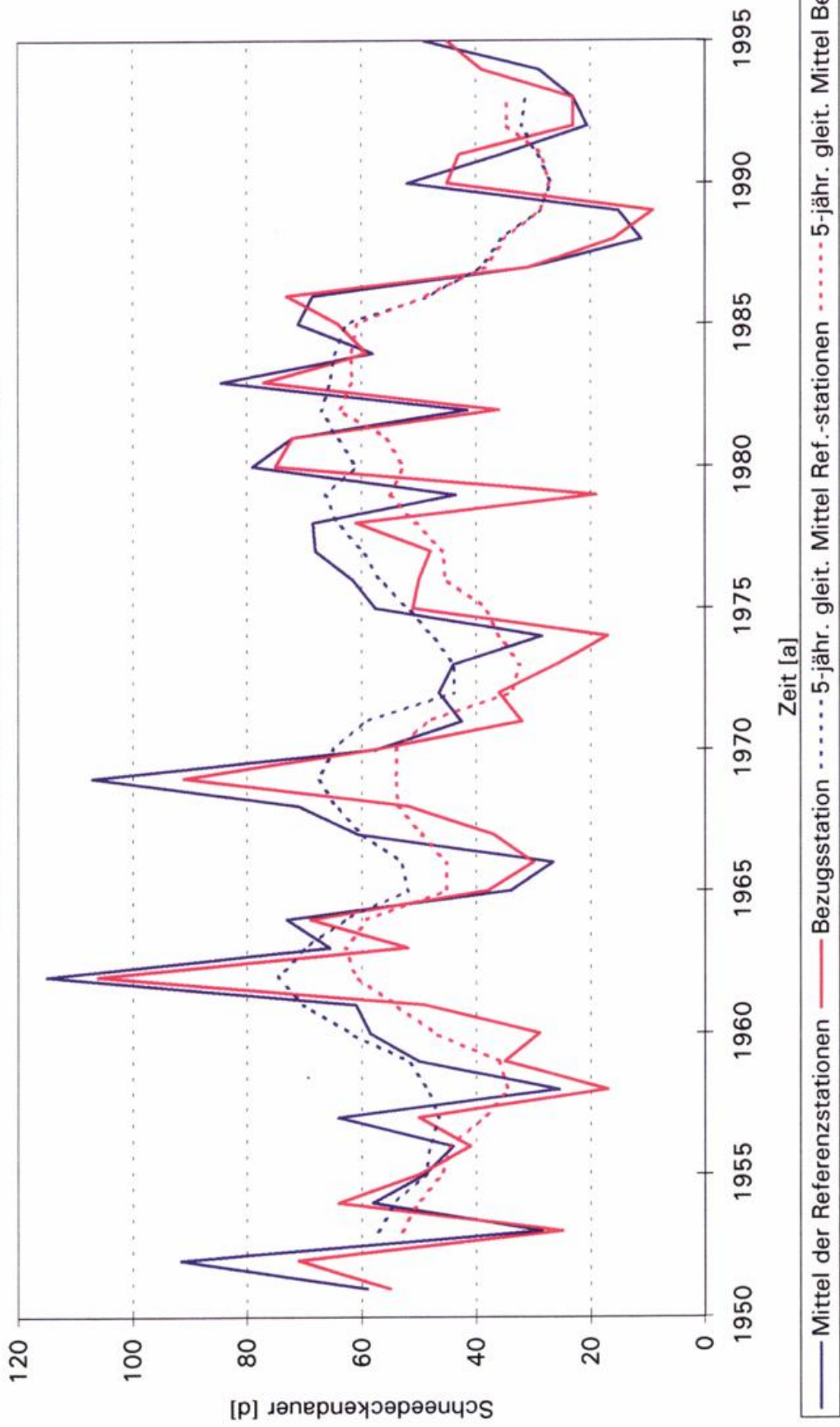


Abb.: 7.11 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Weiden/Opf.

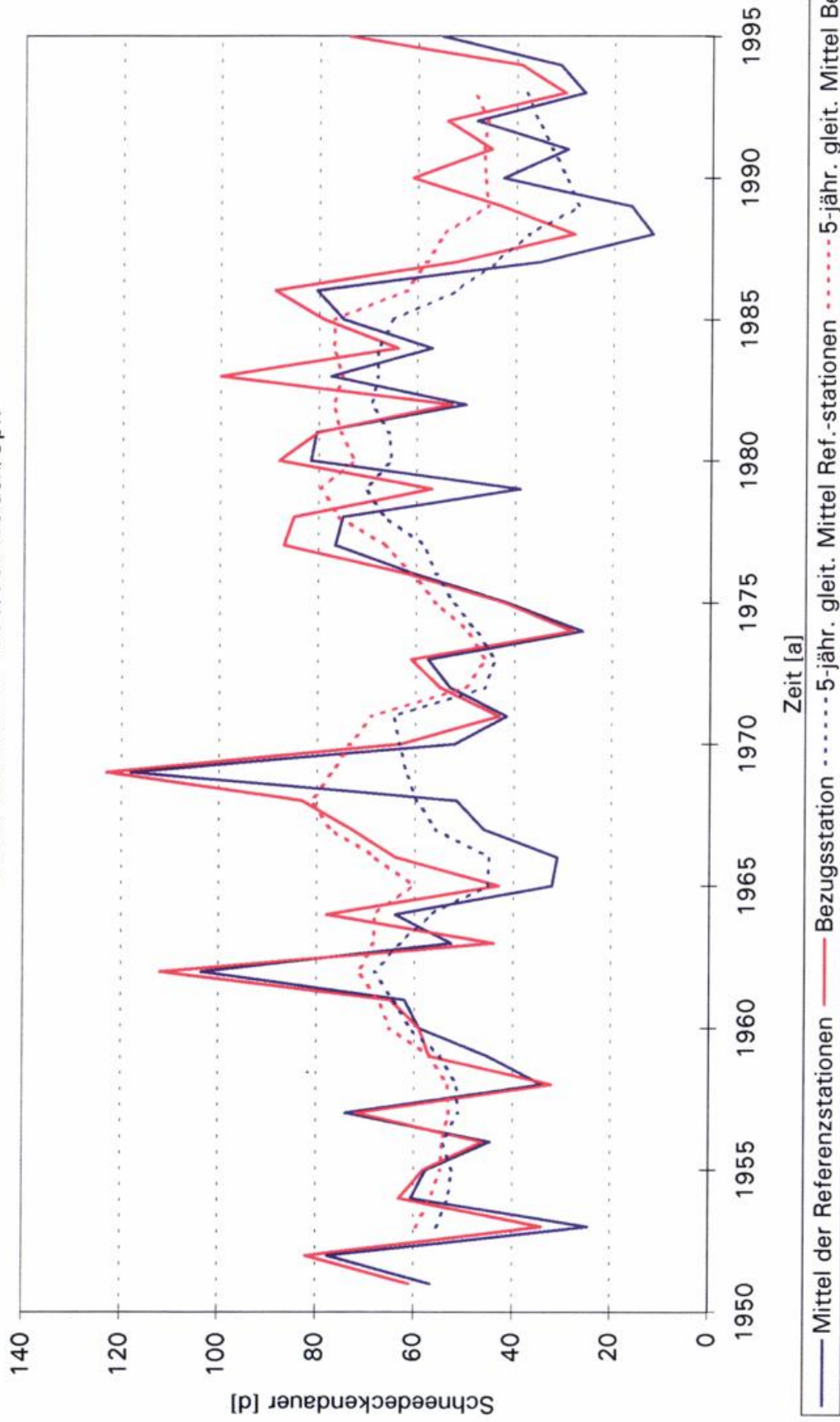


Abb.: 7.12 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Ellwangen/Jagst

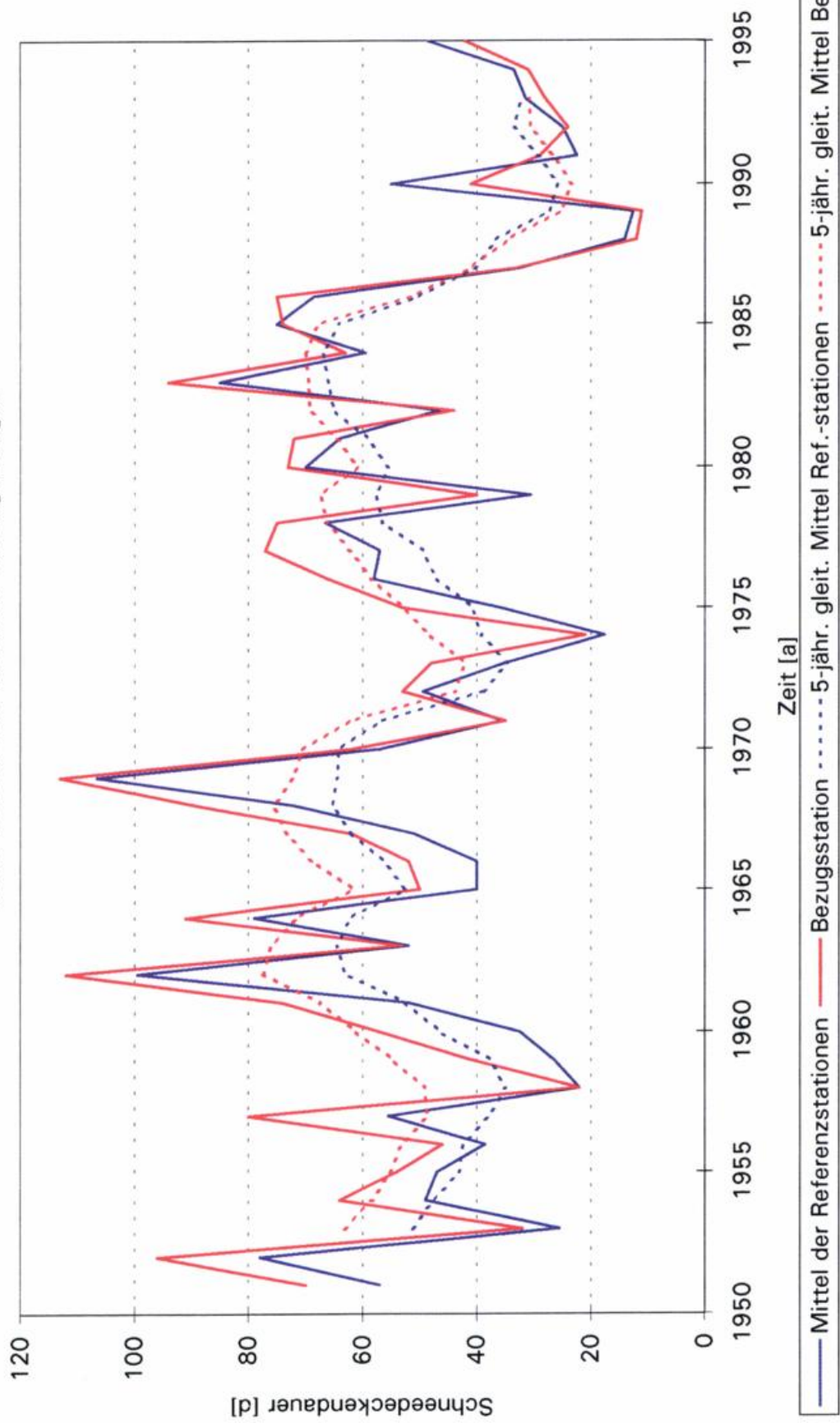


Abb.: 7.13 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Hof-Hohensaas

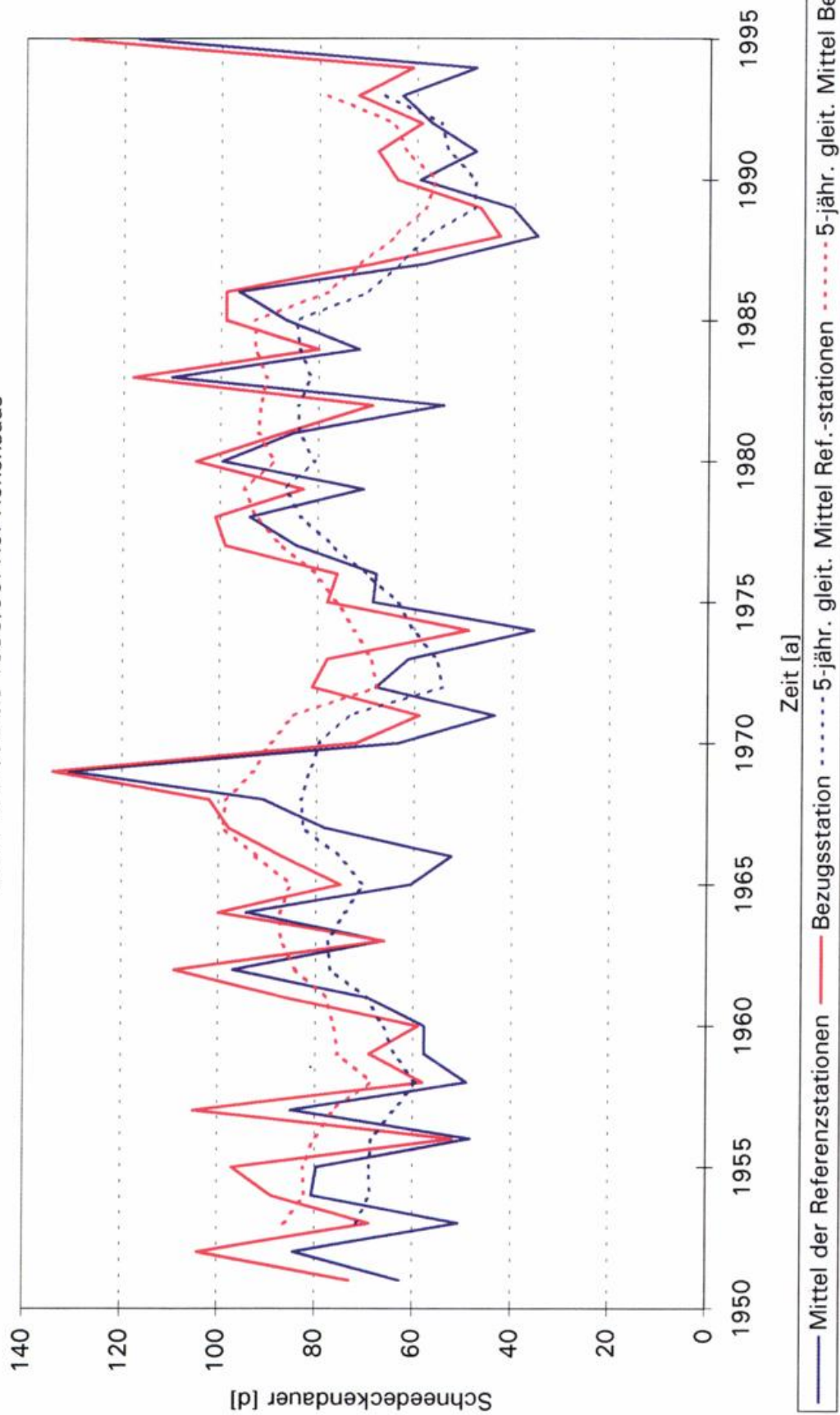


Abb.: 7.14 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Grebenhain-Herchenhain

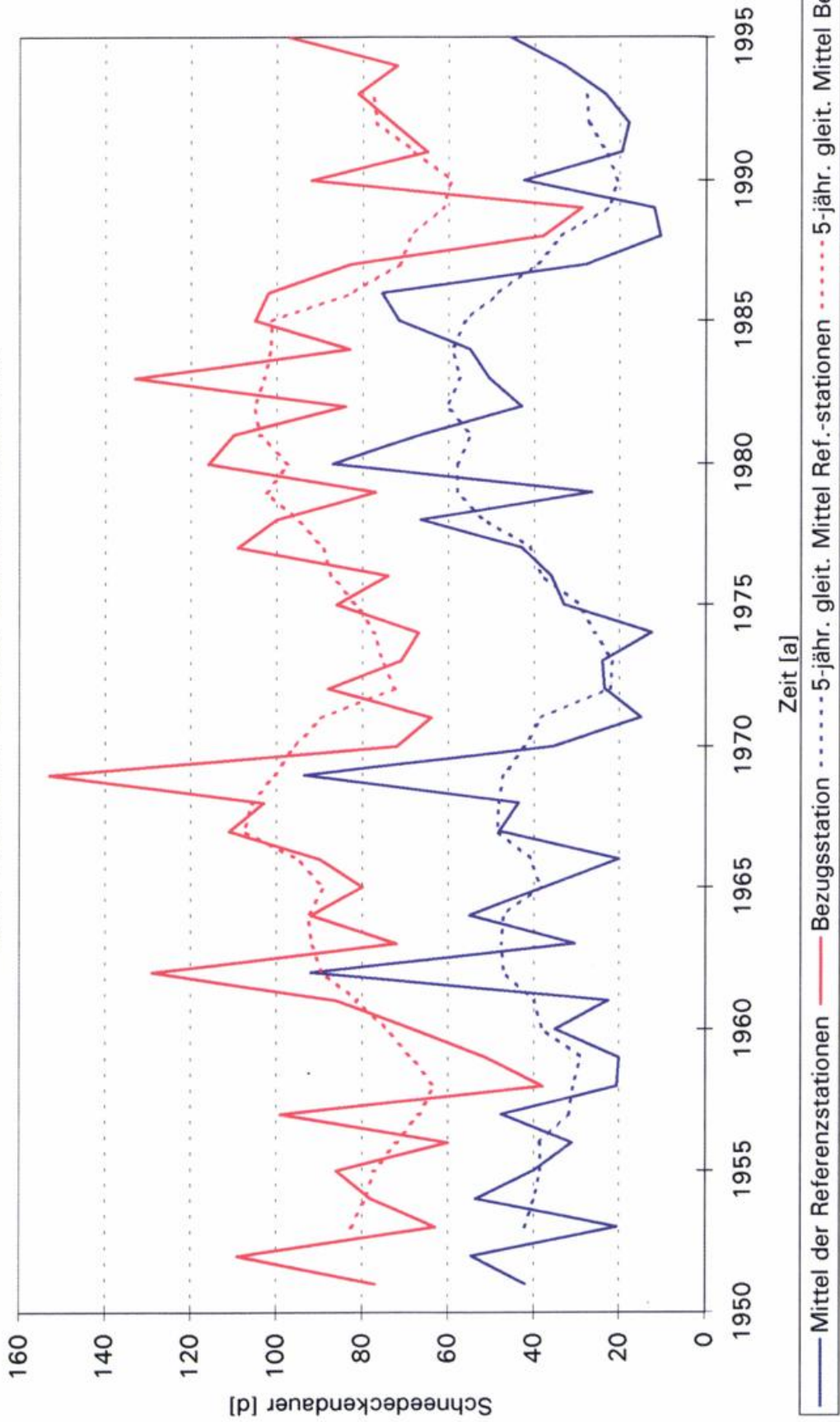


Abb.: 7.15 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Ganglinienvergleich (vgl. Tab. 7).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96. Oberstdorf

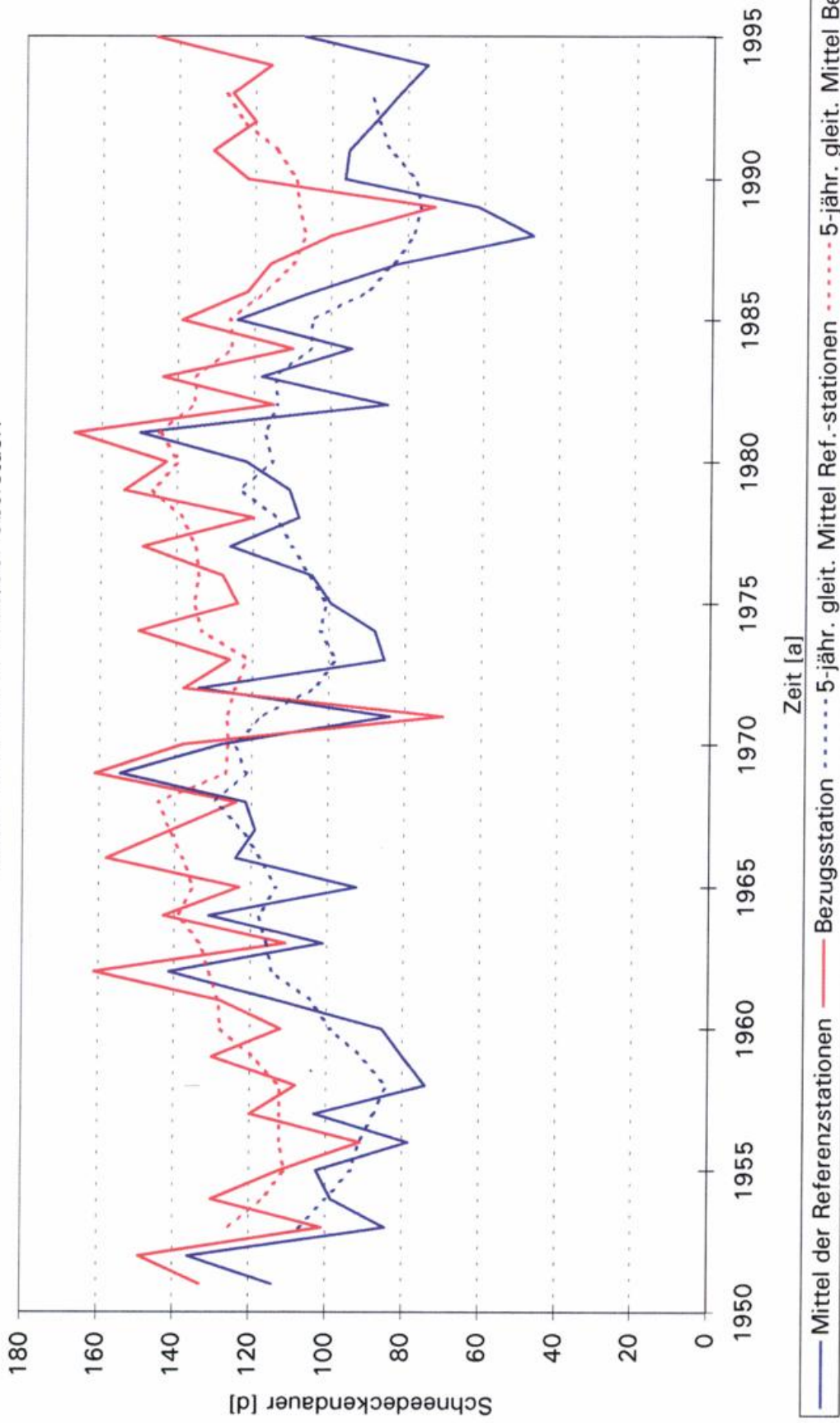


Abb.: 8 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels Vergleich kumulativer Werte
 (Bezugsstation/Referenzstationen, vgl. Tab. 7). Reihe 1951/52 bis 1995/96. Potsdam

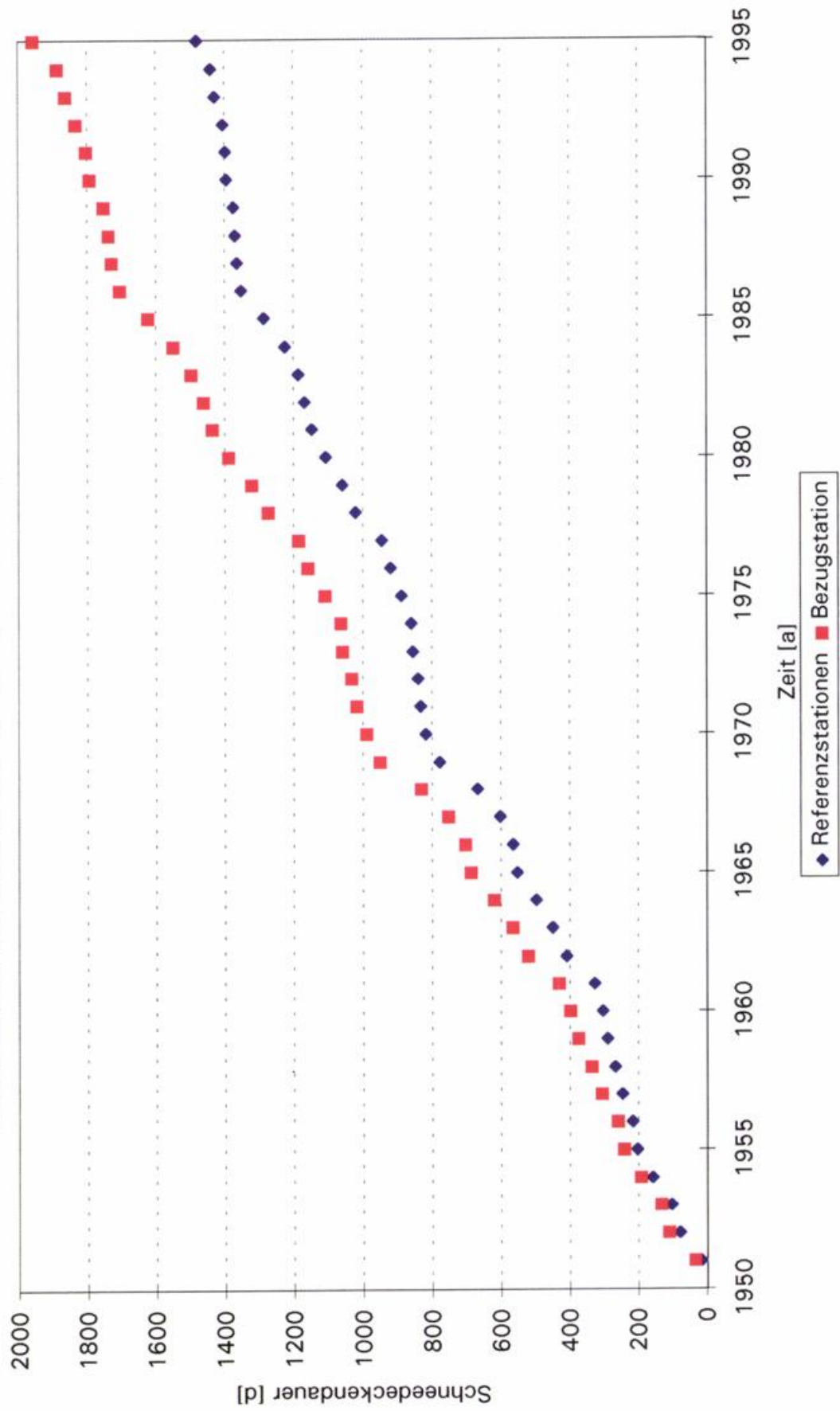


Abb.: 9.1 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Trendverhalten der Schneedeckendauer für unterschiedliche Bezugszeiträume.
 (Basis: Datenreihe der Station Potsdam 1901/02 bis 1995/96; vgl. auch Tab. 9)

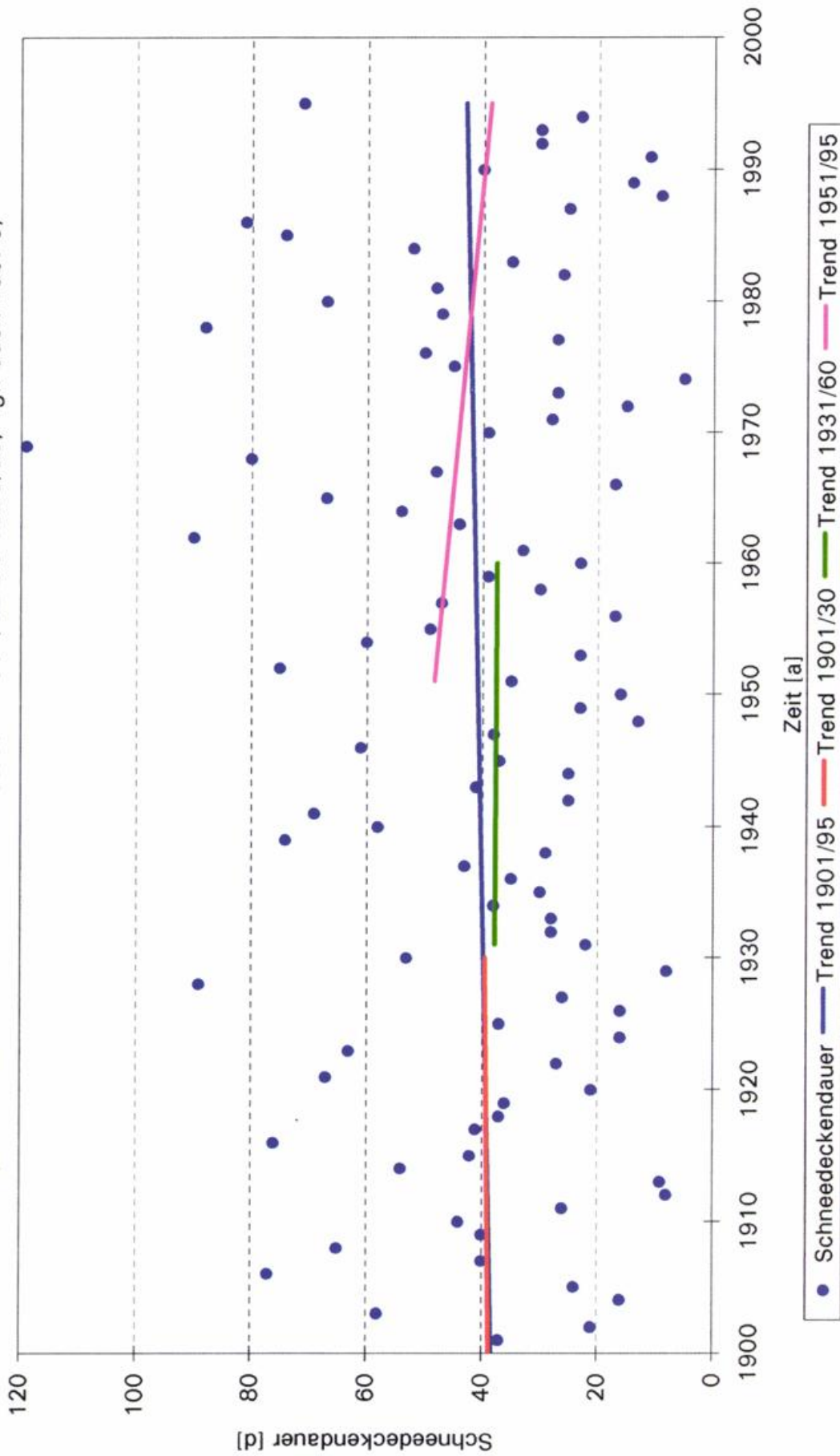


Abb.: 9.2 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Abhängigkeit des normierten linearen Trends (d/a) der Schneedeckendauer vom Untersuchungszeitraum in
 Potsdam und Aachen

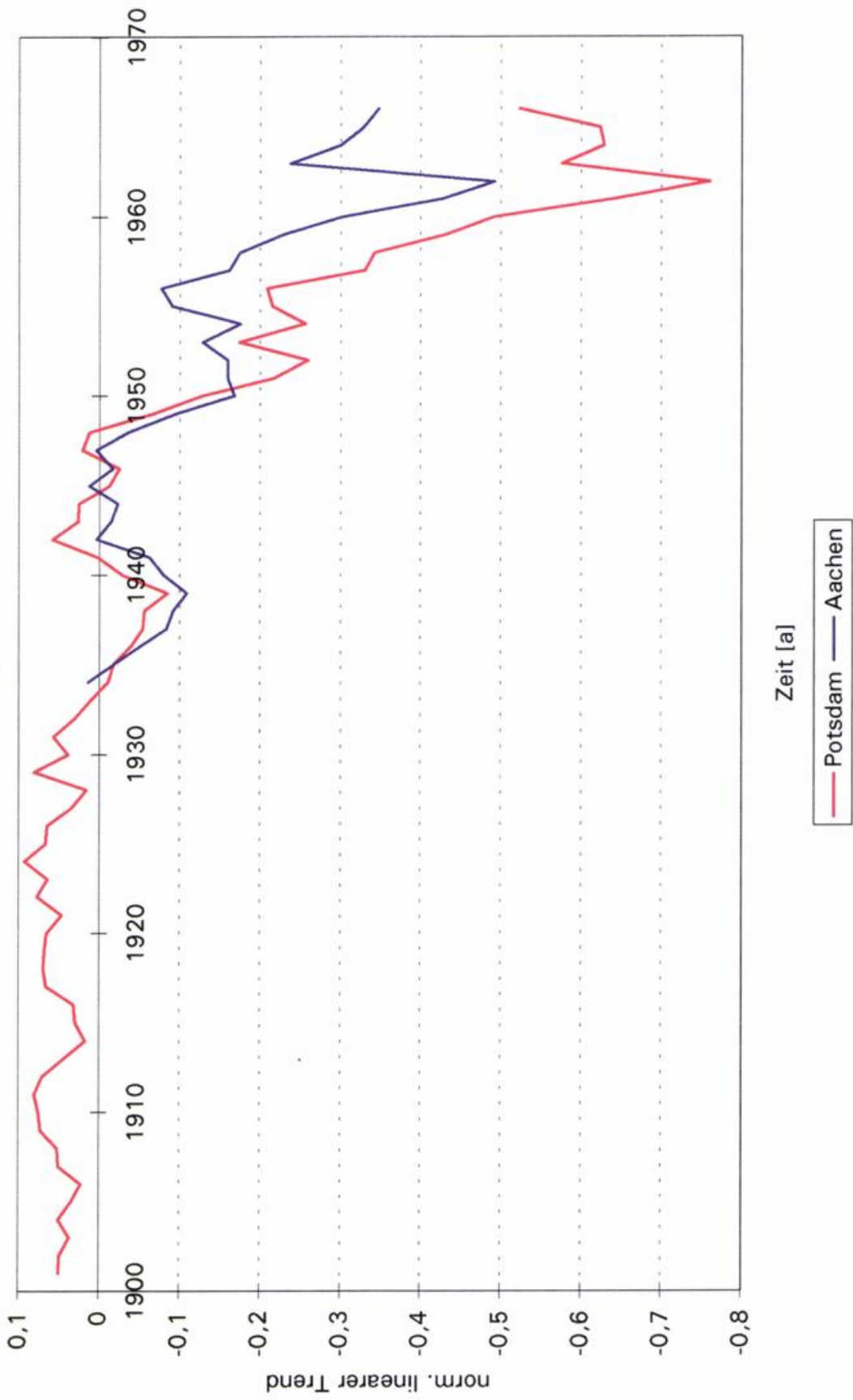


Abb.: 10 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Abhängigkeit des normierten linearen Trends (d/a) der Schneedeckendauer vom Untersuchungszeitraum in
 Braunlage und Weißenburg/Bay.

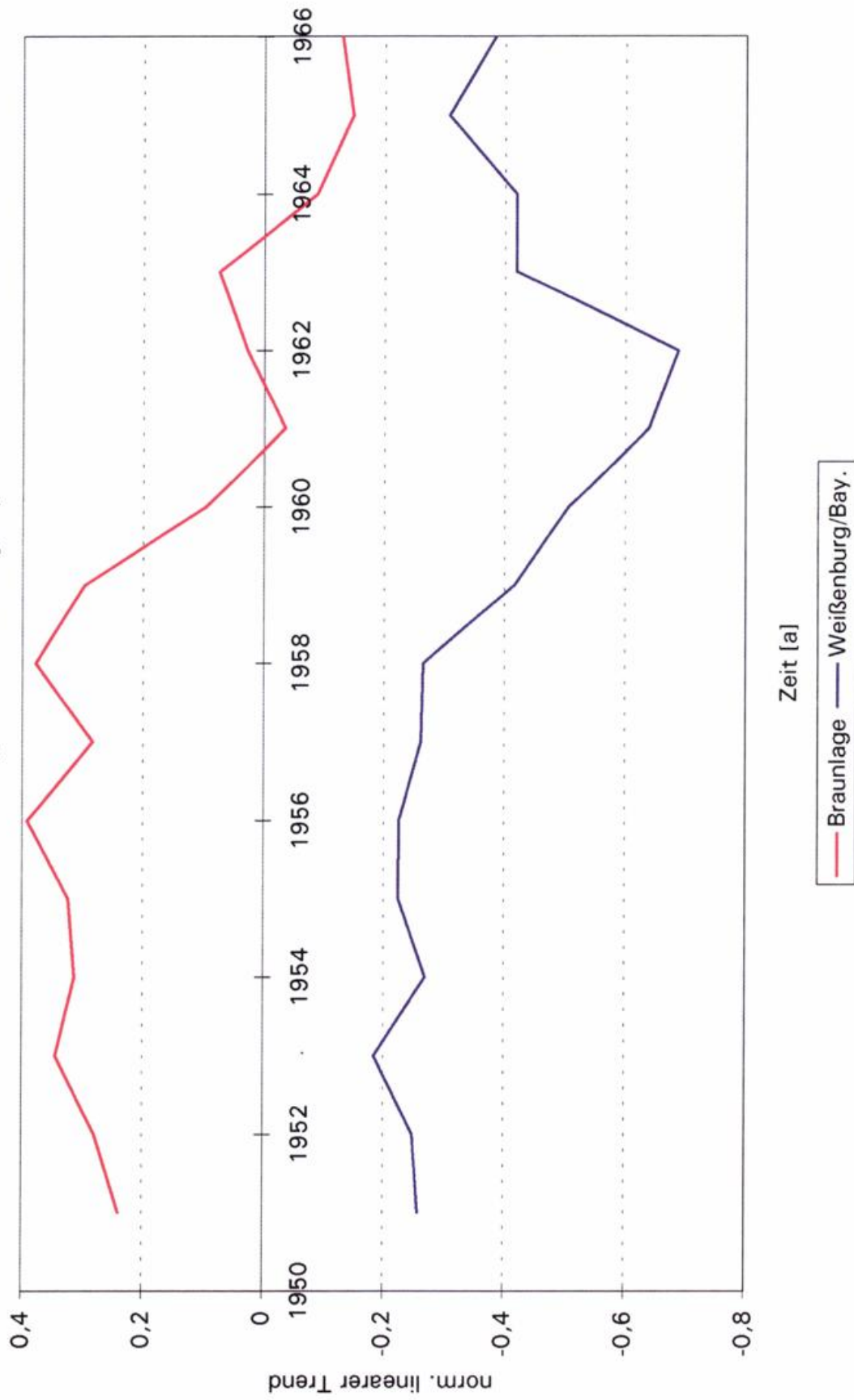


Abb.: 11 Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Ergebnisse der Szenario-Rechnungen. Schneedeckendauer (Anzahl der Tage mit
 Wasseräquivalent in % gegenüber Sz. I) in Abhängigkeit von der Geländehöhe. Reihe 1951/52 bis 1995/96

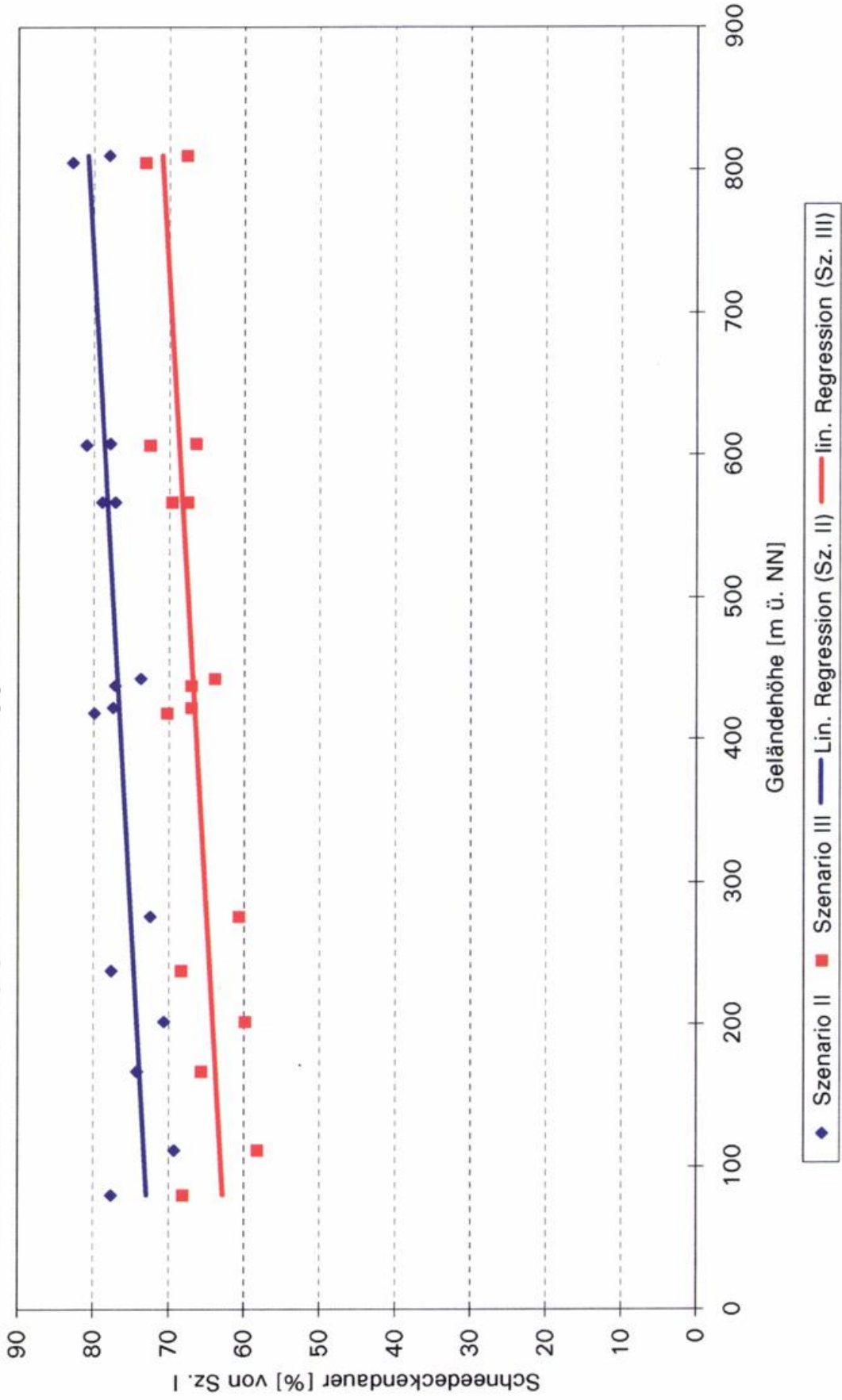


Abb.: 12.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Potsdam, Winterperiode 1962/63

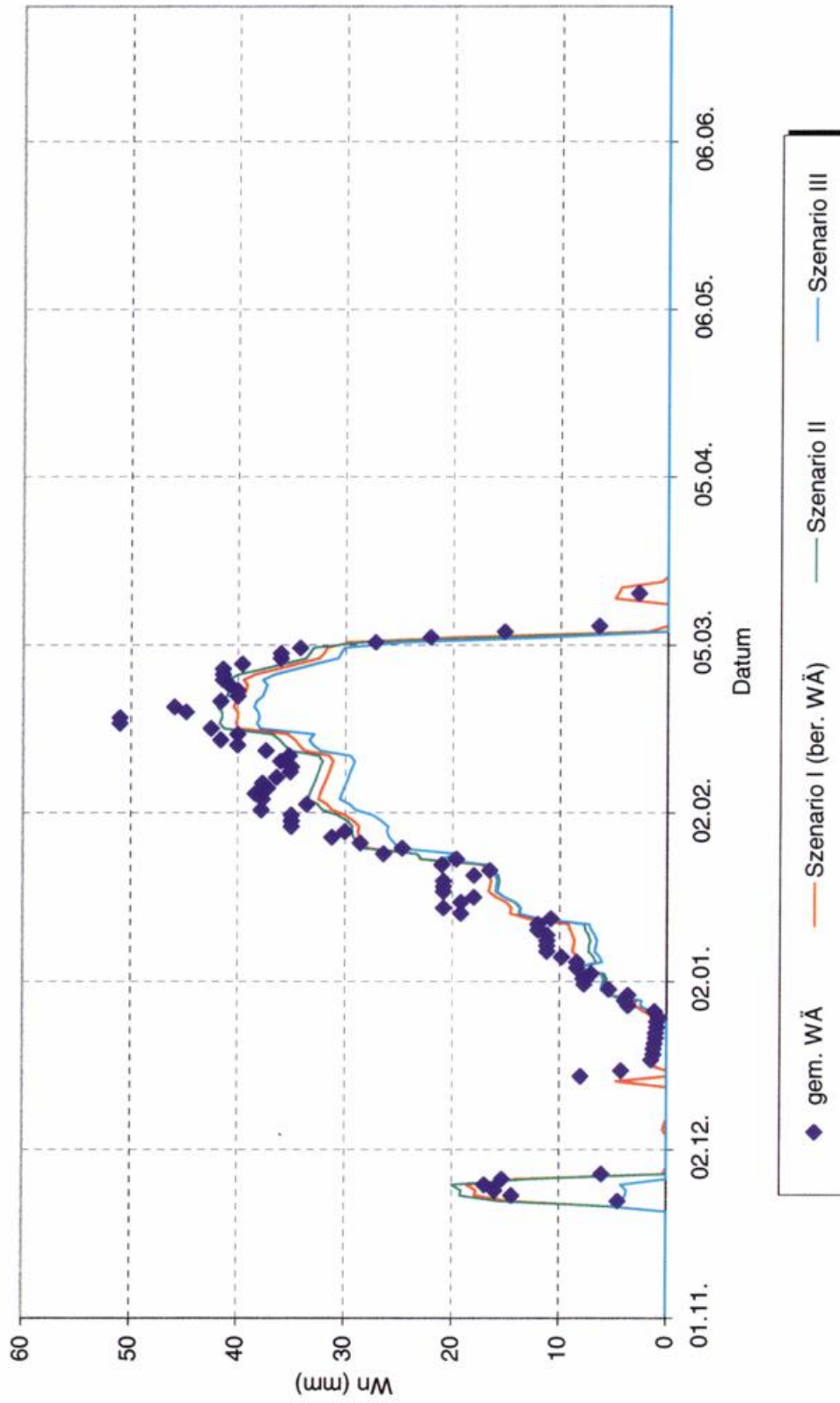


Abb. 12.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
 Potsdam, Winterperiode 1969/70

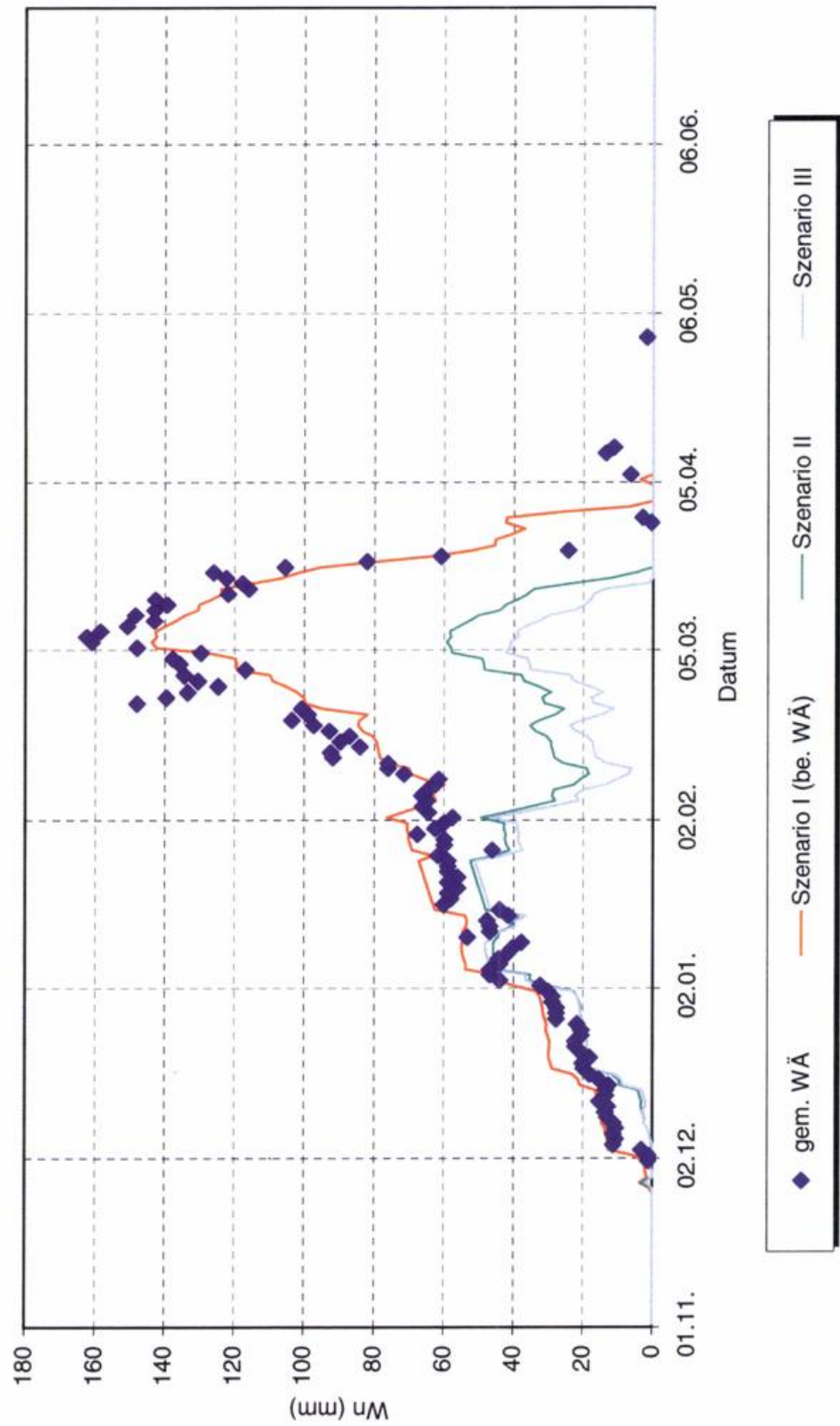


Abb. 13.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Görlitz, Winterperiode 1962/63

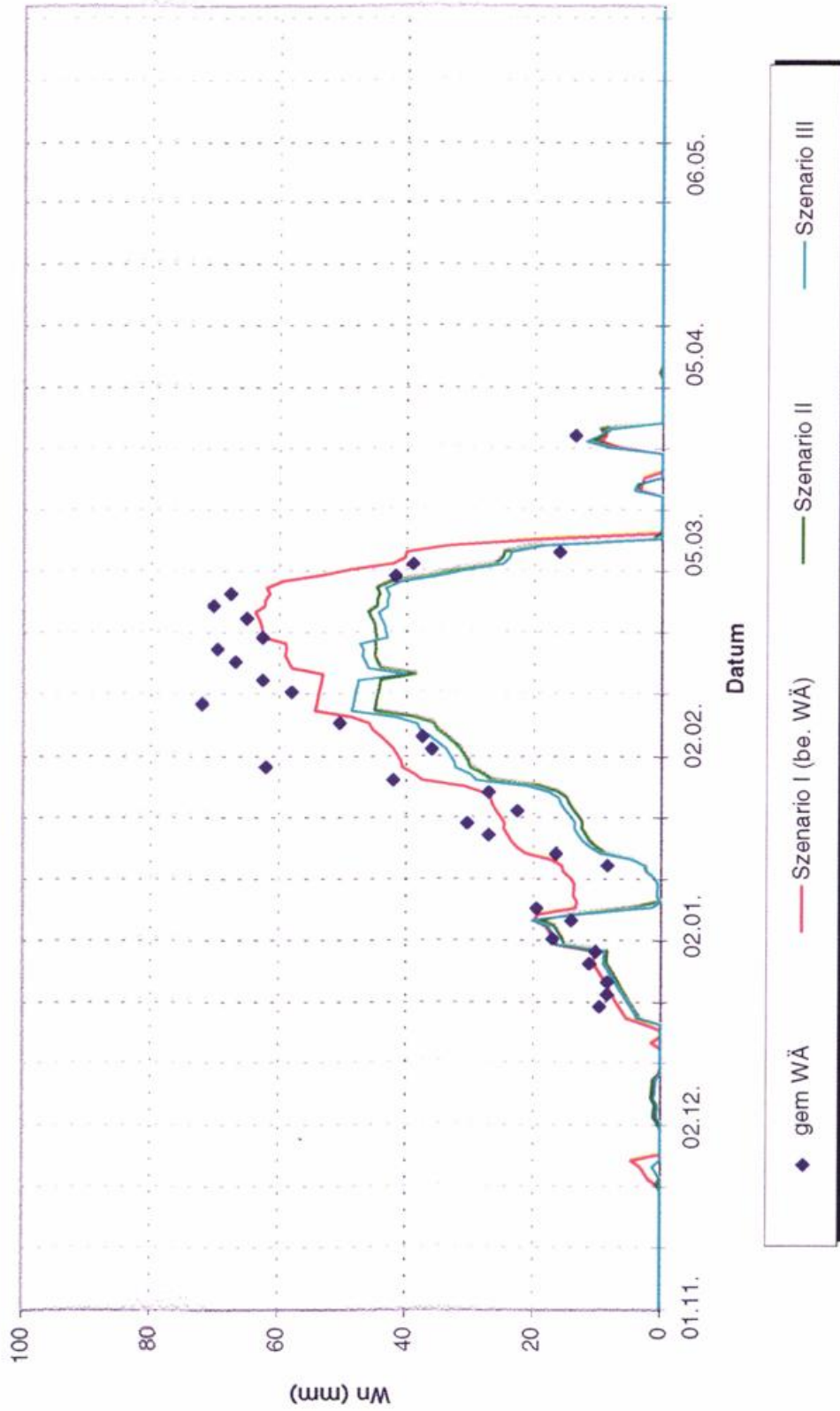


Abb. 13.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Görlitz, Winterperiode 1969/70

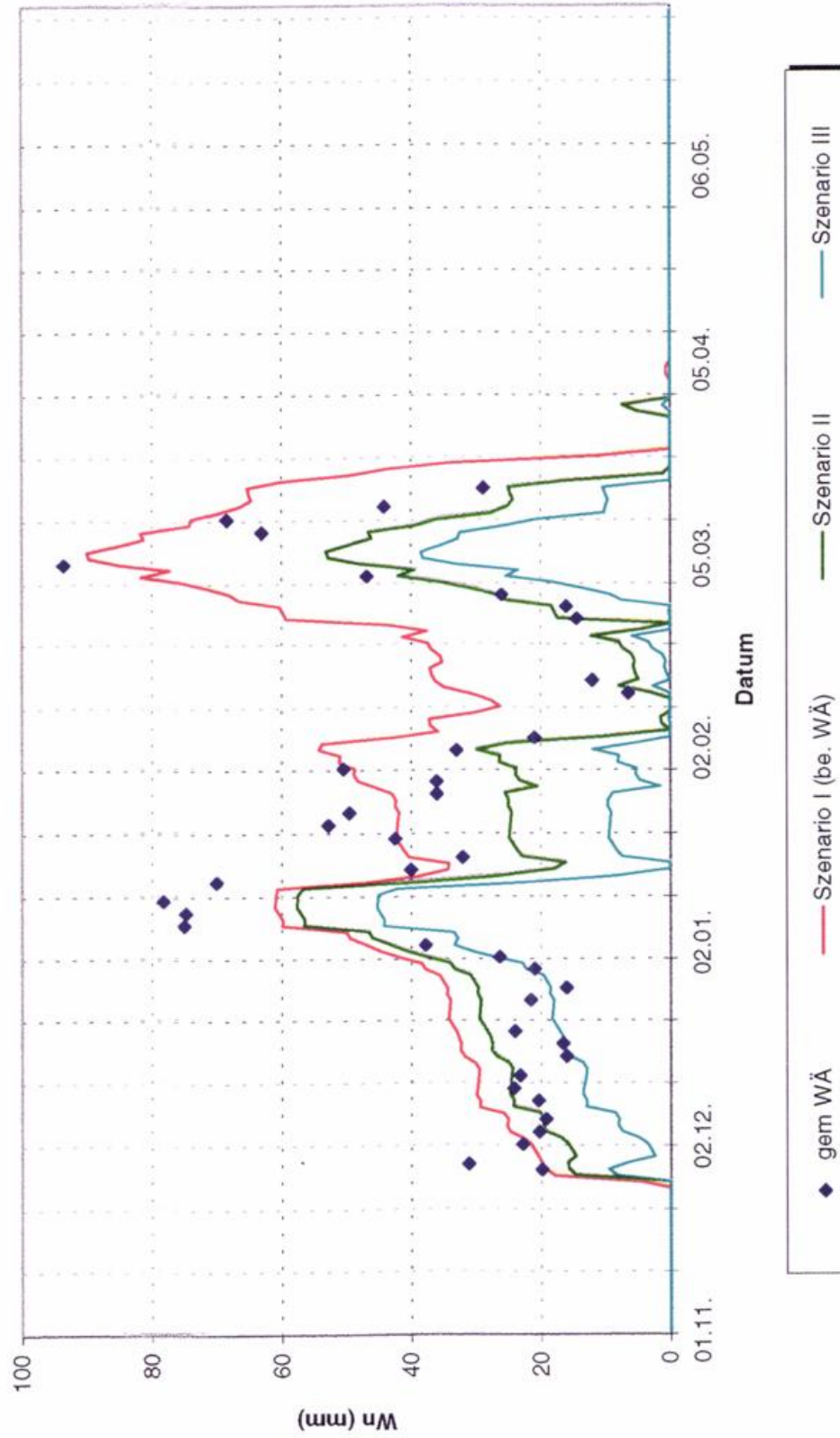


Abb. 14.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien. Weißenburg/Bayern, Winterperiode 1969/70

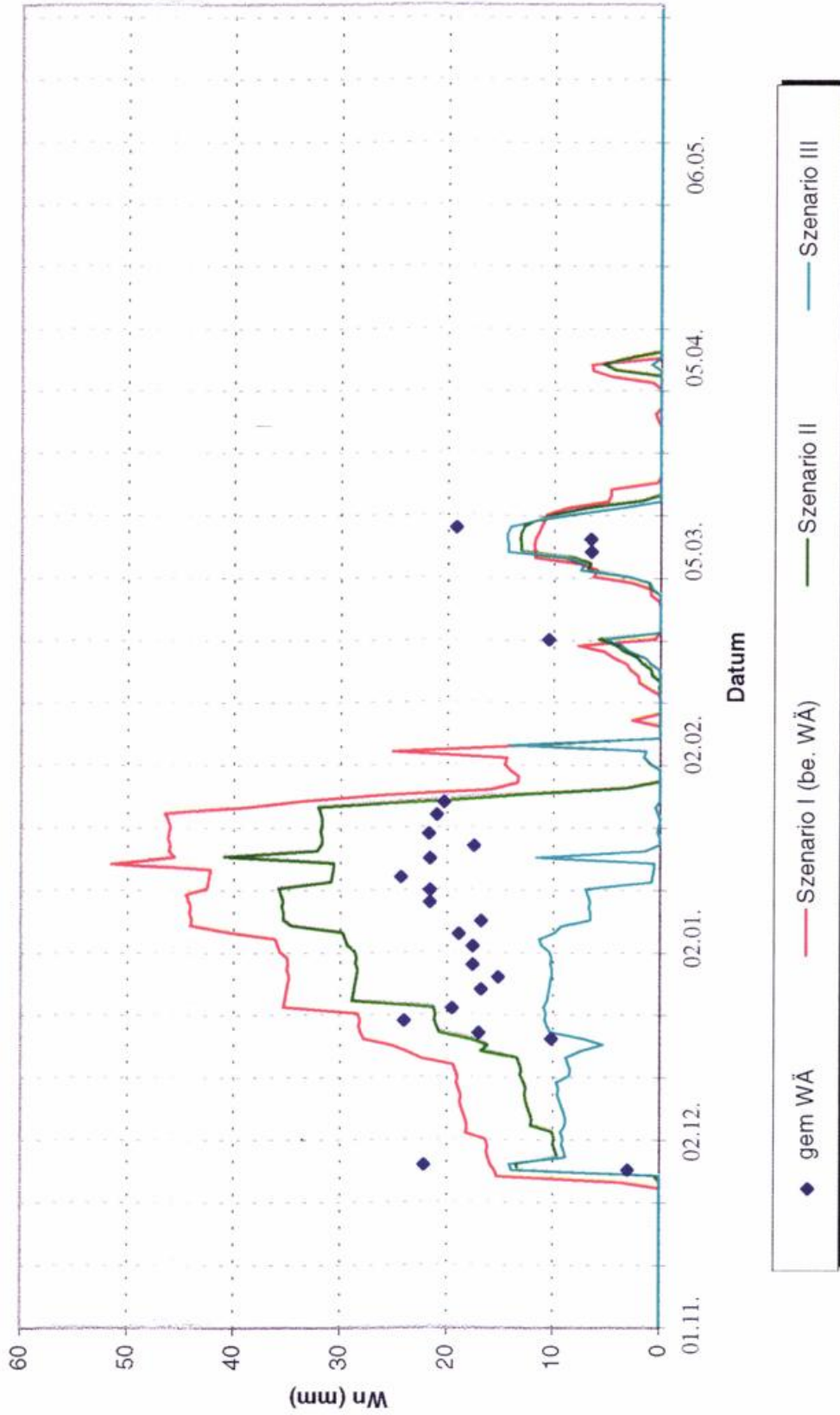


Abb. 15.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Weiden/Opf., Winterperiode 1962/63

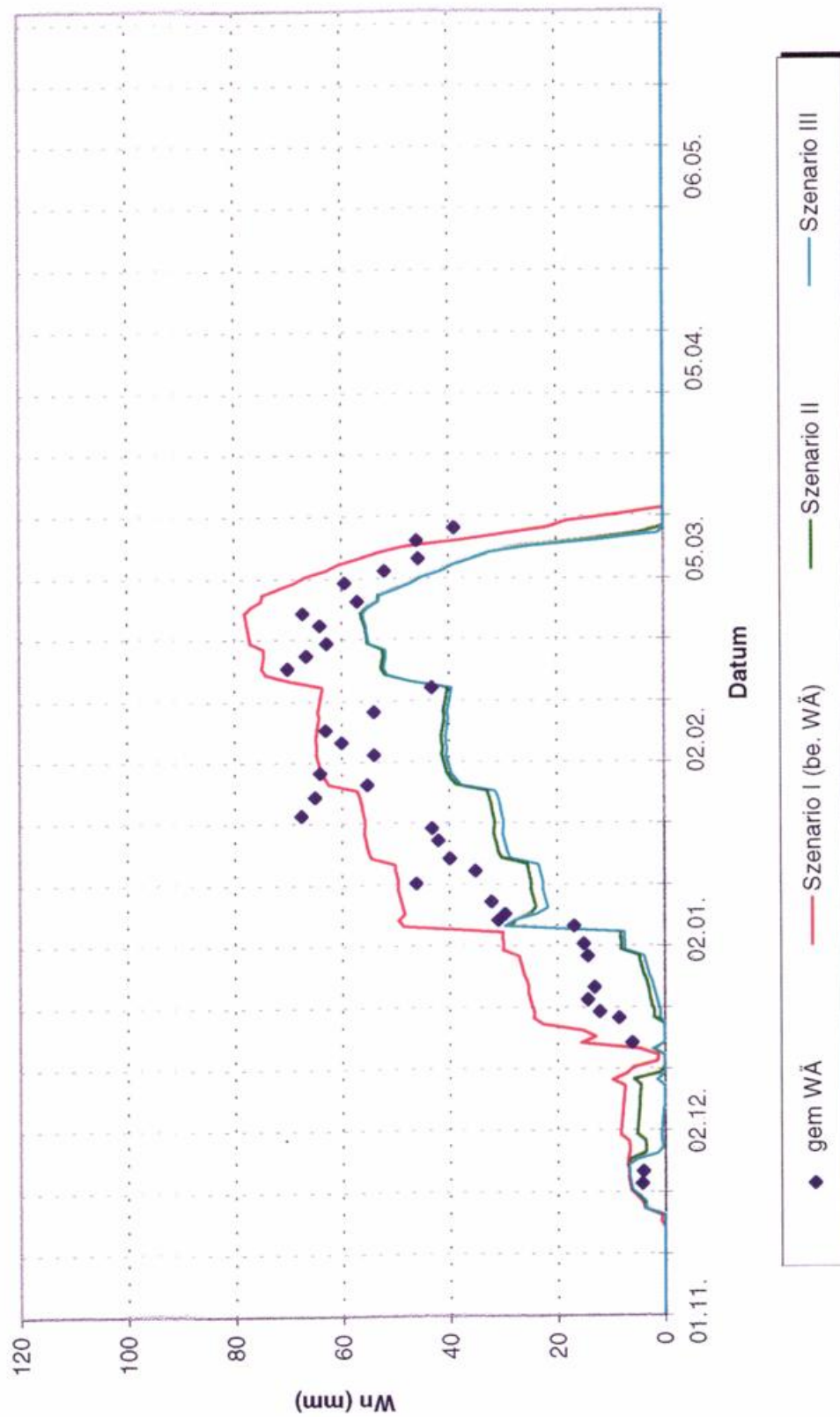


Abb. 15.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien. Weiden/Opf., Winterperiode 1969/70

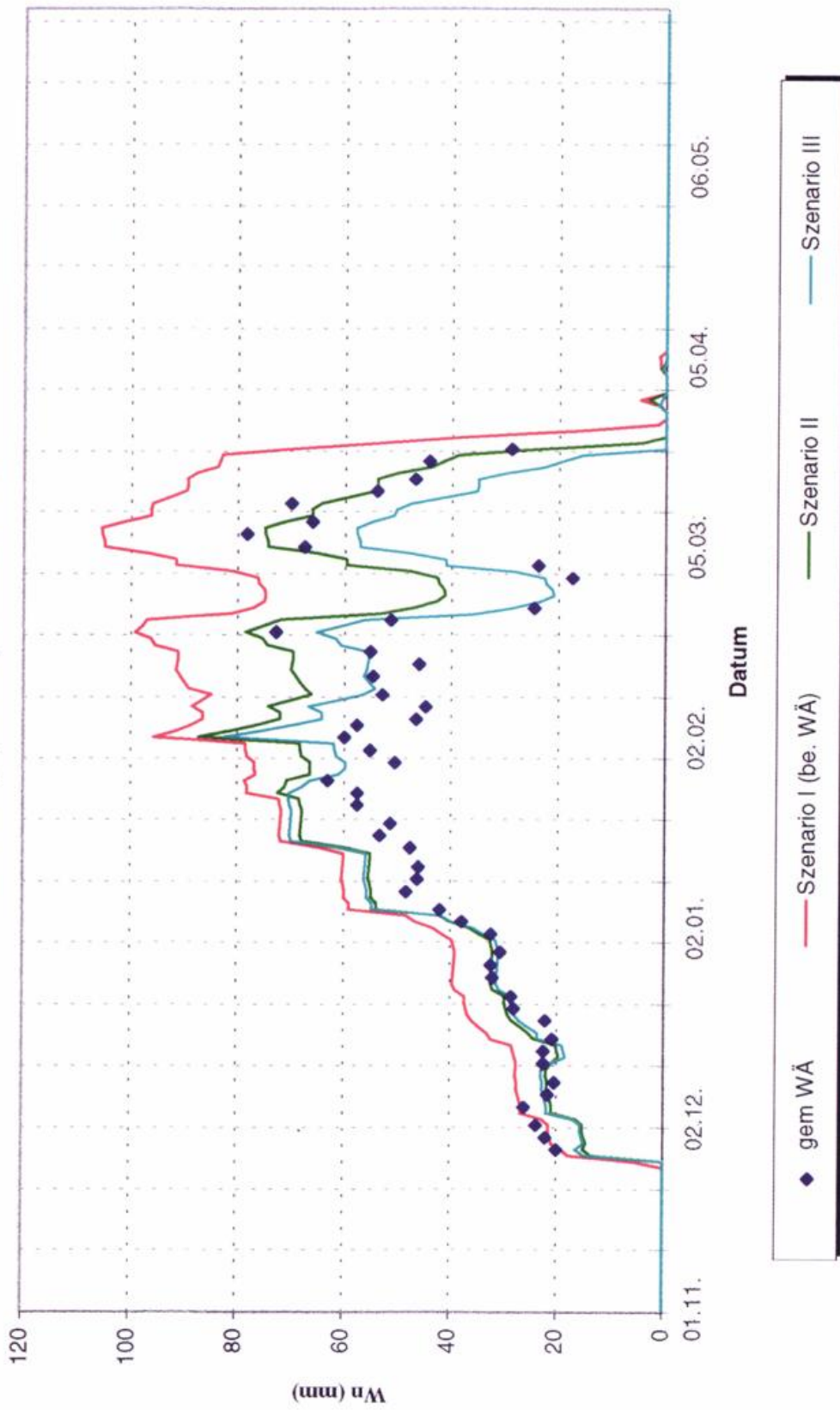




Abb. 16.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Hof-Hohensaas, Winterperiode 1962/63

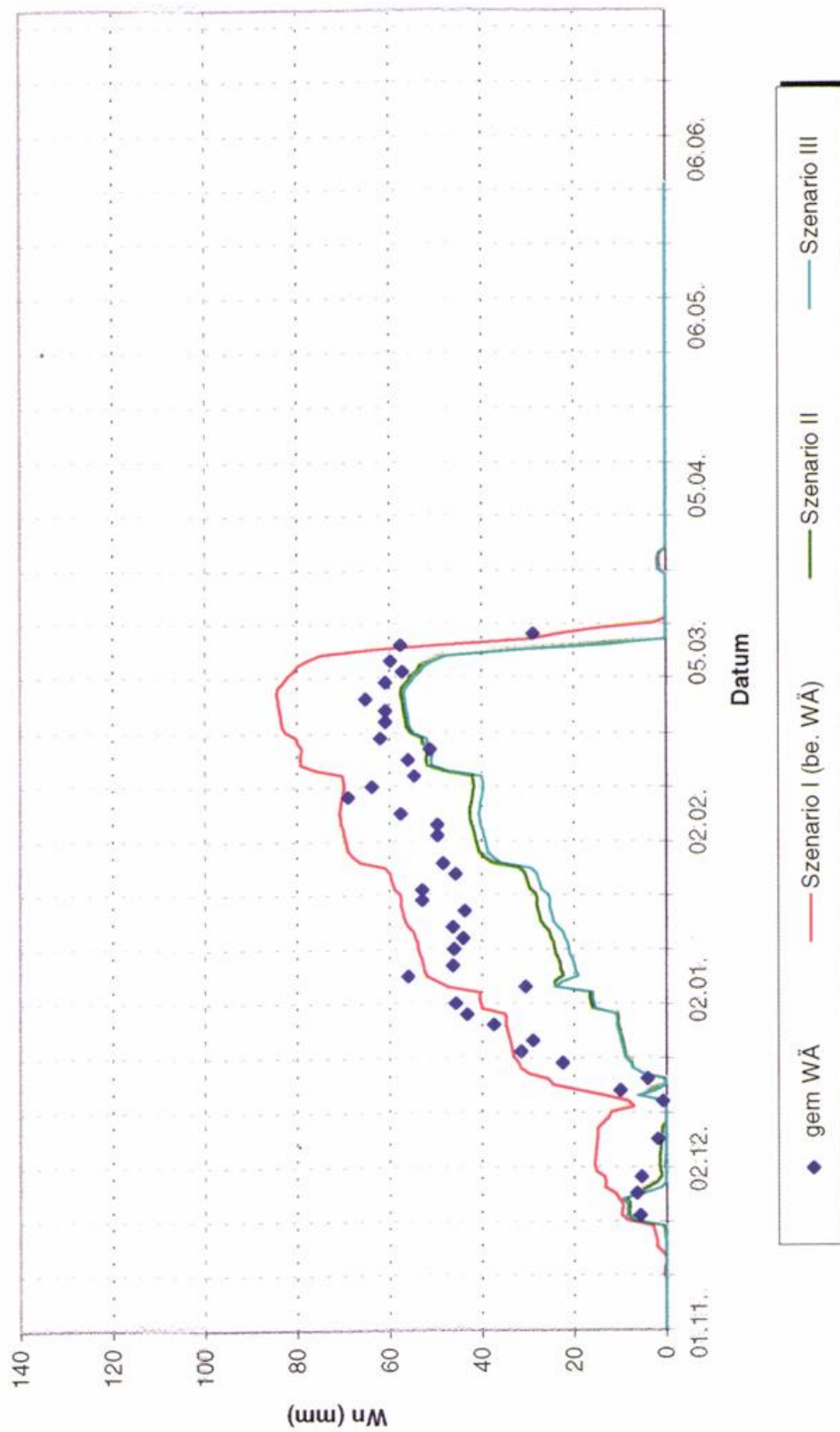


Abb. 16.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Hof-Hohensaas, Winterperiode 1969/70

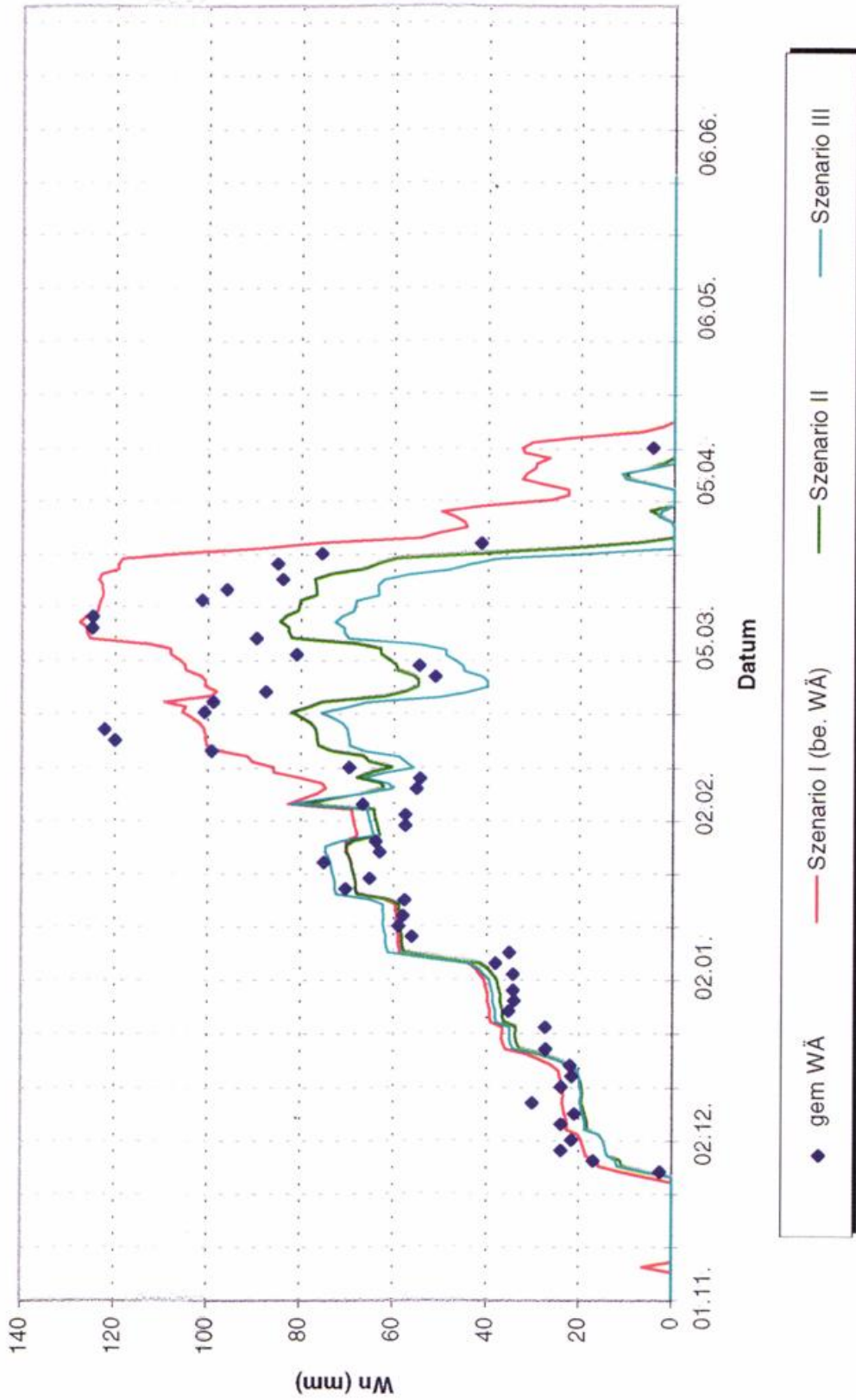


Abb. 17.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien. Braunlage, Winterperiode 1962/63

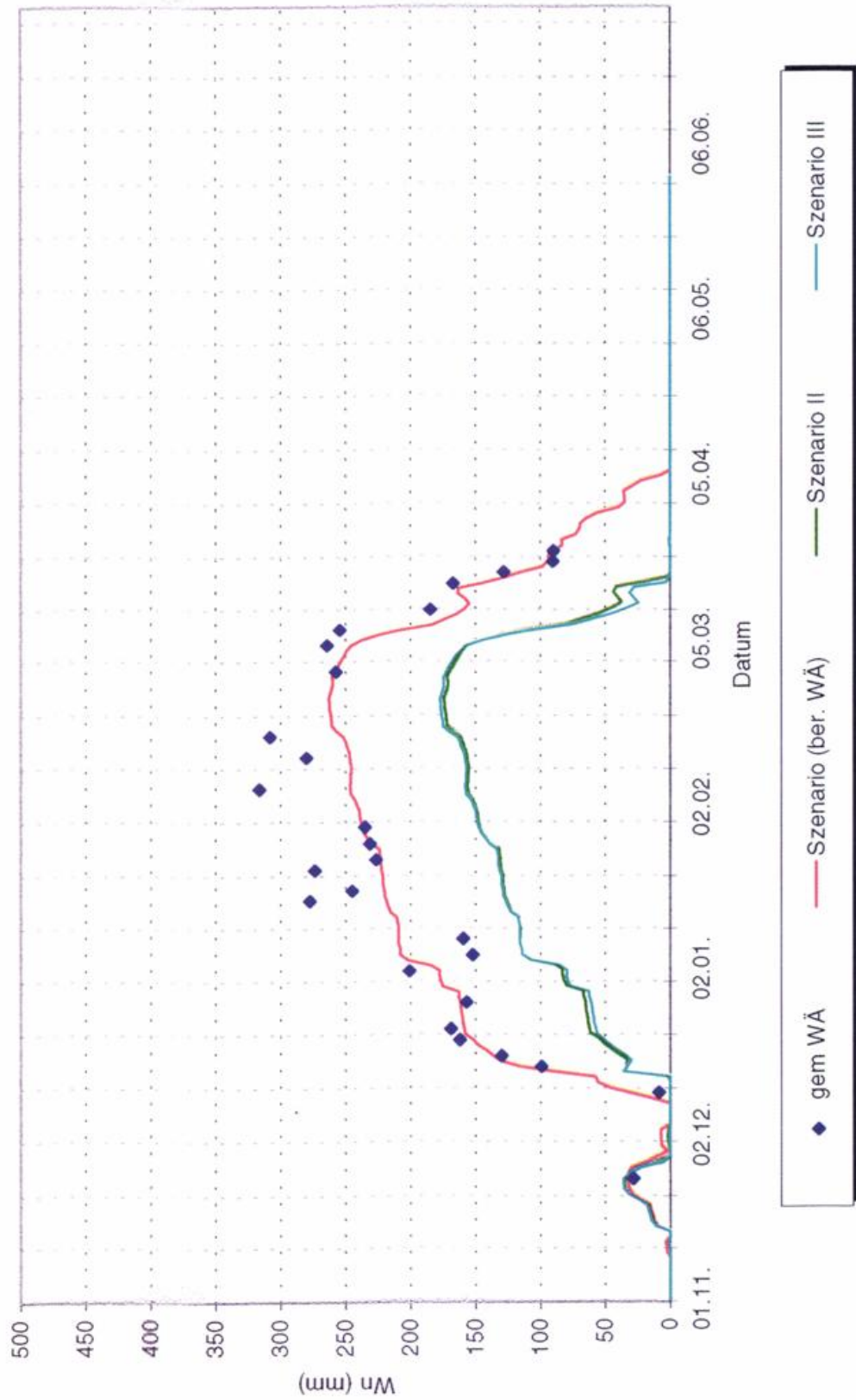


Abb. 17.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Braunlage, Winterperiode 1969/70

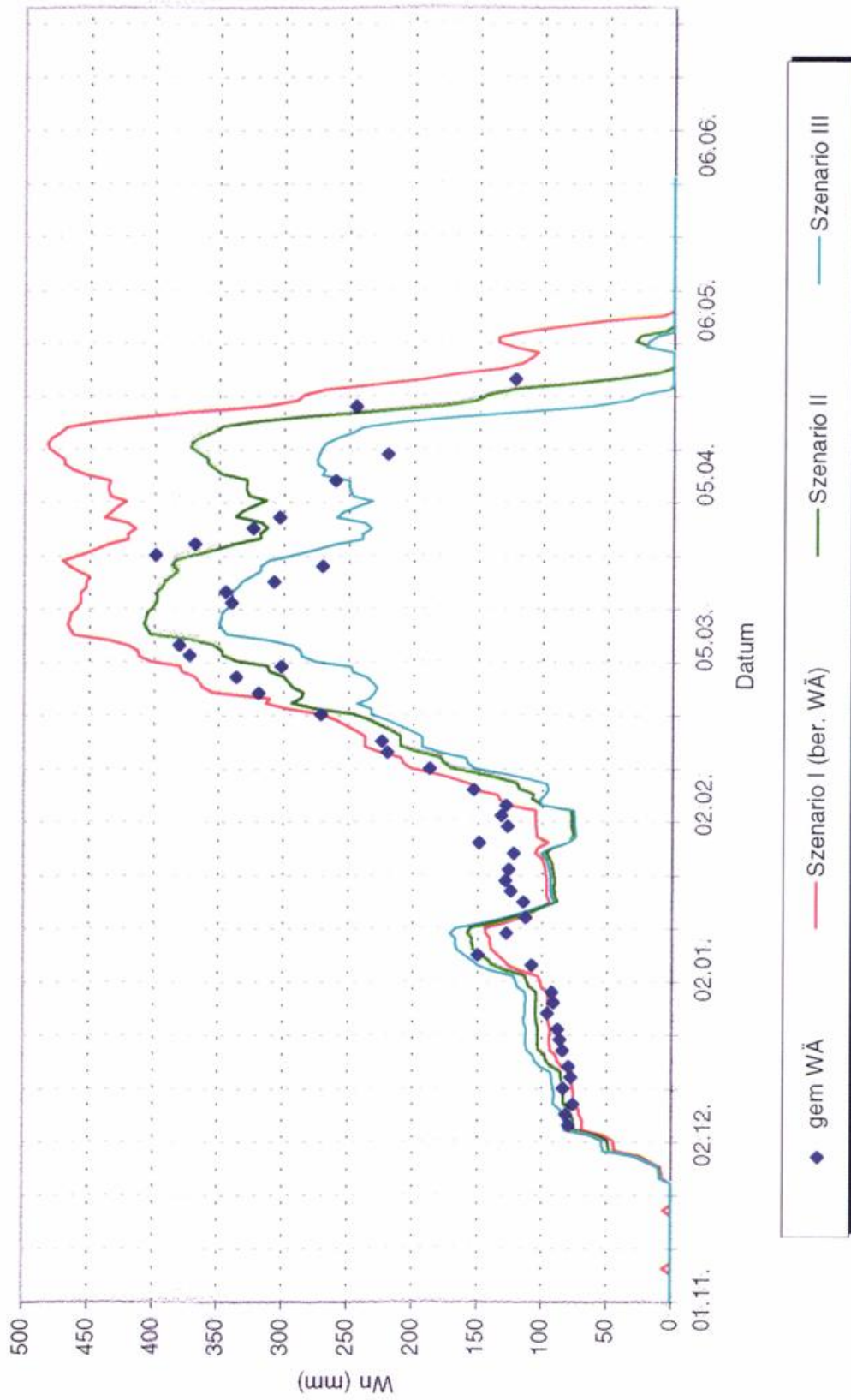


Abb. 18.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Kleiner Feldberg, Winterperiode 1962/63

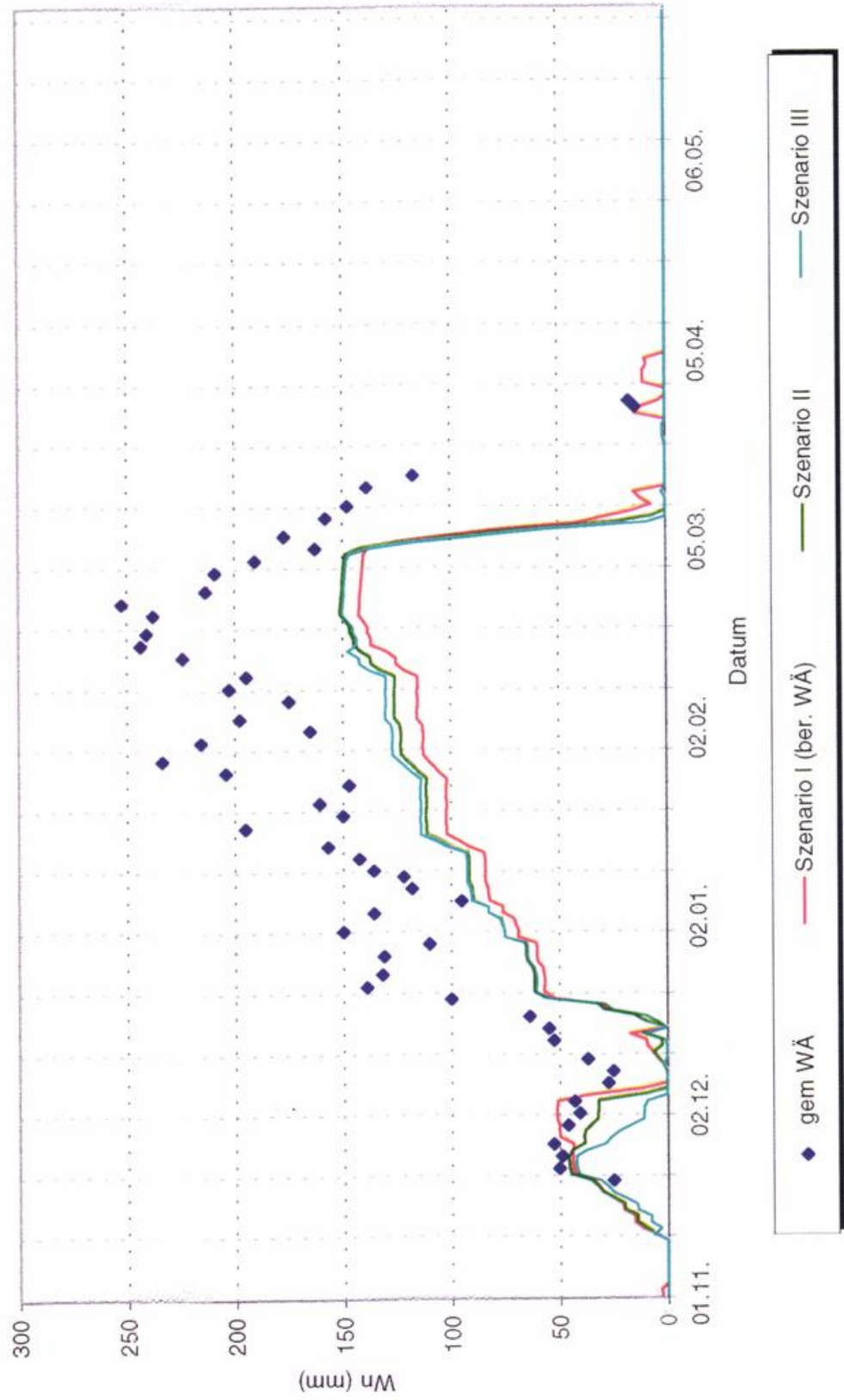


Abb. 18.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
 Kleiner Feldberg, Winterperiode 1969/70

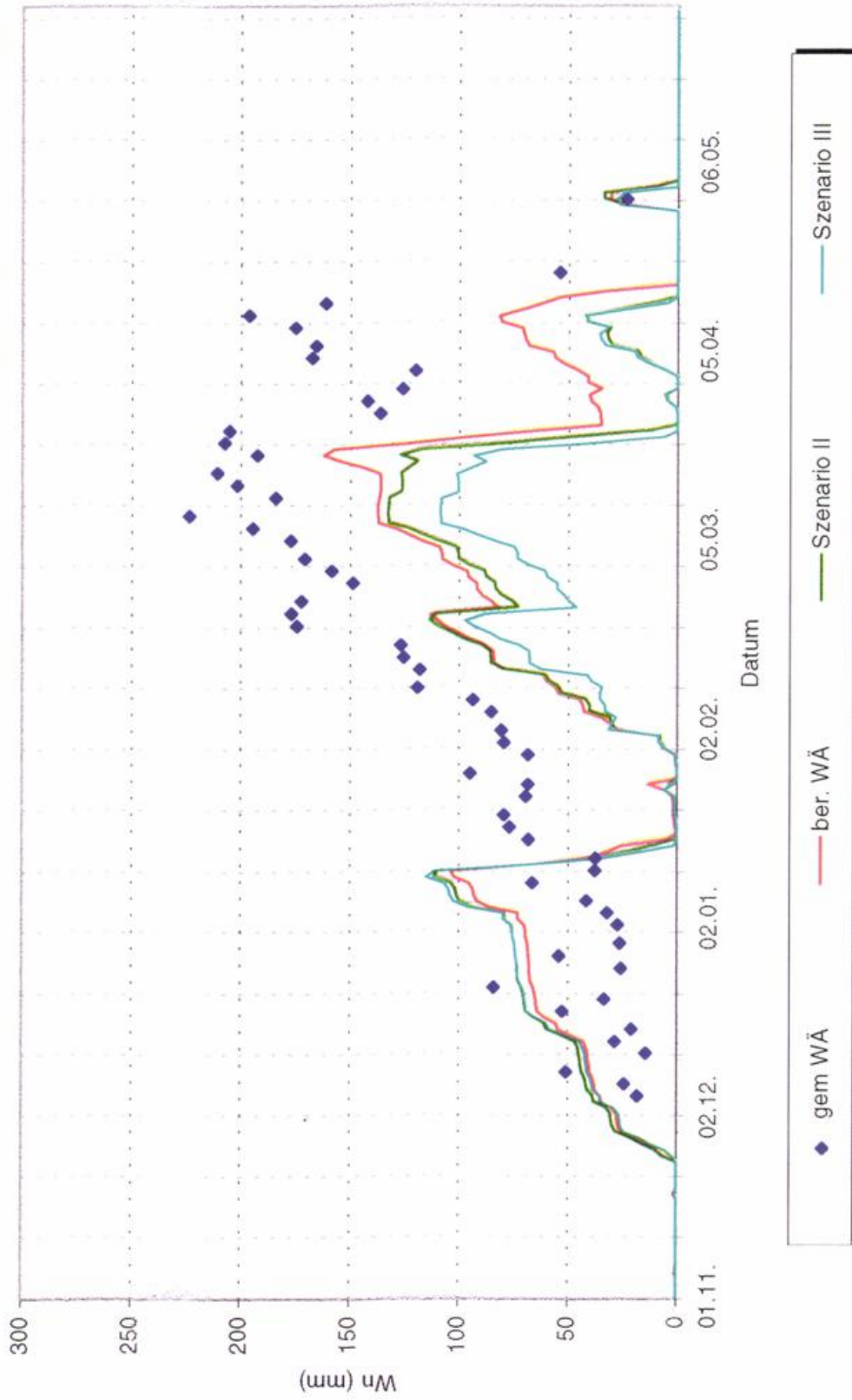


Abb. 19.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien.
Oberstdorf, Winterperiode 1962/63

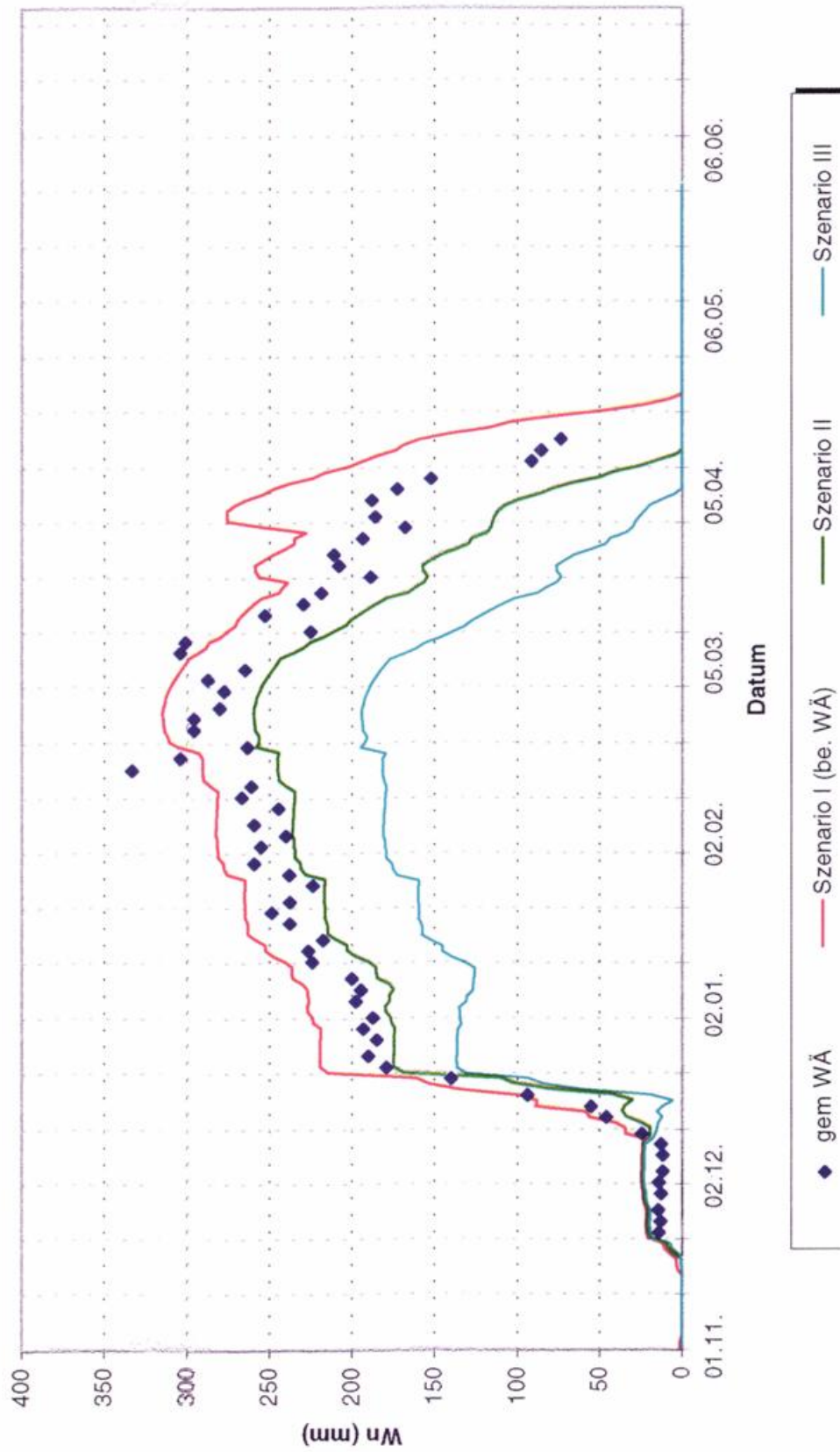


Abb. 19.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Veränderung des Prozeßverhaltens der Schneedeckenentwicklung für verschiedene Szenarien. Oberstdorf, Winterperiode 1969/70

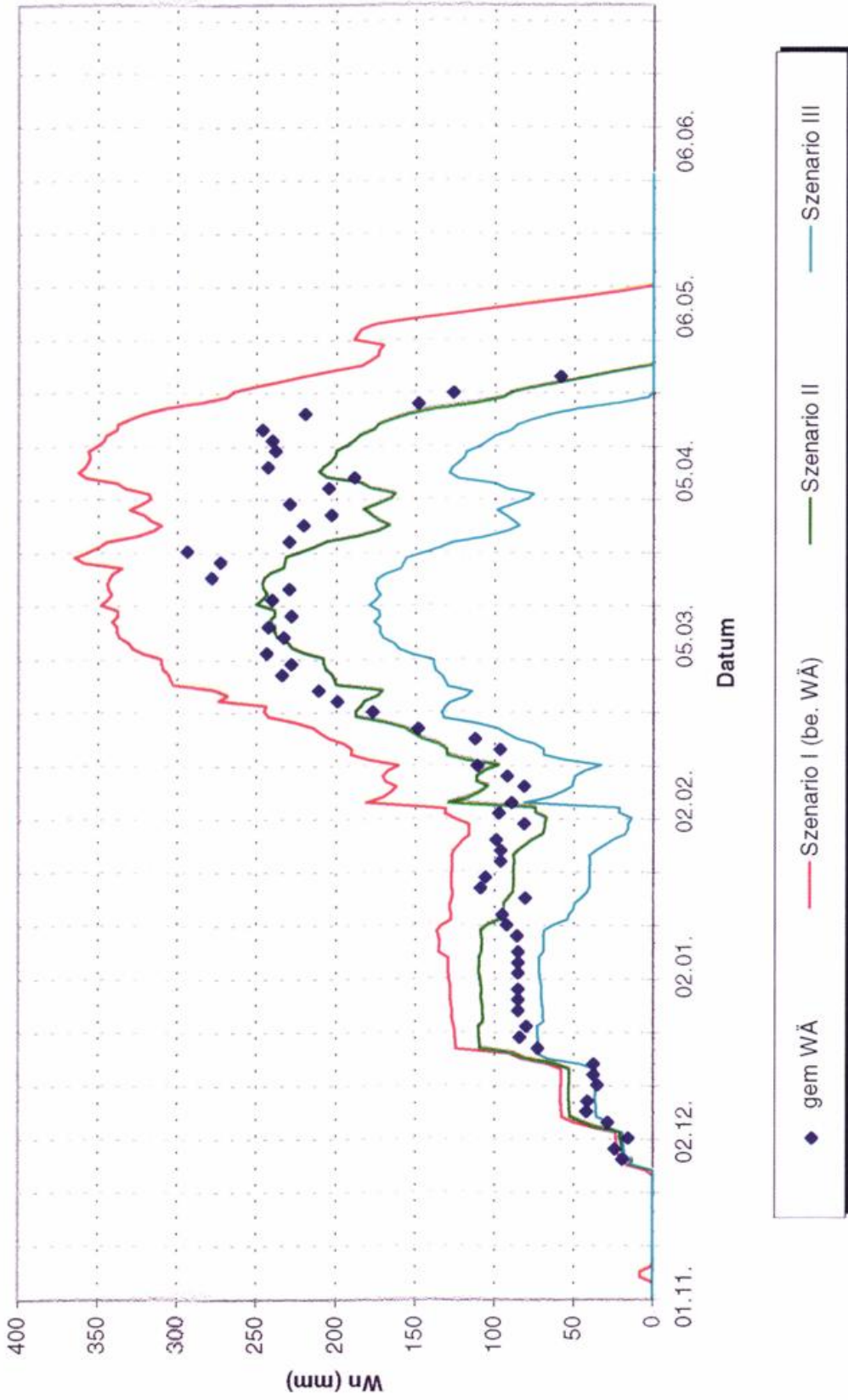


Tabelle 1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Liste der für die Untersuchung verwendeten meteorologische Stationen

Station	Klimastations-Nr.	Niederschlagsstations-Nr.	Koordinaten		Höhe m ü. NN	Datenreihe von bis 1995/96
			g. B.	g. L.		
Aachen	02205	80310	50 47	06 06	202	1934/35
Braunlage	03984	44643	51 44	10 36	607	1951/52
Chemnitz	04412	42155	50 48	12 52	418	1951/52
Ellwangen/ Jagst	04100	71605	48 58	10 08	443	1951/52
Grebenhain- Herchenhain	02633	74303	50 29	09 16	608	1951/52
Görlitz	03380	11405	51 10	14 57	238	1951/52
Göttingen	01564	54428	51 30	09 57	167	1951/52
Hamburg- Fuhls.	01459	48558	53 38	09 59	11	1934/35
Hof- Hohensaas	04027	43019	50 19	11 53	567	1951/52
Karlsruhe	02698	70621	49 02	08 22	112	1951/52
Kleiner Feldberg/Ts.	02648	74339	50 13	08 27	805	1951/52
Oberstdorf	04144	90216	47 24	10 17	810	1951/52
Öhringen	02684	71567	49 13	09 31	276	1951/52
Potsdam	03342	47021	52 23	13 04	81	1901/02
Schwerin	03038	48366	53 39	11 23	59	1951/52
Ulm	02730	90307	48 23	09 57	567	1951/52
Weiden/Opf.	04481	91134	49 40	12 11	438	1951/52
Weißenburg/ Bay.	04083	73214	49 01	10 58	422	1951/52

Tabelle 2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Absolute Haeufigkeit der Tageswerte der Schneedecke.
 Reihe 1951/52 bis 1995/96

2.1

Stationsnr.: 1459 Hoehe: 11 m Stationsname: HAMBURG-FUHLIS. (FLUGWEWA)

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1395	1300	1128	941	866	1222	1329	1395	1350	1395	1395	15066
1			23	124	109	95	72	8					431
3			15	64	107	88	38	7					319
5			5	57	119	89	37	5					312
10			4	20	57	44	12	1					138
15			3	1	23	35	9						71
20					19	26	3						48
25					10	12	2						24
30					8	5							13
35					2	3							5
40				1		2							3
45						1							1
50													
55						1							1
60						2							2
65						3							3
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.2

Stationsnr.: 48366 Hoehe: 59 m Stationsname: SCHWERIN

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1395	1259	1064	799	745	1146	1310	1395	1350	1395	1395	14603
1			44	137	174	143	104	22					624
3			19	68	97	79	55	1					319
5			16	61	126	118	60	11					392
10			10	46	113	70	17	1					257
15			1	18	51	79	8	2					159
20			1	1	22	29	5	2					60
25					12	8							20
30					1	1		1					3
35													
40													
45													
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.3

Stationsnr.: 47021

Hoehe: 81 m

Stationsname: POTSDAM

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1395	1252	1011	735	739	1135	1329	1394	1350	1395	1395	14480
1			19	116	130	101	78	11	1				456
3			19	76	101	93	37	7					333
5			35	110	189	113	61	3					511
10			19	59	98	53	23						252
15			4	22	62	57	26						171
20			2	1	32	29	10						74
25					32	44	3						79
30					13	18	2						33
35					2	4	2						8
40					1	9	4						14
45						10	4						14
50						2	4						6
55							3						3
60							1						1
65							1						1
70							1						1
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.4

Stationsnr.: 2698

Hoehe: 112 m

Stationsname: KARLSRUHE

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1395	1297	1230	1009	987	1316	1342	1395	1350	1395	1395	15461
1			20	69	113	90	36	5					333
3			11	32	83	61	19	3					209
5			17	29	111	75	10						242
10			5	15	29	26	9						84
15				13	34	19	5						71
20				6	13	11							30
25				1	2	3							6
30					1								1
35													
40													
45													
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.5

Stationsnr.: 1564

Hoehe: 167 m

Stationsname: GOETTINGEN

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1395	1275	1093	860	755	1177	1332	1395	1350	1395	1395	14772
1			27	91	136	109	69	8					440
3			15	68	85	98	49	4					319
5			24	72	117	144	50	5					412
10			5	40	74	79	20						218
15			4	23	63	50	19	1					160
20				8	48	30	9						95
25					10	3	2						15
30					2	4							6
35													
40													
45													
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.6

Stationsnr.: 2205

Hoehe: 202 m

Stationsname: AACHEN

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1395	1293	1243	1057	917	1261	1338	1394	1350	1395	1395	15388
1			21	70	81	64	53	8					297
3			15	15	60	76	30	2					198
5			14	46	79	118	39	2	1				299
10			5	11	63	43	9						131
15			1	7	36	29	1						74
20				2	16	7	2						27
25			1	1	3	10							15
30						4							4
35						3							3
40						1							1
45													
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.7

Stationsnr.: 11405

Hoehe: 238 m

Stationsname: GOERLITZ

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1394	1187	859	627	622	1059	1291	1394	1350	1395	1395	13923
1		1	65	193	170	160	129	39					757
3			41	112	142	120	72	9	1				497
5			28	128	141	177	60	9					543
10			19	70	104	55	38	2					288
15			9	20	109	38	17						193
20			1	12	37	51	5						106
25				1	22	31	5						59
30					27	6	5						38
35					9	12	2						23
40					7		3						10
45													
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.8

Stationsnr.: 2684

Hoehe: 276 m

Stationsname: OEHRINGEN

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1395	1255	1084	807	820	1218	1332	1395	1350	1395	1395	14796
1			43	135	135	131	73	10					527
3			20	59	80	60	49	2					270
5			14	58	208	155	32	5					472
10			14	25	89	43	17	1					189
15			3	24	40	24	5						96
20			1	9	23	14	1						48
25				1	8	12							21
30					4	6							10
35					1	2							3
40						4							4
45						1							1
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.9

Stationsnr.: 42155

Hoehe: 418 m

Stationsname: CHEMNITZ

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1392	1148	811	585	537	1016	1245	1393	1350	1395	1395	13617
1		3	83	193	150	123	104	56	1				713
3			49	122	120	129	74	18					512
5			28	116	185	177	72	20	1				599
10			30	73	141	114	45	7					410
15			11	47	73	67	22	2					222
20			1	22	62	47	26	1					159
25				6	32	26	5						69
30					23	22	3						48
35				3	19	13	2	1					38
40				2	2	3	4						11
45						8	8						16
50					3	3	3						9
55						3	4						7
60							4						4
65							3						3
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.10

Stationsnr.: 4083

Hoehe: 422 m

Stationsname: WEISSENBURG/BAY.

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1392	1224	948	703	732	1166	1299	1394	1350	1395	1395	14348
1		2	63	184	171	138	87	31					676
3		1	31	86	127	69	40	12	1				367
5			19	112	201	160	52	6					550
10			11	47	132	74	28	1					293
15			2	18	52	63	14						149
20					7	26	6	1					40
25					1	7	2						10
30					1	2							3
35						1							1
40													
45													
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.11

Stationsnr.: 4481

Hoehe: 438 m

Stationsname: WEIDEN/OPF.

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1391	1177	794	495	532	1055	1299	1393	1350	1395	1395	13626
1		2	78	195	153	157	95	36	1				717
3		1	53	126	104	94	60	5					443
5		1	30	121	196	157	71	9	1				586
10			8	65	188	130	36	1					428
15			1	53	123	83	34						294
20			2	15	75	57	20						169
25			1	8	43	42	11						105
30				6	16	15	11						48
35				8	2	5	2						17
40				4									4
45													
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.12

Stationsnr.: 4100

Hoehe: 443 m

Stationsname: ELLWANGEN/JAGST

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1388	1186	856	583	628	1089	1290	1393	1350	1395	1395	13903
1		5	63	116	125	90	81	24	2				506
3		2	33	112	104	81	45	17					394
5			33	146	218	161	83	13					654
10			25	76	136	112	49	2					400
15			5	27	81	64	13	3					193
20			3	18	55	40	12	1					129
25			1	29	47	24	12						113
30			1	13	31	30	6						81
35				2	12	14	5						33
40					3	15							18
45						8							8
50						3							3
55						2							2
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.13

Stationsnr.: 4027

Hoehe: 567 m

Stationsname: HOF-HOHENSAAS

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1379	1067	633	348	365	856	1234	1386	1350	1395	1395	12758
1		7	106	188	135	120	117	60	7				740
3		5	66	132	112	104	88	24	1				532
5		3	65	206	252	166	109	19					820
10		1	35	98	165	152	61	3					515
15			11	74	139	145	31	6	1				407
20				26	110	60	42	3					241
25				14	41	54	39	1					149
30				3	51	67	13						134
35				2	21	15	6						44
40				10	13	6	8						37
45				7	4	12	13						36
50				2	4	3	4						13
55						3	3						6
60							5						5
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.14

Stationsnr.: 2730

Hoehe: 567 m

Stationsname: ULM

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1392	1172	845	543	610	1116	1297	1394	1350	1395	1395	13859
1		2	76	166	136	118	88	38					624
3		1	27	94	123	110	61	6					422
5			47	135	260	151	64	5	1				663
10			16	61	119	81	21	4					302
15			11	48	81	69	16						225
20			1	19	74	63	14						171
25				10	27	39	11						87
30				16	21	22	3						62
35				1	9	6	1						17
40					2	1							3
45						2							2
50													
55													
60													
65													
70													
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.15

Stationsnr.: 3984

Hoehe: 607 m

Stationsname: BRAUNLAGE

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1370	947	470	193	176	446	996	1369	1350	1395	1395	11457
1		20	57	78	55	25	50	55	9				349
3		1	62	67	40	32	44	31	4				281
5		4	85	181	148	99	66	54	3				640
10			61	132	77	95	70	43	4				482
15			48	95	93	86	77	25	3				427
20			36	44	62	76	56	27	3				304
25			16	41	81	56	47	26					267
30			13	31	78	61	56	15					254
35			10	48	80	64	66	15					283
40			6	36	48	55	59	13					217
45			6	35	67	63	71	11					253
50			1	28	58	44	29	10					170
55				17	45	28	30	3					123
60			2	11	67	55	46	4					185
65				19	54	29	34	2					138
70				62	149	228	148	20					607
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.16

Stationsnr.: 2633

Hoehe: 608 m

Stationsname: GREBENHAIN-HERCHENHAIN

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1385	1044	633	383	338	777	1184	1387	1350	1395	1395	12621
1		3	87	155	92	69	73	68	5				552
3		2	63	121	72	81	56	28	1				424
5		3	60	153	151	118	89	27	1				602
10		2	48	84	131	114	85	14	1				479
15			23	76	106	77	69	10					361
20			12	43	74	97	39	9					274
25			10	26	83	64	48	8					239
30			3	28	70	58	30	2					191
35				18	68	56	32						174
40				13	64	30	19						126
45				8	34	15	15						72
50				13	7	28	10						58
55				2	13	19	8						42
60				5	16	32	9						62
65				3	9	24	12						48
70				14	22	52	24						112
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.17

Stationsnr.: 2648

Hoehe: 805 m

Stationsname: KL.FELDBERG/TS.

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1350	1363	996	585	306	277	572	1035	1372	1350	1395	1395	11996
1		14	100	169	96	98	99	94	12				682
3		8	69	99	90	68	79	64	3				480
5		8	72	151	157	127	155	74	5				749
10		1	35	104	135	78	97	25	1				476
15			27	80	104	87	80	10	1				389
20			17	53	116	77	51	5	1				320
25			21	35	95	89	43	8					291
30		1	10	37	82	71	48	15					264
35			3	16	66	46	36	6					173
40				14	31	41	30	6					122
45				12	34	39	17	3					105
50				7	17	23	12	3					62
55				16	17	31	12	2					78
60				8	15	23	12						58
65				8	9	21	18						56
70				1	25	76	34						136
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

2.18

Stationsnr.: 4144

Hoehe: 810 m

Stationsname: OBERSTDORF

Klassen- untergr. [cm]	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Gesamt
0	1349	1318	908	324	116	70	308	830	1352	1349	1395	1395	10714
1		14	66	98	35	33	37	78	21				382
3		19	42	75	46	29	45	60	6				322
5	1	20	93	197	144	45	82	73	9	1			665
10		12	79	133	134	74	87	62	3				584
15		6	49	122	72	74	60	45	1				429
20		1	30	106	74	93	61	36					401
25		2	27	61	86	108	58	34	2				378
30			17	65	93	80	63	29					347
35			10	45	89	93	42	23	1				303
40		1	11	29	86	86	47	21					281
45		1	6	21	77	57	56	13					231
50		1	6	20	54	42	53	13					189
55			3	16	48	42	59	13					181
60			2	19	41	35	68	8					173
65			1	17	35	37	46	2					138
70				47	165	274	223	10					719
Summe	1350	1395	1350	1395	1395	1272	1395	1350	1395	1350	1395	1395	16437

Tabelle 3: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Variabilität der Schneedeckendauer in Abhängigkeit von der Geländehöhe.
 Reihe 1951/52 bis 1995/96

Station	Höhe m ü. NN	Mittlere Andauer (Tage)	Maximale Andauer (Tage)	Minimale Andauer (Tage)	Sp. 4 - Sp. 5 (Tage)	Sp. 6 / Sp. 3
1	2	3	4	5	6	7
Hamburg- Fuhls.	11	30	98	0	98	3,3
Schwerin	59	40	124	3	121	3,0
Potsdam	81	43	119	5	114	2,6
Karlsruhe	112	21	69	1	68	3,2
Göttingen	167	37	111	0	111	3,0
Aachen	202	23	77	2	75	3,3
Görlitz	238	55	122	14	108	2,0
Öhringen	276	36	92	5	87	2,4
Chemnitz	418	62	123	22	101	1,6
Weißenburg/ Bay.	422	46	106	9	97	2,1
Weiden/Opf.	438	62	123	28	95	1,5
Ellwangen/ Jagst	443	56	113	11	102	1,8
Hof- Hohensaas	567	81	134	43	91	1,1
Ulm	567	57	108	19	89	1,6
Braunlage	607	110	159	56	103	0,9
Grebenhain- Herchenhain	608	84	153	29	124	1,5
Kleiner Feldberg/Ts.	805	98	161	34	127	1,3
Oberstdorf	810	127	167	70	97	0,8

Tabelle 4: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Geländehöhenstufen (nach A. Bernhard, 1982)

Höhenstufe	Höhenlage (m ü. NN)
Tiefland	bis 150/200
Hügelland	150/200 bis 350/400
Unteres Bergland	350/400 bis 550
Mittleres Bergland	550 bis 700/800
Oberes Bergland	700/800 bis 900/1000
Hohes Bergland (Kamm- und Gipfellagen)	über 900/1000

Tabelle 5: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Ergebnisse der Repräsentanzanalyse (jährliche Daten der Schneedeckendauer; paarweiser Vergleich).
 Reihe 1951/52 bis 1995/96

Station		Regressionsgleichung	R ² = B	R
X	Y			
Hamburg-Fuhls.	Göttingen	$y = 0,9321x + 8,6033$	0,70	0,84
Potsdam	Hamburg	$y = 0,7618x - 2,6646$	0,80	0,89
Potsdam	Schwerin	$y = 0,954x - 0,7313$	0,88	0,94
Görlitz	Chemnitz	$y = 0,8844x + 13,259$	0,86	0,93
Aachen	Karlsruhe	$y = 0,8678x + 1,46$	0,74	0,86
Aachen	Göttingen	$y = 1,1888x + 9,2876$	0,76	0,87
Aachen	Öhringen	$y = 0,9586x + 14,122$	0,68	0,82
Weißenburg/Bay.	Öhringen	$y = 0,8648x - 3,6779$	0,82	0,91
Weißenburg/Bay.	Ellwangen/Jagst	$y = 1,0538x + 7,3936$	0,79	0,89
Weißenburg/Bay.	Ulm	$y = 1,0122x + 10,299$	0,76	0,87
Hof-Hohensaas	Chemnitz	$y = 0,8103x - 3,5768$	0,76	0,88
Hof-Hohensaas	Weiden/Opf.	$y = 0,8595x - 7,8012$	0,73	0,86
Braunlage	Grebenhain-Herchenhain	$y = 0,845x - 8,7169$	0,70	0,84
Kleiner Feldberg/Ts.	Grebenhain-Herchenhain	$y = 0,8667x - 0,7307$	0,82	0,90
Oberstdorf	Ulm	$y = 0,6275x - 22,52$	0,30	0,54

Tabelle 6.1: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Potsdam
 zu 17 Stationen.
 Reihe 1951/52 bis 1995/96

Station		Höhe (m ü. NN)	Entfern. (km)	Regressionsgleichung	R ² = B	R
X	Y					
Potsdam	Hamburg-Fuhls.	11	248	$y = 0,7618x - 2,6646$	0,80	0,89
	Schwerin	59	180	$y = 0,954x - 0,7313$	0,88	0,94
	Karlsruhe	112	498	$y = 0,5708x - 3,1357$	0,66	0,82
	Göttingen	167	235	$y = 0,8551x - 0,1856$	0,81	0,90
	Aachen	202	513	$y = 0,5828x - 2,0361$	0,71	0,84
	Görlitz	238	187	$y = 0,7873x + 21,629$	0,88	0,94
	Öhringen	276	431	$y = 0,6752x + 7,1028$	0,70	0,84
	Chemnitz	418	177	$y = 0,7229x + 31,228$	0,82	0,90
	Weißenburg/ Bay.	422	402	$y = 0,6333x + 18,881$	0,56	0,75
	Weiden/Opf.	438	308	$y = 0,6514x + 34,137$	0,56	0,75
	Ellwangen/ Jagst	443	432	$y = 0,7347x + 24,359$	0,54	0,73
	Hof- Hohensaas	567	244	$y = 0,6611x + 53,007$	0,58	0,76
	Ulm	567	497	$y = 0,6592x + 28,622$	0,45	0,67
	Braunlage	607	183	$y = 0,5693x + 85,907$	0,34	0,58
	Grebenhain- Herchenhain	608	338	$y = 0,6807x + 55,198$	0,48	0,69
	Kleiner Feldberg/Ts.	805	401	$y = 0,6705x + 69,53$	0,43	0,65
	Oberstdorf	810	589	$y = 0,3352x + 112,6$	0,16	0,39

Tabelle 6.2: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Repräsentanz der Zeitreihe der Schneedeckendauer von Weißenburg/Bay.
 zu 17 Stationen.
 Reihe 1951/52 bis 1995/96

Station		Höhe (m ü. NN)	Entfern. (km)	Regressionsgleichung	R ² = B	R
X	Y					
Weißenburg/ Bay.	Hamburg- Fuhls.	11	518	$y = 0,6952x - 1,8071$	0,47	0,69
	Schwerin	59	516	$y = 0,8523x + 1,1883$	0,50	0,71
	Potsdam	81	402	$y = 0,8874x + 2,2931$	0,56	0,75
	Karlsruhe	112	190	$y = 0,6633x - 9,1012$	0,64	0,80
	Göttingen	167	285	$y = 0,9211x - 5,7583$	0,67	0,82
	Aachen	202	400	$y = 0,6442x - 6,5937$	0,62	0,78
	Görlitz	238	371	$y = 0,7625x + 20,468$	0,59	0,77
	Öhringen	276	108	$y = 0,8648x - 3,6779$	0,82	0,90
	Chemnitz	418	240	$y = 0,7568x + 27,536$	0,64	0,80
	Weiden/Opf.	438	114	$y = 0,6543x + 22,808$	0,69	0,83
	Ellwangen/ Jagst	443	61	$y = 1,0538x + 7,3936$	0,79	0,89
	Hof- Hohensaas	567	159	$y = 0,7438x + 47,228$	0,53	0,73
	Ulm	567	103	$y = 1,0122x + 10,299$	0,76	0,87
	Braunlage	607	303	$y = 0,6196x + 81,902$	0,29	0,54
	Grebenhain- Herchenhain	608	204	$y = 0,9186x + 42,159$	0,62	0,79
	Kleiner Feldberg/Ts.	805	225	$y = 0,8525x + 59,116$	0,49	0,70
	Oberstdorf	810	187	$y = 0,5074x + 103,62$	0,25	0,50

Tabelle 7: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
 Homogenitätsprüfung für die Zeitreihen der Schneedeckendauer mittels
 Ganglinienvergleich gem. Abb. 7.1 bis 7.15
 (Auflistung der Bezugs- und Referenzstationen)

Lfd. Nr.	Station B = Bezugstation R = Referenzstation	Klima- stations- Nr.	Niederschlags- stations-Nr.	Höhe (m ü. NN)
1	B Potsdam	03342	47021	81
	R Brandenburg-Görden	03338	47145	30
	R Nauen		47340	35
	R Brück		47057	44
	R Luckenwalde		47009	50
2	B Karlsruhe	02698	70621	112
	R Bergzabern, Bad	02688	70644	180
	R Eppingen	02691	71747	210
3	B Görlitz	03380	11405	238
	R Klitten		46251	132
	R Luga		41442	155
	R Hähnichen		46272	155
	R Oppach		46203	320
4	B Aachen	02205	80310	202
	R Elsdorf	02203	78451	85
	R Euskirchen	02226	78412	160
5	B Öhringen	02684	71567	276
	R Heilbronn	02689	71414	167
	R Neudenau	02687	71651	210
6	B Göttingen	01564	54428	167
	R Hofgeismar-Beberbeck	01571	52250	242
	R Dingelstädt		43844	327
	R Reinholterode		43945	340

Tabelle 7: (Fortsetzung 1)

Lfd. Nr.	Station B = Bezugstation R = Referenzstation	Klima- stations- Nr.	Niederschlags- stations-Nr.	Höhe (m ü. NN)
7	B Chemnitz	04412	42155	418
	R Burgstädt		42054	320
	R Schönbrunn		42339	398
	R Burkhardtsdorf		42130	405
	R Hohndorf		42084	415
8	B Weißenburg/Bay.	04083	73214	422
	R Nördlingen	04105	90433	425
	R Kaisheim-Neuhof	04107	90447	516
9	B Weiden/Opf.	04481	91134	438
	R Bayreuth	04070	73029	330
	R Gößweinstein	04068	73404	450
10	B Ellwangen/Jagst	04100	71605	443
	R Schwäb. Gmünd-Straßdf.	02727	71205	415
	R Gschwend, Kr. Ostalb	02723	71511	492
11	B Braunlage	03984	44643	607
	R Neustadt/Harz		44157	451
12	B Grebenhain-Herchenhain	02633	74303	608
	R Wartenberg-Angersbach	02615	51045	270
	R Schotten	02634	74205	315
13	B Hof-Hohensaas	04027	43019	567
	R Bobenneukirchen		43330	453
	R Hof (Stadt)	04026	43018	474
	R Lobenstein	04244	43009	500
14	B Ulm	02730	90307	567
15	B Kleiner Feldberg/Ts.	02648	74339	805

Tabelle 7: (Fortsetzung 2)

Lfd. Nr.	Station B = Bezugstation R = Referenzstation	Klima- stations- Nr.	Niederschlags- stations-Nr.	Höhe (m ü. NN)
16	B Oberstdorf	04144	90216	810
	R Isny	04138	70132	712
	R Schwangau-Horn	04151	90506	796
17	B Hamburg-Fuhls.	01459	48558	11
	R Glückstadt	01484	48653	2
	R Lüneburg	03891	48434	11
	R Neumünster	01449	48655	26
	R Greven-Granzin		48543	52
18	B Schwerin	03038	48366	59
	R Neuhaus/Elbe		48510	10
	R Grevesmühlen		22735	30
	R Lohmen		24130	50
	R Greven-Granzin		48543	52
	R Picher		48503	55

Tabelle 8: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendverhalten (normierter linearer Trend) meteorologischer Größen für unterschiedliche Bezugszeiträume

Element	Station	Reihe									
		1901/95	1901/90	1901/30	1931/60	1961/90	1951/90	1951/80	1951/95		
Lufttemp. Jahremittel	Potsdam	0,0068	0,0055	0,0144	0,0018	0,023	0,0114	- 0,0003	0,016		
	Aachen	0,0094	0,0078	0,0156	0,0061	0,0303	0,0179	0,011	0,0231		
Lufttemp. Monatsmittel Januar	Potsdam	0,0025	- 0,0056	0,0335	0,0258	0,0823	0,0217	- 0,0139	0,0462		
	Aachen	0,0069	0,0022	0,0577	- 0,0097	0,0474	0,0331	0,0414	0,044		
Lufttemp. Monatsmittel Februar	Potsdam	- 0,001	- 0,0044	- 0,0402	- 0,042	0,0094	0,0356	0,0534	0,0391		
	Aachen	0,0023	0,0005	0,0393	- 0,009	- 0,0135	0,0285	0,0804	0,0296		
Niederschlag Jahressumme	Potsdam	0,1622	0,0976	0,8789	1,8736	0,1332	- 0,5667	- 1,8043	- 0,1289		
	Aachen	- 0,031	0,0984	3,5448	2,324	1,2795	0,5615	- 3,6025	- 0,1386		
Niederschlag Monatssumme Januar	Potsdam	0,018	- 0,0077	0,5682	0,2199	0,2997	0,0534	- 0,3885	0,1508		
	Aachen	0,0323	- 0,0209	0,5026	- 0,1133	0,3862	- 0,2436	- 1,522	0,0625		
Niederschlag Monatssumme Februar	Potsdam	0,0662	0,081	- 0,4722	- 0,077	0,1576	0,2302	0,0297	0,1483		
	Aachen	0,0179	0,083	- 0,0516	0,5277	0,4625	0,1038	- 0,374	- 0,1556		

Tabelle 9: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse ausgewählter Zeitreihen der Schneedeckendauer für unterschiedliche Bezugszeiträume

Grauer Hintergrund: signifikante Testwerte

Station	Reihe	normierter linearer Trend	Stand.-abw. SA	Mittelwert MW	absoluter Trend Tr	relativer Trend Tr / MW	Trend-Rausch. TR / SA	Regress.-Test SA / MW	
Potsdam	1901/95	0,04962	22,48	40,67	4,71	0,12	0,21	0,55	
	1901/90	0,08650	22,52	41,10	7,79	0,19	0,35	0,55	
	1901/30	0,02714	21,94	39,13	0,81	0,02	0,04	0,56	
	1931/60	- 0,00734	17,14	37,70	- 0,22	- 0,01	- 0,01	0,45	
	1961/90	- 0,61846	27,13	46,47	- 18,55	- 0,40	- 0,68	0,58	
	1951/90	- 0,11032	25,14	44,80	- 4,41	- 0,10	- 0,18	0,56	
	1951/80	0,21001	25,78	46,27	6,30	0,14	0,24	0,56	
	1951/95	- 0,21805	24,92	43,49	- 9,81	- 0,23	- 0,39	0,57	
	1934/60	- 0,05067	15,54	20,04	- 1,37	- 0,07	- 0,09	0,78	
	1961/90	- 0,20133	18,06	26,17	- 6,04	- 0,23	- 0,33	0,69	
Aachen	1951/90	0,01914	17,28	24,85	0,77	0,03	0,04	0,70	
	1951/80	0,01135	17,00	24,37	0,34	0,01	0,02	0,70	
	1951/95	- 0,16021	17,28	23,31	- 7,21	- 0,31	- 0,42	0,74	
	1934/60	0,14408	17,35	25,56	3,89	0,15	0,22	0,68	
	1961/90	- 0,67987	23,22	32,53	- 20,40	- 0,63	- 0,88	0,71	
	1951/90	- 0,29953	21,40	32,33	- 11,98	- 0,37	- 0,56	0,66	
	1951/80	0,05584	22,51	34,77	1,68	0,05	0,07	0,65	
	1951/95	- 0,42134	21,26	30,47	- 18,96	- 0,62	- 0,89	0,70	
	Hamburg-Fuhls.								

Tabelle 10: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Trendanalyse (normierter linearer Trend) für die Schneedeckenzeit.
Reihe 1951/52 bis 1995/96

Grauer Hintergrund: signifikante Testwerte

Station	Höhe m ü. NN	normierter linearer Trend	Stand.-abw. SA	Mittelwert MW	absoluter Trend Tr	relativer Trend Tr / MW	Trend-Rausch. Tr / SA	Regress.-Test SA / MW
Hamburg-Fuhls.	11	- 0,49262	38,23	87,78	- 22,17	- 0,25	- 0,58	0,44
Schwerin	59	- 0,06825	30,73	102,93	- 3,07	- 0,03	- 0,10	0,30
Potsdam	81	0,18735	32,98	101,60	8,43	0,08	0,26	0,32
Karlsruhe	112	- 0,62569	37,45	65,04	- 28,16	- 0,43	- 0,75	0,58
Göttingen	167	- 0,39657	32,24	95,04	- 17,85	- 0,19	- 0,55	0,34
Aachen	202	- 0,20580	41,28	79,98	- 9,26	- 0,12	- 0,22	0,52
Görlitz	238	0,05560	24,74	134,64	2,50	0,02	0,10	0,18
Öhringen	276	0,10804	36,86	97,16	4,86	0,05	0,13	0,38
Chemnitz	418	- 0,08511	25,30	140,07	- 3,83	- 0,03	- 0,15	0,18
Weißenburg/Bay.	422	- 0,29921	33,47	127,42	- 13,46	- 0,11	- 0,40	0,26
Weiden/Opf.	438	- 0,14256	24,51	134,31	- 6,42	- 0,05	- 0,26	0,18
Ellwangen/Jagst	443	- 0,59618	32,19	124,87	- 26,83	- 0,21	- 0,83	0,26
Hof-Hohensaas	567	0,31278	25,58	151,20	14,08	0,09	0,55	0,17
Ulm	567	0,22095	29,61	127,11	9,94	0,08	0,34	0,23
Braunlage	607	0,32885	22,61	160,67	14,80	0,09	0,65	0,14
Grebenhain-Herch.	608	0,24414	24,68	148,93	10,99	0,07	0,45	0,17
Kleiner Feldberg/Ts.	805	- 0,21542	22,01	160,04	- 9,69	- 0,06	- 0,44	0,14
Oberstdorf	810	- 0,28235	24,00	175,51	- 12,71	- 0,07	- 0,53	0,14

Tabelle 11: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Trendanalyse (normierter linearer Trend) für die Schneedeckendauer.
Reihe 1951/52 bis 1995/96

Grauer Hintergrund: signifikante Testwerte

Station	Höhe m ü. NN	normierter linearer Trend	Stand.-abw. SA	Mittelwert MW	absoluter Trend Tr	relativer Trend Tr / MW	Trend-Rausch. Tr / SA	Regress.-Test SA / MW
Hamburg-Fuhls.	11	- 0,42134	21,26	30,47	- 18,96	- 0,62	- 0,89	0,70
Schwerin	59	- 0,56653	25,31	40,76	- 25,49	- 0,63	- 1,01	0,62
Potsdam	81	- 0,21805	24,92	43,49	- 9,81	0,23	- 0,39	0,57
Karlsruhe	112	- 0,33307	17,44	21,69	- 14,99	- 0,69	- 0,86	0,80
Göttingen	167	- 0,24730	23,62	37,00	- 11,13	- 0,30	- 0,47	0,64
Aachen	202	- 0,16021	17,28	23,31	- 7,21	- 0,31	- 0,42	0,74
Görlitz	238	- 0,27220	20,90	55,87	- 12,25	- 0,22	- 0,59	0,37
Öhringen	276	- 0,25125	20,10	36,47	- 11,31	- 0,31	- 0,56	0,55
Chemnitz	418	- 0,08129	19,95	62,67	- 3,66	- 0,06	- 0,18	0,32
Weißenburg/Bay.	422	- 0,25837	21,05	46,42	- 11,63	- 0,25	- 0,55	0,45
Weiden/Opf.	438	- 0,11515	21,63	62,47	- 5,18	- 0,08	- 0,24	0,35
Ellwangen/Jagst	443	- 0,66495	25,00	56,31	- 29,92	- 0,53	- 1,20	0,44
Hof-Hohensaas	567	- 0,13241	21,54	81,76	- 5,96	- 0,07	- 0,28	0,26
Ulm	567	0,04598	24,44	57,29	2,07	0,04	0,08	0,43
Braunlage	607	0,23887	24,27	110,67	10,75	0,10	0,44	0,22
Grebenhain-Herch.	608	0,02372	24,52	84,80	1,07	0,01	0,04	0,29
Kleiner Feldberg/Ts.	805	- 0,32675	25,55	98,69	- 14,70	- 0,15	- 0,58	0,26
Oberstdorf	810	- 0,02240	21,19	127,18	- 1,01	- 0,01	- 0,05	0,17

Tabelle 12: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Trendanalyse (normierter linearer Trend) für die Dauer der Winterdecke. Reihe 1951/52 bis 1995/96

Grauer Hintergrund: signifikante Testwerte

Station	Höhe m ü. NN	normierter linearer Trend	Stand.-abw. SA	Mittelwert MW	absoluter Trend Tr	relativer Trend Tr / MW	Trend-Rausch. Tr / SA	Regress.-Test SA / MW
Hamburg-Fuhls.	11	- 0,24743	16,23	17,02	- 11,13	- 0,65	- 0,69	0,95
Schwerin	59	- 0,28063	16,75	20,38	- 12,63	- 0,62	- 0,75	0,82
Potsdam	81	- 0,15534	20,79	24,04	- 6,99	- 0,29	- 0,34	0,86
Karlsruhe	112	- 0,19262	10,23	11,98	- 8,67	- 0,72	- 0,85	0,85
Göttingen	167	- 0,10158	18,13	20,76	- 4,57	- 0,22	- 0,25	0,87
Aachen	202	- 0,09684	10,40	12,40	- 4,36	- 0,35	- 0,42	0,84
Görlitz	238	- 0,22398	19,23	27,62	- 10,08	- 0,36	- 0,52	0,70
Öhringen	276	- 0,21831	11,09	18,18	- 9,82	- 0,54	- 0,89	0,61
Chemnitz	418	- 0,04387	17,10	28,56	- 1,97	- 0,07	- 0,12	0,60
Weißenburg/Bay.	422	- 0,27918	14,82	22,87	- 12,56	- 0,55	- 0,85	0,65
Weiden/Opf.	438	- 0,12899	20,29	34,22	- 5,80	- 0,17	- 0,29	0,59
Eilwangen/Jagst	443	- 0,31344	16,00	28,89	- 14,10	- 0,49	- 0,88	0,55
Hof-Hohensaas	567	- 0,13794	24,73	46,80	- 6,21	- 0,13	- 0,25	0,53
Ulm	567	0,03439	18,16	30,33	1,55	0,05	0,09	0,60
Braunlage	607	- 0,61159	33,10	73,07	- 27,52	0,38	- 0,83	0,45
Grebhain-Herch.	608	- 0,14216	29,30	51,67	- 6,40	- 0,12	- 0,22	0,57
Kleiner Feldberg/Ts.	805	- 0,42134	33,25	60,56	- 18,96	- 0,31	- 0,57	0,55
Oberstdorf	810	- 0,37668	34,25	94,87	- 16,95	- 0,18	- 0,49	0,36

Tabelle 13: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes.
Trendanalyse (normierter linearer Trend) für das Datum der maximalen Schneehöhe.
Reihe 1951/52 bis 1995/96

Grauer Hintergrund: signifikante Testwerte

Station	Höhe m ü. NN	normierter linearer Trend	Stand.-abw. SA	Mittelwert MW	absoluter Trend T_r	relativer Trend T_r / MW	Trend-Rausch. T_r / SA	Regress.-Test SA / MW
Hamburg-Fuhls.	11	- 0,62332	36,75	150,27	- 28,05	- 0,19	- 0,76	0,24
Schwerin	59	- 0,08999	37,34	148,96	- 4,05	- 0,03	- 0,11	0,25
Potsdam	81	0,04809	30,00	141,98	2,16	0,02	0,07	0,21
Karlsruhe	112	- 0,72016	33,42	142,38	- 32,41	- 0,23	- 0,97	0,23
Göttingen	167	- 0,00026	39,87	137,56	- 0,01	0,00	0,00	0,29
Aachen	202	- 0,15389	32,60	149,20	- 6,92	- 0,05	- 0,21	0,22
Görlitz	238	- 0,61449	33,91	140,78	- 27,65	- 0,20	- 0,82	0,24
Öhringen	276	- 0,37484	35,11	143,24	- 16,87	- 0,12	- 0,48	0,25
Chemnitz	418	- 0,50264	38,23	149,56	- 22,62	- 0,15	- 0,59	0,26
Weißenburg/Bay.	422	0,22003	34,99	148,24	9,90	0,07	0,28	0,24
Weiden/Opf.	438	- 0,43702	32,18	144,22	- 19,67	- 0,14	- 0,61	0,22
Ellwangen/Jagst	443	- 0,18564	32,29	142,60	- 8,35	- 0,06	- 0,26	0,23
Hof-Hohensaas	567	- 0,06219	33,35	149,53	- 2,80	- 0,02	- 0,08	0,22
Ulm	567	- 0,35033	31,85	147,31	- 15,76	- 0,11	- 0,50	0,22
Braunlage	607	- 0,16337	30,97	158,60	- 7,35	- 0,05	- 0,24	0,20
Grehenhain-Herch.	608	- 0,22292	32,32	151,64	- 10,03	- 0,07	- 0,31	0,21
Kleiner Feldberg/Ts.	805	0,23584	35,74	152,11	10,61	0,07	0,30	0,23
Oberstdorf	810	- 0,21252	33,02	154,69	- 9,56	- 0,06	- 0,29	0,21

Tabelle 14: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Trendanalyse (normierter linearer Trend) für die Beständigkeit. Reihe 1951/52 bis 1995/96

Grauer Hintergrund: signifikante Testwerte

Station	Höhe m ü. NN	normierter linearer Trend	Stand.-abw. SA	Mittelwert MW	absoluter Trend Tr	relativer Trend Tr / MW	Trend-Rausch. Tr / SA	Regress.-Test SA / MW
Hamburg-Fuhls.	11	- 0,00247	0,24	0,38	- 0,11	- 0,29	- 0,47	0,63
Schwerin	59	- 0,00504	0,20	0,39	- 0,23	- 0,58	- 1,12	0,52
Potsdam	81	- 0,00326	0,20	0,43	- 0,15	- 0,34	- 0,74	0,46
Karlsruhe	112	0,00095	0,26	0,40	0,04	0,11	0,17	0,64
Göttingen	167	- 0,00128	0,24	0,41	- 0,06	- 0,14	- 0,24	0,59
Aachen	202	0,00183	0,28	0,38	0,08	0,22	0,30	0,73
Görlitz	238	- 0,00266	0,16	0,42	- 0,12	- 0,28	- 0,73	0,39
Öhringen	276	- 0,00410	0,21	0,40	- 0,18	- 0,46	- 0,90	0,51
Chemnitz	418	- 0,00070	0,15	0,46	- 0,03	- 0,07	- 0,21	0,33
Weißenburg/Bay.	422	- 0,00112	0,17	0,38	- 0,05	- 0,13	- 0,30	0,45
Weiden/Opf.	438	- 0,00057	0,16	0,47	- 0,03	- 0,05	- 0,16	0,34
Ellwangen/Jagst	443	- 0,00357	0,18	0,46	- 0,16	- 0,35	- 0,91	0,39
Hof-Hohensaas	567	- 0,00212	0,16	0,55	- 0,10	- 0,17	- 0,58	0,30
Ulm	567	- 0,00105	0,19	0,46	- 0,05	- 0,10	- 0,25	0,41
Braunlage	607	- 0,00049	0,16	0,70	- 0,02	- 0,03	- 0,14	0,23
Grebenhain-Herch.	608	- 0,00119	0,17	0,58	- 0,05	- 0,09	- 0,33	0,29
Kleiner Feldberg/Ts.	805	- 0,00164	0,16	0,62	- 0,07	- 0,12	- 0,45	0,26
Oberstdorf	810	0,00080	0,13	0,73	0,04	0,05	0,27	0,18

Tabelle 15: Langzeitverhalten des Schneedeckenregimes. Trendanalyse (normierter linearer Trend) für die Erhaltung der Winterdecke. Reihe 1951/52 bis 1995/96

Grauer Hintergrund: signifikante Testwerte

Station	Höhe m ü. NN	normierter linearer Trend	Stand.-abw. SA	Mittelwert MW	absoluter Trend Tr	relativer Trend Tr / MW	Trend-Rausch. Tr / SA	Regress.-Test SA / MW
Hamburg-Fuhls.	11	- 0,00154	0,21	0,53	- 0,07	- 0,13	- 0,34	0,39
Schwerin	59	- 0,00003	0,17	0,49	0,00	0,00	- 0,01	0,34
Potsdam	81	0,00024	0,18	0,53	0,01	0,02	0,06	0,34
Karlsruhe	112	0,00155	0,21	0,61	0,07	0,11	0,33	0,35
Göttingen	167	0,00030	0,21	0,54	0,01	0,02	0,06	0,40
Aachen	202	0,00278	0,23	0,58	0,13	0,21	0,55	0,39
Görlitz	238	- 0,00105	0,15	0,47	- 0,05	- 0,10	- 0,31	0,33
Öhringen	276	- 0,00247	0,19	0,51	- 0,11	- 0,22	- 0,58	0,37
Chemnitz	418	0,00102	0,17	0,44	0,05	0,10	0,27	0,39
Weißenburg/Bay.	422	- 0,00287	0,16	0,48	- 0,13	- 0,27	- 0,79	0,34
Weiden/Opf.	438	- 0,00101	0,18	0,53	- 0,05	- 0,09	- 0,26	0,33
Ellwangen/Jagst	443	0,00086	0,15	0,51	0,04	0,07	0,26	0,29
Hof-Hohensaas	567	- 0,00136	0,20	0,55	- 0,06	- 0,11	- 0,31	0,36
Ulm	567	- 0,00088	0,16	0,51	- 0,04	- 0,08	- 0,25	0,31
Braunlage	607	- 0,00742	0,22	0,64	- 0,33	- 0,52	- 1,55	0,34
Grebenhain-Herch.	608	- 0,00222	0,19	0,58	- 0,10	- 0,17	- 0,52	0,33
Kleiner Feldberg/Ts.	805	- 0,00290	0,21	0,58	- 0,13	- 0,23	- 0,63	0,36
Oberstdorf	810	- 0,00282	0,21	0,73	- 0,13	- 0,17	- 0,61	0,28