

Carl von Ossietzky Universität Oldenburg

Studiengang Diplom-Physik

DIPLOMARBEIT

**Analyse kurzfristiger Fluktuationen der
Solarstrahlung unter Berücksichtigung von
Wolkenfeldstrukturen**

Annette Hammer und Klaus Stolzenburg

3. August 1993

Betreuende Gutachter: Dr. Hans Georg Beyer
Prof. Dr. Joachim Luther

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	4
2	Datenerfassung und Datenaufbereitung	9
2.1	Meßaufbau	9
2.2	Kalibrierung der Daten	11
3	Methoden zur Datenauswertung	18
3.1	Grundlegende Begriffe und Methoden zur statistischen Analyse von Zeitreihen	18
3.2	Beschreibung der atmosphärischen Transmission durch den Clear- ness Index	21
3.3	Ermittlung des Wolkenzugvektors	30
3.4	Rampenanalyse	37
4	Detailuntersuchungen	44
4.1	Verteilung der Clearness Indizes	44
4.2	Bedeckungsgrad	51
4.3	Wolkenanzahl, Wolkengrößen und Verweildauern	55
4.4	Bedingte Wahrscheinlichkeiten und Wolkenfelder	59
4.5	Autokorrelationsanalyse	60
4.6	Differenzzeitreihen	64
4.7	Vergleich von Minuten- und Sekundenzeitreihen	67
5	Wetterbericht Mai 1992 bis Mai 1993	69
6	Wolkenmodell	84
6.1	Synthese von Strahlungszeitreihen aus Wolkenfeldstrukturen	84
6.2	Tests des Wolkenmodells	88
7	Zusammenfassung	101
A	Bestimmung des Zenitwinkels	103
B	Anmerkungen zu den ausgewerteten Zeiträumen	104

Abbildungsverzeichnis

1	Verlauf von Minuten- und Sekundenzeitreihen	6
2	Geometrie des Meßaufbaus	10
3	Blockschaltbild der Meßwertaufnahme	11
4	Bestrahlungsstärkeverhältnis an einem klaren Tag	12
5	Bestrahlungsstärkeverhältnis an einem Tag mit Bewölkung	13
6	Vergleich Solarimeter – Minutendaten	14
7	Vergleich Solarimeter – Sekundendaten	15
8	Zeitreihen von verschiedenen Modulen	16
9	Meßdaten und Einstrahlungsmodelle	24
10	Tagesgang verschiedener Clearness Indizes im Sommerhalbjahr	25
11	Tagesgang verschiedener Clearness Indizes im Winterhalbjahr	26
12	$G(t)$ und $\sigma_{k_T^*}$ am 2. Juli 1992	27
13	$k_T^*(t)$ und $\sigma_{k_T^*}$ am 2. Juli 1992	28
14	Gegenüberstellung eines Tagesganges von Minutenmitteln und Kurven mit festen k_T^*	30
15	Kreuzkorrelationsanalyse für den 6. Juli 1992, 10 – 11 Uhr	31
16	Bestimmung der Wolkenzugrichtung	32
17	Kreuzkovarianz-Koeffizientenfunktionen	34
18	Vergleich von Zeitreihenverlauf und Rampen	39
19	Rampenhäufigkeitsverteilung eines Einzelstandortes	41
20	Rampenhäufigkeitsverteilung des Mittels aller Standorte	42
21	Zeitreihen von Einzelstandorten und ihre räumliche Mittelung	43
22	Verteilungen von Clearness Indizes am 6. Juli 1992	46
23	Beta-Verteilungen für den 6. Juli 1992, 9 – 10 Uhr	49
24	Beta-Verteilungen für den 6. Juli 1992, 11 – 12 Uhr	50
25	Standardabweichungen skaliertener Clearness Indizes	51
26	Bedeckungsgrad und k_T^* -Stundenmittel	53
27	Schiefe und Bedeckungsgrad	54
28	Schiefe und k_T^* -Stundenmittel	55
29	Stunde mit 60 Wolken	56
30	Stunde mit 20 Wolken	57
31	Kumulierte Häufigkeitsverteilung der Verweildauer	58

32	Ungleichheit der Zustände von Standortpaaren in Abhängigkeit ihres Abstandes	59
33	Autokorrelationsanalyse interessanter Stunden	61
34	Sekunden-Zeitreihe 8. September 1992, 11 – 12 Uhr	63
35	Sekunden-Zeitreihe 15. September 1992, 11 – 12 Uhr	64
36	Standardabweichung von Zeitreihe und Differenzzeitreihe	65
37	Differenzverteilungen zweier Stunden	66
38	Standardabweichung des Clearness Index für Minuten- und Sekundenzeitreihen im Juni/Juli 1992	68
39	Synthetisierte Zeitreihe	85
40	Methode der Mittelpunktverschiebung	87
41	Reale und synthetisierte Wolkenmuster	88
42	Verweildauern synthetisierter Zeitreihen mit $B_F = 50\%$	91
43	Verweildauern synthetisierter Zeitreihen mit $B_F = 70\%$	91
44	Verweildauern synthetisierter und gemessener Daten, $B_F = 50\%$. .	92
45	Verweildauern synthetisierter und gemessener Daten, $B_F = 70\%$. .	92
46	Bedingte Wahrscheinlichkeiten für synthetisierte und gemessene Daten mit $B \approx 50\%$	93
47	Bedingte Wahrscheinlichkeiten für synthetisierte und gemessene Daten mit $B \approx 70\%$	94
48	Rampen-Häufigkeitsverteilung für synthetisierte Daten einer Stunde	96
49	Rampen-Häufigkeitsverteilung für den 14. Juli 1992, 15 – 16 Uhr .	97
50	Bedingte Wahrscheinlichkeiten für geänderte fraktale Dimensionen .	98
51	Verweildauern für geänderte fraktale Dimensionen	99

Tabellenverzeichnis

1	Vergleich der Irradianzmaxima von Meßdaten und Einstrahlungsmodellen	24
2	Eingangsgrößen zur Berechnung von Beta-Verteilungen	47
3	Ungleichheit der Zustände von Standortpaaren in Abhängigkeit von Bedeckungsgrad und Sprunganzahl	60
4	Vergleich von Irradianzcharakteristika in 10-Minuten-Intervallen . .	62
5	Ausgewertete Zeiträume zwischen Mai 1992 und Mai 1993	70
6	Irradianzmaxima und höchste Rampen Mai 1992 – Mai 1993	71
7	Sprünge und Bedeckungsgrade von synthetisierten Zeitreihen	90

1 Einleitung

*Das Thema der Diplomarbeit ist so zu wählen,
daß der (die) Studierende die Fähigkeit zu
selbständiger, problemorientierter, wissenschaftlicher
Arbeit einschließlich der Beherrschung
wissenschaftlicher Methoden nachweisen kann.
DPO Physik, § 20 (1)*

*Take it easy, baby.
Hansjörg Gabler, 14.5.1993*

Die Situation ist ernst. Das sogenannte 'intelligente Leben' manövriert die Geschichte des Planeten Erde am Rande des Abgrundes, ohne dies richtig wahrhaben zu wollen.

Eines der ungelösten Probleme ist die sichere Energieversorgung, wobei 'sicher' hier meint 'Wir sägen nicht den Ast ab, auf dem wir sitzen'.

Es drängen sich natürlich sofort Fragen auf, zum Beispiel, warum das überhaupt (noch) ein Problem ist, bzw. ob es ein so ernstes Problem sein müßte, wie es ist, und wer davon profitiert, daß es so ist. Und dann werden die Überlegungen schnell nichtwissenschaftlich, und wahrscheinlich runzeln unsere Betreuer schon die Stirn.

Die Erforschung regenerativer Energien kann und muß einen Beitrag zur Lösung des 'Energieproblems' leisten. Auch diese Arbeit?

Motivation dieser Arbeit

Das mittlere jährliche Angebot an solarer Einstrahlung in der Bundesrepublik beträgt $1100 \text{ kWh/m}^2\text{a}$. Bei einem derzeitigen Wirkungsgrad von etwa 9 % für Photovoltaiksysteme im netzgekoppelten Betrieb ergibt sich eine spezifische Energieausbeute von rund $100 \text{ kWh/m}^2\text{a}$. Nimmt man an, daß etwa 6 % aller Dachflächen für solche Systeme leicht nutzbar sind, das entspricht in den alten Bundesländern 176 km^2 , so ergibt sich eine Energieausbeute von 17.6 TWh/a . Dazu müßten mehrere Millionen Anlagen installiert werden¹. Diese würden dann knapp 4 % des 1990 in den alten Bundesländern verbrauchten Stromes bereitstellen bzw. 13 % des von den privaten Haushalten und öffentlichen Einrichtungen verbrauchten Anteiles [Nitsch/Luther 1990, Energie Daten 1991, Erneuerbare Energien].

Solche Zahlenspiele erfassen aber nur einen Teil der Schwierigkeiten, die bei einem signifikanten Anteil photovoltaischer Stromerzeugung berücksichtigt werden müssen. Weitere Problemfelder sind:

¹1992 waren in den alten Bundesländern 32 Millionen PKW und Kombis zugelassen [Umweltdaten 1993].

- Die Spitzen der photovoltaischen Erzeugung und die Lastspitzen fallen in der Regel nicht zusammen. So kann es zu Leistungsüberschüssen kommen, die für die Nutzung verloren gehen [Beyer u.a. 1989]. Durch Netzkopplung wird dies aber weitgehend vermieden, ebenso wie Phasen geringer PV-Leistung überbrückt werden.
- Schnell ziehende Wolkenfelder erzeugen hohe kurzfristige Schwankungen der Einstrahlung, typisch im Bereich weniger Sekunden. Die so entstehenden schnellen Änderungen der Leistungsabgabe von PV-Generatoren können kritische Rückwirkungen auf Teile des elektrischen Versorgungsnetzes zur Folge haben, zum Beispiel Regelungsprobleme im Niederspannungsbereich.

Mit Kurzzeitfluktuationen der solaren Einstrahlung, das heißt mit den räumlichen und zeitlichen Eigenschaften des Strahlungsfeldes, beschäftigt sich diese Arbeit.

[Steinberger-Willms 1992] hat sich unter anderem mit der Einbindung von Solar- und Windenergie in elektrische Verbundnetze befaßt. Ziel war es, die im Großverbund verbleibenden Leistungsschwankungen abzuschätzen. Anhand der zugrundeliegenden Stundendaten für das Gebiet der alten Bundesländer konnte gezeigt werden, daß sich die stochastischen Schwankungen in räumlich weit verteilten Konvertersystemen weitgehend kompensieren, da sie nur schwach korreliert sind. Die verbleibenden Fluktuationen sind entweder von derselben Größenordnung wie die heutigen stochastischen Schwankungen der elektrischen Last, oder die Fluktuationen gehen so langsam vonstatten, daß sie durch die Sekundär- bzw. Tertiärregelung der bestehenden Kraftwerke aufgefangen werden können. In den Versorgungsnetzen Mitteleuropas werden daher selbst bei hohen Durchdringungsgraden von Sonnen- und Windenergie keine unlösbaren technischen Probleme auftreten. Bei dieser Abschätzung blieben der Bereich der Fluktuationen im Sekundenbereich und die Netzstruktur unberücksichtigt.

Von [Jewell/Ramakumar 1987] wurde untersucht, welche Änderungen in der photovoltaischen Energieerzeugung maximal auftreten, wenn Wolken über ein Gebiet ziehen, in dem Photovoltaik-Generatoren verteilt sind. Für verschiedene Größen der Erzeugungsflächen wurden sogenannte *worst case*-Abschätzungen durchgeführt. Weil keine räumlich und zeitlich hoch aufgelösten Meßdaten vorlagen, wurde ein Einstrahlungsmodell entwickelt: In einer Computersimulation wurden Wolkenmuster erzeugt und ihr Einfluß auf die Leistungsabgabe von PV-Generatoren betrachtet. Das Modell berücksichtigt nur Haufenwolken (Cumuli), weil sie die größten Fluktuationen der Einstrahlung verursachen. [Jewell/Ramakumar 1987] gingen davon aus, daß sich die Wolkenform nur wenig auf die Leistungsabgabe der PV-Generatoren auswirkt. Deshalb bedeckten sie den Himmel mit rechteckigen Wolken, denen sie eine gleichmäßige optische Transmission zuordneten. Fünf Versorgungsflächen von 10 bis 100000 km^2 wurden betrachtet. Dabei wurde festgestellt, daß durch lockere Cumulusbewölkung innerhalb einer Minute 16 % der gesamten PV-Leistung in einem 10 km^2 großen Netz verloren gehen können, innerhalb von zwei Minuten sogar 19 %. In einem 100 km^2 großen Netz sinken diese Werte wegen

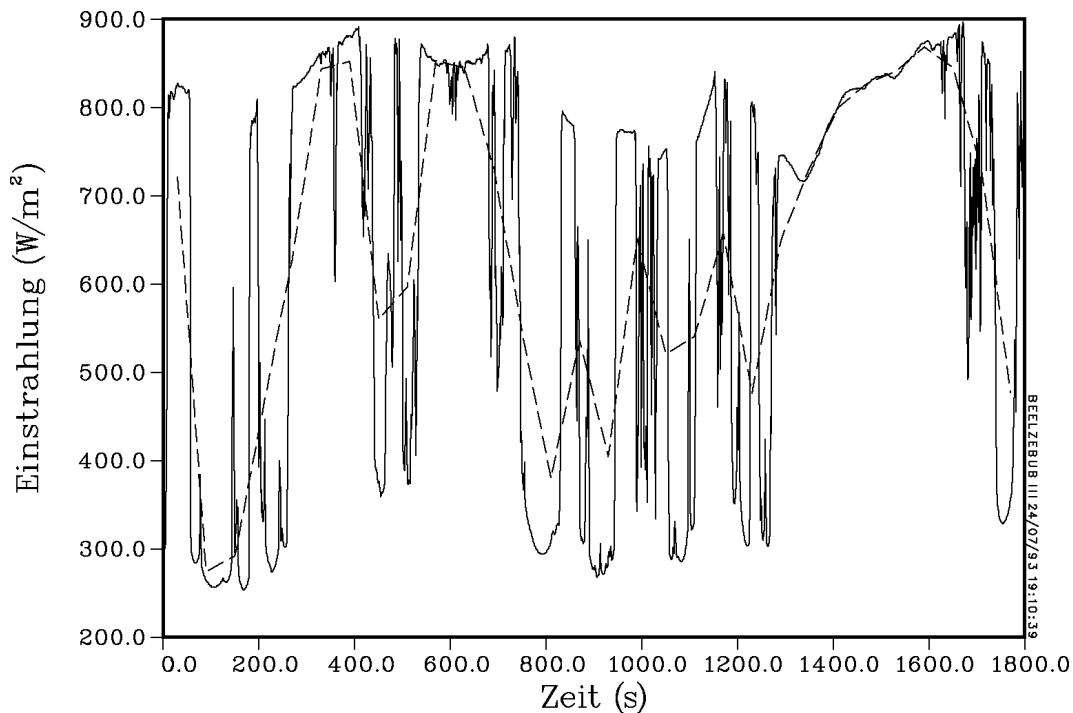


Abbildung 1: Vergleich einer Sekundenzeitreihe (—) mit Minutenmittelwerten (---). 6. Juli 1992, 11:06 Uhr – 11:36 Uhr, Modul 1.

der kleineren Korrelation der Standorte bereits auf 6 % bzw. 8 %. Die einzelnen Leistungsschwankungen sind dabei zeitlich nicht vorhersagbar. Aufziehende Gewitterfronten ergaben zwar größere Erzeugungsverluste, die Wolkenstrukturen sind aber nicht kleinskalig und das Eintreten der Verluste kann genau vorhergesagt werden. Ein weiteres Ergebnis war, daß die Wolkenform bei kleinen Versorgungsflächen berücksichtigt werden muß.

In einer anschließenden Arbeit [Jewell u.a. 1988] wurden durch Wolkenzug verursachte Leistungsfuktuationen für ein konkretes Versorgungsnetz (*Southeast Tulsa Area, Public Service Company of Oklahoma*) abgeschätzt. Das Ergebnis dieser und ähnlicher Untersuchungen war, daß das Versorgungsnetz bei den in Zukunft zu erwartenden PV-Anteilen durchaus in der Lage ist, die schwankende Abgabe der PV-Generatoren auszugleichen. [Jewell/Unruh 1990] haben für Kansas Kosten und Energieeinsparungspotentiale berechnet, die bei verschiedenen Durchdringungen des Netzes mit photovoltaisch erzeugter Energie anfallen. Die Anlagen zur Spannungsregulierung und das Echtzeit-Antwortverhalten eines Netzes bei Wolkenzug wurde von [Garrett/Jeter 1989] modelliert. In allen Arbeiten auf diesem Gebiet wird die Notwendigkeit der Analyse zeitlich und räumlich noch höher aufgelöster Daten festgestellt.

Für Netzwerkuntersuchungen in Zusammenhang mit photovoltaisch erzeugtem Strom werden immer folgende Informationen benötigt: Wie hoch sind die auftretenden Fluktuationen gemessen an der installierten photovoltaischen Leistung bzw. an der

maximal zu erwartenden Einstrahlung? Wie häufig treten Fluktuationen auf? Wie schnell ändert sich das Einstrahlungsangebot? Untersuchungen dieser Art sind für Meßdaten, die als Minuten- bzw. 10-Sekundenmittelwerte aufgenommen wurden, bereits durchgeführt worden (z.B. [Beyer u.a. 1989, Beyer u.a. 1991]).

Ein weiterer Aspekt der Datenauswertung sind die Häufigkeitsverteilungen der Irradianzwerte. Dabei interessiert vor allem das Verhältnis der gemessenen zu der bei klarem Himmel zu erwartenden Einstrahlung. [Suehrcke/McCormick 1988] haben als erste darauf hingewiesen, daß für Stunden mit lockerer Bewölkung ein charakteristisches Muster der Histogramme mit zwei Maxima entsteht (bimodale Verteilungen). Die Maxima lassen sich als 'bewölkt' und 'unbewölkt' Zustand identifizieren. Ansätze zur Modellierung solcher Häufigkeitsverteilungen benutzen Boltzmann-Statistik [Suehrcke/McCormick 1988] bzw. Beta-Verteilungen [Skartveit/Olseth 1992].

Zur Untersuchung der zeitlichen Charakteristika gemessener Daten wurde bisher im wesentlichen die Autokorrelationsanalyse in Verbindung mit autoregressiven Modellen [Skartveit/Olseth 1992] sowie die Verteilung der Dauer der Zustände 'bewölkt' und 'unbewölkt' für unterschiedliche Wetterbedingungen [Mejon u.a. 1980] eingesetzt.

In unserer Arbeit werden Irradianzzeitreihen von räumlich eng beieinanderliegenden Standorten ausgewertet, die als 1-Sekundenmittelwerte vorliegen. Abbildung 1 veranschaulicht die Bedeutung solcher Untersuchungen anhand eines Vergleiches von Minuten- und Sekundendaten.

Unsere Aufgabe bestand darin, Kurzzeitfluktuationen in Solarstrahlungszeitreihen zu untersuchen, die an 15 Standorten auf einer Fläche von ca. $200 \times 200 \text{ m}^2$ aufgenommen wurden. Dabei sollte eine Beziehung zwischen den Fluktuationen und der Struktur der sie erzeugenden Wolkenfelder hergestellt werden. Dies schloß den Test eines von [Popławska/Wieting 1993] entwickelten Wolkenmodells ein, das auf Himmelfotografien basiert. Mit diesem Modell werden Irradianzzeitreihen synthetisiert, deren Charakteristika wir mit denen der gemessenen Daten vergleichen sollten.

Aufbau der Arbeit

In Kapitel 2 werden der Meßaufbau beschrieben und die Verfahren zur Gewinnung der Daten und ihrer Kalibrierung erläutert.

Kapitel 3 behandelt zunächst grundsätzliche Begriffe und Methoden der Auswertung von Zeitreihen allgemein und Irradianzzeitreihen im besonderen. Abschließend werden zwei spezielle Werkzeuge diskutiert, die Bestimmung des Wolkenzugvektors und die Rampenanalyse.

In Kapitel 4 werden Analyseverfahren vorgestellt, die, aufbauend auf Kapitel 3, eine allgemeine Charakterisierung der zeitlichen und räumlichen Einstrahlungsverteilung ermöglichen.

Im Anschluß daran folgt eine Untersuchung des Wetters zwischen Mai 1992 und

Mai 1993 bezüglich Fragen wie zum Beispiel der Häufigkeit und Stärke von Fluktuationen in bestimmten Zeiträumen.

Der Vergleich mit dem Wolkenmodell schließlich wird in Kapitel 6 durchgeführt.

2 Datenerfassung und Datenaufbereitung

In diesem Kapitel wird dargestellt, wie die Zeitreihen der Irradianz² aufgenommen werden. Dazu wird zunächst der elektrische Aufbau, und dann das Kalibrierungsverfahren für die gemessenen Daten vorgestellt.

2.1 Meßaufbau

Abbildung 2 zeigt das von uns genutzte Meßnetz. Es befindet sich auf dem Flachdach des mathematisch-naturwissenschaftlichen Gebäudes der Carl von Ossietzky Universität Oldenburg ($8^{\circ}10'$ östliche Länge, $53^{\circ}10'$ nördliche Breite). Dort sind 15 Photovoltaik-Kleinmodule TST PQ 5/40/0 mit einer Fläche von jeweils $242 \times 556 \text{ mm}^2$ abschattungsfrei aufgestellt und horizontal ausgerichtet. Die auf Metallständer montierten Panele stehen jeweils über Treppenhäusern und damit an den höchstmöglichen Punkten. Panel 15 bildet eine Ausnahme, um Abschattung durch Baumwipfel während der Mittagszeit zu verhindern³.

Die Module dienen als Einstrahlungsmeßgeräte. Üblicherweise werden Pyranometer zu diesem Zweck eingesetzt. Jedoch sind sie für die von uns benötigte hohe zeitliche Auflösung nicht geeignet, da sie thermisch arbeiten und daher zu träge sind. Für das häufig verwendete Pyranometer CM 11 der Firma Kipp und Zonen, zum Beispiel, wird im *Instruction Manual* eine Antwortzeit von kleiner 15 s auf 95 % einer Signalstärkeänderung angegeben. Dagegen können mit PV-Modulen sekunden aufgelöste Daten problemlos gemessen werden.

Signalverarbeitung

Die Module werden im Kurzschluß betrieben. Das Meßsignal I_{sc} fällt am Widerstand R_1 als Spannung U_E ab (siehe Abbildung 3). Diese wird an einem Spannung-Strom-Umsetzer in den Strom I_A gewandelt. Im Datenerfassungs-PC befinden sich zwei Meßkarten mit je 8 Kanälen. Dort fällt I_A an R_2 als U_{Mess} ab. U_{Mess} wird von einem Analog-Digital-Wandler in eine 12-Bit-Zahl umgesetzt. Diese Werte werden auf der Festplatte des PC gespeichert.

Der Kurzschlußstrom I_{sc} ist proportional der auf die horizontale Moduloberfläche eingestrahlte Leistung G_{hor} : $I_{sc} = \kappa \cdot G_{hor}$. Zu beachten ist, daß die Empfindlichkeit κ keine Konstante, sondern eine Funktion der Modultemperatur, des spektralen Verteilung der Irradianz und des Einfallswinkels ist, was die Kalibrierung der Meßwerte schwierig macht (siehe Kapitel 2.2). Pyranometermeßwerte sind von den drei genannten Parametern in weiten Bereichen unabhängig.

²Die Begriffe Irradianz, Einstrahlung, Bestrahlungsstärke und eingestrahlte Leistung werden synonym verwendet.

³Die Anlage wurde von Burchard Decker und Olaf Schwetje vom Institut für Solarenergieforschung Hannover entworfen und im Labor getestet. Wir waren an der Endmontage und den folgenden Funktionstests beteiligt. Abbildung 2 stammt von Burchard Decker.

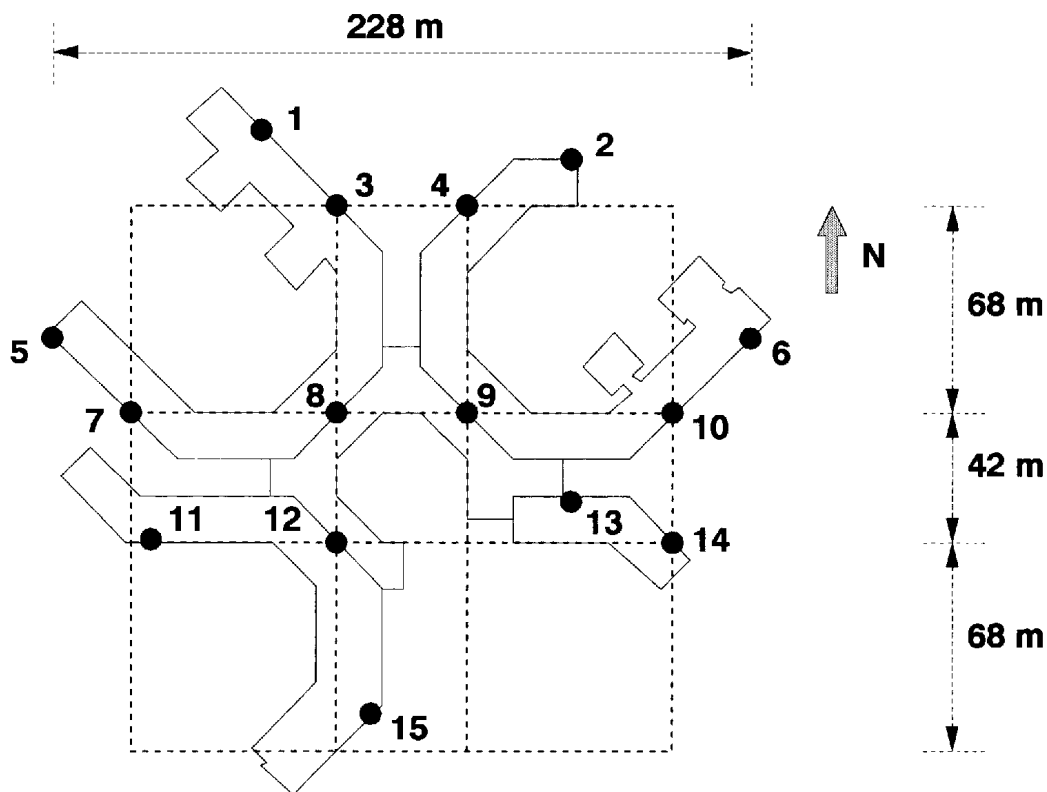


Abbildung 2: **Geometrie des Meßaufbaus.** Die durchgezogenen Linien zeigen die wichtigsten Konturen des Gebäudes, die Punkte bezeichnen die Standorte der Photovoltaik-Module. Das geometrische Raster der Standorte wird durch die gestrichelten Linien verdeutlicht.

Die maximale Bestrahlungsstärke $G_{hor,max}$ liegt in unseren Breiten unter 1000 W/m^2 . Durch Reflexion an Wolken kann es jedoch kurzzeitig zu höheren Werten kommen. Daher wurde die Anlage auf ein erfaßbares Maximum von $G_{hor,max} = 1170 \text{ W/m}^2$ ausgelegt. Dieser Wert gilt jedoch nur für konstantes κ unter Standardtestbedingungen; siehe dazu den nächsten Abschnitt.

Die Umsetzung von U_E in den Strom I_A erfolgt wegen der (unterschiedlich) langen Übertragungswege von den einzelnen Modulen zum PC und der damit verbundenen Spannungsabfälle. I_A hat einen Offset von 4 mA (*Two-wire Transmitter*, Burr-Brown XTR 101 AG).

Auf den Meßkarten (National Instruments AT-MIO-16-25) wird U_{Mess} von Analog-Digital-Wandlern mit einer Frequenz von 10 Hz abgetastet und als 12-Bit-Zahl zwischengespeichert. Wegen des Offsets von I_A und der einzelnen Verstärkungsfaktoren liegen die digitalisierten Werte zwischen 820 und 4095, das heißt, 820 entspricht $G_{hor} = 0 \text{ W/m}^2$ und 4095 entspricht $G_{hor,max}$ (unter Standardtestbedingungen, siehe Abschnitt 2.2). Einmal pro Minute liest das auf dem PC laufende Datenerfassungsprogramm die Werte aus, bildet Sekunden- und Minutenmittel und legt sie auf der Festplatte in getrennten Dateien im ASCII-Format ab. Die Sekundenwerte werden

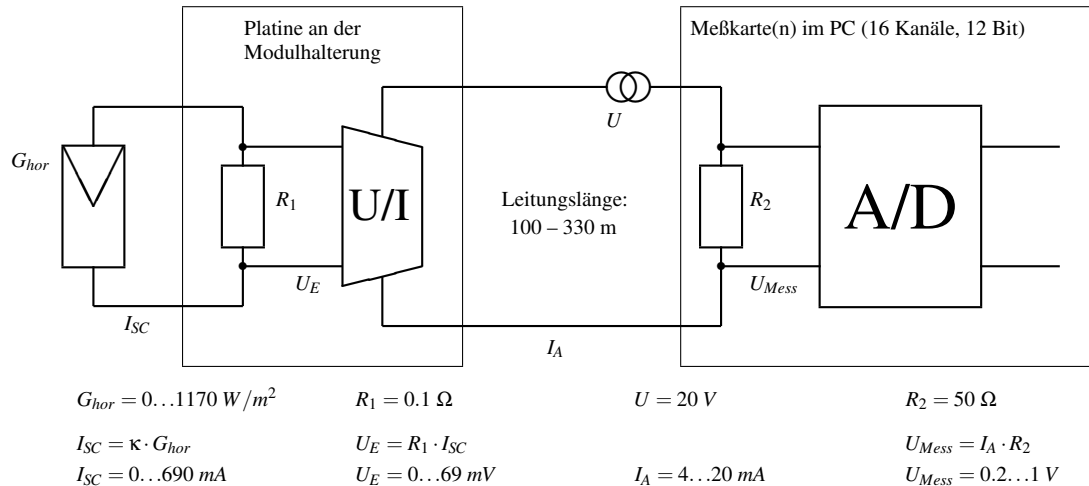


Abbildung 3: **Blockschaltbild der Meßwertaufnahme.**

nur bei Tag gespeichert, weil eine Stunde 311 kB Daten umfaßt. Für eventuell notwendige Fehlersuchen ist die rund-um-die-Uhr-Speicherung der Minutenmittel mit 140 kB Daten pro Tag jedoch sinnvoll⁴.

Die vom Datenerfassungsrechner gespeicherten Rohdaten werden auf den Großrechner der Universität übertragen, um dort unter FORTRAN 77 ausgewertet zu werden. Dabei bildeten Plausibilitätstests den ersten Schritt, z.B. Tests auf fehlende oder überzählige Datenzeilen, Fluktuationen bei Dunkelheit als Indikator für Fehlfunktionen oder fehlerhafte Uhrzeitangaben. Die grafische Darstellung erfolgte überwiegend mit Hilfe der DISSPLA-Oberfläche BEELZEBUB⁵.

2.2 Kalibrierung der Daten

Das Problem der Kalibrierung liegt darin, daß die Empfindlichkeit κ der Solarmodule keine Konstante ist. Damit wird das Übertragungsverhältnis u zwischen den Meßwerten und G_{hor} veränderlich. Wir gehen in diesem Abschnitt zunächst auf die Größen ein, die κ und u beeinflussen. Im Anschluß stellen wir das von uns gewählte Verfahren zur Eichung vor.

Einflußgrößen auf Empfindlichkeit und Übertragungsverhältnis

Um unsere gespeicherten Meßwerte auf die Bestrahlungsstärke umzurechnen, werden sie durch das Übertragungsverhältnis u geteilt. Aus der Darstellung des Si-

⁴Das Programm wurde von Olaf Schwetje in QuickBASIC unter LabWindows (National Instruments) geschrieben.

⁵Dank an Gert Franke, der sie geschrieben hat. Jörg Thomaschweski und Kai Mönning haben uns freundlicherweise ihre Großrechnerkonten überlassen, da unsere beiden allein zur Verwaltung der riesigen Datenmengen nicht ausreichen.

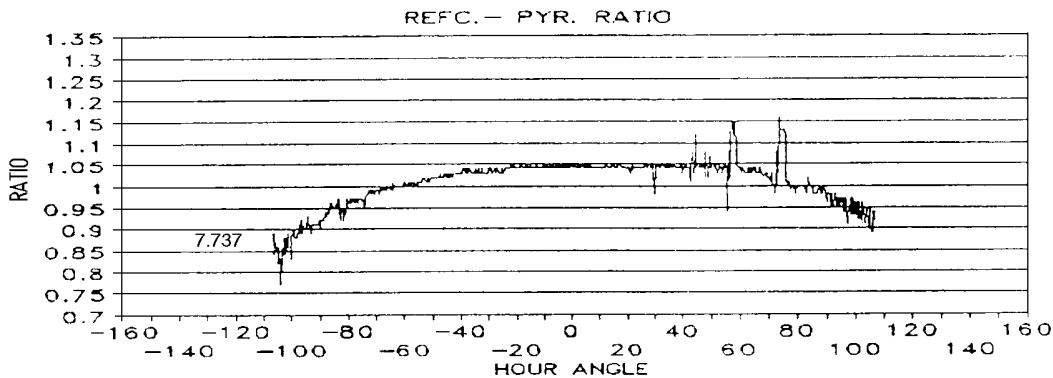


Abbildung 4: **Verhältnis zwischen der gemessenen Bestrahlungsstärke an einer Solarzelle und einem Pyranometer** an einem klaren Tag. Der Nullpunkt des Stundenwinkels entspricht dem Zeitpunkt, zu dem die Sonnenbahn den lokalen Meridian kreuzt. 15° des Stundenwinkels entsprechen einer Stunde. 10. Juli 1992, Mittelungszeitraum 1 min [Tegeler 1992].

gnalübertragungsweges im vorangehenden Abschnitt bzw. in Abbildung 3 folgt, daß u durch

$$u = \frac{4095 - 820}{G_{hor,max}}, \quad (1)$$

also $u = 2.8 \text{ m}^2/W$ gegeben ist, wenn die elektronischen Bauelemente stabil arbeiten und κ eine Konstante ist.

Labortests der Anlage haben gezeigt, daß der elektrische Signalübertragungsweg gegen Schwankungen der Umgebungstemperatur T_{amb} und der Versorgungsspannung U weitgehend unempfindlich ist. Im Bereich $T_{amb} = 0 \dots 40^\circ \text{ C}$ und $U = 13 \dots 40 \text{ V}$ liegt die Gesamtdrift bei 0.5 %. Daher kann u in sehr guter Näherung als ausschließlich von κ abhängig betrachtet werden.

Im Datenblatt der Solarmodule ist $\kappa = 591 \text{ mA/Wm}^{-2}$ angegeben. Dies gilt aber exakt nur unter Standardtestbedingungen. Sie sind definiert durch eine Modultemperatur von 25° C , eine eingestrahelte Leistung $G_{hor} = 1000 \text{ W/m}^2$ senkrecht auf die Paneloberfläche mit einem AM-1.5-Spektrum.

AM (air mass) steht für die relative Luftmasse, die das Sonnenlicht auf seinem Weg durch die Atmosphäre durchquert und ist gegeben durch ([Sizmann u.a. 1991], S. 20 f.)

$$\text{AM}_x = \frac{1}{\cos \theta_z},$$

wobei θ_z der Zenitwinkel ist, also der Winkel zwischen der Normalen auf der Erdoberfläche und der Position der Sonne am Himmel. AM 1.5 bedeutet also die 1.5-fache Weglänge bezüglich senkrechtem Sonnenstand bzw. Lichteinfall. Für $\theta_z < 70^\circ$ gilt die Formel mit einer Genauigkeit besser als 1 % [Sizmann u.a. 1991].

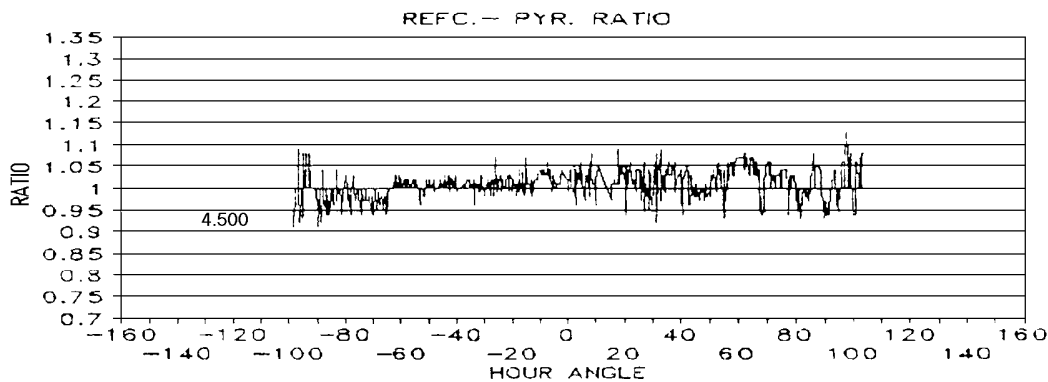


Abbildung 5: **Verhältnis zwischen der gemessenen Bestrahlungsstärke an einer Solarzelle und einem Pyranometer** an einem Tag mit starken Irradianzfluktuationen. 27. Juni 1992, Mittelungszeitraum 1 min [Tegeler 1992].

Auf dem Weg durch die Atmosphäre wird das Sonnenlicht durch Streuung und Absorption wellenlängenabhängig verändert, wobei verschiedene Stoffe einen unterschiedlichen Einfluß ausüben ([Sizmann u.a. 1991], S. 27 f.). Ein AM-x-Spektrum wird dadurch bestimmt, daß man in Bezug auf Dichte und Zusammensetzung eine Standardatmosphäre⁶ bei wolkenlosem Himmel voraussetzt und die Veränderung des Spektrums auf dem Weg der relativen Länge x berechnet⁷.

Dies alles ist von Bedeutung, weil Solarzellen, anders als Pyranometer, nicht das gesamte Spektrum ‘sehen’, sondern eine spektrale Empfindlichkeit besitzen, die von der Energielücke des Halbleitermaterials dominiert wird ([Sizmann u.a. 1991], S. 54 ff.). Außerdem ist der Kurzschlußstrom I_{sc} eine Funktion der Modultemperatur. Da die Solarzellen durch eine ebene Abdeckung vor Witterungseinflüssen geschützt sind, spielen mit wachsendem Zenitwinkel θ_z auch Reflexionsverluste eine größere Rolle.

Die Annahme, daß κ konstant sei, gilt also nur näherungsweise.

[Tegeler 1992] hat das unterschiedliche Verhalten von Solarzellen und Pyranometern untersucht. Abbildung 4 zeigt das Verhältnis der angezeigten Bestrahlungsstärken einer Solarzelle und eines Pyranometers für einen überwiegend klaren Tag, Abbildung 5 für einen Tag mit starken Einstrahlungsschwankungen. Die Unterschiede in den Kurvenverläufen sind deutlich zu sehen.

Es stellt sich also das Problem, unsere Daten möglichst genau zu kalibrieren, ohne ein allgemeines Verfahren zu entwickeln, das die unterschiedlichen Einflußfaktoren im einzelnen berücksichtigt, da dies nicht zum Thema unserer Arbeit gehört⁸.

Bestimmung des Übertragungsverhältnisses

⁶Derer gibt es natürlich mehrere, so z.B. die *U.S. Standard Atmosphere* von 1962 oder die *Standard Atmosphere* der International Organization for Standardization, ISO 2533, von 1972.

⁷Unter anderem aus solchen Annahmen lassen sich Modelle für die Irradianz bei wolkenlosem Himmel entwickeln, siehe Kapitel 3.2.

⁸Die Arbeit von [Tegeler 1992] wird von [Singh] und [Obst 1993] fortgeführt.

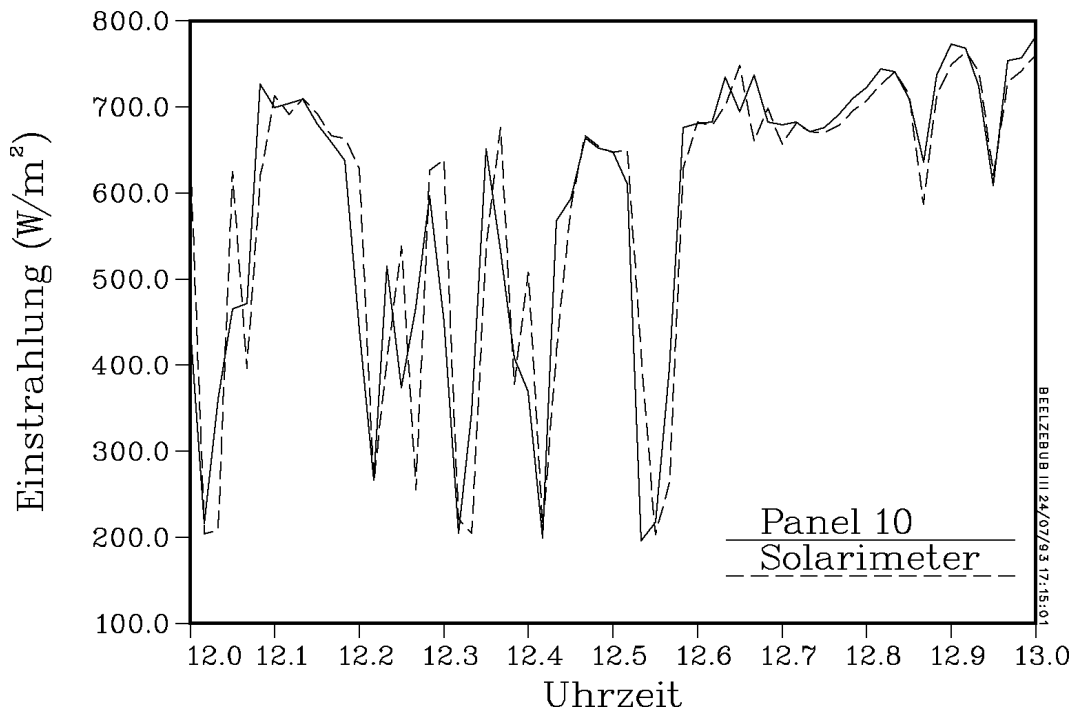


Abbildung 6: **Vergleich der kalibrierten Minutenmittel von Panel 10 mit den Solarimeterdaten** für eine Stunde mit starken Kurzzeitfluktuationen (9. September 1992). x-Achse in Dezimalzeit, 12.5 entspricht 12:30 Uhr.

Zur Kalibrierung greifen wir auf Irradianzzeitreihen einer Meßanlage für meteorologische Daten zurück, die sich ebenfalls auf dem Campus der Universität befindet. Mit einem Pyranometer vom Typ CM 11 wird die Einstrahlung auf die Horizontale gemessen. Bis zum Dezember 1992 geschah dies allerdings nur anhand von zwei Stichproben von je 2 s Dauer pro Minute, aus denen Minuten-‘Mittelwerte’ gebildet wurden. Seit Dezember 1992 stehen echte Minutenmittel (eine Messung pro Sekunde) zur Verfügung⁹. Das Solarimeter steht in unmittelbarer Nähe von Modul 10 (circa 1.5 Meter Abstand). Die Toleranz der Daten ist 5 %.

Mehrere Gründe sprechen für eine stundenweise Berechnung des Übertragungsverhältnisses u auf der Basis von Minutenwerten. Eine Mittelung über einen gewissen Zeitraum ist auf jeden Fall nötig, weil das zeitlich unterschiedliche Antwortverhalten von Solarimeter und Solarmodulen auch im Bereich der 1-Minutenmittel noch eine Rolle spielt [Suehrcke u.a. 1990]. Andererseits ändern sich innerhalb von 60 Minuten die Parameter Modultemperatur und Zenitwinkel nicht stark. Da die Sekundendateien standardmäßig eine Stunde umfassen und unsere Auswertung entsprechend geschieht, ist das stundenweise Vorgehen naheliegend.

⁹Für die Meteorologiedaten danken wir Detlev Heinemann.

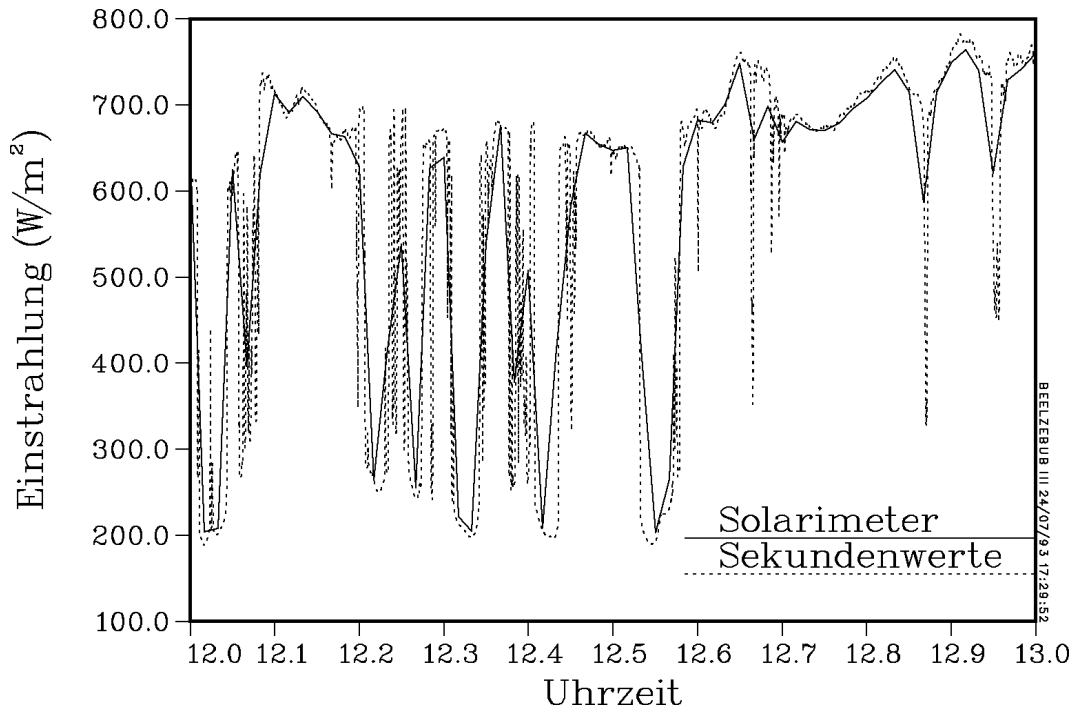


Abbildung 7: **Vergleich der Solarimeterdaten mit der Sekundenzeitreihe** von Panel 10, gleicher Zeitraum wie in Abbildung 6. x-Achse in Dezimalzeit, 12.5 entspricht 12:30 Uhr.

Zunächst erscheint es günstig, für jedes Modul p das Übertragungsverhältnis u_p als

$$u_p = \frac{1}{60} \sum_{i=1}^{60} \frac{G_p^i}{G_{Pyranometer}^i} \quad (2)$$

zu bestimmen. Die meisten Module sind vom Solarimeter jedoch so weit entfernt, daß bei schnellem Wolkenzug ein Zeitversatz bzw. ein völlig unterschiedlicher Verlauf der Bestrahlungsstärke am Modul p und dem Pyranometer entstehen kann. So kommt es in ungünstigen Fällen bei der Kalibrierung nach Gleichung (2) für einzelne Stunden und Panele zu unplausibel hohen oder niedrigen Skalierfaktoren und damit zu zu niedrigen bzw. zu hohen Irradianzwerten.

Es bietet sich daher an, stattdessen u_p nach

$$u_p = \frac{\sum_{i=1}^{60} G_p^i}{\sum_{i=1}^{60} G_{Solarimeter}^i} \quad (3)$$

zu berechnen. So ist sichergestellt, daß die Stundensummen der eingestrahlichten Energie am Solarimeter und an den einzelnen Panele bezüglich der Minutenmittel gleich sind. Das ist für Stunden mit klarem Himmel trivial und für Stunden mit starken Fluktuationen, die uns im wesentlichen interessieren, auf Grund der schnellen, stochastischen Schwankungen plausibel. Die Ungenauigkeit der Eichung nach

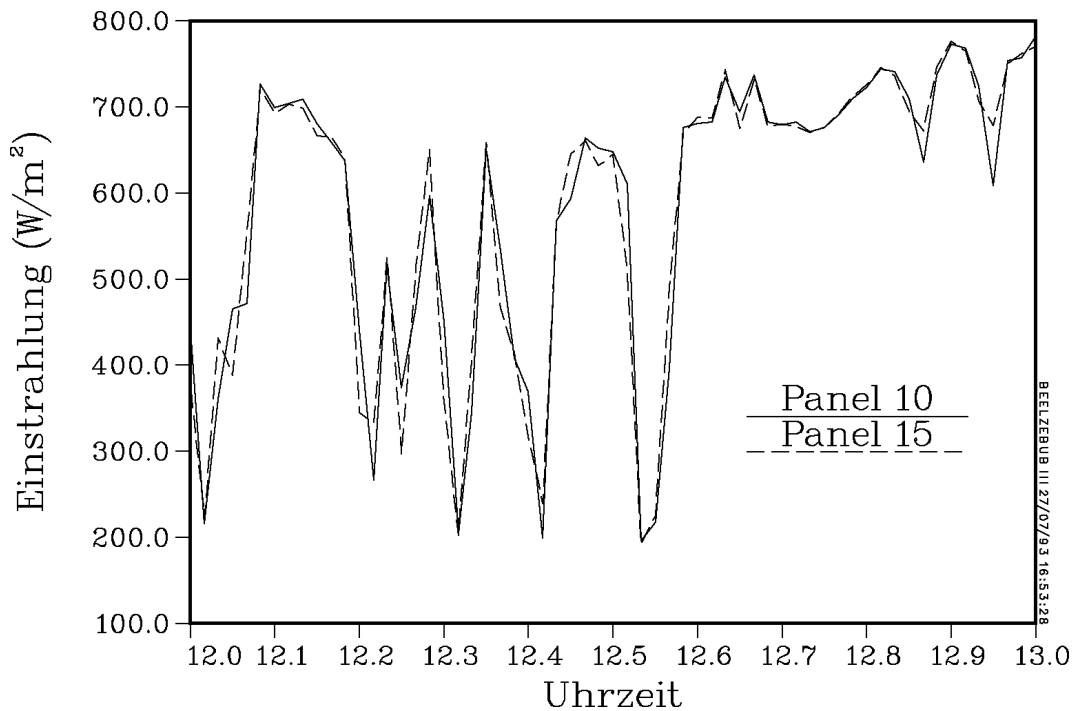


Abbildung 8: **Vergleich der Zeitreihen von zwei Modulen.** Minutenmittel, gleicher Zeitraum wie in den Abbildungen 6 und 7. x-Achse in Dezimalzeit, 12.5 entspricht 12:30 Uhr.

Gleichung (3) schätzen wir mit 5 % ab. Zusammen mit der Unsicherheit der Solarimeterdaten ergibt sich ein mittlerer Fehler von etwa 7 – 8 %.

Zum Ausgleich von Gangunterschieden der Uhren der beiden Meßanlagen (PV-Module bzw. Solarimeter) wird parallel zu u_{10} auch die Kreuzkovarianzfunktion¹⁰ R_{xy} zwischen den Zeitreihen von Modul 10 und dem Solarimeter bestimmt. Ergibt sich ein Zeitversatz, so werden die Datensätze entsprechend gegeneinander verschoben und die Skalierfaktoren u_p werden erneut berechnet.

Ein Beispiel

Kritisch für die Eichung mit Stundensummen sind gerade die Stunden mit hohen Kurzzeitfluktuationen, die uns also besonders interessieren. Werden zum Beispiel Irradianzspitzen quantitativ richtig wiedergegeben? In Abbildung 6 zeigen sich diesbezüglich keine starken Abweichungen.

Die zeitweilig unterschiedlichen Kurvenverläufe sind bedingt durch die Gewinnung der Solarimeter-‘Minutenmittel’ durch die bereits erwähnte ‘ $2 \times 2 s$ ’-Messung. Der ‘Zacken’ kurz nach 12 Uhr in Abbildung 6 in der Solarimeterzeitreihe tritt in der Panel-Minutenkurve nur als Stufe auf. Der Vergleich mit den entsprechenden Sekundendaten in Abbildung 7 zeigt anhand dieses ‘Zackens’, wie deutlich die ‘Minutenmittel’ des Solarimeters durch momentane Irradianzwerte geprägt sind. Dieses

¹⁰Zur genauen Definition dieses Begriffs siehe Kapitel 3.1.

tritt jedoch nur bis zum November 1992 auf (siehe oben).

In Abbildung 8 werden die Einstrahlungszeitreihen an zwei Standorten verglichen. Panel 10 und Panel 15 liegen zwar weit auseinander (siehe Abbildung 2), zeigen jedoch sehr ähnliche Kurvenverläufe. Die Bestimmung der Wolkenzuggeschwindigkeit und -richtung (Kapitel 3.3) ergibt ein Stundenmittel von circa 10 m/s aus Südwest, das heißt, die Entfernung zwischen den Modulen 1 und 15 wird von den Wolkenkanten in rund 10 s zurückgelegt. Somit sind die ähnlichen Kurvenverläufe plausibel und die gut übereinstimmenden Irradianzwerte ein Beleg für die Zuverlässigkeit des Eichverfahrens.

Alternatives Kalibrierverfahren

Ein alternatives Verfahren könnte darin bestehen, zunächst Tage mit wolkenlosem Himmel auszuwerten. An solchen Tagen ist der Verlauf der Irradianzzeitreihen allein durch den Sonnenstand bestimmt und daher an allen Modulen gleich, es gibt keinen Zeitversatz. Im Februar 1992 standen alle Module für mehrere Wochen in einer Doppelreihe in der Nähe des Solarimeters. Die Auswertung dieser Testphase legt die Vermutung nahe, daß die Empfindlichkeiten κ_p der einzelnen Module sich zwar unterscheiden, diese Unterschiede jedoch zeitlich konstant sind. Wäre das der Fall, oder zumindest, daß Veränderungen jahreszeitlich systematisch sind, so wäre die Kalibrierung von Panel 10 anhand der Gleichungen (2) oder (3) ausreichend. Die Skalierfaktoren s_p der übrigen Module ergäben sich dann durch Multiplikation mit Konstanten (für die einzelnen Monate).

Leider ist die Anzahl der Datensätze von ausreichend klaren Tagen, die uns zur Verfügung stehen, gering. So ist es nicht möglich, zu gesicherten Aussagen bezüglich der Schwankungen der Empfindlichkeiten κ_p der Module untereinander zu gelangen. Wir verfolgen diesen Ansatz deshalb nicht weiter.

3 Methoden zur Datenauswertung

*O horror, horror, horror !
Tongue nor heart cannot conceive
nor name thee !
W. Shakespeare: Macbeth*

Um Verfahren zur Auswertung unserer Irradianzzeitreihen zu entwickeln, müssen wir zunächst einige zentrale Begriffe der Statistik definieren und ihre Bedeutung für das weitere Vorgehen erklären. Dies geschieht im ersten Abschnitt dieses Kapitels.

Abschnitt 3.2 behandelt Verfahren, die speziell für die Auswertung von Einstrahlungsdaten entwickelt wurden. Insbesondere geht es darum, die Meßwerte von dem Trend zu befreien, der ihnen durch die Änderung des Sonnenstandes im Tagesverlauf aufgeprägt wird. Aus dem dazu verwendeten Clearness Index läßt sich ein Kriterium für ‘interessante’ Stunden im Sinne von starken Fluktuationen bestimmen.

Die letzten beiden Abschnitte beschäftigen sich mit zwei Nicht-Standardverfahren.

Mit Hilfe der Kreuzkorrelationsanalyse lassen sich aus den Irradianzzeitreihen Richtung und Geschwindigkeit des Wolkenzuges rekonstruieren. Diese Informationen sind wichtig für einige der im Kapitel 4 beschriebenen Analysewerkzeuge sowie für die Auswertung von Himmelsfotografien [Popławska/Wieting 1993] (siehe dazu Kapitel 6).

Die Rampenanalyse bietet die Möglichkeit, Bestrahlungsstärkeänderungen nach ihrer Höhe und Dauer zu quantifizieren. So läßt sich für beliebige Zeiträume ein ‘globaler’ Überblick über das Ausmaß von Fluktuationen gewinnen. Der Effekt der räumlichen Mittelung über mehrere Standorte kann dadurch besonders gut deutlich gemacht werden.

3.1 Grundlegende Begriffe und Methoden zur statistischen Analyse von Zeitreihen

Die Statistik stellt verschiedene Verfahren zur Verfügung, stationäre und nichtstationäre Zufallsprozesse zu beschreiben¹¹. Die Eigenschaft der Stationarität wird definiert anhand eines Ensembles von Realisationen eines Zufallsprozesses. Vorausgesetzt wird eine (möglichst große) Zahl N von Zeitreihen $x_i(t)$, die den gleichen Zufallsprozeß beschreiben. Wenn das Ensemblemittel

$$\mu_x(t') = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i(t'),$$

¹¹Dieser Abschnitt basiert auf [Bendat/Piersol 1986], [Handwerker 1993] und [Steinberger-Willms 1992].

von t' unabhängig ist und die Autokorrelation

$$R_x(t', t' + \tau) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i(t') x_i(t' + \tau).$$

nur vom Zeitversatz τ abhängt, dann heißt der Zufallsprozeß schwach stationär. Der Mittelwert wird auch erstes Moment genannt. Wenn auch alle Momente höherer Ordnung und alle Korrelationen höherer Ordnung diese Eigenschaften aufweisen, dann nennt man den Zufallsprozeß stark stationär.

Im Falle der Stationarität kann der Ensemblemittelwert durch den zeitlichen Mittelwert ersetzt werden:

$$\mu_x = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T x(t) dt. \quad (4)$$

Um zu quantifizieren, wie weit die Funktionswerte $x(t)$ um den Mittelwert herum streuen, kann die Standardabweichung berechnet werden

$$\sigma_x = \sqrt{\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T (x(t) - \mu_x)^2 dt}. \quad (5)$$

Die Standardabweichung ist die Wurzel des zweiten zentralen Momentes, der Varianz.

Aufschluß über die Streuung der Werte $x(t)$ gibt auch die Wahrscheinlichkeitsdichte-Funktion. Sie weist jedem Wert $x'(t)$ die Häufigkeitsdichte seines Auftretens zu und wird deshalb auch Häufigkeitsverteilung genannt. Ist $W(x')$ die Wahrscheinlichkeit, $x(t)$ im Intervall $[x', x' + \Delta x]$ zu finden, so ergibt sich die Wahrscheinlichkeitsdichte $p(x)$ durch Bestimmung von

$$p(x') = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{W(x')}{\Delta x} \quad (6)$$

für jedes x' .

Die lokalen Maxima einer Wahrscheinlichkeitsdichte-Funktion werden Moden genannt. Bei normalverteilten Zufallswerten ist die Mode gleich dem Mittelwert. Es wird sich zeigen, daß unsere Meßwerte in Zeiträumen mit hohen Fluktuationen bimodal verteilt sind, wobei die Häufigkeitsverteilung asymmetrisch sein kann (Abschnitt 3.2). Eine solche Asymmetrie wird durch das dritte zentrale Moment, die Schiefe s , angegeben:

$$s = \frac{1}{\sigma_x^3} \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T (x(t) - \mu_x)^3 dt. \quad (7)$$

Oft benötigt man Informationen darüber, wie stark der Wert einer Funktion zu einem Zeitpunkt t von den Werten der Funktion zu anderen Zeitpunkten $t + \tau$ abhängt, also über ihr charakteristisches Zeitverhalten. Dazu berechnet man die Autokorrelationsfunktion:

$$R'_x(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T x(t) x(t + \tau) dt .$$

Die Autokorrelation ist eine gerade Funktion ($R_x(\tau) = R_x(-\tau)$). Sie nimmt an der Stelle $\tau = 0$ ihren maximalen Wert an. Im allgemeinen, nichtperiodischen Fall wird die Autokorrelation von ihrem Maximum bei $\tau = 0$ in irgendeiner Form auf den Wert μ_x^2 abfallen. Die für diesen Abfall typische Zeit ist ein Maß dafür, wie lange die Werte der Funktion miteinander gekoppelt sind, das heißt, anschaulich formuliert, wie lange sich die Funktion noch an ihre Vergangenheit erinnert.

Wir berechnen statt der Autokorrelationsfunktion die Autokovarianzfunktion. Hierbei handelt es sich um die Autokorrelationsfunktion der vorher zentrierten Funktion $x'(t) = x(t) - \mu_x$. Sie nimmt an der Stelle $\tau = 0$ den Wert σ_x^2 an und, wenn die Werte bei großen Zeitversätzen voneinander unabhängig sind, strebt sie für $\tau \rightarrow \infty$ dem Wert 0 zu. Zusätzlich normieren wir die Autokovarianzfunktion mit ihrem Maximum σ_x^2 . Die so definierte Autokovarianz-Koeffizientenfunktion

$$R_x(\tau) = \frac{1}{\sigma_x^2} \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T x(t) x(t + \tau) - \mu_x^2 dt \quad (8)$$

nimmt nur noch Werte zwischen -1 und $+1$ an.

Den Zusammenhang zweier Zeitreihen $x(t)$ und $y(t)$, ihre 'Ähnlichkeit', mißt die Kreuzkorrelationsfunktion

$$R'_{xy}(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T x(t) y(t + \tau) dt .$$

Diese Funktion ist im allgemeinen keine gerade Funktion von τ . Allerdings gilt $R_{xy}(\tau) = R_{yx}(-\tau)$. Das Maximum der Kreuzkorrelationsfunktion liegt nicht mehr notwendig an der Stelle $\tau = 0$. Begrenzt wird die Kreuzkorrelation durch das Produkt $\sigma_x^2 \sigma_y^2 \geq R_{xy}^2(\tau)$. Handelt es sich bei $x(t)$ und $y(t)$ um zwei statistisch voneinander unabhängige Zufallsprozesse, so strebt $R_{xy}(\tau)$ für große τ dem Wert $\mu_x \mu_y$ zu.

Auch in diesem Fall benutzen wir die zentrierte und mit ihrem Maximum normierte Funktion.

$$R_{xy}(\tau) = \frac{1}{\sigma_x^2 \sigma_y^2} \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T x(t) y(t + \tau) - \mu_x \mu_y dt \quad (9)$$

Wegen der wiederkehrenden Dunkelstunden können Solarstrahlungsdaten nicht als kontinuierlicher Zufallsprozeß aufgefaßt werden. Die Limesbildung bei der Mittelwertberechnung ist daher nicht durchführbar.

Zeitreihen der Einstrahlung sind wegen des Tages- und Jahresganges der Solarstrahlung nicht stationär. Sie besitzen vielmehr einen deterministischen Trend (Abschnitt 3.2). Selbst wenn die Daten durch Einführung von Clearness Indizes weitgehend trendfrei gemacht werden, handelt es sich nicht um stationäre Zeitreihen, denn die Mittelwerte dieser Clearness Indizes sind in Zeiträumen mit unterschiedlicher Wetterlage verschieden.

Dennoch können die Methoden der Statistik stationärer Zufallsprozesse als Hilfsmittel zur Beschreibung unserer Zeitreihen dienen. Es kann zwar nicht ein einziger Mittelwert angegeben werden, der alle Zeitreihen beschreibt, aber es ist möglich, jeder Stundenzeitreihe ihren charakteristischen Mittelwert \bar{x} zuzuordnen. Diese Feststellung ist wichtig, da im Fall nichtstationärer Prozesse alle in diesem Abschnitt definierten Größen zeitabhängig werden und damit keine Komprimierung der in den Zeitreihen enthaltenen Information mehr ermöglichen.

Die Zeitreihen liegen nur als endliche Datensätze vor. Statt der Funktionen $x(t)$ und $y(t)$ werden die Zeitreihen $x(t_i)$ bzw. $y(t_i)$ mit $t_i = i\Delta t$ gemessen ($\Delta t = 1$ s bzw. 1 min). Der Zählindex i läuft von 1 bis N . Die Integration muß also durch eine Summation ersetzt werden. Die Gesamtdauer der Zeitreihe ist $T = N\Delta t$.

3.2 Beschreibung der atmosphärischen Transmission durch den Clearness Index

In diesem Abschnitt wird erläutert, wie sich die gemessenen Zeitreihen $G(t)$ mit Hilfe des Clearness Index weitgehend von ihrem deterministischen Trend befreien lassen und wie sich aus dem Clearness Index ein Kriterium für Stunden mit starken Fluktuationen gewinnen läßt.

Definitionen des Clearness Index

Um ein Maß für die Abschwächung der Solarstrahlung durch Bewölkung und atmosphärische Trübung zu erhalten, wird üblicherweise die gemessene Bestrahlungsstärke zur Zeit t auf die extraterrestrische Irradianz bezogen. Das Ergebnis ist eine Zahl, die die Transmisson der Atmosphäre beschreibt. Der so definierte Wert

$$k_T(t) := \frac{G_{mess}(t)}{G_{ext}(t)} \quad (10)$$

wurde zunächst *cloudiness index* [Liu/Jordan 1960], später Clearness Index genannt [Tuller 1976].

Ebenso kann die gemessene Einstrahlung auf den bei klarem Himmel erwarteten Wert bezogen werden

$$k_T^*(t) := \frac{G_{mess}(t)}{G_{clearsky}(t)}. \quad (11)$$

Auch dieser Wert wird Clearness Index genannt [Skartveit/Olseth 1992].

Wir werden im weiteren die zweite Definition benutzen, um Aussagen über Bewölkungszustände zu machen. Bevor wir dies begründen können, müssen wir zunächst erläutern, wie sich ein Clearness Index nach Gleichung (11) realisieren läßt.

Modelle für den Tagesgang der Solarstrahlung bei unbewölktem Himmel

Zur Berechnung des Clearness Index $k_T^*(t)$ benötigen wir ein Modell, das für jeden Zeitpunkt des Jahres den maximal möglichen Einstrahlungswert $G_{clearsky}(t)$ vorhersagt.

Die globale Bestrahlungsstärke auf die Erdoberfläche hängt von Art, Menge und Verteilung der Gase, Aerosole und schließlich der Bewölkung ab, durch die das Sonnenlicht auf dem Weg durch die Atmosphäre gestreut bzw. absorbiert wird ([Sizmann u.a. 1991], S. 27 ff., vgl. auch Abschnitt 2.2). Wir vergleichen zwei Modelle, die die Irradianz bei klarem Himmel vorhersagen, im Hinblick auf ihre Brauchbarkeit für unsere Fluktuationsanalyse. Die Modelle sind nach dem Zenitwinkel θ_z parametrisiert. Im Anhang wird erklärt, wie er in Abhängigkeit von Standort, Uhrzeit und Datum bestimmt werden kann. Eine minutengenaue Berechnung ist dabei ausreichend, da sich die Betrahlungsstärke um maximal 3 W/m^2 pro Minute ändert.

Im ersten Modell [Duffie/Beckman 1980] wird die Globalstrahlung $G_{global,clear}$ als Summe aus Direktstrahlung $G_{beam,clear}$ und Diffusstrahlung $G_{dif,clear}$ angegeben. Die Direktstrahlung kann nach einem Modell von [Hottel 1976] für vier verschiedene Klimazonen und verschiedene Höhen des Meßstandorts berechnet werden (Modell 'Hottel'). Dabei wird eine Atmosphäre mit 23 km Sichtweite vorausgesetzt. Für den Sommer in mittleren Breiten ergibt sich

$$G_{beam,clear} = (0.124 + 0.749 \cdot e^{-0.395/\cos\theta_z}) \cdot G_{ext} \cos\theta_z. \quad (12)$$

Hierbei ist θ_z der Zenitwinkel der Sonne. G_{ext} bezeichnet die extraterrestrische Irradianz.

Um die Diffusstrahlung zu berechnen, wird eine Formel von [Liu/Jordan 1960] benutzt. Sie haben folgenden Zusammenhang von Diffus- und Direktstrahlung ermittelt :

$$G_{dif,clear} = 0.2710 \cdot G_{ext} - 0.2939 \cdot G_{beam,clear}. \quad (13)$$

Diese Gleichung basiert auf Messungen an drei Stationen.

[Duffie/Beckman 1980] verknüpfen beide Gleichungen, um die Globalstrahlung zu berechnen:

$$G_{hor,clear} = (0.36 + 0.53 \cdot e^{-0.395/\cos\theta_z}) \cdot G_{ext} \cos\theta_z. \quad (14)$$

Von [Duffie/Beckman 1980] wird darauf hingewiesen, daß die Gleichungen eventuell nicht konsistent sind, weil die Daten aus unterschiedlichen Meßzeiträumen stammen. [Tuller 1976] stellt bei einer Untersuchung des Anteils der Diffusstrahlung an der Globalstrahlung fest, daß [Liu/Jordan 1960] gegenüber anderen Meßstationen in Kanada sehr niedrige Diffusstrahlungsanteile gemessen haben. Ein Ergebnis seiner Studie ist, daß eine einzige Gleichung nicht alle Atmosphärenzustände beschreiben kann.

Das zweite Modell stammt von [Kasten 1983]. Es basiert auf Daten, die zwischen 1979 und 1982 an 14 Stationen im Strahlungsmeßnetz des Deutschen Wetterdienstes aufgenommen wurden. Die globale Bestrahlungsstärke wird in Abhängigkeit von der Trübung der Atmosphäre berechnet:

$$G_{hor,clear} = (0.84 \cdot e^{-0.027 \cdot T_L / \cos\theta_z}) \cdot G_{ext} \cos\theta_z. \quad (15)$$

T_L ist der Linke-Trübungsfaktor, der zwischen 2 und 4 liegen kann. Auf Grund der Ergebnisse von [Kasten 1983] setzen wir in unseren Rechnungen den Mittelwert $T_L = 3$ an.

Test anhand von klaren Tagen

Abbildung 9 zeigt den Tagesgang der Einstrahlung eines unbewölkten Tages, gemessen am Modul 6, im Vergleich mit beiden Modellen. Das Strahlungsmaximum von Modell 'Kasten' liegt deutlich höher als das von Modell 'Hottel'. Sonnenaufgang und Sonnenuntergang werden durch 'Hottel' genauer beschrieben, was für uns aber ohne Bedeutung ist, da wir solche Situationen nicht in unsere Auswertung einbeziehen (siehe unten). Durch Multiplikation mit einem Ausgleichsfaktor lassen sich die Maxima der Kurven beider Modelle zur Deckung bringen. Für den 18. Mai 1992 ergibt er sich zu $854/782 \approx 1.09$ und ist über mehrere Monate fast konstant (1.13 am 11. September 1992).

Anhand von Tabelle 1 erkennt man, daß das Modell 'Kasten' ungefähr 70 W/m^2 höhere Werte als Modell 'Hottel' voraussagt. Die Meßwerte für unbewölkten Himmel liegen immer höher als Modell 'Hottel' und niedriger als Modell 'Kasten'. Da

¹³Wenn es am absoluten Maximum kleine Fluktuationen gab, wurden Werte in der Umgebung des Maximums verglichen. Die Uhrzeit gibt jeweils den Zeitpunkt des tatsächlichen Vergleiches an.

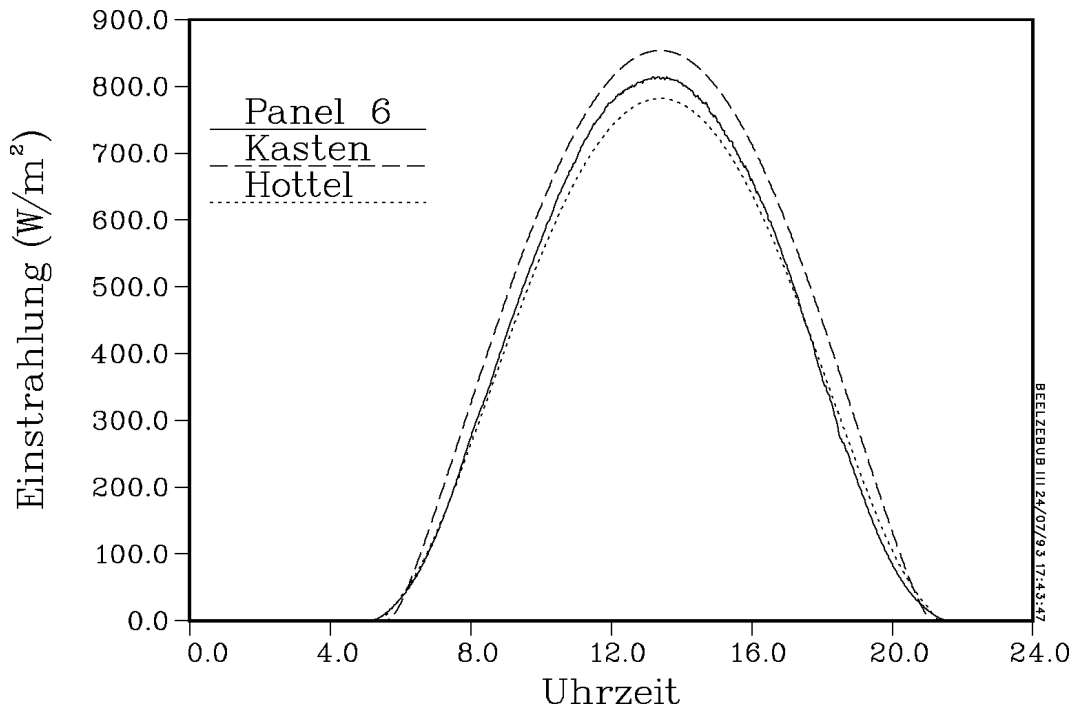


Abbildung 9: Vergleich des am 18. Mai 1992 gemessenen Tagesganges der Irradianz (Minutenmittel, MESZ) mit den Einstrahlungsmodellen 'Hottel' und 'Kasten'.

Datum	Uhrzeit (MESZ)	Meßwert	Kasten	Hottel
18. Mai	13:24	812	854	782
25. Mai	13:12	841	865	794
28. Juni	13:00	817	874	803
8. Juli	13:00	799	864	793
11. Sept.	13:00	590	640	565

Tabelle 1: Vergleich der Irradianzmaxima von Meßdaten und Einstrahlungsmodellen an verschiedenen, weitgehend klaren Tagen im Sommerhalbjahr 1992 (alle Werte in W/m^2 ; Meßdaten (Minutenmittel) von Panel 6)¹³.

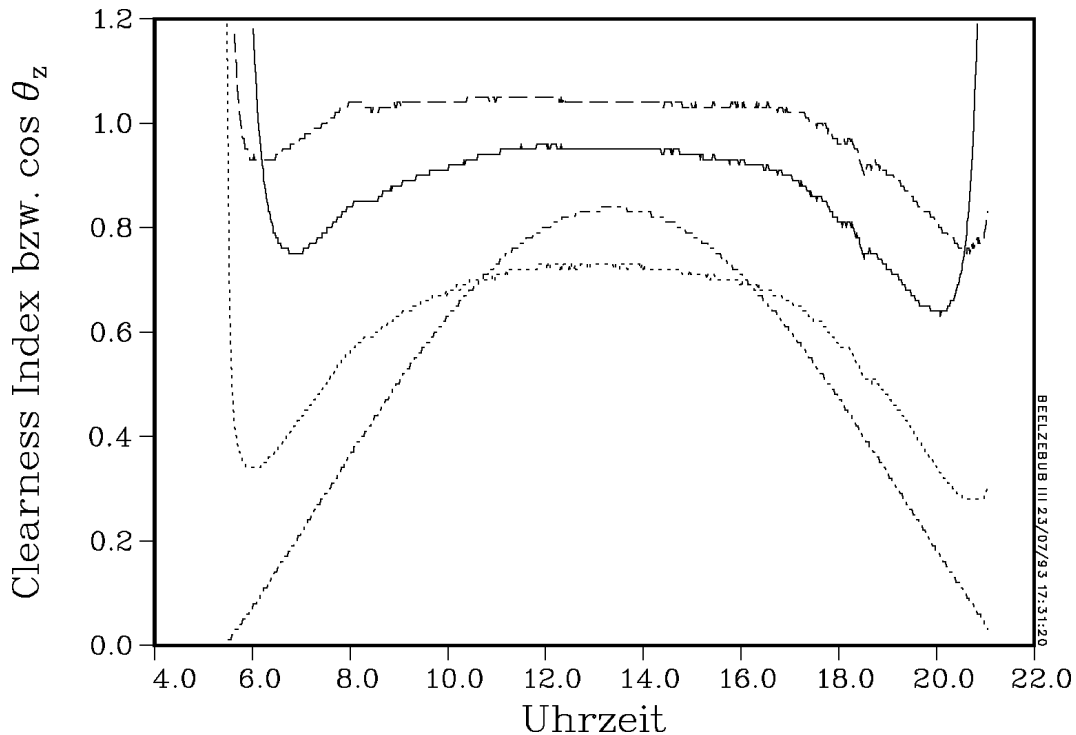


Abbildung 10: **Die Tagesgänge verschieden definierter Clearness Indizes und der Tagesgang des Cosinus des Zenitwinkels θ_z an einem Tag im Sommerhalbjahr:** $k_T^*(t)$ mit Modell 'Kasten' (—), $k_T^*(t)$ mit Modell 'Hottel' (---), $k_T(t)$ (extraterrestrisch, ···) und $\cos \theta_z$ (-·-·). 18. Mai 1992, MESZ, Modul 6.

wir ein Modell zur Berechnung der maximal möglichen Einstrahlung bei wolkenlosem Himmel benötigen (ein *clear sky*-Modell), ist es also sinnvoller, das Modell 'Kasten' zu benutzen. Außerdem basiert dieses Modell auf Daten des Deutschen Wetterdienstes, was für Oldenburg als Meßstandort günstig ist.

Zur Trendfreiheit der Daten

Die wesentliche Idee bei der Verwendung von Clearness Indizes für unsere Untersuchungen ist, den deterministischen Trend aus gemessenen Zeitreihen herauszurechnen. Zu überprüfen ist also, welche Definition dazu am geeignetsten erscheint.

Abbildung 10 zeigt die Tagesgänge verschiedener Clearness Indizes an einem klaren Tag im Sommerhalbjahr sowie den Cosinus des Zenitwinkels θ_z . Der Tagesgang nach Gleichung (10) zeigt den stärksten Trend. Innerhalb des Zeitraumes, in dem $\cos \theta_z > 0.4$ ist (das entspricht $\theta_z < 65^\circ$), sinkt er um 45 % gegenüber seinem Maximum ab. Der Clearness Index $k_T(t)$ ist damit für unsere Zwecke nicht geeignet.

Die Verwendung des Modells 'Hottel' in Verbindung mit Gleichung (11) zeigt mit einer Änderung von höchstens 13 % den geringsten Trend im Bereich $\cos \theta_z > 0.4$. Die $k_T^*(t)$ liegen aber etwas zu hoch, was für unsere Zwecke nicht sinnvoll ist.

Das Modell 'Kasten' liegt über einen langen Zeitraum bei $k_T^*(t) \approx 1$, und die Ab-

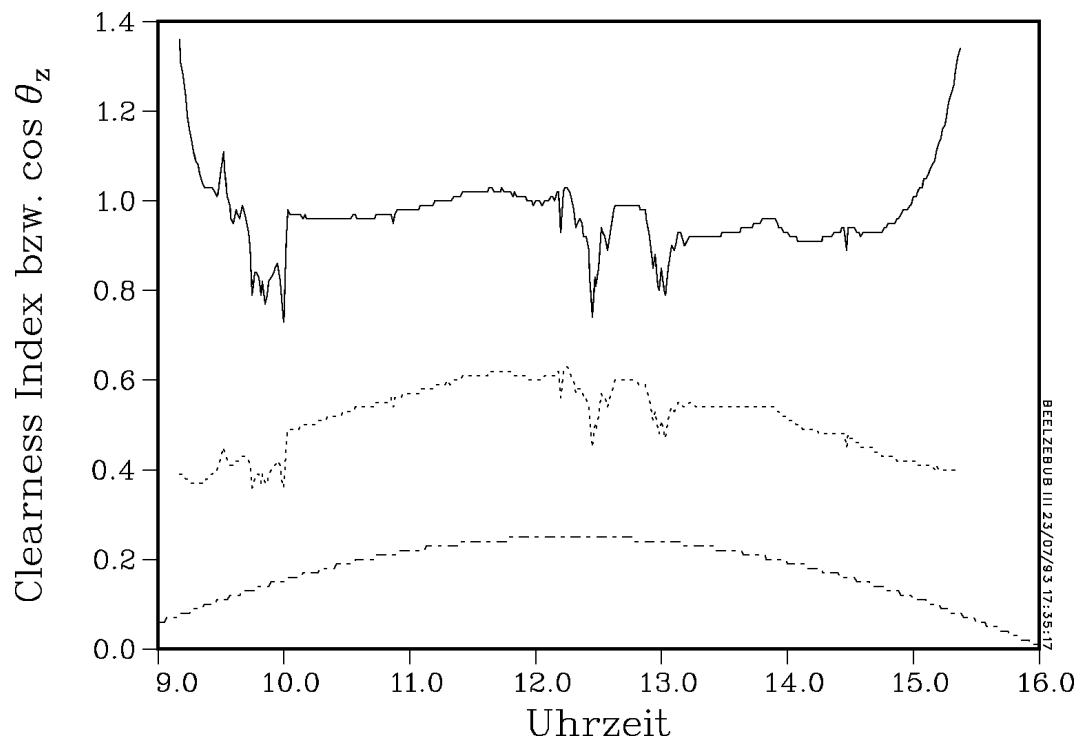


Abbildung 11: Die Tagesgänge verschieden definierter Clearness Indizes und der Tagesgang des Cosinus des Zenitwinkels θ_z an einem fast klaren Tag im Winterhalbjahr: $k_T^*(t)$ mit Modell 'Kasten' (—), $k_T(t)$ (extraterrestrisch, ···) und $\cos \theta_z$ (- · -). 1. Dezember 1992, MEZ, Modul 10.

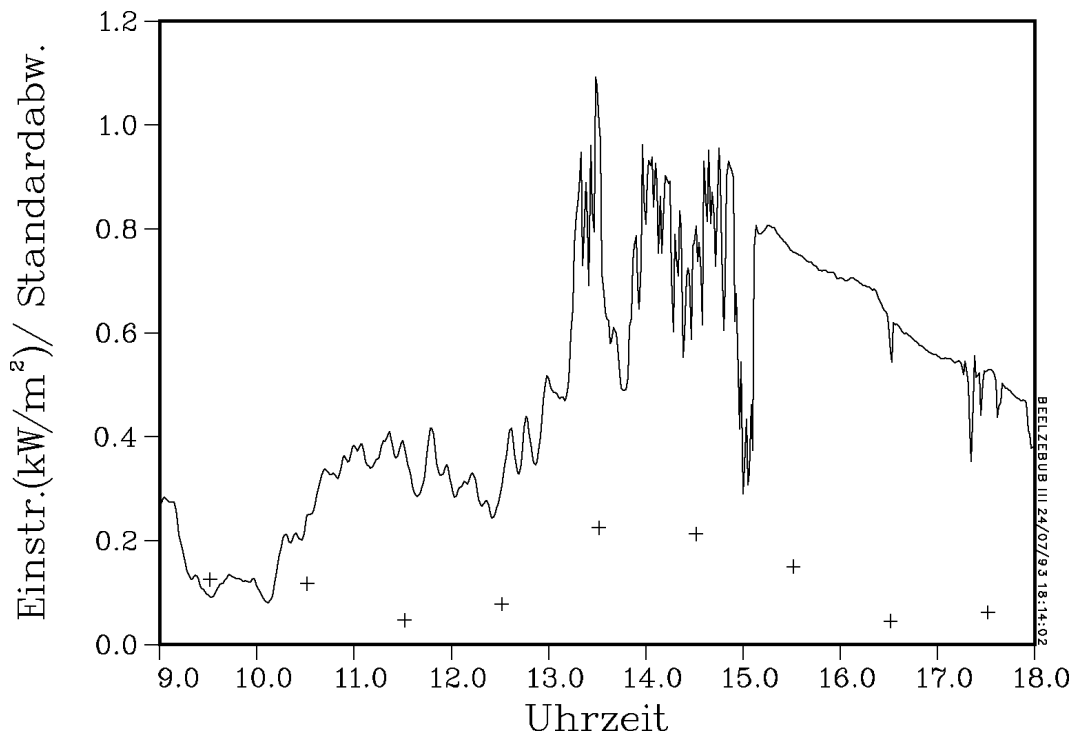


Abbildung 12: Tagesgang der Solarstrahlung (—) und die Standardabweichung $\sigma_{k_T^*}$ (+) am 2. Juli 1992. MESZ, Modul 6.

weichungen erreichen knapp 16 %, solange $\cos \theta_z > 0.4$ ist.

Im Intervall $0.4 > \cos \theta_z > 0.2$ nimmt der Trend deutlich zu. Ist $\cos \theta_z < 0.2$, werden sowohl 'Hottel' als auch 'Kasten' unbrauchbar, weil die Modelle die Dämmerung nur unzureichend beschreiben.

Bei der Umrechnung der Zeitreihen nach Gleichung (11) in Verbindung mit dem Modell von [Kasten 1983] unterscheiden sich die Stundenmittel \bar{k}_T^* im Intervall $\cos \theta_z > 0.4$ bzw. $\theta_z < 65^\circ$ also nur geringfügig (bei klarem Himmel). Daher wenden wir auf die Stunden, die wir in die Auswertung einbeziehen wollen, im Sommerhalbjahr genau dieses Kriterium an (siehe dazu auch Tabelle 5 in Kapitel 5).

Im Winterhalbjahr setzen wir die Grenze bei $\cos \theta_z > 0.2$ bzw. $\theta_z < 80^\circ$. Abbildung 11 zeigt für einen weitgehend klaren Tag, daß $k_T^*(t)$ in Verbindung mit dem Modell 'Kasten' in diesem Bereich fast trendfrei ist. Ist $\cos \theta_z < 0.2$, so versagen auch hier die Modelle.

Der Vergleich der Abbildungen 9 und 11 zeigt, daß das Modell 'Kasten' anders als der extraterrestrische Ansatz, in Bezug auf die täglichen Maxima kaum einen jahreszeitlichen Trend aufweist.

Der Vergleich von Abbildung 12 mit Abbildung 13 zeigt anhand der Nachmittagsstunden den Effekt der Umrechnung von den gemessenen Zeitreihen $G(t)$ auf trendfreie $k_T^*(t)$ -Zeitreihen mit dem Modell von [Kasten 1983].

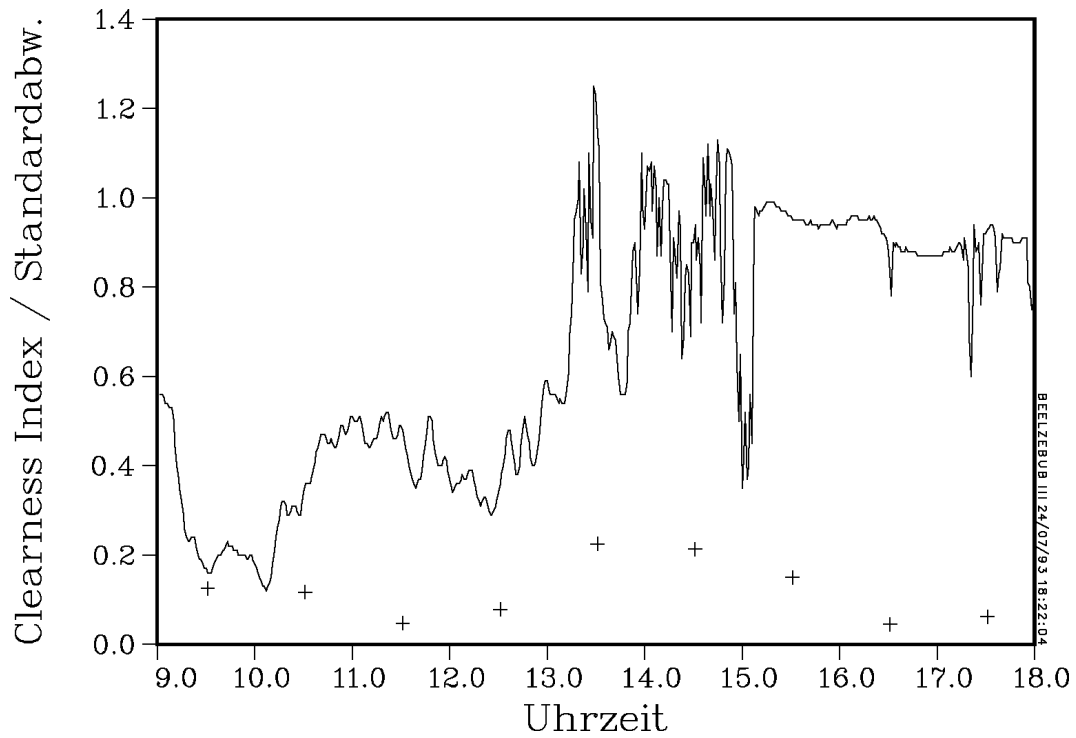


Abbildung 13: Tagesgang der $k_T^*(t)$ -Werte (—) und die Standardabweichung $\sigma_{k_T^*}^*$ (+) der Stundenmittel \bar{k}_T^* , gleicher Zeitraum wie in Abbildung 12. MESZ, Modul 6.

Auswahl interessanter Stunden

Interessant sind für unsere Auswertungen die Stunden mit starken und schnellen Fluktuationen. Für deren Amplitude ist die Standardabweichung $\sigma_{k_T^*}$ ein Maß, denn sie gibt die Streuung der Zeitreihe um ihren Mittelwert wieder. Daher berechnen wir zu jeder Stunde, für die Sekundendaten vorhanden sind, den Mittelwert \bar{k}_T^* und die Standardabweichung $\sigma_{k_T^*}$.

Eine qualitative Analyse unserer Daten hat ergeben, daß in Zeitreihen von Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ nicht nur auf hohe Amplituden, sondern auch auf eine komplexe Zeitstruktur der Fluktuationen geschlossen werden kann. Abbildung 13 zeigt als Beispiel einen Tag mit Stunden unterschiedlicher Standardabweichung: Zwischen 13 Uhr und 15 Uhr treten schnelle Übergänge zwischen hohen Clearness Indizes $k_T^* > 1.0$ und niedrigeren Clearness Indizes $k_T^* < 0.8$ auf. Für die Darstellung wurden Minutenmittelwerte aufgetragen, die Sekundenwerte können auch Werte unter $k_T^* < 0.7$ annehmen. Die Standardabweichung, berechnet aus den Sekundenwerten, liegt über 0.2.

Die Ursache solcher schnellen Einstrahlungsfluktuationen ist in der Bewölkung zu sehen. Zwischen 9 Uhr und 13 Uhr war eine geschlossene Wolkendecke vorhanden, bei der langsame und meist schwache Fluktuationen durch Änderung der Transmission der Wolkenschicht verursacht wurden. Gegen 13 Uhr lockerte die Bewölkung auf, so daß die Standorte zeitweise bewölkt und zeitweise unbewölkt waren.

Für unsere Auswertungen, z.B. im Hinblick auf das in Kapitel 6 zu testende Wolkenmodell, sind die Stunden mit aufgelockerter Bewölkung die interessantesten. Das Kriterium $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ ist zur Auswahl solcher Stunden geeignet. Es sagt aber nichts aus über die Zeitstruktur. Untersuchungen dazu folgen in den Kapiteln 4 und 5.

Umrechnung der Zeitreihen in Binär-Zeitreihen

[Suehrcke/McCormick 1988] haben erstmals darauf hingewiesen, daß die Verteilung der Clearness Indizes bei Messungen mit Auflösung im Substundenbereich bimodal ist. Damit lassen sich für Stunden mit großer Standardabweichung $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ die Sekundenwerte des Clearness Index in eine binäre Zeitreihe $z(t)$ mit den Zustände ‘bewölkt’ $\mapsto z(t) = 0$ und ‘klar’ $\mapsto z(t) = 1$ überführen. Durch eine solche Transformation gelingt es, Aufschluß über Wolkenfeldstrukturen zu erhalten (siehe Kapitel 4).

Dazu ist es notwendig, eine Grenze zwischen den beiden Zuständen anzugeben. Im Abschnitt 4.1 zeigt sich, daß der Wert $k_T^* = 0.7$ geeignet ist, die beiden Zustände zu trennen: Er liegt als Minimum zwischen den beiden Moden der Verteilung der Clearness Indizes. Abbildung 14 verdeutlicht die Wahl der Grenze anhand eines Tagesganges. Zu erkennen ist der Wechsel der Zeitreihe zwischen den beiden Niveaus.

Die Binärisierung kann durch folgende Zuordnungsvorschrift angegeben werden:

$$\begin{aligned} k_T^*(t) &\longrightarrow z(t) & (16) \\ k_T^*(t) &\longmapsto 0 & \forall k_T^*(t) < 0.7 \end{aligned}$$

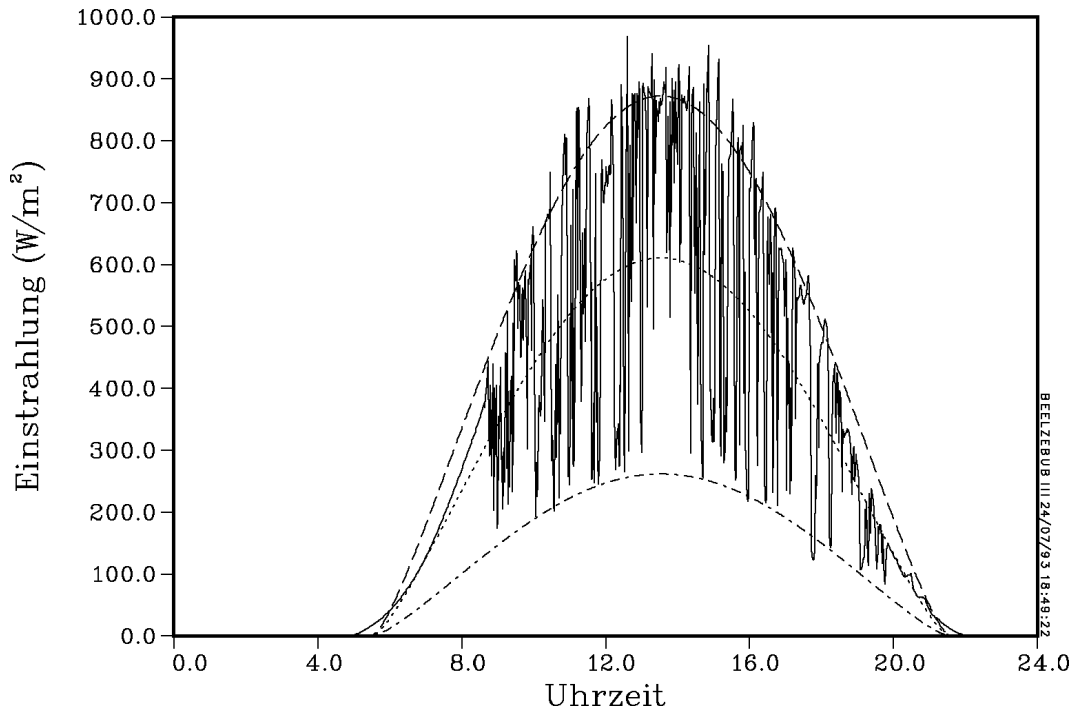


Abbildung 14: **Gegenüberstellung eines gemessenen Tagesganges (Minutenmittel) und Irradianzkurven, die festen k_T^* entsprechen:** Panel 1 (—), $k_T^* = 1$ (---), $k_T^* = 0.7$ (···) und $k_T^* = 0.3$ (-·-). Der Schwellwert $k_T^* = 0.7$ trennt die Zustände ‘bewölkt’ und ‘klar’ voneinander. 6. Juli 1992, MESZ.

$$k_T^*(t) \mapsto 1 \quad \forall k_T^*(t) \geq 0.7 .$$

3.3 Ermittlung des Wolkenzugvektors

Die Auswertung der Kreuzkovarianz-Koeffizientenfunktionen (KKF) $R_{xy}(\tau)$ nach Gleichung (9) dient uns nicht in erster Linie zur Strukturuntersuchung des Wolkenfeldes. Mit ihnen gewinnen wir den Wolkenzugvektor, also Richtung und Geschwindigkeit der Wolkendrift, die für andere Analysewerkzeuge wichtig sind. Der Wolkenzugvektor läßt sich aus den Zeitversätzen τ_{max} bestimmen, bei denen die $R_{xy}(\tau)$ der Meßstandorte maximal werden.

Zunächst veranschaulichen wir das Prinzip des Verfahrens anhand eines Beispiels. Danach wird gezeigt, wie die Implementierung auf dem Computer erfolgt. Schließlich folgt ein Test der Ergebnisse, der auf unabhängig gewonnen Datensätzen basiert.

Starres Wolkenfeld

Grundlage ist die Annahme eines starren Wolkenfeldes, das über die Meßanordnung hinweg zieht, so daß zeitliche Differenzen als räumliche (parallel zum Wolkenzug)

x	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
y															
1	00	03	00	01	-06	05	-07	-05	00	04	-07	-04	01	02	-06
2		00	-04	-02	-10	00	-11	-08	-04	-01	-10	-08	-04	-03	-11
3			00	02	-06	05	-07	-04	00	04	-07	-04	01	02	-06
4				00	-08	03	-08	-06	-01	02	-08	-06	-02	01	-08
5					00	12	-01	02	07	10	00	02	07	09	00
6						00	-11	-08	-03	00	-12	-08	-03	-03	-10
7						11	00	03	07	11	00	03	08	08	00
8						08		00	04	07	-02	00	04	05	-03
9						03			00	03	-07	-04	00	01	-07
10						00				00	-11	-07	-03	-03	-10
11						12					00	03	07	08	00
12						08						00	04	05	-03
13						03							00	00	-07
14						03								00	-07
15						10									00

Abbildung 15: **Ergebnis der Kreuzkorrelationsanalyse für den 6. Juli 1992, 10 – 11 Uhr.** Gezeigt werden die Zeitversätze τ_{max} (in Sekunden), bei denen zwischen den Panelen x und y maximale Korrelation auftritt. Wegen der Identität $R_{xy}(\tau) = R_{yx}(-\tau)$ ist im wesentlichen nur die halbe Matrix dargestellt.

aufgefaßt werden können und umgekehrt [Steinberger-Willms 1992]. Damit erwartet man die höchsten Korrelationswerte für Standorte, die hintereinander in Wolkenzugrichtung liegen. Im Idealfall wäre $R_{xy}(\tau_{max}) = 1$. Quer zum Wolkenzug sollte es Standortpaare mit $\tau_{max} = 0$ s geben, die also gleichzeitig von den Wolken erreicht werden. Dieser Ansatz ist analog zu den *frozen turbulences* in Windfeldern (Taylor-Hypothese, siehe z.B. [Fordham 1985]).

Wolkenzuggeschwindigkeit und -richtung werden als Stundenmittel bestimmt. Eine Kalibrierung der dazu verwendeten Sekundenwertreihen der Einstrahlung ist nicht nötig, da die KKF nur die Form der zu vergleichenden Kurven erfaßt, aber keine absoluten Werte.

Es werden die KKF jedes Meßpunktes mit allen anderen berechnet. Unter Beachtung der Identität $R_{xy}(\tau) = R_{yx}(-\tau)$ und Vernachlässigung der Fälle $x = y$ bleiben bei 15 Modulen 55 KKF zu bestimmen.

Beispiel

Unser Beispiel ist der 6. Juli 1992, 11 – 12 Uhr. Abbildung 15 zeigt als Ergebnis der KKF-Rechnungen zunächst die Matrix der Zeitversätze τ_{max} . Die Darstellung ist so gewählt, daß deutlich wird, daß alle Zeitversätze gegen Panel 6 positiv oder gleich Null sind. Aus Abbildung 16 geht hervor, daß Panel 6 das östlichste ist; es herrschte also Wind aus westlicher Richtung.

Parallel zum Wolkenzug

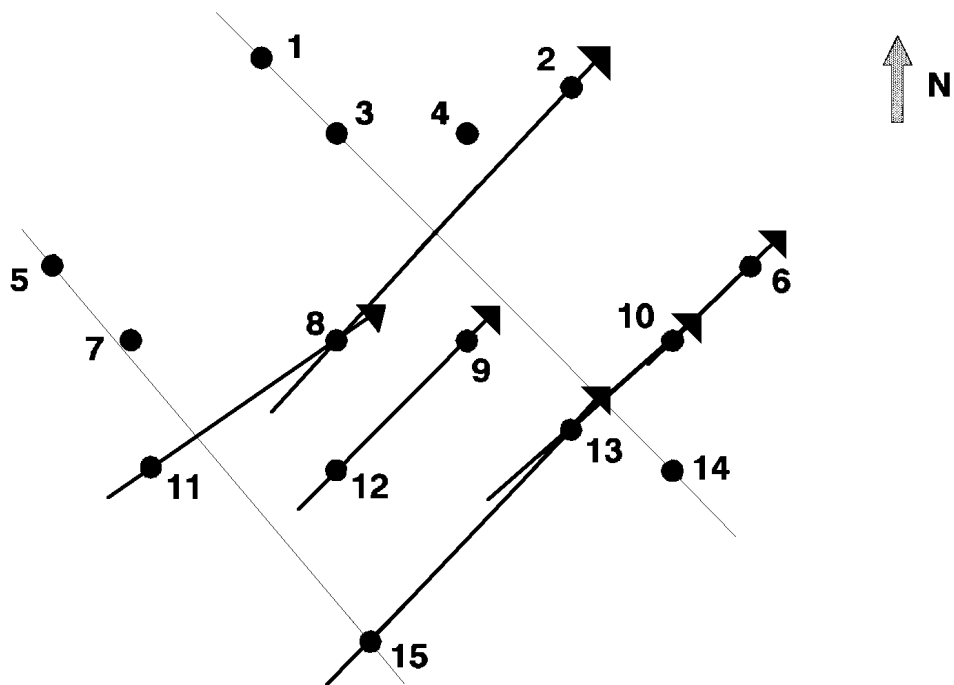


Abbildung 16: **Bestimmung der Wolkenzugrichtung** anhand der Standortpaare mit höchster Korrelation (Pfeile) und der 'Linien gleicher Zeit' (—). Zu den Positionen der Module vergleiche Abbildung 2.

Analog zu Abbildung 15 gibt es eine zweite Matrix, die die $R_{xy}(\tau_{max})$ enthält. Auf ihre Darstellung verzichten wir hier der Übersichtlichkeit halber und geben nur diejenigen $R_{xy}(\tau_{max})$ an, die größer oder gleich 0.990 sind:

$$\frac{R_{2,8}}{0.991} \quad \left| \quad \frac{R_{8,11}}{0.991} \right. \quad \frac{R_{9,12}}{0.995}$$

$$\frac{R_{6,10}}{0.995} \quad \left| \quad \frac{R_{6,13}}{0.993} \right. \quad \left| \quad \frac{R_{10,13}}{0.998} \right. \quad \left. \frac{R_{13,15}}{0.990} \right.$$

Diese Standortpaare sind in Abbildung 16 durch Pfeile verbunden, da wir schon wissen, daß westlicher Wind herrschte. Als genauere Information erhalten wir nun eine Wolkenzugrichtung von etwa 45° gegen Nord.

Quer zum Wolkenzug

Abbildung 15 wird für die τ_{max} analog ausgewertet. In Abbildung 16 lassen sich Modulpaare bzw. -gruppen mit $\tau_{max} = 0$ s durch ‘Linien gleicher Zeit’ verbinden, die senkrecht auf der oben abgeschätzten Wolkenzugrichtung stehen sollten.

Es ergibt sich eine ‘Linie gleicher Zeit’, die etwa die Standorte 1 und 14 schneidet, und eine zweite, die die Module 5 und 15 verbindet. Der Vergleich mit der festgestellten Wolkenzugrichtung weist auf ein konsistentes Ergebnis hin.

Obwohl alle Standortpaare auf einer ‘Linie gleicher Zeit’ denselben Zeitversatz $\tau_{max} = 0$ s haben sollten, ist dies für das Modulpaar 5 und 7 nicht gegeben ($\tau_{max} = 1$ s). Der Grund wird aus Abbildung 17 ersichtlich. Die KKF verlaufen um ihre Maxima zum Teil sehr flach. $R_{5,7}$ hat zwar ihr Maximum bei $\tau = 1$ mit 0.971. Der Wert für $\tau = 0$ liegt jedoch um nur 0.001 darunter.

Auch hohe Geschwindigkeiten der Wolken können im Zusammenhang mit den geringen Abständen der Module zu Problemen führen. Aus der τ_{max} -Matrix in Abbildung 15 folgt zum Beispiel, daß die Module 6 und 10 ‘zeitgleich’ sind, obwohl sie nach dem bisher gesehenen hintereinander bezüglich der Wolkendrift liegen. Hier zeigen sich also Unstimmigkeiten.

Wolkengeschwindigkeit

Der Betrag v des Wolkenzugvektors wird anhand der Formel

$$v = \frac{d}{\tau_{max}}$$

bestimmt, wobei d der Abstand von Modulpaaren ist, die (ungefähr) in Wolkenzugrichtung liegen. Dabei ergibt sich für unser Beispiel ein Intervall $v = 13 \dots 36$ m/s. Diejenigen Werte die auf den größten räumlichen und zeitlichen Abständen basieren, können als am verlässlichsten angesehen werden, da die relativen Fehler geringer werden. Dies sind hier $R_{6,15}$ (175 m) und $R_{2,11}$ (185 m), die $v = 17.5$ m/s bzw. 18.5 m/s ergeben. In beide Werte geht der gleiche Zeitversatz $\tau_{max} = 10$ s

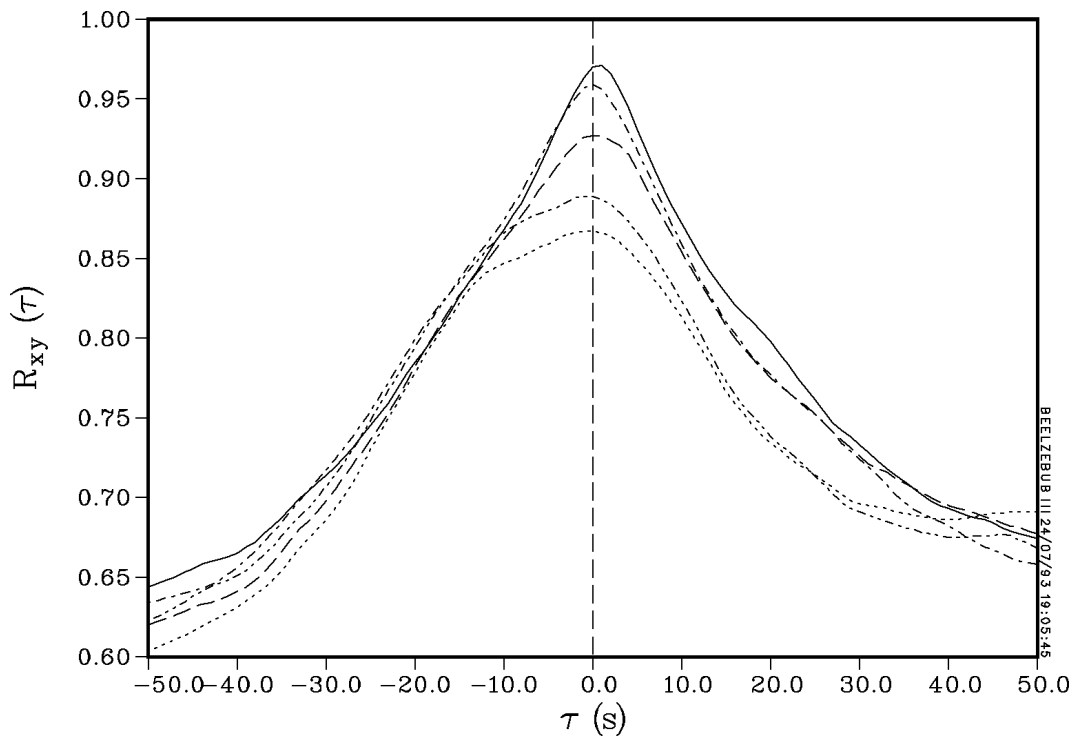


Abbildung 17: Verlauf der Kreuzkovarianz-Koeffizientenfunktion $R_{5,7}$ (—), d.h. Modul 7 relativ zu Modul 5, $R_{5,11}$ (---), $R_{5,15}$ (···), $R_{7,11}$ (- · -), $R_{7,15}$ (- · · -), 6. Juli 1992, 10 - 11 Uhr.

ein. Daraus läßt sich eine Unsicherheit von 10 % für die τ_{max} bzw. für das Mittel $v = 18 \text{ m/s}$ ableiten.

Das Verfahren ‘per Hand’ ist aufwendig und kann, wie gesehen, mit Unstimmigkeiten verbunden sein.

Numerisches Verfahren

Der numerische Ansatz ist, den Wolkenzugvektor mit einem *least square fit* zu rekonstruieren.

Die Berechnung erfolgt iterativ, bis eine gewünschte Fehlerschwelle unterschritten wird. Die Fehlerbestimmung orientiert sich am Unterschied zwischen den realen τ_{max} und den aus der aktuellen Schätzung von $v = (v_x, v_y)$ berechneten Werten anhand der Funktion

$$f(v_x, v_y) = \sqrt{\frac{1}{15} \left(\sum_{i=1}^{15} \frac{v_x r_x^i + v_y r_y^i}{v_x^2 + v_y^2} - \tau_{max}^i \right)^2}.$$

Dabei sind (r_x^i, r_y^i) die räumlichen und τ_{max}^i die zeitlichen Abstände zu Panel 6.

Die Optimierung erfolgt mit der IMSL¹⁴-Routine UMPOL, die mit einem Simplex-Verfahren arbeitet, das eine vom Benutzer vorgegebene Funktion minimiert. Als Anfangsschätzung für die x- und y-Komponenten von v werden die Zeitversätze von je einem Modulpaar in Ost-West- bzw. Nord-Süd-Richtung verwendet.

Unser Beispiel ergibt sich $v = 17.5 \text{ m/s}$, was in guter Übereinstimmung mit den obigen Werten ist. Als Richtung resultiert 60° gegen Nord. Das entspricht etwa der Verbindungslinie zwischen den Modulen 6 und 12 und unterscheidet sich vom Ergebnis ‘per Hand’.

Der Grund ist, daß die Geometrie des Meßaufbaus (Abbildung 2) bestimmte Vorzugsrichtungen für die Wolkenzugrichtung ‘erzwingt’, z.B. 45° gegen Nord. In solchen Richtungen liegen viele Module nahe beieinander, so daß sich hohe Werte für $R_{xy}(\tau_{max})$ ergeben. Wenn die tatsächliche Driftrichtung *etwa* einer der Vorzugsrichtungen entspricht, so ermittelt man ‘per Hand’ genau diese. Und zwar, weil es in der tatsächlichen Richtung keine nahen Modulpaare gibt und die Annahme eines starren Wolkenfeldes, aus der $R_{xy}(\tau_{max}) = 1$ für die tatsächliche Wolkenzugrichtung folgt, eben nicht streng gilt, sondern mit dem Abstand sinkt.

Vergleich mit Messungen ‘am Boden’

Um die Ergebnisse unabhängig abzusichern, verwenden wir ‘am Boden’ gemessene Windgeschwindigkeits-Zeitreihen. Sie entstammen den Meteorologiedatensätzen, aus denen wir auch die Einstrahlungsdaten zur Kalibrierung entnehmen (siehe Kapitel 2.2). Seit Mitte Mai finden zusätzlich Messungen der Windrichtung statt. Die Winddaten werden an einem Masten in 34 m Höhe als Minutenmittel gemessen.

¹⁴International Mathematics Standard Library.

Die Geschwindigkeitswerte seit Dezember 1992 haben sich jedoch als fehlerhaft erwiesen. Oft mehrmals pro Stunde treten Ausreißer bis über 100 m/s auf. Deshalb nehmen wir Werte über 15 m/s grundsätzlich aus der Stundenmittelung heraus unter der Annahme, daß die niedrigeren Werte fehlerfrei sind.

Die Windmessungen erfolgen in stark gestörtem Gelände. Bäume und ein Gebäude in unmittelbarer Nähe des Meßmasten legen es nahe, von einer 'effektiven' Höhe von 27 m auszugehen [Beyer 1985]. Als Rauigkeitslänge des Terrains z_0 wird 1 – 2 m angegeben.

Geostrophischer Wind

Mit Hilfe der 'Boden'-Werte läßt sich der sogenannte geostrophische Wind abschätzen. Er herrscht in Höhen, in denen Reibung mit der Erdoberfläche keine Rolle mehr spielt. Wir nehmen im folgenden an, daß der geostrophische Wind und der Wolkenzugvektor antiparallel sind.

Auf Grund der Reibung und damit Verzögerung des Windes in der atmosphärischen Grenzschicht unterscheiden sich sowohl Windgeschwindigkeit als auch -richtung in Bodennähe und in Wolkenhöhe [Möller 1973]. Nach dem [Wind Atlas 1989] gilt für die geostrophische Windgeschwindigkeit

$$G = \frac{u_*}{\kappa} \sqrt{\left(\ln\left(\frac{u_*}{f z_0}\right) - A\right)^2 + B^2}, \quad (17)$$

wobei $\kappa = 0.4$ die von-Kármán-Konstante, $f \approx 1.1 \cdot 10^{-4} s^{-1}$ [Möller 1973] der Coriolisparameter und $A = 1.8$ und $B = 4.5$ empirische Konstanten sind. $z_0 \approx 1..2 m$ ist die Rauigkeitslänge. Mit der Windgeschwindigkeit $u(z)$ in der Meßhöhe $z = 27 m$ wird

$$u_* = \frac{u(z)}{\kappa} \ln \frac{z_0}{z}.$$

Der Winkel zwischen bodennaher und geostrophischer Windrichtung ist

$$\alpha = \arcsin \frac{B u_*}{\kappa G}. \quad (18)$$

α (in Grad) muß zur Windrichtung am Boden (in Grad gegen Nord) addiert werden [Möller 1973].

Für das Beispiel vom 6. Juli 1992 ergibt sich $G = 18..21.5 m/s$. Das stimmt mit den obigen Werten gut überein. (Für die Windrichtung gibt es, wie schon gesagt, in diesem Zeitraum noch keine Daten.)

Probleme

Bei der Auswertung von größeren Zeiträumen zeigt sich, daß die aus den Meßmast-Daten gewonnen Werte G häufig um etwa einen Faktor 2 größer sind als v aus den Rechnungen mit UMPOL. Gewisse Unterschiede zwischen v und G sind im allgemeinen zu erwarten, da in die Gleichung (17) Annahmen über die Schichtung der

unteren Atmosphäre eingehen [Wind Atlas 1989]. Abweichungen in der Größenordnung von 100 % sind jedoch nicht plausibel.

Die Auswertung der τ_{max} - und $R_{xy}(\tau_{max})$ -Matrizen ‘per Hand’ zeigt in diesen Fällen, daß es zwischen den beiden Meßkarten für die Datenerfassung (siehe Abbildung 3) einen ‘Zeitversatz’ von etwa 10 s gibt, der den Wolkenzug über das Netz der Panele langsamer erscheinen läßt. Solange nur zwischen den Modulen der ersten Karte, also 1 bis 8, bzw. der zweiten verglichen wird, ergeben sich Geschwindigkeiten $v \approx G$.

Auf Grund der meist größeren Abstände zwischen Paaren von Modulen, die nicht beide an die gleiche Meßkarte angeschlossen sind (siehe Abbildung 2), fallen die falschen, zu großen Zeitversätze τ_{max} bei den UMPOL-Berechnungen stark ins Gewicht und drücken v auf einen ihnen entsprechenden, niedrigen Wert.

Es läßt sich keine Systematik erkennen, die diesen Fehler begründet. Ob er an den Karten selbst entsteht oder durch das Datenerfassungsprogramm, haben wir nicht feststellen können.

Stunden, in denen dieses Problem auftritt, werten wir nach den beiden Meßkarten getrennt aus. Die Erkennung dieses Fehlers im Einzelfall ist auch wichtig für die Rampenanalyse (Mittelung über Zeitreihen verschiedener Standorte, siehe dazu den nächsten Abschnitt) und bei der Bestimmung der bedingten Wahrscheinlichkeiten, daß sich zwei Standorte gleichzeitig in verschiedenen Bewölkungszuständen befinden (Kapitel 4.4).

Anwendungen

Die Ergebnisse, die mit den in diesem Abschnitt beschriebenen Verfahren gewonnen werden, sind vor allem wichtig für die Analyse von Verweildauern (Kapitel 4.3). Außerdem wird der Wolkenzugvektor benötigt für die Auswertung von Wolkenfotografien im Zusammenhang mit der Erzeugung synthetisierter Einstrahlungszeitreihen ([Popławska/Wieting 1993], siehe Kapitel 6.1).

3.4 Rampenanalyse

In diesem Abschnitt werden die als Sekundenmittelwerte vorliegenden Einstrahlungszeitreihen $G(t_i)$ im Hinblick auf einzelne Fluktuationsereignisse ausgewertet. Es wird untersucht, wie häufig ein Anstieg bzw. Abfall der eingestrahelten Leistung um z.B. 400 W/m^2 innerhalb von 5 Sekunden auftritt. Dazu bedarf es einer Methode, die die einzelnen Zeitschritte sinnvoll verkettet. Solche Ketten von Bestrahlungsstärkegradienten werden im weiteren Rampen genannt.

Die Rampenanalyse bietet die Möglichkeit, einen quantitativen Überblick über Stärke und Häufigkeit von Kurzzeitfluktuationen in beliebigen Zeiträumen zu erhalten. So können, zum Beispiel, alle Stunden 12 – 13 Uhr im Zeitraum Juli 1992 in einer Grafik erfaßt werden. Entscheidend ist das Auftreten hoher Rampen von extrem kurzer Dauer.

Außerdem lassen sich Glättungseffekte durch räumliche Mittelung über mehrere Standorte deutlich machen: Erwartet wird, daß hohe, extrem kurze Rampen nicht mehr auftreten.

Insofern ist die Rampenanalyse geeignet, für die Untersuchung elektrischer Netzwerke wichtige Fragen zu bearbeiten (siehe Kapitel 1).

Auswertungsalgorithmus

Die an sich kontinuierliche Zeitreihe wird mit unseren Sekundendaten durch einzelne Geradenstücke zwischen $G(t_i)$ und $G(t_{i+1})$ approximiert. Zu einer Rampe werden aufeinanderfolgende Bestrahlungsstärkedifferenzen gleichen Vorzeichens zusammengefaßt, die größer als ein Schwellwert G_Δ sind. Eine Rampe, die von t_k bis t_l dauert, erfüllt für jeden Zeitschritt t_i mit $k < i \leq l$ die Kriterien:

1. $|\Delta G(t_i)| = |G(t_i) - G(t_{i-1})| > G_\Delta$
2. $\text{sign}\Delta G(t_i) = \text{sign}\Delta G(t_{i-1})$

Durch einen *einzelnen* Ausreißer (kleiner oder gleich G_Δ , mit beliebigem Vorzeichen) wird die Rampe jedoch nicht unterbrochen.

Eine Rampe ist dann definiert durch ihre

$$\begin{aligned} \text{Höhe} & : \Delta G_{\text{Rampe}} = G(t_l) - G(t_k) \\ \text{und} & \\ \text{Dauer} & : T_{\text{Rampe}} = t_l - t_k . \end{aligned}$$

Ein Verfahren dieser Art wurde erstmals von [Beyer u.a. 1991] angewandt. Allerdings enthielt der dort vorgeschlagene Algorithmus noch weitere Verkettungsbedingungen, die nicht unbedingt notwendig sind.

Abbildung 18 zeigt als Beispiel einen Ausschnitt aus einer Zeitreihe und die dazugehörigen Rampen. Der Schwellwert ist $G_\Delta = 2 \text{ W/m}^2$. Innerhalb des 30-Sekunden-Intervalls werden 8 Rampen gezählt. Die letzte Rampe (Höhe: circa 200 W/m^2 , Dauer: 5 Sekunden) ist aus 4 Einzelereignissen mit $\Delta G > G_\Delta$ zusammengesetzt sowie einer Differenz, die kleiner als G_Δ ist. Die kleine Differenz gilt als einzelne Ausreißerin. Die fünfte und sechste Rampe werden nicht verbunden, da zwischen ihnen *zwei* Ausreißer liegen. Die zweite Rampe wird nicht mit der dritten und fünften verbunden, weil die Vorzeichen der Differenzen verschieden sind.

Die Rampen werden nach ihrer Dauer und Höhe in Klassen eingeteilt ($0, 1, \dots, 17, \geq 18 \text{ s}$ bzw. $0 - 40, 41 - 80, \dots, 761 - 800 \text{ W/m}^2$) und gezählt. Das Ergebnis sind Matrizen bzw. entsprechende Grafiken wie Abbildung 19. Im dort analysierten Zeitraum treten Bestrahlungsstärkeänderungen bis zu 520 W/m^2 in 4 Sekunden auf.

Schwellwert und Zahl der zulässigen Ausreißer

Eine Änderung des Schwellwerts auf $G_\Delta = 5 \text{ W/m}^2$ beeinflusst die Zahl der in Abbildung 18 auftretenden Rampen nicht. Allgemein bewirkt eine Erhöhung der Schwelle, daß Rampen zu kürzeren Dauern mit geringerer Höhe verschoben werden, da kleine Differenzen nicht angefügt werden. Kleinere Rampen verschwinden.

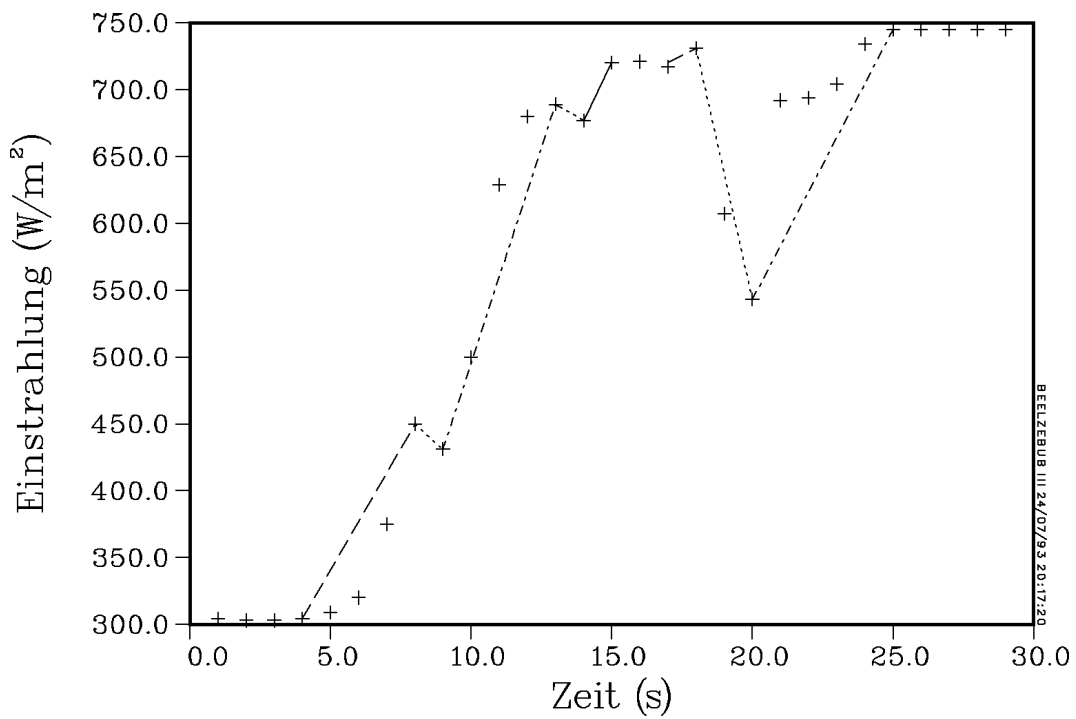


Abbildung 18: **Vergleich eines Ausschnitts aus einer Zeitreihe (+) und den dazugehörigen Rampen.** Es sind acht Rampen vorhanden, die durch unterschiedliche Linierung gekennzeichnet sind. 6. Juli 1992, 11:27 Uhr, Panel 1.

Eine Änderung der Zahl der Ausreißer, die zwischen zwei Rampen gleichen Vorzeichens eingefügt werden dürfen, bewirkt ebenfalls Änderungen von Anzahl und Höhe der Rampen. Wenn keine Ausreißer berücksichtigt werden, zerfallen einzelne Rampen in mehrere niedrigere kürzerer Dauer. Werden demgegenüber aufeinanderfolgende Ausreißer zugelassen, dann werden häufiger mehrere Rampen zu einer hohen Rampe längerer Dauer verknüpft.

Bei unseren Auswertungen in Kapitel 5 benutzen wir die Schwelle $G_{\Delta} = 2 \text{ W/m}^2$ und lassen *einen* Ausreißer zu. Das Variieren dieser Parameter, z.B. eine Schwelle $G_{\Delta} = 10 \text{ W/m}^2$ und fünf zulässige Ausreißer, ändert das Rampen-‘Bild’ nicht wesentlich. Es ist nicht relevant, ob an hohe, kurze Rampen mehr oder weniger viele kleine angehängt werden dürfen, so daß noch etwas höhere Rampen mit längerer Dauer entstehen. Entscheidend ist die Existenz hoher Rampen im Zeitraum von wenigen Sekunden, die zu Regelungsproblemen führen können. Dabei können auch Bestrahlungsstärkeänderungen von mehreren hundert Watt pro Quadratmeter in einem Intervall von über 10 Sekunden noch kritisch sein.

Mittelungseffekte

Daher ist es wichtig, die über mehrere Standorte gemittelte Zeitreihen auf Glättungseffekte zu untersuchen, wie sie auf Grund der Analyse der räumlichen Struktur von Strahlungsfeldern mittels Daten im Minuten- bzw. 10-Sekunden-Bereich bekannt sind [Beyer u.a. 1989, Beyer u.a. 1991].

Abbildung 20 zeigt das Ergebnis einer Mittelung über alle 15 Standorte im Vergleich zu Abbildung 19. Der Unterschied ist deutlich: Hohe Rampen mit extrem kurzer Dauer treten nicht mehr auf. Teils werden sie zu längeren Dauern hin verschoben, teils schwächen sie sich gegenseitig dadurch ab, daß sich Differenzen mit verschiedenem Vorzeichen überlagern. Beide Effekte können in Abbildung 21 beim Vergleich der Zeitreihen von Einzelstandorten mit der räumlichen Mittelwertreihe mehrerer Standorte beobachtet werden.

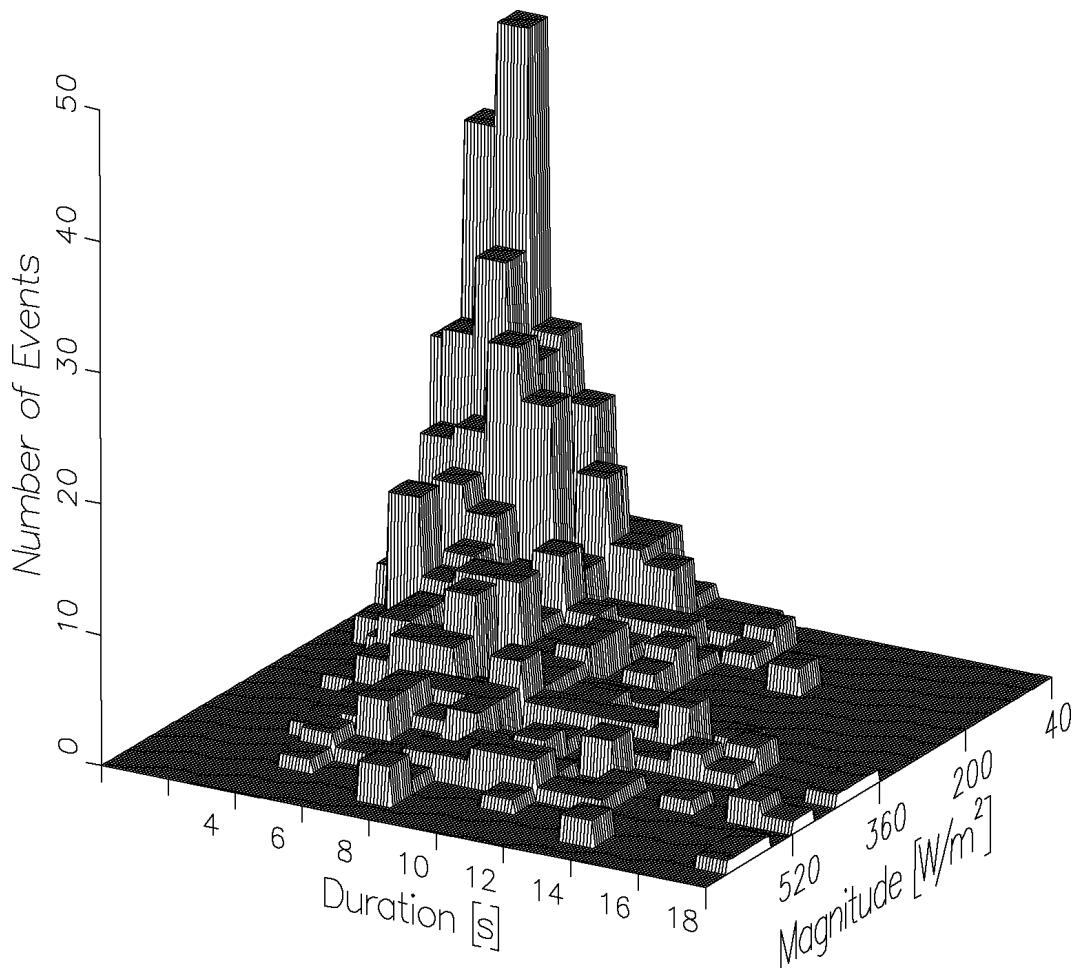


Abbildung 19: **Rampenhäufigkeitsverteilung eines Einzelstandortes**, 6. Juli 1992, 13 – 17 Uhr, Panel 1. $G_{\Delta} = 2 \text{ W/m}^2$, ein zulässiger Ausreißer. Rampen kleiner oder gleich 40 W/m^2 wurden nicht aufgenommen, da sie wegen ihrer großen Anzahl die Grafik dominieren würden (siehe auch Kapitel 5).

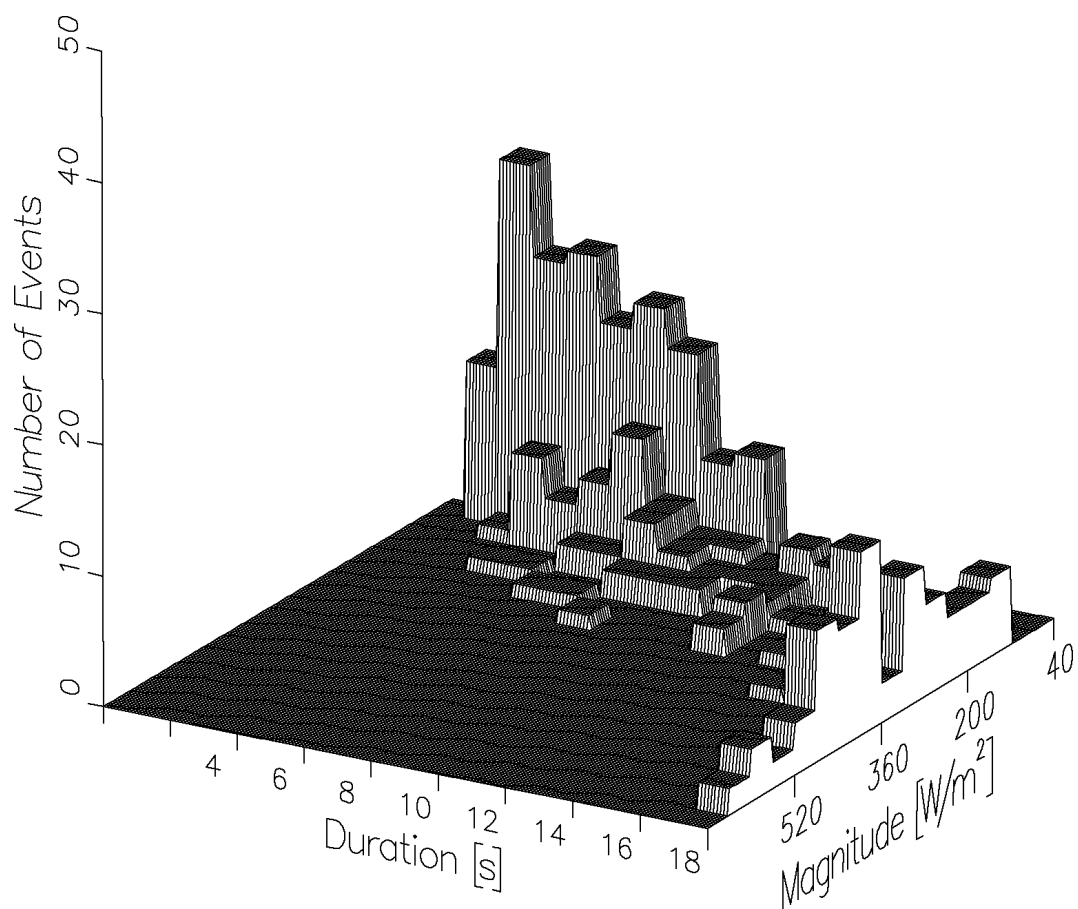


Abbildung 20: **Rampenhäufigkeitsverteilung des Mittels aller Standorte**, gleicher Zeitraum wie in Abbildung 19.

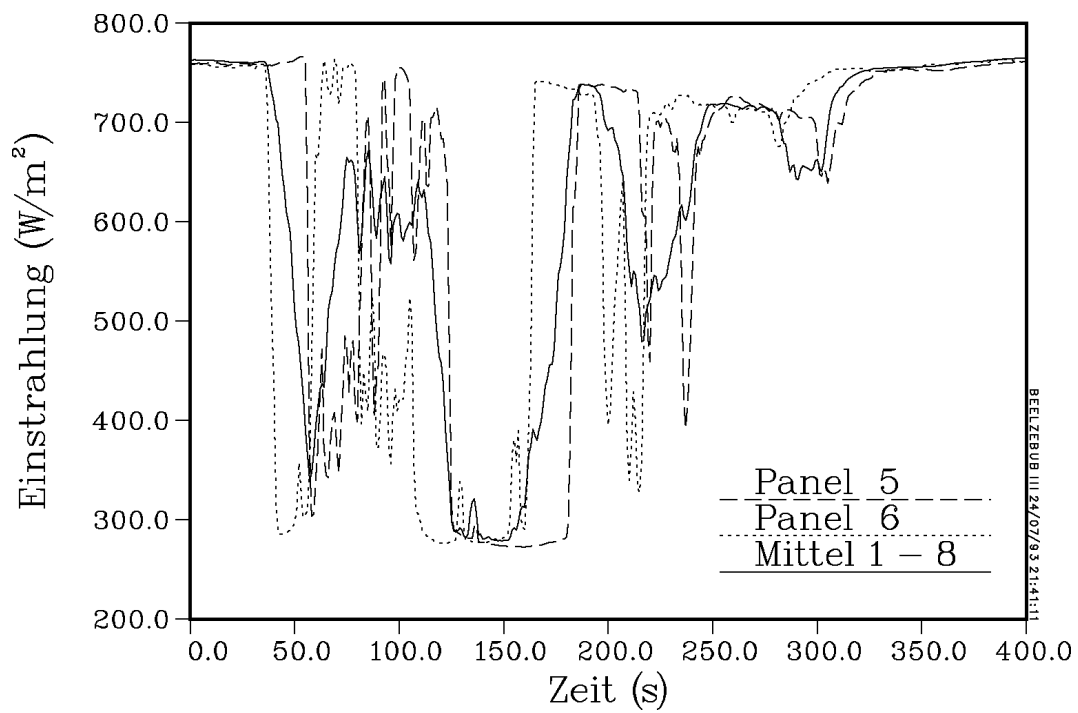


Abbildung 21: Vergleich der Zeitreihen zweier Einzelstandorte mit dem räumlichen Mittel mehrerer Standorte. 29. Mai 1992, 14:35 bis 14:42 Uhr.

4 Detailuntersuchungen

Dieses Kapitel beschäftigt sich mit der Untersuchung des Einstrahlungsfeldes bezüglich seiner allgemeinen zeitlichen und räumlichen Charakteristika.

Zunächst ermitteln wir die Verteilung der Clearness Indizes und versuchen, sie anhand von Beta-Funktionen wiederzugeben.

Im darauf folgenden Abschnitt beginnen wir, eine Beziehung zwischen der zeitlichen Struktur der Irradianzdaten und der räumlichen Struktur des Wolkenfeldes herzustellen. Dazu definieren wir den Bedeckungsgrad des Himmels und zeigen, wie diese Größe aus unseren Messungen gewonnen werden kann.

Danach, in Abschnitt 4.3, stellen wir vor, wie aus den Sprüngen der ‘bewölkt – unbewölkt’-Binär-Zeitreihen die Wolkenanzahl und die Wolkengrößen ermittelt werden können. Aus den Einstrahlungsdaten von *Einzelstandorten* können so indirekt räumliche Strukturen erschlossen werden.

Abschnitt 4.4 beschäftigt sich mit der Kreuzstatistik von Standortpaaren, Abschnitt 4.5 mit der Autokorrelationsanalyse.

In Abschnitt 4.6 werden zur Analyse der Kurzzeitfluktuationen Differenzzeitreihen gebildet und die Häufigkeitsverteilung dieser Differenzen untersucht.

Schließlich wird ermittelt, wie die Standardabweichungen des Clearness Index von Minuten- und Sekundenzeitreihen zusammenhängen. Dies ist wichtig, da an vielen Meßstationen nur minutenaufgelöste Daten aufgenommen werden.

4.1 Verteilung der Clearness Indizes

Neben ihrem Mittelwert und der Standardabweichung sind auch die Verteilungen der Clearness Indizes innerhalb einer Stunde von Interesse. [Skartveit/Olseth 1992] haben solche Verteilungen bereits für 5-Minuten-Werte eines Jahres untersucht, die an den Stationen Atlanta, San Antonio, Genf und Payerne gemessen wurden, und daraus ein Modell unter Verwendung von Beta-Funktionen entwickelt. Wir prüfen, ob dieses Modell auch auf unsere Sekundendaten anwendbar ist.

Das Modell von Skartveit und Olseth

[Skartveit/Olseth 1992] berechneten die $k_T^*(t)$ -Werte nach einem *clear sky*-Modell von [Davies/McKay 1982]. Aus diesen Daten wurden dann skalierte Clearness Indizes t_T wie folgt gebildet:

$$t_T(t) = \frac{k_T^*(t) - k_{T \min}^*}{k_{T \max}^* - k_{T \min}^*}. \quad (19)$$

Der Vorteil von skalierten Clearness Indizes ist, daß sie immer im Intervall [0,1] liegen und sich so Moden leichter vergleichen lassen. Der Wert $k_T^*(t) = 0.7$ wird dann ungefähr auf den Wert $t_T(t) = 0.5$ abgebildet.

[Skartveit/Olseth 1992] modellieren die Verteilung dieser skalierten Clearness Indizes durch Linearkombination zweier Beta-Verteilungen¹⁵:

$$p(t_T) = \frac{w}{\beta(a_1, b_1)} t_T^{a_1-1} (1-t_T)^{b_1-1} + \frac{1-w}{\beta(a_2, b_2)} t_T^{a_2-1} (1-t_T)^{b_2-1}. \quad (20)$$

β bezeichnet die Beta-Funktion. Bei Stunden mit bimodaler Verteilung des Clearness Index gibt der erste Summand von Gleichung (20) die Verteilung um die erste Mode an, die kleiner ist als 0.5, und der zweite Summand diejenige um die andere. Alle Parameter werden so auf andere Größen zurückgeführt, daß die Verteilung schließlich nur noch von Mittelwert \bar{k}_T^* und Standardabweichung $\sigma_{k_T^*}$ abhängig ist:

Die Gewichtung w der Linearkombination wird so gewählt, daß der vorgegebene Mittelwert \bar{k}_T^* reproduziert wird

$$w = \frac{\bar{t}_{T2} - \bar{t}_T}{\bar{t}_{T2} - \bar{t}_{T1}}.$$

Hierbei ist \bar{t}_{Ti} der Mittelwert der i -ten Teil-Verteilung aus Gleichung (20), \bar{t}_T der Mittelwert der gesamten Verteilung. Die Parameter a_i und b_i werden berechnet über¹⁶:

$$a_i = \frac{(\bar{t}_{Ti})^2 (1 - \bar{t}_{Ti})}{\sigma_i^2} - t_{Ti} \quad b_i = a_i \left(\frac{1}{\bar{t}_{Ti}} - 1 \right) \quad i = 1, 2$$

Die Mittelwerte \bar{t}_{Ti} werden von [Skartveit/Olseth 1992] so parametrisiert, daß die Häufigkeitsverteilungen die Datensätze möglichst genau reproduzieren:

$$\begin{aligned} \bar{t}_{T1} &= \bar{t}_T (0.01 + 0.98 \exp(-60 \sigma_{t_T}^{3.3})) \\ \bar{t}_{T2} &= (\bar{t}_T - 1) (0.01 + 0.98 \exp(-11 \sigma_{t_T}^2)) + 1. \end{aligned}$$

Die Werte σ_i werden als konstant angenommen, $\sigma_1 = 0.118$ und $\sigma_2 = 0.077$. σ_{t_T} ergibt sich direkt aus $\sigma_{k_T^*}$:

$$\sigma_{t_T} = \frac{\sigma_{k_T^*}}{k_{T \max}^* - k_{T \min}^*}. \quad (21)$$

Auch der maximal und der minimal erreichte Clearness Index werden parametrisiert:

$$\begin{aligned} k_{T \min}^* &= (\bar{k}_T^* - 0.03) \exp(-11 \sigma_{k_T^*}^{1.4}) - 0.09, \\ k_{T \max}^* &= (\bar{k}_T^* - 1.50) \exp(-9 \sigma_{k_T^*}^{1.3}) + 1.5. \end{aligned}$$

¹⁵Siehe hierzu auch [Rüger 1993]. Wir berechnen $\beta(a_i, b_i)$ mit der IMSL-Routine BETA.

¹⁶Beta-Verteilungen werden von [Johnson/Kotz 1970] betrachtet. Bei Beta-Verteilungen sind der Mittelwert und die Standardabweichung eindeutig bestimmt, wenn die Parameter a_i und b_i vorgegeben werden. Durch Umstellen der Gleichungen erhalten wir a_i und b_i wie oben angegeben.

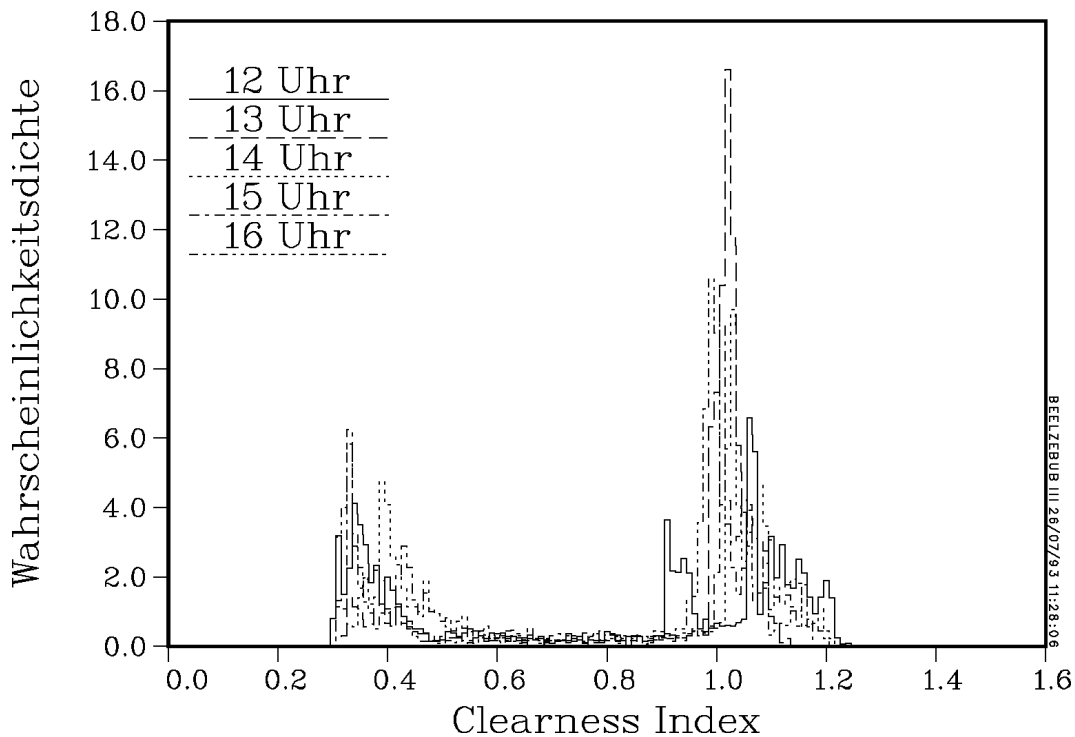


Abbildung 22: Verteilungen des Clearness Index am 6. Juli 1992.

Hierbei ist zu beachten, daß k_T^* negativ werden kann. Wegen der physikalischen Unsinnigkeit solcher Werte wird in diesem Fall $k_T^* = 0$ gesetzt.

Vergleich mit unseren Daten

Ein qualitativer Vergleich der nach [Skartveit/Olseth 1992] berechneten Verteilungen mit von uns ermittelten zeigt, daß für Sekundendaten \bar{t}_{T1} zu klein, \bar{t}_{T2} jedoch zu groß gewählt ist. Das liegt an der Glättung von 5-Minuten-Werten gegenüber Sekundendaten: Bei 5-Minuten-Werten ist der maximale Clearness Index in der Regel kleiner als bei Sekundenwerten. Dadurch liegt die obere Mode des skalierten Clearness Index näher bei Eins. Die untere Mode liegt entsprechend näher bei Null. Außerdem ist der minimale Clearness Index zu klein, der maximale Clearness Index zu groß, was daran liegt, daß wir ein anderes *clear sky*-Modell benutzen als [Skartveit/Olseth 1992]. Wir versuchen daher, eine bessere Parametrisierung für unsere Daten zu finden.

Hauptsächlich interessieren wir uns für Stunden, in denen deutliche Fluktuationen auftreten, also für Zeitbereiche mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$. Solche Stunden haben immer eine bimodale Verteilung der k_T^* -Werte, wie Abbildung 22 am Beispiel des 6. Juli 1992 zeigt. Die Daten des Juni/Juli '92 (14. Juni – 23. Juli 1992) ergeben, daß eine Mode bei $k_T^* = 1.00$ liegt, die andere bei $k_T^* = 0.41$. Die Häufigkeit von Werten um $k_T^* = 0.7$ ist gering. Dieser Wert trennt die Zustände 'bedeckt' und 'klar' also eindeutig (vergleiche auch Abbildung 14).

Die Idee ist nun, für solche Stunden Verteilungen durch gemeinsame, gemittelte Pa-

Eingangsgröße	Mittelwert	Standardabweichung
\bar{i}_{T1}	0.157	0.053
\bar{i}_{T2}	0.812	0.018
σ_1	0.101	0.009
σ_2	0.093	0.033
$k_{T \min}^*$	0.230	0.020
$k_{T \max}^*$	1.123	0.193

Tabelle 2: **Eingangsgrößen zur Berechnung von Beta-Verteilungen**, für die Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ im Zeitraum Juni/Juli '92.

parameter \bar{i}_{T1} , \bar{i}_{T2} , $k_{T \min}^*$, $k_{T \max}^*$, σ_1 und σ_2 zu berechnen. Das setzt voraus, daß sich diese Parameter für die einzelnen Stunden nur wenig voneinander unterscheiden. Für den Zeitraum Juni/Juli '92 ist die Berechnung von Mittelwerten der Parameter für alle 113 Stunden mit hoher Standardabweichung ($\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$) durchgeführt worden. Sie sind in Tabelle 2 angegeben.

Anhand der angegebenen Standardabweichungen läßt sich erkennen, daß die Parameter \bar{i}_{T1} und σ_2 relativ stark (etwa 30 %) um den angegebenen Mittelwert streuen. Daher werden sich bei Verwendung dieser Größen Ungenauigkeiten in den berechneten Häufigkeitsverteilungen ergeben.

Wir untersuchen, wie gut sich die bimodalen Verteilungen der k_T^* -Werte unserer Sekundendaten durch Linearkombination zweier Beta-Verteilungen darstellen lassen. Dazu berechnen wir für die Stunden des Juni/Juli '92, in denen größere Fluktuationen auftraten, je drei Verteilungen nach Gleichung (20):

V_1 : Die Parameterberechnung von [Skartveit/Olseth 1992]. Eingangsgrößen sind \bar{k}_T^* und $\sigma_{k_T^*}$. Zusätzlich werden jedoch die gemessenen Werte $k_{T \min}^*$ und $k_{T \max}^*$ benötigt, da für diese die von [Skartveit/Olseth 1992] angegebene Parametrisierung zu ungenau ist.

V_2 : Alle Parameter werden der jeweiligen Stunde entnommen, deren Clearness-Index-Verteilung durch Beta-Verteilungen dargestellt werden soll. Als variable Eingangsgrößen dienen folgende Werte: \bar{i}_{T1} ist der skalierte Mittelwert der k_T^* -Werte, die kleiner sind als 0.7. Er ergibt näherungsweise die erste Mode. Die zweite Mode \bar{i}_{T2} wird als skaliertes Mittelwert der k_T^* -Werte berechnet, die größer sind als 0.7. σ_1 und σ_2 sind die dazugehörigen Standardabweichungen. \bar{k}_T^* , $k_{T \min}^*$ und $k_{T \max}^*$ gehen ebenfalls in die Berechnung ein.

V_3 : \bar{i}_{T1} , \bar{i}_{T2} , σ_1 , σ_2 , $k_{T \min}^*$ und $k_{T \max}^*$ werden als konstant angenommen. Wir verwenden die Werte aus Tabelle 2. Die einzige variable Eingangsgröße ist dann \bar{k}_T^* .

Inwieweit die berechneten und die gemessenen Verteilungen übereinstimmen, wird mit einer Gütefunktion über

$$g_i = \sqrt{\int_{t_T=0}^1 (V_i(t_T) - V_{mess}(t_T))^2 dt_T} \quad i = 1, 2, 3 \quad (22)$$

bestimmt. (In unseren Rechnungen wird das Integral durch eine Treppenfunktion angenähert.) Je weiter die berechneten Werte von den gemessenen entfernt liegen, desto größer wird g_i . Im Zeitraum Juni/Juli '92 werden für jede Stunde die Werte g_i berechnet. Als Mittelwerte und Standardabweichungen für diesen Zeitraum erhalten wir:

$$\begin{aligned} V_1 : \quad \bar{g}_1 &= 1.278, \quad \sigma_{g_1} = 0.276 \\ V_2 : \quad \bar{g}_2 &= 0.944, \quad \sigma_{g_2} = 0.085 \\ V_3 : \quad \bar{g}_3 &= 1.128, \quad \sigma_{g_3} = 0.300 \end{aligned}$$

Wie erwartet, beschreibt V_2 die Verteilung der Meßdaten der einzelnen Stunden am genauesten, da für diese Häufigkeitsverteilung alle Eingangsgrößen individuell berechnet werden. V_3 liegt nicht so dicht an den Meßwerten wie V_2 , und die Standardabweichung σ_{g_3} ist groß, V_3 kommt jedoch mit \bar{k}_T^* als einziger Eingangsgröße aus. V_1 stellt die Meßwertverteilungen am schlechtesten dar. Das liegt daran, daß \bar{t}_{T1} für Sekundenwerte zu klein, \bar{t}_{T2} jedoch zu groß gewählt ist. Die Abbildungen 23 und 24 zeigen die drei Verteilungen im Vergleich.

Um zu testen, wie gut der Parametersatz der Verteilung V_3 , der aus Mittelwerten des Juni/Juli '92 gewonnen wurde, auf andere Monate anwendbar ist, werden die drei Verteilungsfunktionen mit den Meßwerten vom April 1993 verglichen. In diesem Zeitraum gibt es 31 Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$. Zu diesen Stunden ergeben sich für die Gütefunktionen g_i folgende Mittelwerte und Standardabweichungen:

$$\begin{aligned} V_1 : \quad \bar{g}_1 &= 1.093, \quad \sigma_{g_1} = 0.468 \\ V_2 : \quad \bar{g}_2 &= 0.830, \quad \sigma_{g_2} = 0.202 \\ V_3 : \quad \bar{g}_3 &= 0.934, \quad \sigma_{g_3} = 0.070 \end{aligned}$$

Der Parametersatz der Verteilungsfunktion V_3 gibt den April 1993 sogar besser wieder als den Juni/Juli '92. Er ist daher geeignet, Stunden mit bimodaler Verteilung der k_T^* -Werte zu beschreiben.

Die Gütefunktion g_i mißt die Übereinstimmung der modellierten Verteilungen mit den gemessenen über dem gesamten Wertebereich. Ein weiterer Test besteht darin, die Standardabweichungen σ_{t_T} , Gleichung (21) zu vergleichen. Abbildung 25 zeigt für den Parametersatz von [Skartveit/Olseth 1992] (V_1) eine gute Übereinstimmung. Dagegen gibt V_3 die Standardabweichung nur unzureichend wieder. Insbesondere tritt ein oberer Grenzwert auf, der durch die in diesem Modell konstanten Moden

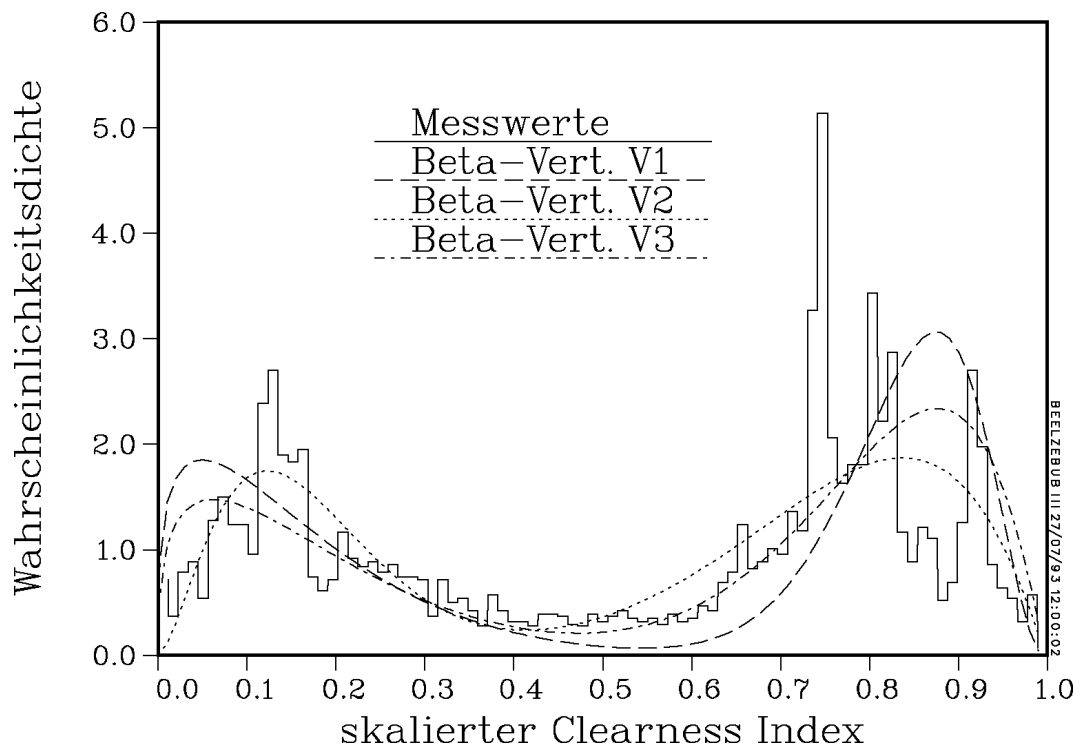


Abbildung 23: **Vergleich der verschiedenen Beta-Verteilungen V_i mit gemessenen Werten** vom 6. Juli 1992, 9 – 10 Uhr. Für die Gütefunktionen gilt: $g_1 = 0.87$, $g_2 = 0.63$ und $g_3 = 0.80$.

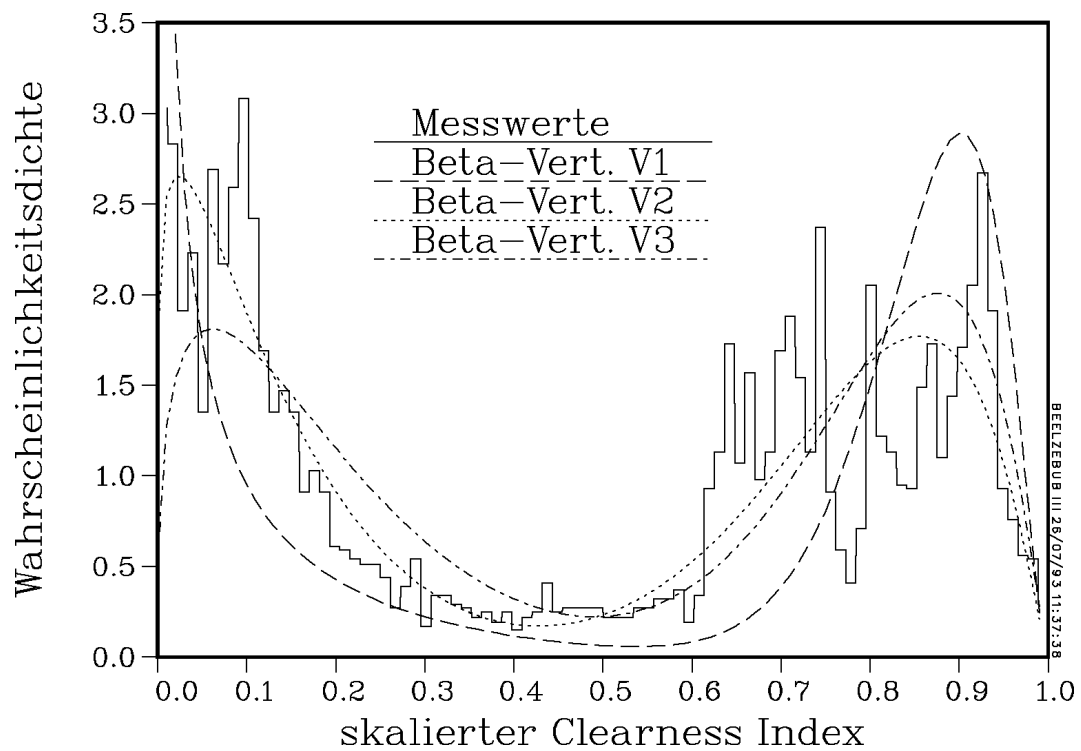


Abbildung 24: **Vergleich der verschiedenen Beta-Verteilungen V_i mit gemessenen Werten** vom 6. Juli 1992, 11 – 12 Uhr. V_1 erreicht am linken Rand den Wert 15. Für die Gütefunktionen gilt: $g_1 = 1.08$, $g_2 = 0.59$ und $g_3 = 0.70$.

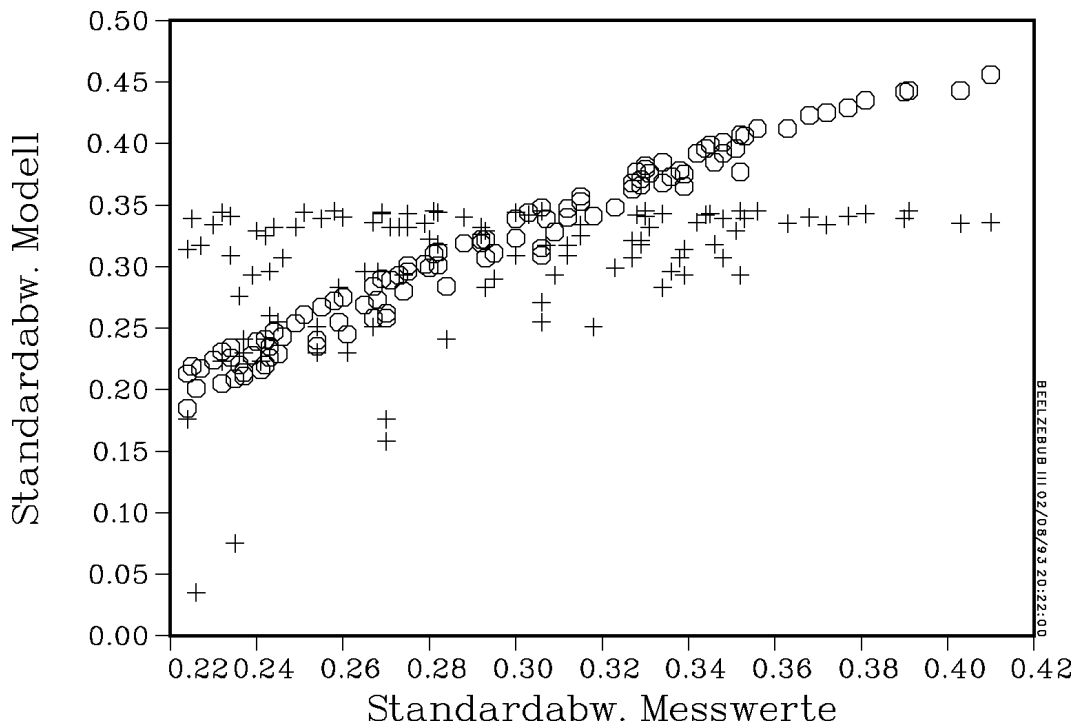


Abbildung 25: **Vergleich der Standardabweichungen skaliertes Clearness Indizes** für gemessene und modellierte Verteilungen: V_1 (o) und V_3 (+), siehe Text.

\bar{t}_{T1} und \bar{t}_{T2} zu $\sigma_{tT} \approx 0.33$ bestimmt wird. Der Unterschied zum Gütemaß g_i ergibt sich daraus, daß die Standardabweichung durch die Häufigkeit von Werten nahe den Rändern der Verteilung dominiert wird.

Zusammenfassung

Für die uns interessierenden Stunden können die bimodalen Häufigkeitsverteilungen der Clearness Indizes durch Beta-Verteilungen mit verschiedenen Parametersätzen modelliert werden. Die vorliegenden Modelle geben einzelne Eigenschaften der Verteilungen unterschiedlich gut wieder.

Es bleibt zu prüfen, ob sich ein für alle Eigenschaften optimaler Parametersatz finden läßt.

4.2 Bedeckungsgrad

Wir können aus unseren Zeitreihen näherungsweise auf die bewölkte Teilfläche des Himmels schließen. Das dazu verwendete Verfahren wird in diesem Abschnitt vorgestellt. Außerdem wird die erhaltene Größe mit Parametern der Häufigkeitsverteilung des Clearness Index in Beziehung gebracht.

Definitionen des Bedeckungsgrades

Ein Maß für Bewölkung ist der Bedeckungsgrad

$$B_F = \frac{\text{Fläche der Wolken}}{\text{Ausschnitt des Himmels}}. \quad (23)$$

Er gibt die Teilfläche des betrachteten Himmelsausschnitts an, die durch Wolken bedeckt wird. B_F kann quantitativ durch Himmelsfotografien bestimmt werden. Dieses Verfahren wurde von [Popławska/Wieting 1993] auf Cumulus-Wolken angewandt. Solche Fotografien stehen uns nicht für alle uns interessierenden Zeiträume zur Verfügung. Wenn wir ein starres Wolkenfeld voraussetzen, können wir den Bedeckungsgrad jedoch aus den Zeitreihen ermitteln. Er ist gegeben durch das Verhältnis der Zeiten, in denen die Sonne durch Wolken verdeckt war, zur Gesamtzeit. Dieses Verhältnis läßt sich aus den binären Zeitreihen $z(t)$ der beiden Zustände ‘bewölkt’ ($z(t) = 0$) und ‘klar’ ($z(t) = 1$), siehe Gleichung (16) in Abschnitt 3.2, leicht ermitteln. Es ist gegeben durch

$$B = \frac{\text{Zeiträume mit } z(t_i) = 0}{\text{Gesamtzeit}}. \quad (24)$$

Wir nehmen hierbei an, daß $B \approx B_F$ ist.

Weil die Transformation der gemessenen Zeitreihen in Binär-Zeitreihen nur für Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ sinnvoll ist (siehe Kapitel 3.2), ist B auch nur für solche Zeiträume definiert.

Bedeckungsgrad und Mittelwert des Clearness Index

Der Bedeckungsgrad B und der Mittelwert \bar{z} der Binär-Zeitreihen sind per Definition (24) durch $B = 1 - \bar{z}$ verknüpft.

Außerdem lassen folgende Beziehungen einen einfachen Zusammenhang zwischen dem Bedeckungsgrad B und dem Mittelwert des Clearness Index \bar{k}_T^* vermuten: Ein Bedeckungsgrad von $B_F = 1.0$ beschreibt einen vollständig bewölkten Himmel, was bedeutet, daß \bar{k}_T^* kleiner als 0.3 ist. Der wolkenlose Himmel wird durch $B_F = 0.0$ und $\bar{k}_T^* \approx 1.0$ beschrieben.

In Abbildung 26 ist für alle Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ aus den Zeiträumen 1.–20. Juli und 8.–22. September 1992 der Bedeckungsgrad über dem k_T^* -Stundenmittel aufgetragen. Die Regressionsgerade zeigt einen affinen Zusammenhang zwischen beiden Größen:

$$B = -1.43 \cdot \bar{k}_T^* + 1.50. \quad (25)$$

Der Korrelationskoeffizient ist $r = -0.93$. Wegen der starken Streuung der Werte (zum \bar{k}_T^* -Wert 0.8 gibt es sowohl ein $B = 0.2$ als auch ein $B = 0.4$) ist es aber sinnvoll, beide Größen anzugeben, um die Bewölkung zu charakterisieren, also B und \bar{k}_T^* .

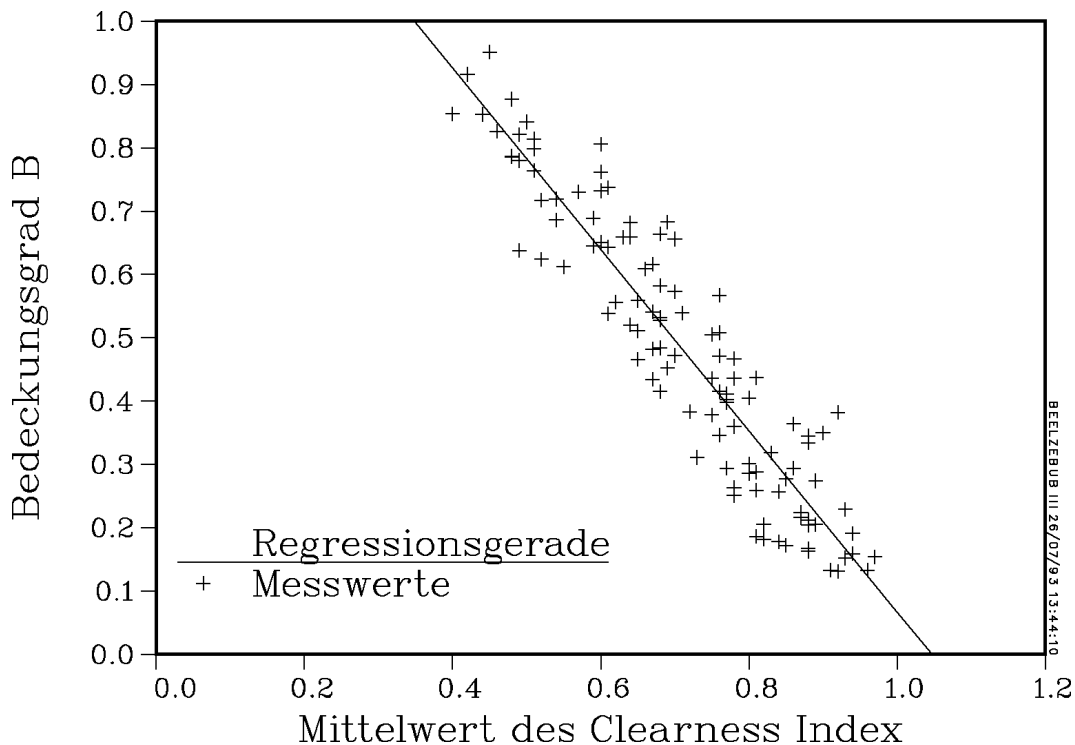


Abbildung 26: **Zusammenhang von Bedeckungsgrad und k_T^* -Stundenmittel** für Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$; 1. bis 20. Juli und 8. bis 22. September 1992.

Bedeckungsgrad und Schiefe der Verteilung

Der Bedeckungsgrad steht auch mit der Schiefe s der Verteilung der $k_T^*(t)$ -Werte in Beziehung: Eine um 0.7 symmetrische Verteilung ($s = 0$) ergibt einen Bedeckungsgrad von 0.5. Eine nach rechts schiefe Verteilung ($s < 0$) hat $B < 0.5$. Eine nach links schiefe Verteilung ($s > 0$) bedeutet $B > 0.5$.

Abbildung 27 gibt s für Stunden mit bimodaler Verteilung als Funktion von B an:

$$s = 3.78 \cdot B - 1.93 . \quad (26)$$

Für solche Stunden sind also Bedeckungsgrad und Schiefe korrelierte Größen mit $r = 0.91$.

Mittelwert des Clearness Index und Schiefe der Verteilung

Abbildung 28 zeigt, daß, anders als es der Vergleich der Abbildungen 26 und 27 vermuten läßt, der Mittelwert des Clearness Index und die Schiefe relativ schwach korreliert sind mit $r = -0.77$. Die Funktionsvorschrift lautet:

$$s = -4.88 \cdot \bar{k}_T^* + 3.55 . \quad (27)$$

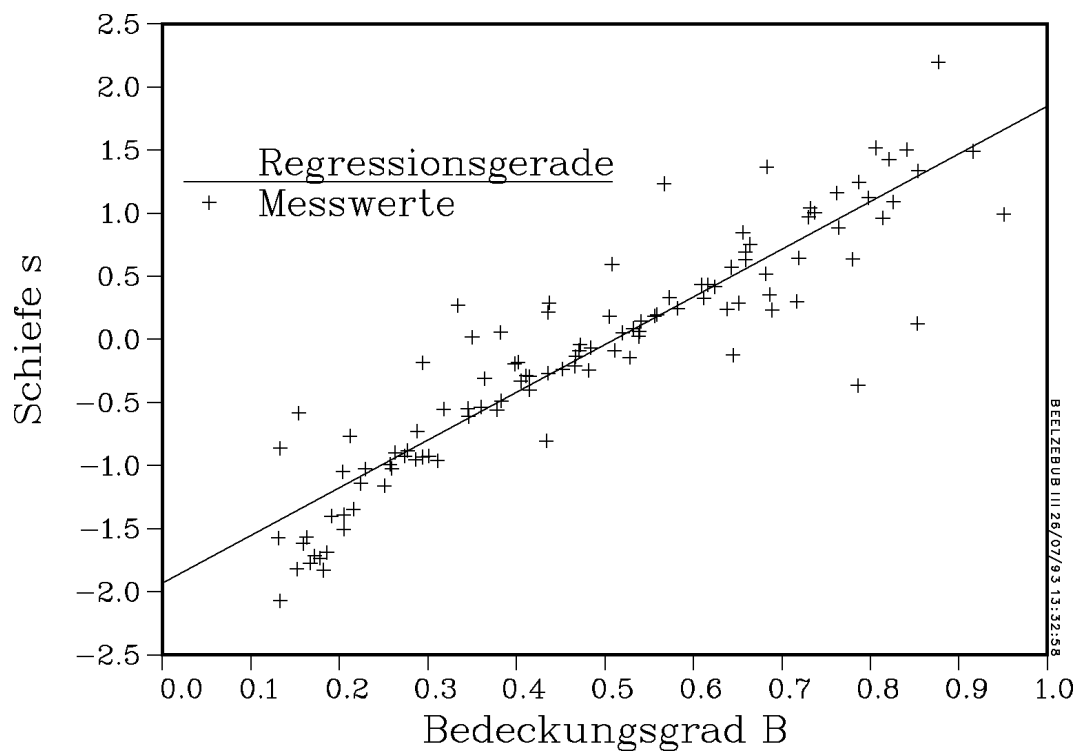


Abbildung 27: **Zusammenhang von Schiefe und Bedeckungsgrad** für Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$; 1. bis 20. Juli und 8. bis 22. September 1992.

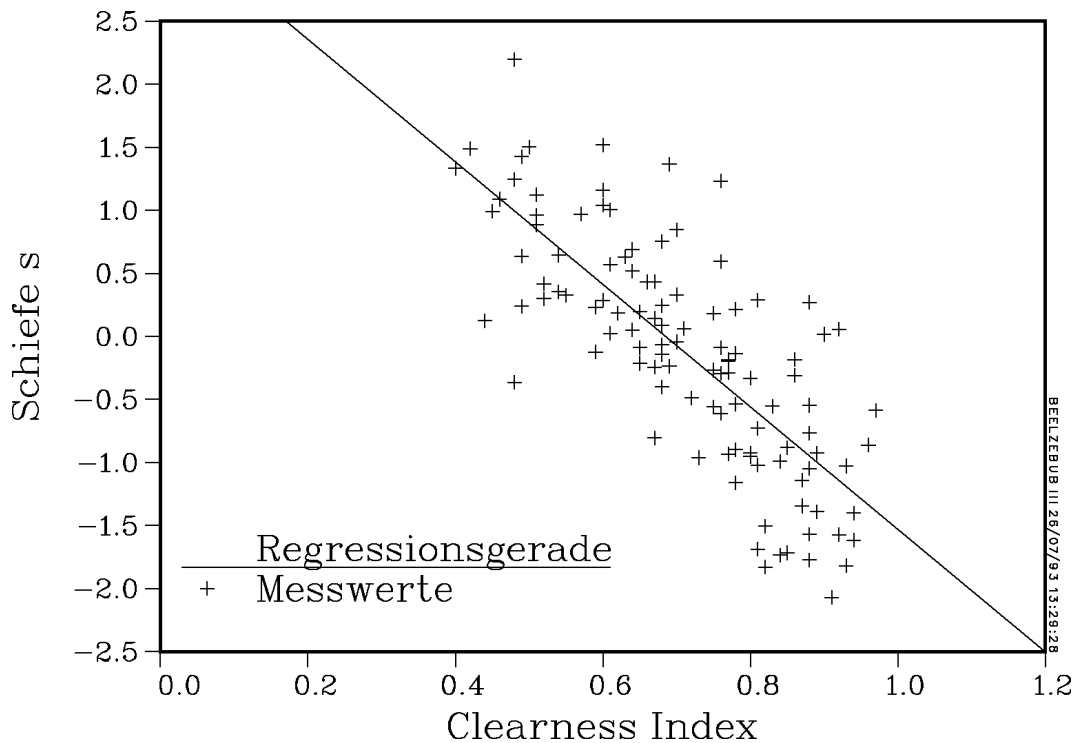


Abbildung 28: **Zusammenhang von Schiefe und k_T^* -Stundenmittel**, für Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$; gleicher Zeitraum wie in den Abbildungen 26 und 27.

4.3 Wolkenanzahl, Wolkengrößen und Verweildauern

Aus den Binärreihen $z(t)$ können unter Annahme eines starren Wolkenfeldes räumliche Strukturen des Einstrahlungsfeldes gewonnen werden. Im folgenden werden die benutzten Methoden erläutert.

Wolkenanzahl und Sprunghäufigkeit

Neben dem Bedeckungsgrad muß zur Charakterisierung eines Wolkenfeldes auch die Wolkenanzahl festgestellt werden. Hierzu zählen wir die Übergänge N_s der Binär-Zeitreihe von $z(t) = 1$ zu $z(t) = 0$ und umgekehrt. Die Anzahl der Wolken, die sich innerhalb einer Stunde zwischen Meßstandort und Sonne aufhalten, ist (auf eine Wolke genau) halb so groß wie die Zahl dieser Sprünge N_s .

Die Zahl der Sprünge N_s in Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ kann sehr unterschiedlich sein. Sie schwankt zwischen unter 5 und über 100 (vergleiche Kapitel 5), ohne daß sich dies aus dem Wert von $\sigma_{k_T^*}$ ablesen läßt.

Abbildung 29 und Abbildung 30 zeigen zwei Stunden mit ungefähr gleichem \bar{k}_T^* , $\sigma_{k_T^*}$ und B , aber unterschiedlicher Wolkenanzahl.

Untersuchung der zeitlichen Größenverteilung der Wolken

Die Wolkengrößen werden bestimmt, indem die Zeit gemessen wird, während der sich eine Wolke vor der Sonne befindet. Außerdem läßt sich der Wolkenabstand

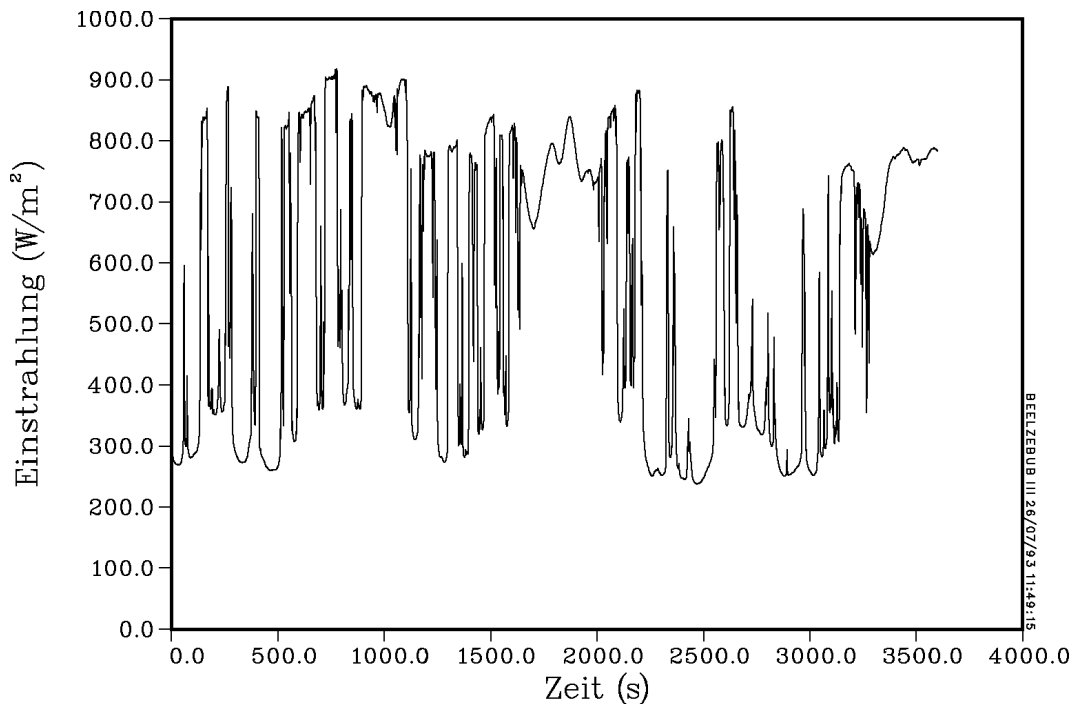


Abbildung 29: **Stunde mit 60 Wolken**, $\bar{k}_T^* = 0.70$, $\sigma_{k_T^*} = 0.30$, $B = 0.47$. 6. Juli 1992, 11 – 12 Uhr, Panel 10.

ermitteln durch die Zeit, die zwischen je zwei Sonnenbedeckungen durch Wolken vergeht. Diese Zeiten werden im weiteren Verweildauern genannt. Abbildung 31 vergleicht die Stunden 11 Uhr und 15 Uhr vom 6. Juli 1992, deren Zeitreihen in den Abbildungen 29 bzw. Abbildung 30 dargestellt sind, als kumulierte Häufigkeitsverteilung solcher Verweildauern. Die linke Seite der Grafik beschreibt die Verweildauern, die den Wolkengrößen entsprechen (negatives Vorzeichen). Die rechte Seite beschreibt die Wolkenabstände (positives Vorzeichen).

Es entstehen keine glatten Kurven, denn die Zahl der Sprünge N_s ist endlich. Wegen der unterschiedlichen Zahl der Wolken hat die Treppenfunktion für 15 Uhr höhere und breitere Stufen als diejenige für 11 Uhr. Je höher die Wolkenanzahl ist, desto kleiner sind die Stufen der Treppenfunktion.

Während um 11 Uhr etwa 80 % der Wolken kürzer als 40 Sekunden vor der Sonne verweilten, waren es um 15 Uhr nur 60 %. Auch die Wolkenabstände waren um 11 Uhr im Mittel zeitlich kürzer. Es könnten Wolken gleicher räumlicher Größe gewesen sein, die schneller gezogen sind als um 15 Uhr. Die Geschwindigkeit der Wolken v lässt sich durch Kreuzkorrelationsanalyse gewinnen (Abschnitt 3.3). Sie ergibt für 11 – 12 Uhr $v = 16 \text{ m/s}$, für den Zeitraum 15 – 16 Uhr sind es jedoch nur 9 m/s . Die gepunktete Linie in Abbildung 31 zeigt die Verweildauern der Wolken für 15 – 16 Uhr, wenn sie mit 16 m/s statt mit 9 m/s gezogen wären. Diese Kurve ist derjenigen für 11 – 12 Uhr ähnlicher als die ursprüngliche.

Ähnliche Wolkenmuster mit unterschiedlichen Geschwindigkeiten erzeugen also

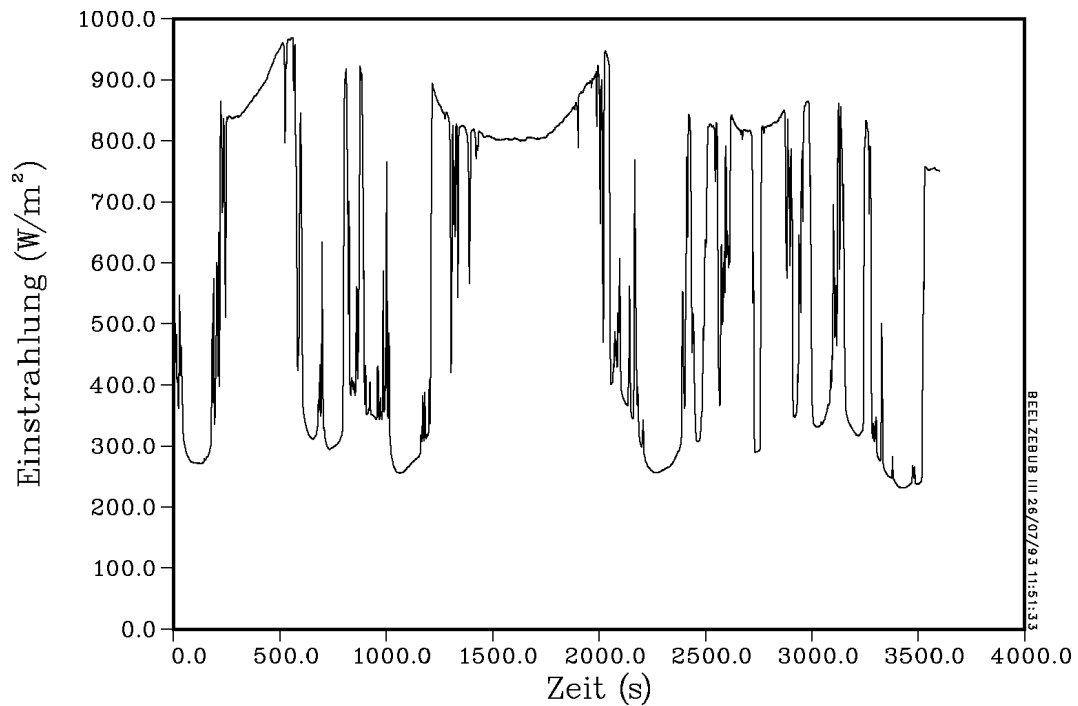


Abbildung 30: **Stunde mit 20 Wolken**, $\bar{k}_T^* = 0.68$, $\sigma_{k_T^*} = 0.31$, $B = 0.48$. 6. Juli 1992, 15 – 16 Uhr, Panel 10.

verschiedene Verweildauerstatistiken. Erst durch Umrechnung der Zeitskala (Multiplikation mit dem Geschwindigkeitsverhältnis) nähern sich die Verteilungskurven einander an.

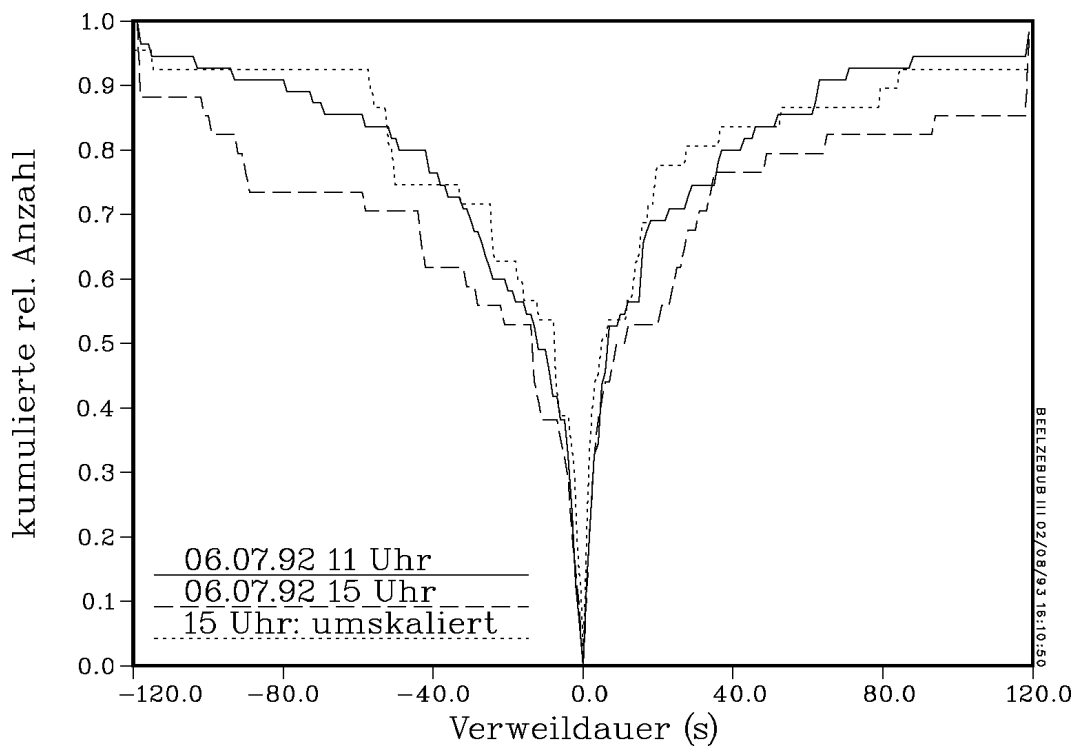


Abbildung 31: **Kumulierte Häufigkeitsverteilung der Verweildauer.** Links wird die Häufigkeit der 'zeitlichen Wolkengrößen', rechts die der Wolkenabstände angegeben. 'Umskaliert' bedeutet, daß die Wolkenzuggeschwindigkeit derjenigen zwischen 11 Uhr und 12 Uhr angeglichen wurde.

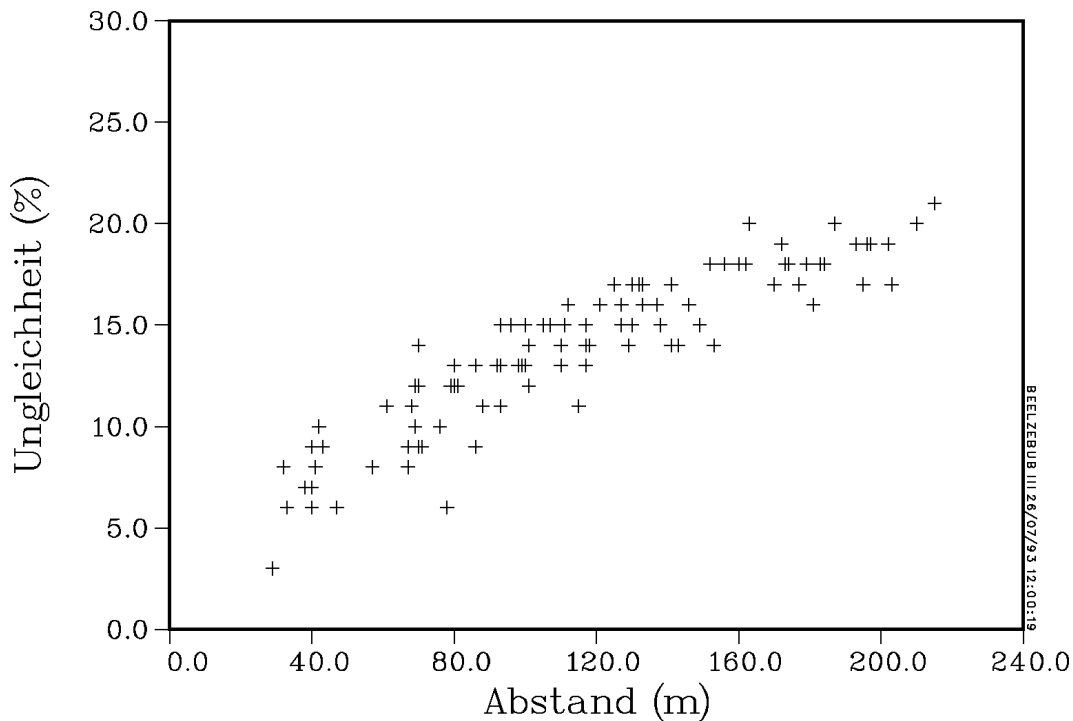


Abbildung 32: **Bedingte Wahrscheinlichkeiten:** Der Zeitanteil, in dem zwei Meßstandorte nicht im gleichen Zustand sind (d.h. durch Wolken beschattet oder unbeschattet), ist über dem Abstand der Standortpaare aufgetragen. 6. Juli 1992, 9 – 10 Uhr, $N_s = 135$, $B = 38$ %.

4.4 Bedingte Wahrscheinlichkeiten und Wolkenfelder

Die Binär-Zeitreihen $z(t)$ werden von uns auch hinsichtlich der Kreuzstatistiken von Standortpaaren ausgewertet. Hierdurch können direkt räumliche Strukturen des Einstrahlungsfeldes gewonnen werden.

Je weiter zwei Meßstandorte voneinander entfernt sind, desto seltener werden bei aufgelockerter Bewölkung die Zeitpunkte sein, zu denen sie gleichzeitig durch Wolken beschattet oder unbeschattet sind.

Wir untersuchen für jedes Standortpaar, wie häufig es sich innerhalb einer Stunde in unterschiedlichen Zuständen befindet. Die prozentuale Häufigkeit dieser Ereignisse wird über dem Standortabstand aufgetragen. Grafisch ergeben sich Punkteverteilungen wie in Abbildung 32.

Die Wolkenfelder, die sich über das Meßfeld bewegen, bewirken, daß dicht beieinanderliegende Meßstandorte (35 – 40 m) zu ungefähr 5 % der Zeit in ungleichen Zuständen verweilen. Bei Entfernungen über 200 m kann diese Zeit auf über 20 % ansteigen. Dieser Sachverhalt verdeutlicht, warum sich die Rampen der Irradianzzeitreihen (Abschnitt 3.4) bei Mittelung über mehrere Standorte zu Rampen niedrigerer Höhe und kürzerer Dauer glätten.

B	N_s	P	B	N_s	P
17%	58	15%	38%	135	22%
19%	55	16%	39%	57	19%
20%	44	11%	48%	67	24%
28%	36	11%	50%	109	21%
28%	44	14%	53%	100	16%
28%	47	17%	62%	121	27%
29%	18	11%	66%	67	18%
38%	72	14%	79%	47	12%

Tabelle 3: **Ungleichheit der Zustände der Standortpaare in Abhängigkeit von Bedeckungsgrad und Sprunganzahl.** Für Stunden vom 6. und 18. Juli 1992 werden die bedingten Wahrscheinlichkeiten P für Standortpaare, in unterschiedlichen Zuständen zu sein, mit dem Bedeckungsgrad B und der Sprunganzahl N_s in Beziehung gesetzt. Der Wert P entspricht dem Regressionswert für einen Abstand von 230 m.

Je mehr Sprünge in einer Stunde auftreten, desto größer wird die Ungleichheit. Bei gleicher Anzahl der Sprünge werden sich Grafiken, die zu Stunden mit verschiedenem Bedeckungsgrad gehören, unterscheiden: Je dichter der Bedeckungsgrad bei 50 % liegt, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit für ungleiche Bewölkungszustände. Diese Aussagen werden durch Tabelle 3 belegt.

4.5 Autokorrelationsanalyse

Die Autokovarianz-Koeffizientenfunktion (AKF) nach Gleichung (8) in Abschnitt 3.1 macht Aussagen über die Struktur einer Zeitreihe und damit des sie erzeugenden Wolkenfeldes. Sie beschreibt, wie ähnlich sich die Funktion noch ist, wenn man sie, um den Zeitversatz τ verschoben, mit sich selbst vergleicht.

Idee

Bei der Untersuchung von Turbulenzen in der atmosphärischen Grenzschicht zeigt sich, daß $R_x(\tau)$ mit τ quasi-exponentiell abfällt und das Integral

$$T = \int_0^{\infty} R_x(\tau) d\tau \quad (28)$$

eine von der Windgeschwindigkeit abhängige, charakteristische Größe ist (*integral time scale*, [Fordham 1985]). Es liegt nahe, einen analogen Ansatz für Einstrahlungszeitreihen zu machen.

Anders als im Fall der Kreuzkorrelationsanalyse (Abschnitt 3.3) untersuchen wir hier nicht die gemessene Zeitreihe direkt, sondern die daraus gewonnenen Reihen

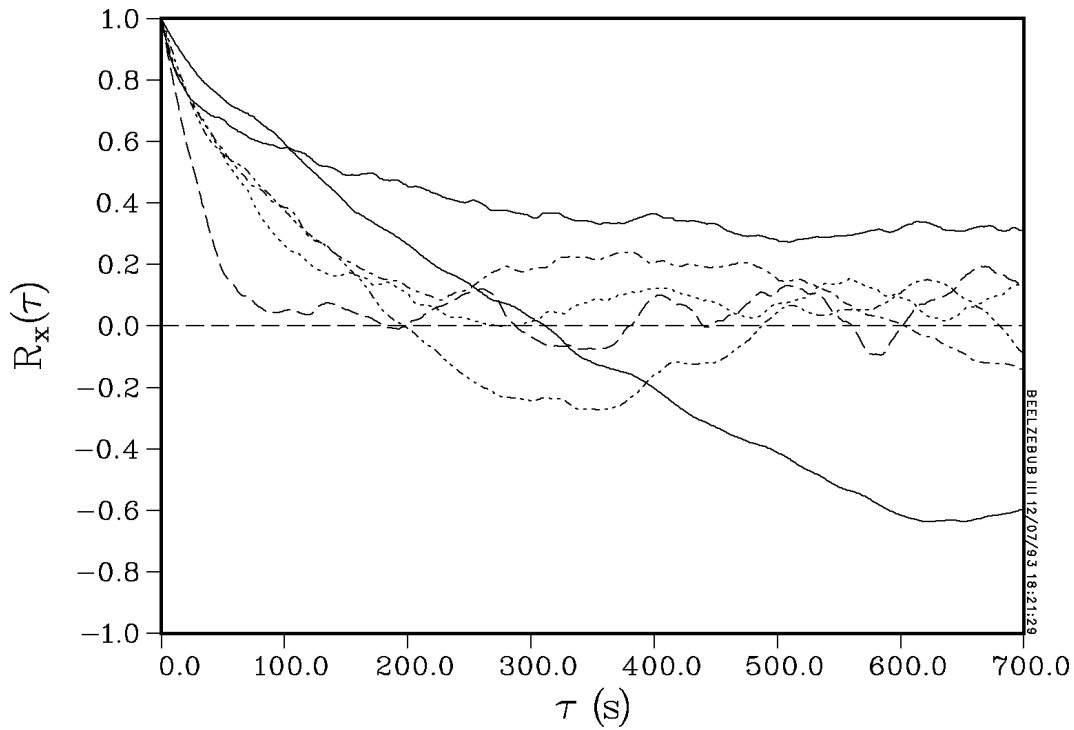


Abbildung 33: **Autokovarianz-Koeffizientenfunktionen interessanter Stunden im September 1992:** 8. Sept., 11 – 12 Uhr (—, ohne Nulldurchgang); 9. Sept., 11 – 12 Uhr (— —); 9. Sept., 12 – 13 Uhr (· · ·); 9. Sept., 13 – 14 Uhr (— · —); 15. Sept., 11 – 12 Uhr (— · · —); 15. Sept., 12 – 13 Uhr (—, mit Nulldurchgang).

des Clearness Index k_T^* , um Störungen durch den deterministischen Trend der Einstrahlung zu vermeiden. Außerdem erfolgt die Auswertung in der Regel nicht für ganze Stunden. Innerhalb eines einstündigen Meßintervalls werden nur die Zeiträume zwischen dem jeweils ersten und letzten Sprung über bzw. unter die Schwelle $k_T^* = 0.7$ einbezogen. Auf diese Weise schließen wir aus, daß Strukturen die Analyse beeinflussen, deren Beginn bzw. Ende außerhalb der untersuchten Stunde liegen.

Ergebnisse

Dieses Vorgehen führt allerdings zu keinem einer *integral time scale* analogen Ergebnis. Abbildung 33 enthält die AKF der 6 Stunden im Zeitraum September 1992 mit $\sigma_{k_T}^* \geq 0.2$, in denen die Anzahl der Sprünge über 65 liegt. Die Kurvenverläufe besitzen kaum Gemeinsamkeiten.

Anhand der einzelnen Parameter, die bisher in diesem Kapitel als charakteristisch herausgearbeitet worden sind, ergeben sich keine klaren Hinweise, was die deutlichen Unterschiede bedingt. Der Vergleich der Daten von drei dieser Stunden zeigt:

Stunde	10-Minuten-Intervalle					
	1–10	11–20	21–30	31–40	41–50	51– 60
8. September, 11 – 12 Uhr						
\bar{k}_T^*	1.02	1.03	1.05	0.62	0.66	0.76
$\sigma_{k_T^*}$	0.14	0.12	0.18	0.18	0.17	0.24
B	0.05	0.04	0.08	0.89	0.76	0.65
N_s	11	10	16	1	20	16
15. September, 11 – 12 Uhr						
\bar{k}_T^*	0.86	0.85	0.82	0.73	0.83	0.57
$\sigma_{k_T^*}$	0.32	0.28	0.20	0.23	0.20	0.10
B	0.43	0.46	0.34	0.43	0.35	0.84
N_s	16	22	25	11	19	6
15. September, 12 – 13 Uhr						
\bar{k}_T^*	0.54	0.72	0.51	0.85	0.38	0.73
$\sigma_{k_T^*}$	0.12	0.22	0.14	0.28	0.12	0.18
B	0.89	0.46	0.93	0.37	0.97	0.34
N_s	3	21	3	21	4	22

Tabelle 4: Vergleich von Irradianzcharakteristika in 10-Minuten-Intervallen für Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ und mehr als 65 Sprüngen im September 1992.

	\bar{k}_T^*	$\sigma_{k_T^*}$	B	N_s	v (m/s)
8.9., 11–12 Uhr	0.86	0.25	0.41	74	14
15.9., 11–12 Uhr	0.70	0.25	0.48	99	12
15.9., 12–13 Uhr	0.78	0.24	0.66	74	13

Erst die Aufteilung der Stunden in 10-Minuten-Intervalle und ihre Analyse ist aufschlußreich (siehe Tabelle 4):

Am 8. September zwischen 11 und 12 Uhr war der Himmel zunächst nahezu unbedeckt. Nach circa 30 Minuten bzw. 1800 Sekunden (Abbildung 34) traten vermehrt Wolken auf, so daß der Himmel zu über 65 % bedeckt war. Das erklärt, warum in der AKF-Grafik, Abbildung 33, kein Nulldurchgang innerhalb von 700 Sekunden austritt. Die Zeitreihe ist bei einer Verschiebung τ um weniger als 700 Sekunden relativ stark mit sich selbst korreliert. Erst bei Verschiebungen um mehr als 2000 Sekunden wird sich Antikorrelation zeigen (Abbildung 34). Der Nulldurchgang der AKF wird bei etwa 1800 bis 2000 Sekunden Zeitversatz eintreten.

Am 15. September von 11 bis 12 Uhr war der Himmel 50 Minuten lang gleichmäßig

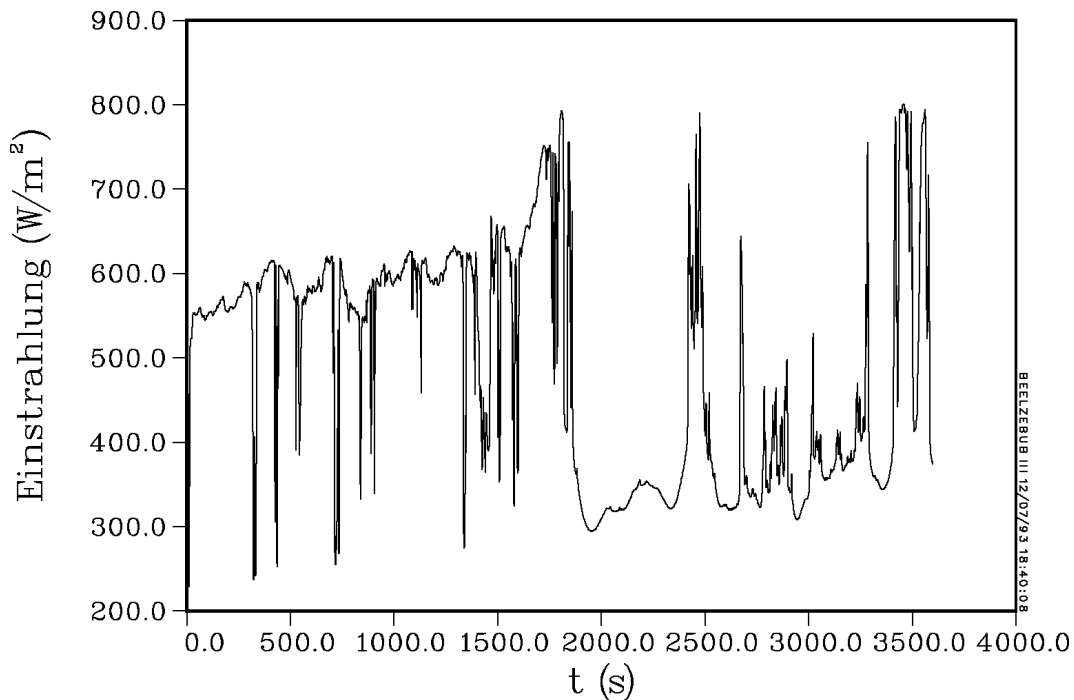


Abbildung 34: **Sekunden-Zeitreihe 8. September 1992, 11 – 12 Uhr.**

bedeckt, $34 \% < B < 46 \%$ (siehe Tabelle 4 bzw. Abbildung 35). Die Strukturen in der Zeitreihe müssen also kürzer sein als 10 Minuten. Das läßt sich auch an der AKF-Grafik erkennen: Der Nulldurchgang tritt bereits nach 200 Sekunden Zeitversatz ein. Danach ist die Zeitreihe leicht antikorreliert, bis nach 500 Sekunden wieder ein Nulldurchgang auftritt. Nach 10 Minuten ist die Zeitreihe dann wieder schwach korreliert.

Am 15. September von 12 bis 13 Uhr war die Zeitreihe durch etwa 10 Minuten lange Strukturen gekennzeichnet (Tabelle 4). Die 10-Minuten-Intervalle hatten abwechselnd hohe und niedrige Bedeckungsgrade. Daher ist die Zeitreihe bei Verschiebung um 10 Minuten stark antikorreliert. Der Nulldurchgang tritt in der AKF-Grafik bei 5 Minuten Zeitversatz ein.

Zusammenfassung

Die Autokorrelationsanalyse liefert für Stunden mit ähnlichen Werten \bar{k}_T^* , $\sigma_{k_T^*}$, B , N_s und ν keine ‘charakteristische Zeit’ im Sinne einer *integral time scale*. Dies ist ein Hinweis darauf, daß die Variabilität von Wolkenfeldern im Bereich 5 – 10 Minuten groß ist.

Weiterhin zieht dies in Zweifel, ob die Verwendung eines autoregressiven Modells erster Ordnung durch [Skartveit/Olseth 1992] angebracht ist, da dieser Ansatz einen exponentiellen Abfall der AKF voraussetzt.

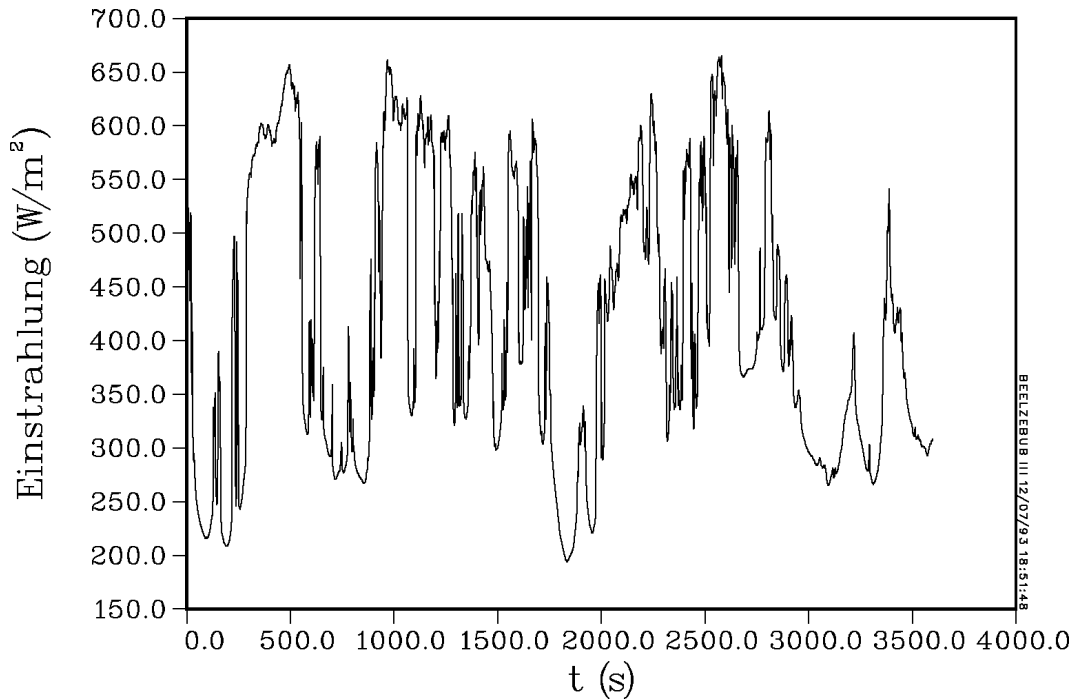


Abbildung 35: Sekunden-Zeitreihe 15. September 1992, 11 – 12 Uhr.

4.6 Differenzzeitreihen

Während die Höhe der Rampen, die in Abschnitt 3.4 definiert wurden, genau wie die maximalen Werte der Zeitreihen $G(t)$ von der Tages- und Jahreszeit abhängen, sind die möglichen Werte der k_T^* -Zeitreihen im wesentlichen trendfrei. Dasselbe gilt für die aus diesen Werten gebildeten Differenz-Zeitreihen $\Delta k_T^*(t)$. Somit entsprechen diese Zeitreihen den Einstrahlungsänderungen, die vom Trend durch den Sonnenstand befreit sind.

Mittelwert und Standardabweichung der Differenzzeitreihen

Die Differenzzeitreihen werden gebildet über:

$$\Delta k_T^*(t) = k_T^*(t + \Delta t) - k_T^*(t) .$$

Der Mittelwert der Differenzen wird ungefähr $\overline{\Delta k_T^*} \approx 0$ sein, denn wir können annehmen, daß positive und negative Differenzen etwa gleich häufig sind. Außerdem folgt aus der Definition des Mittelwertes, daß

$$|\overline{\Delta k_T^*}| = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{|k_T^*(T) - k_T^*(0)|}{T} \leq \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{k_T^* \max}{T} = 0 .$$

Aus den Definitionen für die Standardabweichung und die Autokovarianzkoeffizienten-Funktion, Gleichungen (5) und (8), läßt sich ableiten:

$$\sigma_{\Delta k_T^*}^2 = 2 \sigma_{k_T^*}^2 \cdot (1 - R_{k_T^*}(\Delta t)) . \quad (29)$$

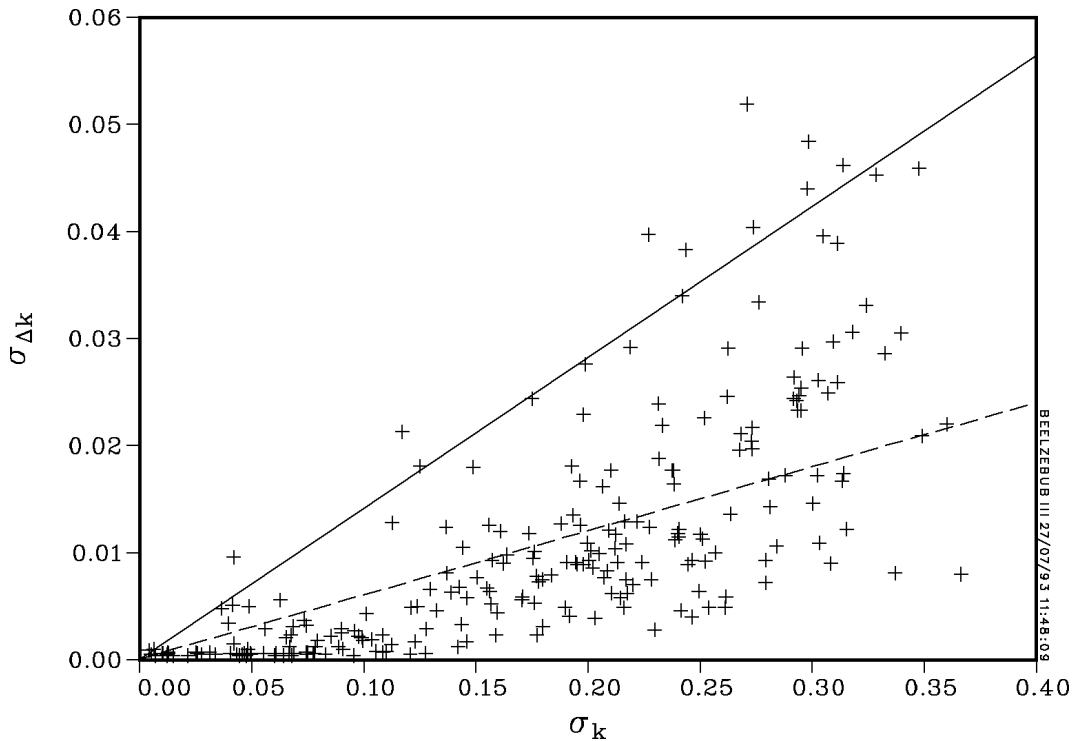


Abbildung 36: **Standardabweichung von Zeitreihe und Differenzzeitreihe**, Juni/Juli 1992 (+). Unterhalb der Geraden (—) liegen 95 % der Werte, unterhalb von (---) liegen 68 % der Werte.

Die Standardabweichung $\sigma_{\Delta k_T^*}$ ist von Δt abhängig und proportional zur Standardabweichung $\sigma_{k_T^*}$. Je kleiner die Korrelationen sind, desto größer ist die Streuung der Differenzen. Dieses Ergebnis ist konsistent mit den bisherigen Überlegungen dieses Kapitels.

In Abbildung 36 ist die Standardabweichung der Differenz-Zeitreihe über derjenigen der Ausgangszeitreihe aufgetragen. Zusätzlich sind zwei Geraden eingezeichnet, unter denen 68 % bzw. 95 % aller Meßwerte liegen. Wegen der Beziehung (29) kann davon ausgegangen werden, daß 68 % aller Zeitreihen einen Autokovarianzkoeffizienten zum Zeitversatz $\tau = 1$ s haben, der größer ist als 0.998. 95 % aller Zeitreihen haben einen Autokovarianzkoeffizienten größer als 0.990. (Das folgt aus den Steigungen der Geraden $m = 0.06$ bzw. $m = 1.42$. Auf der Geraden $\sigma_{\Delta k_T^*} = 0.06 \cdot \sigma_{k_T^*}$ liegen alle Werte mit $R_{k_T^*}(1s) = 0.998$.)

Differenzverteilungen

Wir bilden die Differenzen $\Delta k_T^*(t) = k_T^*(t + \Delta t) - k_T^*(t)$ mit $\Delta t = 1s$. Aus der Häufigkeitsverteilung dieser Differenzen kann geschlossen werden, wie oft hohe momentane Fluktuationen innerhalb einer Stunde auftreten.

Abbildung 37 vergleicht zwei Stunden mit hoher Standardabweichung $\sigma_{k_T^*}$ aber unterschiedlicher Wolkenzahl und unterschiedlich großem Wolkendriftvektor. Die

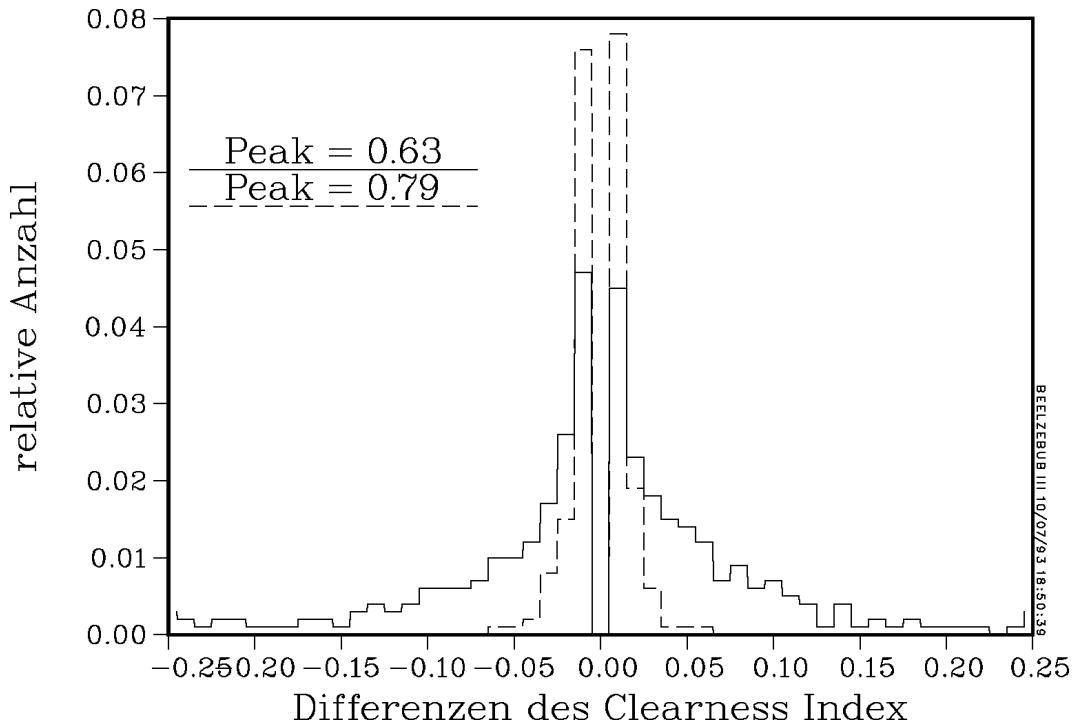


Abbildung 37: **Differenzverteilungen zweier Stunden.** Zur deutlicheren Darstellung ist der Wert für $\Delta k_T^* = 0$ nicht aufgetragen, sondern als Peak angegeben. Die sehr unterschiedlichen maximalen Differenzen deuten auf unterschiedliche Transmissionsgradienten an den Wolkenkanten hin (siehe Text). 6.7.92, 9 – 10 Uhr: $\sigma_{k_T^*} = 0.27$, 67 Wolken, $v = 16 \text{ m/s}$ (—) und 1.7.92, 11 – 12 Uhr: $\sigma_{k_T^*} = 0.21$, 14 Wolken, $v = 8 \text{ m/s}$ (---).

Verteilung der Stunde mit der geringeren Geschwindigkeit und Anzahl der Wolken ist deutlich schmaler: $\sigma_{\Delta k_T^*} = 0.008$ gegenüber $\sigma_{\Delta k_T^*} = 0.051$. Alle auftretenden Differenzen sind in dieser Stunde betragsmäßig kleiner als 0.07. Dagegen treten in der Stunde mit der größeren Wolkengeschwindigkeit große Differenzen bis zu $|\Delta k_T^*| = 0.25$ auf.

Die Standardabweichungen der Differenzen beider Stunden unterscheiden sich um einen Faktor 6. Dies läßt sich nicht allein durch die Wolkengeschwindigkeiten erklären, die sich nur um den Faktor 2 unterscheiden. Vielmehr muß davon ausgegangen werden, daß die Wolken an ihren Rändern verschiedene Transmissionsgradienten aufweisen.

Wird statt der Zeitreihe eines Einzelpanels die Zeitreihe des Mittelwerts aller Panels betrachtet, so werden die auftretenden Differenzen deutlich kleiner. Für den 6.7.92, 9 – 10 Uhr ergibt sich eine maximale Differenz von $\Delta k_T^*(t) = 0.07$, die Standardabweichung beträgt nun lediglich $\sigma_{\Delta k_T^*} = 0.014$. Dieser Mittelungseffekt ist auch bei der Rampenanalyse in Abschnitt 3.4 beobachtet worden.

Die auftretenden Differenzen können direkt als Schwankungen in der Leistung von

PV-Generatoren interpretiert werden. (Dabei wird ein in weiten Bereichen lineares Verhalten des PV-Systems vorausgesetzt.) Wenn wir annehmen, daß eine Photovoltaik-Anlage bei $k_T^*(t) \approx 1$ Nennleistung zur Verfügung stellt, bedeutet eine Differenz von $\Delta k_T^*(t) = 0.25$ einen Leistungssprung von etwa 25% der Nennleistung innerhalb einer Sekunde.

Sprünge dieser Größenordnung treten in der Stunde 9 – 10 Uhr am 6. Juli 1992 zu etwa 0.6 % der Zeit auf, wie Abbildung 37 zeigt. Während es zu etwa 63% der Zeit keine Änderungen gibt, d.h. $\Delta k_T^*(t) = 0$, treten zu etwa 37% der Zeit Fluktuationen auf. Die meisten davon (50%) bestehen aus Sprüngen der Leistung von lediglich 1% der Nennleistung. Bei Mittelung aller Standorte beträgt die maximale Differenz nur noch 7 % der Nennleistung.

4.7 Vergleich von Minuten- und Sekundenzeitreihen

Für Irradianzdaten von Standorten, die Minutenmittel messen, wäre es von Vorteil, ein Kriterium zu kennen, mit dem sich entscheiden ließe, ob im Sekundenbereich starke Fluktuationen auftreten. Diese Frage wird im folgenden diskutiert.

In Abschnitt 3.2 wird als Fluktuationskriterium für Sekundendaten die Standardabweichung σ_{sek} der k_T^* -Werte festgestellt. Immer wenn die Standardabweichung $\sigma_{sek} \geq 0.2$ ist, liegt, zumindest kurzzeitig, eine extreme Wettersituation vor.

Es ist naheliegend, für die Zeitreihe der k_T^* -Minutenmittelwerte die Standardabweichung σ_{min} zu berechnen und mit σ_{sek} zu vergleichen, wie in Abbildung 38 für die Daten vom 1. bis 23. Juli 1992. Die Regressionsgerade wird durch die Funktionsvorschrift

$$\sigma_{min} = 0.921 \cdot \sigma_{sek} + 0.003 \quad (30)$$

festgelegt. Dadurch wird dem Wert $\sigma_{sek} = 0.20$ der Wert $\sigma_{min} = 0.19$ zugeordnet. Für Werte nahe Null muß jedoch $\sigma_{min} = \sigma_{sek}$ gelten, d.h. die Regressionsgerade macht nur Sinn für Werte ab etwa $\sigma_{sek} \approx 0.1$.

In guter Näherung gilt also, daß in einer Stunde starke Einstrahlungsfluktuationen im Sekundenbereich auftreten, wenn $\sigma_{min} \geq 0.2$ ist. Abschnitt 4.3 hat jedoch gezeigt, daß auch die Sprunghäufigkeit N_s für die Beurteilung von extremem Wetter eine wichtige Rolle spielt. Solche Informationen lassen sich aus Minutendaten nicht gewinnen, wie Abbildung 1 deutlich macht.

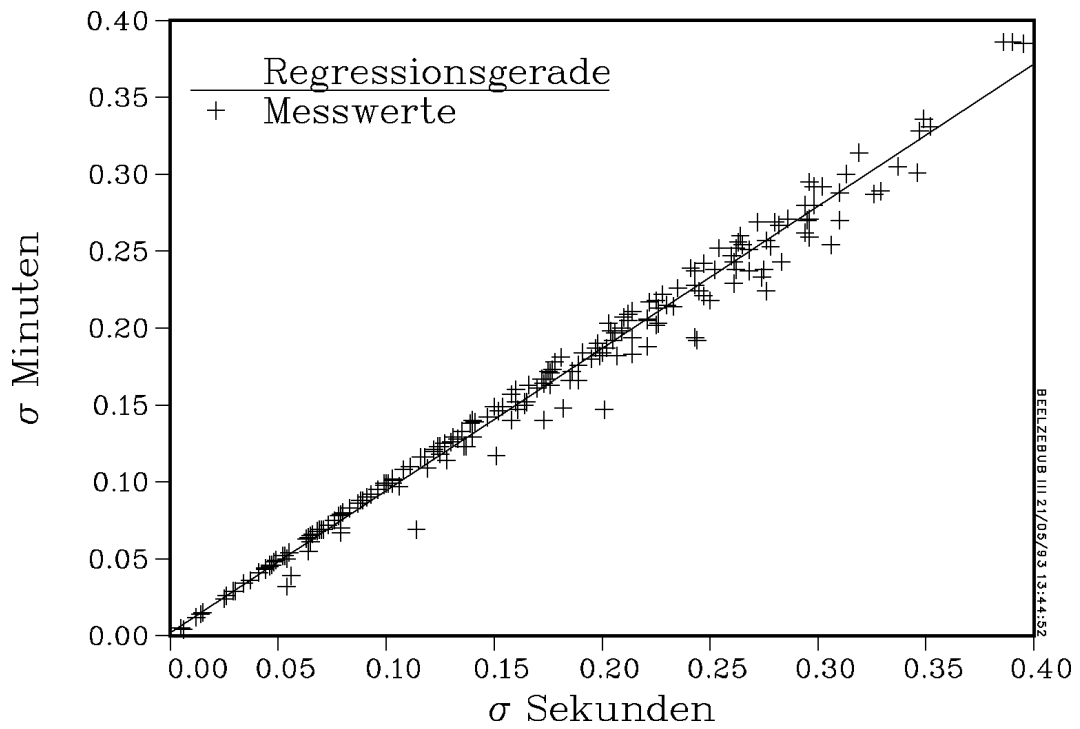


Abbildung 38: **Vergleich der Standardabweichungen des Clearness Index** gebildet aus Sekunden- bzw. Minutendaten.

5 Wetterbericht Mai 1992 bis Mai 1993

*Good day sunshine,
good day sunshine,
good day sunshine.*

*J. Lennon/P. McCartney:
Good day sunshine*

Nach der Vorstellung und Diskussion verschiedener Methoden zur zeitlichen und räumlichen Datenanalyse werden nun einige davon auf größere Zeiträume angewandt. So läßt sich auch überprüfen, ob $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ ein geeignetes Kriterium für das Auftreten von Kurzzeitfluktuationen ist.

Ausgewertete Zeiträume

Tabelle 5 zeigt die im Rahmen dieser Arbeit untersuchten Zeiträume. Die Begründung für die Beschränkung des täglichen Stundenintervalls, wie sie in der letzten Spalte der Tabelle jeweils angegeben ist, wurde bereits in Abschnitt 3.2 erläutert.

Die Auswertung von Daten eines einzelnen Standortes bezieht sich immer auf Panel 10, was durch die Kalibrierung mit Hilfe des in nächster Nähe stehenden Solarimeters begründet ist (siehe Abschnitt 2.2). In den Zeiträumen 12. Mai – 5. Juni 1992 und 26. März – 31. Mai 1993 tritt Panel 6 an diese Stelle wegen eines Fehlers an der zweiten Meßkarte bzw. wegen einer Funktionsstörung von Panel 10 im April und Mai 1993. Eine Reihe weiterer ‘technischer’ Anmerkungen zu den zur Verfügung stehenden Daten befindet sich im Anhang.

Die Ergebnisse für die einzelnen Zeiträume in Tabelle 5 sind am Ende dieses Kapitels auf je einer Seite dargestellt. Auf sie wird bei der Diskussion im folgenden Bezug genommen.

Stundenmittel des Clearness Index

Betrachtet man die *Gesamtzahl aller Stunden* in den jeweiligen Zeiträumen nach dem Stundenmittel des Clearness Index \bar{k}_T^* aufgelöst (2. Spalte der Tabellen), so liegt im Sommerhalbjahr der größte Anteil im Intervall $0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$. In rund 70 % – 80 % aller Stunden ist $\bar{k}_T^* \geq 0.5$.

Bei den Zahlen für Mai/Juni und Juni/Juli ist zu beachten, daß wir viele Stunden, die uns nicht interessant erschienen (also ohne deutliche Fluktuationen), nicht abgespeichert haben. ‘Der’ August ist nicht repräsentativ, da lediglich 3 Tage zur Verfügung stehen und diese sich durch Wetter mit starken Fluktuationen auszeichnen.

Im Winterhalbjahr fällt der Anteil der Stunden mit $\bar{k}_T^* \geq 0.5$ bis auf nur noch 30 % um die Wintersonnenwende. Meist dominieren Stunden mit $\bar{k}_T^* \leq 0.3$.

Der Anteil der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ an der Gesamtzahl aller Stunden schwankt in den verlässlichen Zeiträumen (d.h. ab September, siehe die Bemerkungen oben) zwischen 20 % und 30 %. Nur um den Jahreswechsel fällt er unter 10 %.

Zeitraum		auszuwertende Stunden	Kriterium
1992 (MESZ)	12. Mai – 5. Juni	9:00 Uhr – 18:00 Uhr	$\cos \theta_z > 0.4$
	14. Juni – 23. Juli	9:00 Uhr – 18:00 Uhr	
	2. – 4. August	9:00 Uhr – 18:00 Uhr	
	8. – 22. September	10:00 Uhr – 17:00 Uhr	
(MEZ)	30. Okt. – 30. Nov.	11:00 Uhr – 14:00 Uhr	$\cos \theta_z > 0.2$
	1. – 31. Dezember	11:00 Uhr – 14:00 Uhr	
1993 (MEZ)	1. – 13. Januar	11:00 Uhr – 14:00 Uhr	$\cos \theta_z > 0.2$
	9. Februar – 9. März	10:00 Uhr – 15:00 Uhr	
	26. März – 30. April	9:00 Uhr – 16:00 Uhr	$\cos \theta_z > 0.4$
	1. – 31. Mai	8:00 Uhr – 17:00 Uhr	

Tabelle 5: **Ausgewertete Zeiträume.** θ_z ist der Zenitwinkel.

Sprunghäufigkeiten

Die Auflösung der *Stunden* mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ nach dem Clearness Index *und* der Anzahl der Sprünge N_s zeigt, daß N_s meist zwischen 15 und 50 liegt. Der Anteil solcher Stunden an allen Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ ist größer als etwa 50 %, wenn der Dezember und der Januar vernachlässigt werden. Mai/Juni und der September weichen zu größeren N_s ab.

Der Anteil der Stunden mit nicht mehr als 15 Sprüngen, die also kaum Fluktuationen aufweisen, schwankt stark. Er bleibt aber, unter Vernachlässigung des Dezembers (2 von insgesamt 3 Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ weisen nicht mehr als 15 Sprünge auf), unter 25 %. Betrachtet man den Februar/März als Ausreißer, bleibt er sogar unter 20 %.

$\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ ist ein geeignetes Kriterium für das relativ häufige Auftreten von Kurzzeitfluktuationen. Die Einzelfalluntersuchung zeigt, daß ein höherer Schwellwert (z.B. $\sigma_{k_T^*} \geq 0.25$) zwar nicht alle Stunden mit nicht mehr als 15 Sprüngen ausschließen würde, dafür aber viele mit einer größeren Sprungrate.

Es gibt zwei Tage mit mehr als einer Stunde, in der über 100 Sprünge auftreten: der in dieser Arbeit schon häufig erwähnte 6. Juli 1992 mit 3 Stunden, siehe zum Beispiel Abbildung 29, und der 9. April 1993 mit 2 solcher Stunden.

	Einzelstandort			Mittel 7 Standorte		
	$G_{hor,max}$	ΔG_{max}		$G_{hor,max}$	ΔG_{max}	
	(W/m^2)	(W/m^2)	(%)	(W/m^2)	(W/m^2)	(%)
Mai/Juni 1992	1027	559	54	1072	253	24
Juni/Juli 1992	1102	623	57	1115	260	23
August 1992	964	574	60	930	231	25
September 1992	877	434	50	880	166	19
Okt./Nov. 1992	499	158	31	493	61	12
Dezember 1992	305	62	20	303	23	8
Januar 1993	273	93	34	243	41	17
Feb./März 1993	638	282	44	621	125	20
März/April 1993	1014	537	53	969	224	23
Mai 1993	1187	686	58	1170	269	23

Tabelle 6: **Irradianzmaxima $G_{hor,max}$ und höchste Rampen ΔG_{max}** mit nicht mehr als 5 Sekunden Dauer. Der genaue Umfang der Auswertungszeiträume ist Tabelle 5 zu entnehmen.

Rampenanalyse

Der Vergleich der Rampenhäufigkeitsverteilungen ergibt für die Monate des Sommerhalbjahres eine ähnliche Struktur: Am häufigsten treten kurze, flache Rampen auf. Im Bereich über $200 W/m^2$ liegen die meisten Rampen zwischen 4 s und 8 s.

Rampen unter $40 W/m^2$ haben wir nicht in die Grafiken aufgenommen, da sie alle höheren unsichtbar machen würden. Im Juni/Juli 1992 treten zum Beispiel 7500 Rampen unter $40 W/m^2$ mit einer Dauer von 1 s auf, diejenigen mit 5 s Dauer immerhin noch 1300mal. Die ‘Mauern’, die in den 18 s-Spalten entstehen, sind dadurch bedingt, daß sie alle Ereignisse $\geq 18 s$ enthalten.

Auffällig ist, daß die Grafiken für August und September bezüglich Anzahl und Verteilung der Rampen sehr ähnlich sind, obwohl die Länge der Zeiträume mit 3 bzw. 15 Tagen deutlich unterschiedlich ist. An den 3 August-Tagen haben 16 (von 26) Stunden ein $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$. Dies zeigt, wie stark ein ‘Cluster’ von Tagen mit Fluktuationswetter die Rampenhäufigkeitsverteilung beeinflussen kann.

Eine Grafik einer durch räumliche Mittelung über mehrere, hier 7, Standorte entstandene Häufigkeitsverteilung wird nur für den Mai 1993 gezeigt. Denn auch in diesem Fall ist die Struktur der Grafiken in verschiedenen Zeiträumen ähnlich: Die Linie, die das Feld (1 s, $40 - 80 W/m^2$) und das Feld (18 s, größte Rampenhöhe der Einzelzeitreihe) verbindet, grenzt jeweils den Bereich ein, in dem Rampen auftreten.

Die Zeitreihe des Einzelstandortes im Mai 1993 hat als einzige (zwei) Rampen, die mit maximal $686 W/m^2$ Bestrahlungsstärkeänderung (in 5 s bzw. 18 s) über das

in den Grafiken gezeigte Intervall hinausgehen. Nahe der Wintersonnenwende wird die Höhe der Rampen im Vergleich dazu bedeutungslos.

Irradianzmaxima und höchste Rampen

Tabelle 6 zeigt die Irradianzmaxima der einzelnen Monate und vergleicht diese mit den jeweils höchsten auftretenden Rampen mit einer Dauer von nicht mehr als 5 s.

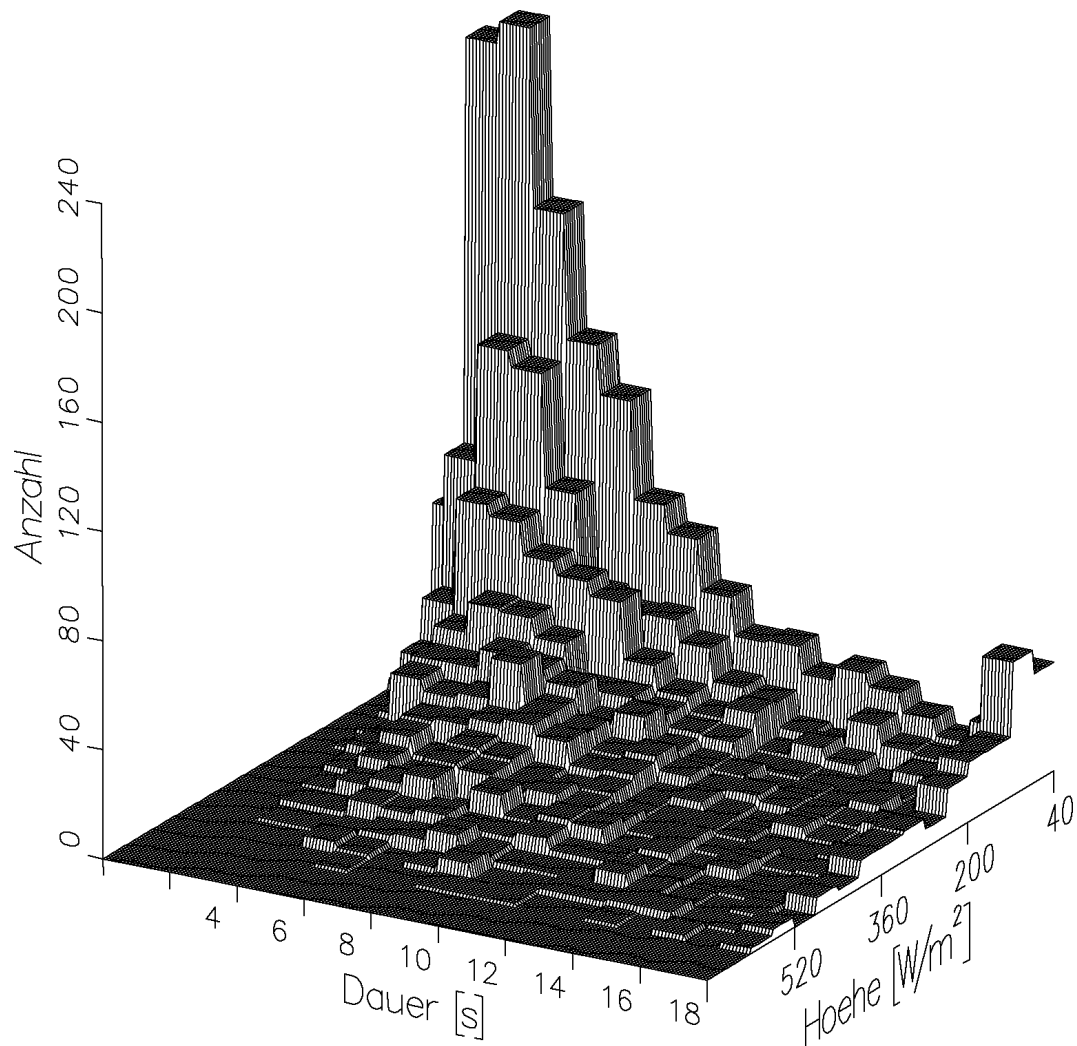
Der jahreszeitliche Trend der maximalen *absoluten* Rampenhöhe war zu erwarten. Überraschend ist dagegen, daß die höchsten Rampen auch *relativ* zum Irradianzmaximum einen Sommer-Winter-Trend zeigen.

Zusammenfassung

Die Auswertung längerer Zeiträume bestätigt die Ergebnisse der vorangehenden Kapitel. $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$ erweist sich als brauchbares Kriterium für häufiges Auftreten von Kurzzeitfluktuationen. Die quantitativen Aussagen zu den jahreszeitlichen Trends müßten durch Messungen über mehrere Jahre abgesichert werden.

Mai/Juni 1992

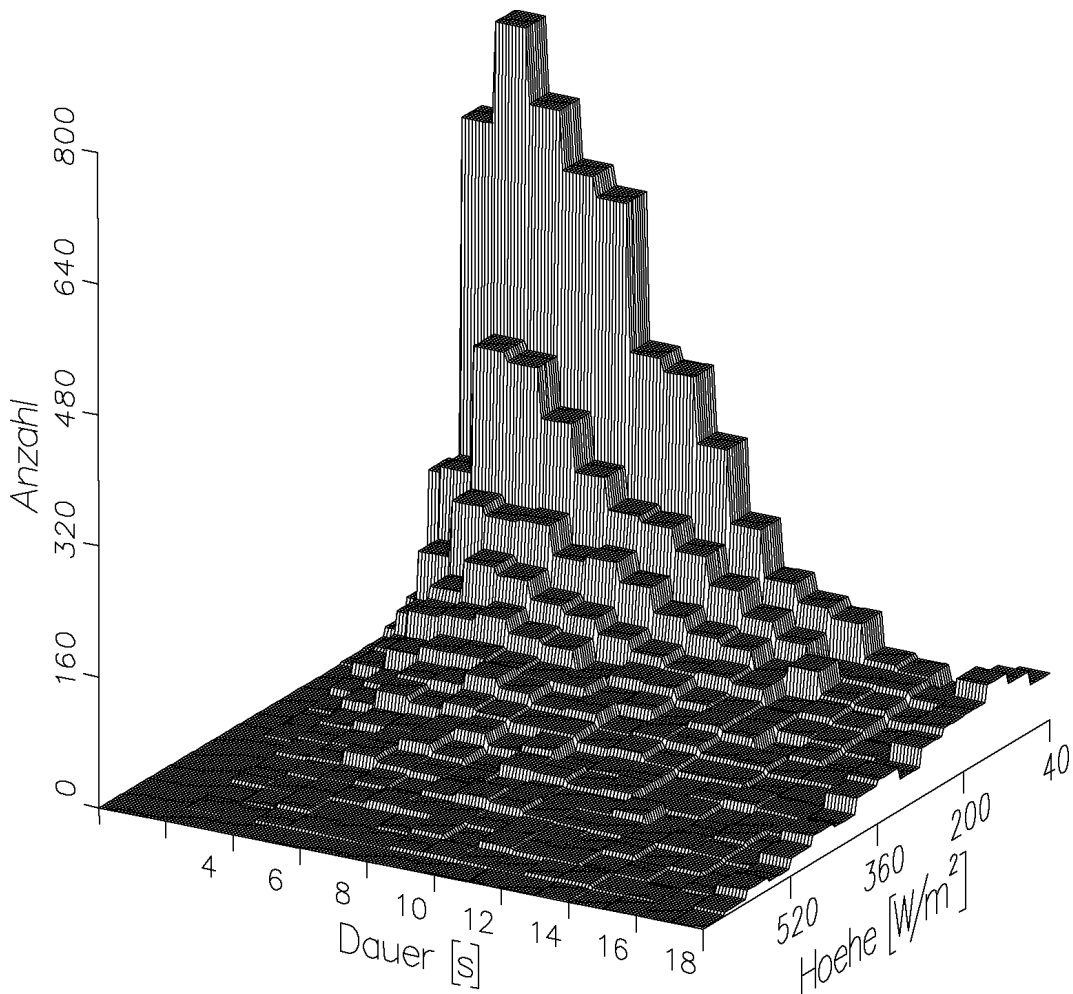
Auswertbare Stunden: 128 von 225 (25 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	32	1	0	1	0	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	39	15	1	10	3	1
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	23	10	2	2	6	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	14	2	0	1	1	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	20	0	0	0	0	0
	128	28	3	14	10	1

Juni/Juli 1992

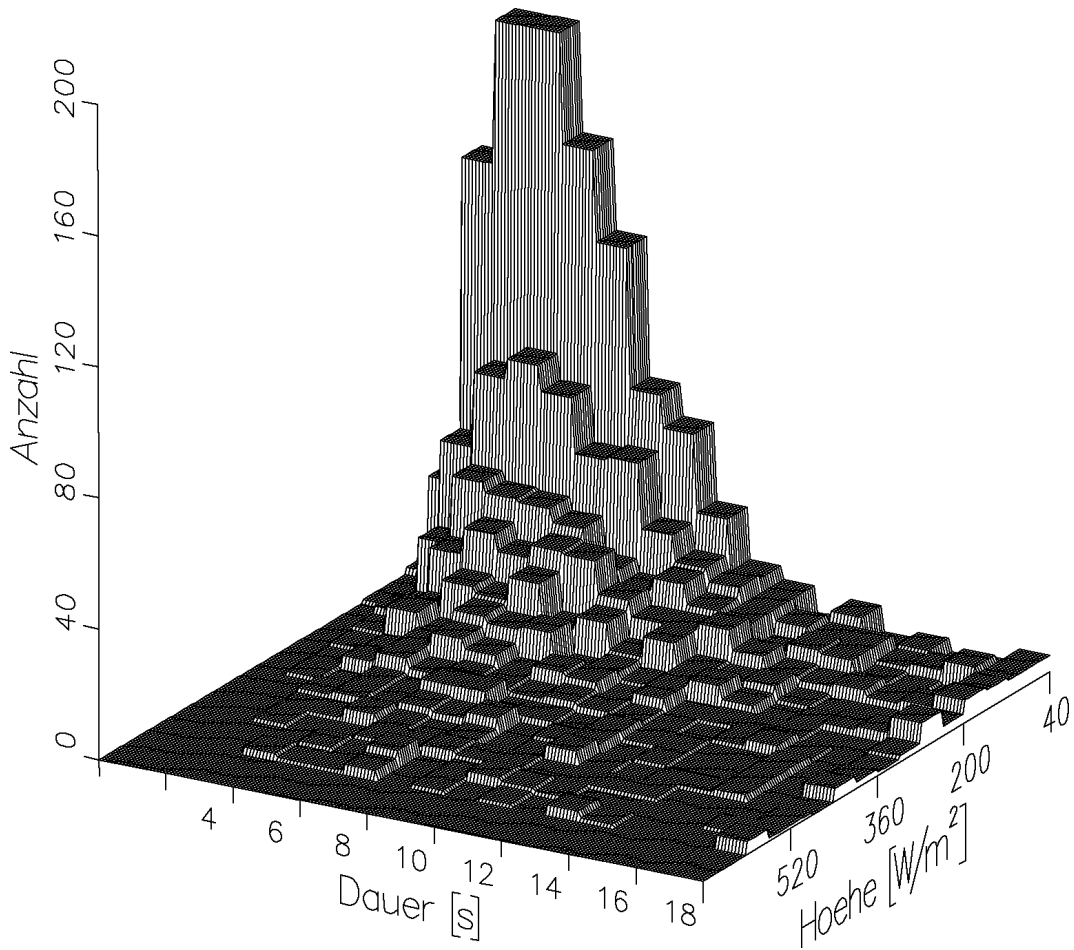
Auswertbare Stunden: 237 von 360 (40 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	39	7	0	4	3	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	84	61	11	35	11	5
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	57	40	3	24	11	1
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	30	5	2	3	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	28	0	0	0	0	0
	237	113	16	66	25	6

August 1992

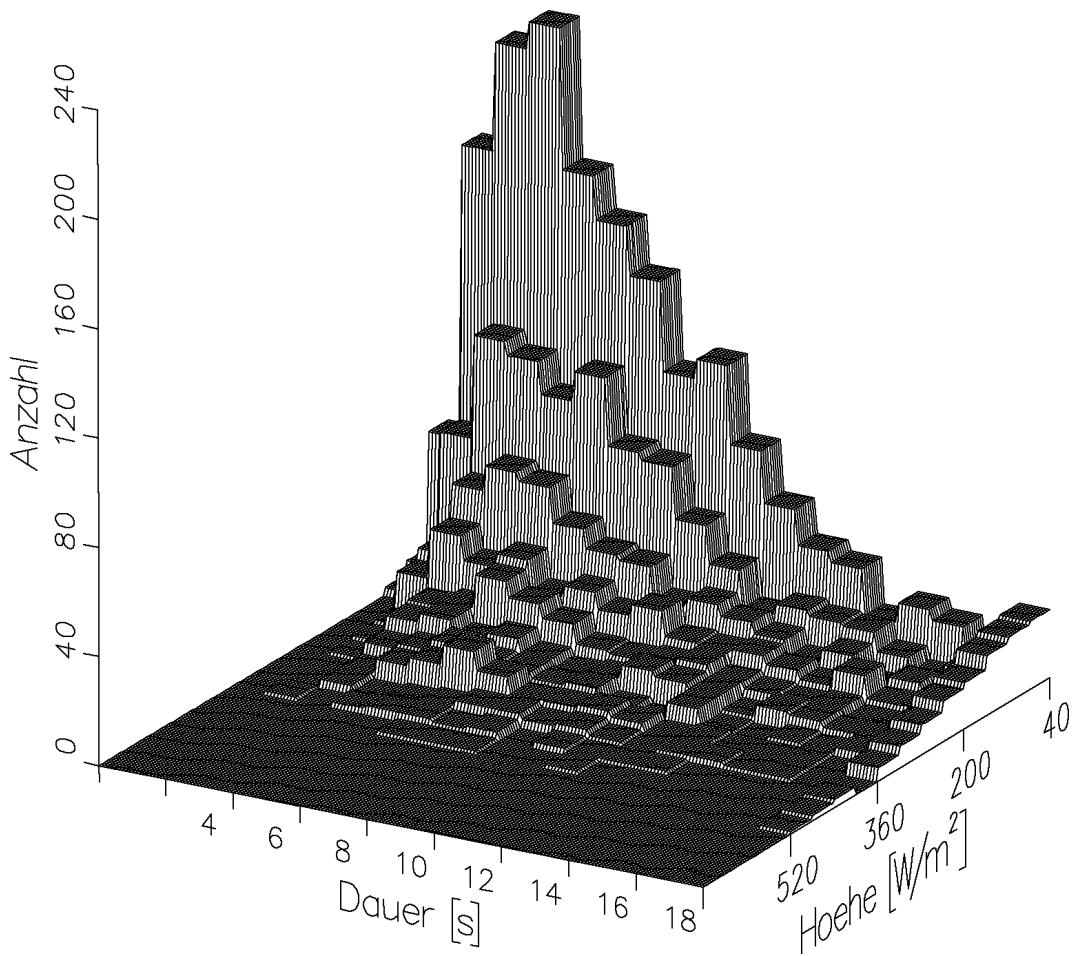
Auswertbare Stunden: 26 von 27 (3 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	3	3	0	2	1	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	9	5	0	4	0	1
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	9	6	0	6	0	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	5	2	1	1	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	0	0	0	0	0	0
	26	16	1	13	1	1

September 1992

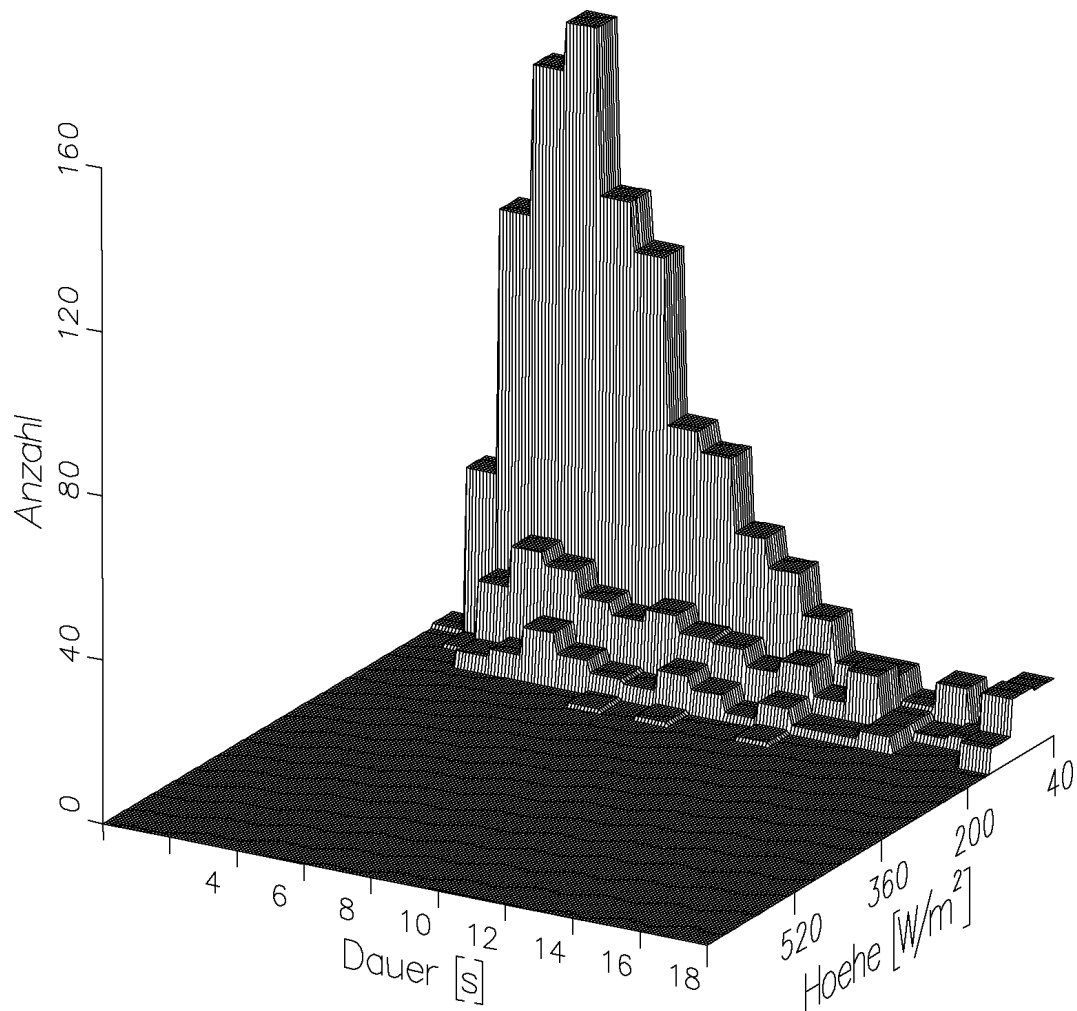
Auswertbare Stunden: 106 von 106 (15 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	22	2	0	0	2	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	29	9	0	4	5	0
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	25	11	1	7	3	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	14	1	1	0	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	15	0	0	0	0	0
	106	23	2	11	10	0

Oktober/November 1992

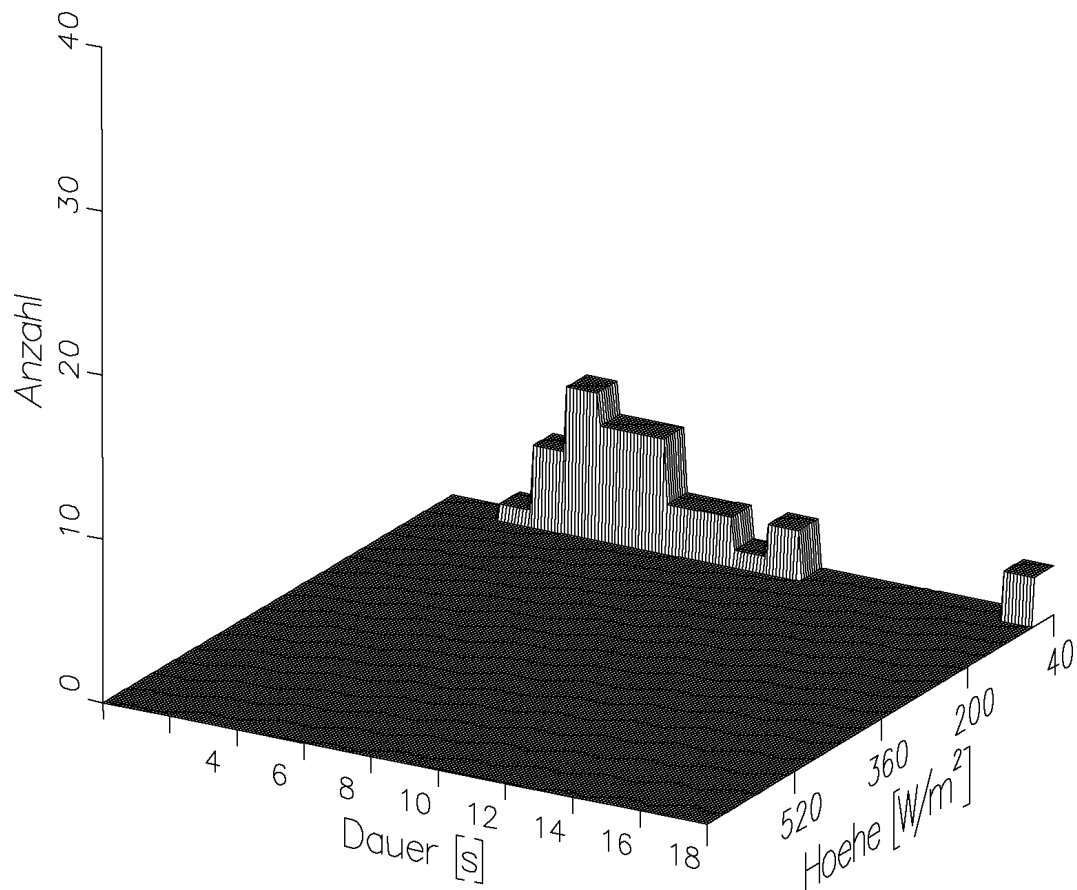
Auswertbare Stunden: 94 von 96 (32 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	15	3	1	2	0	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	24	11	2	7	2	0
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	17	9	1	6	2	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	15	2	1	1	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	23	0	0	0	0	0
	94	25	5	16	4	0

Dezember 1992

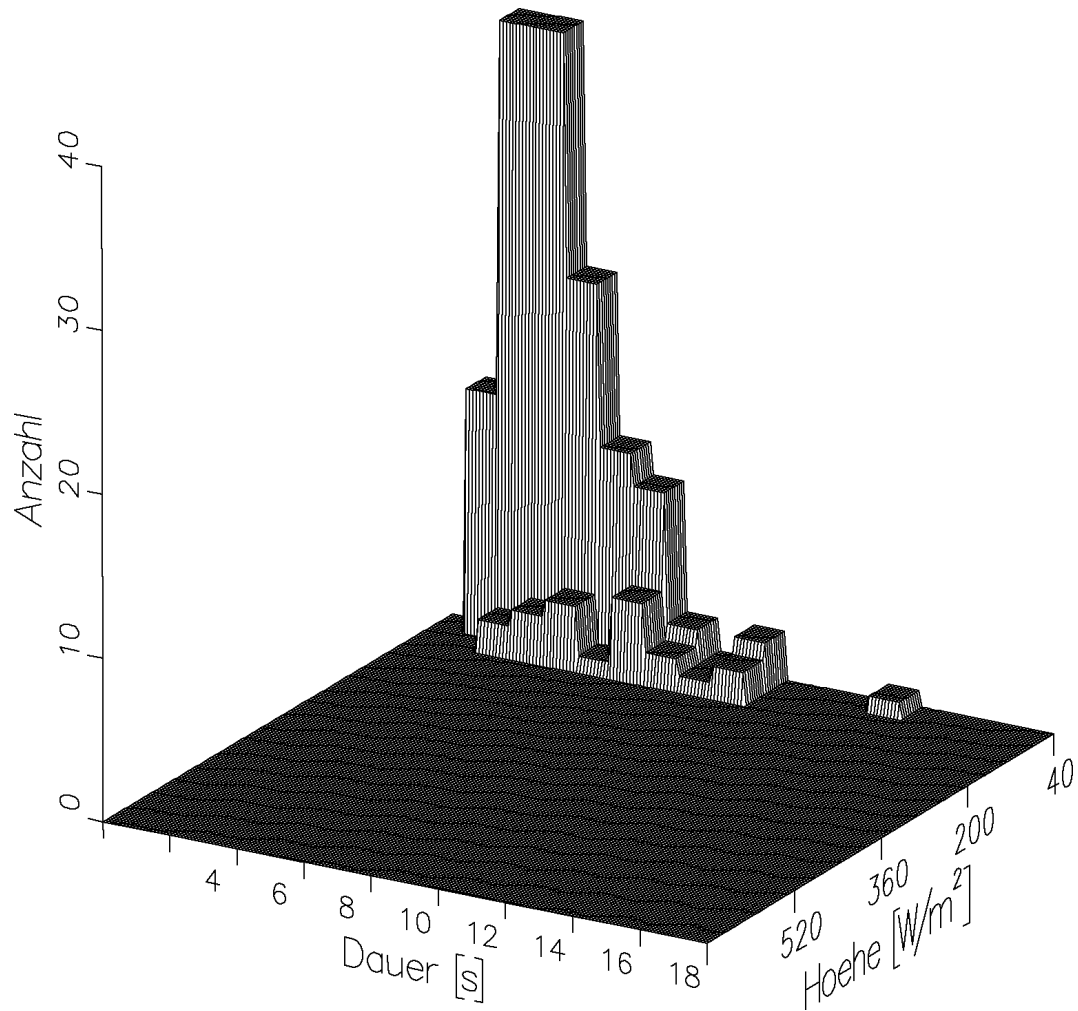
Auswertbare Stunden: 92 von 93 (31 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	12	0	0	0	0	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	10	2	1	1	0	0
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	9	1	1	0	0	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	19	0	0	0	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	42	0	0	0	0	0
	92	3	2	1	0	0

Januar 1993

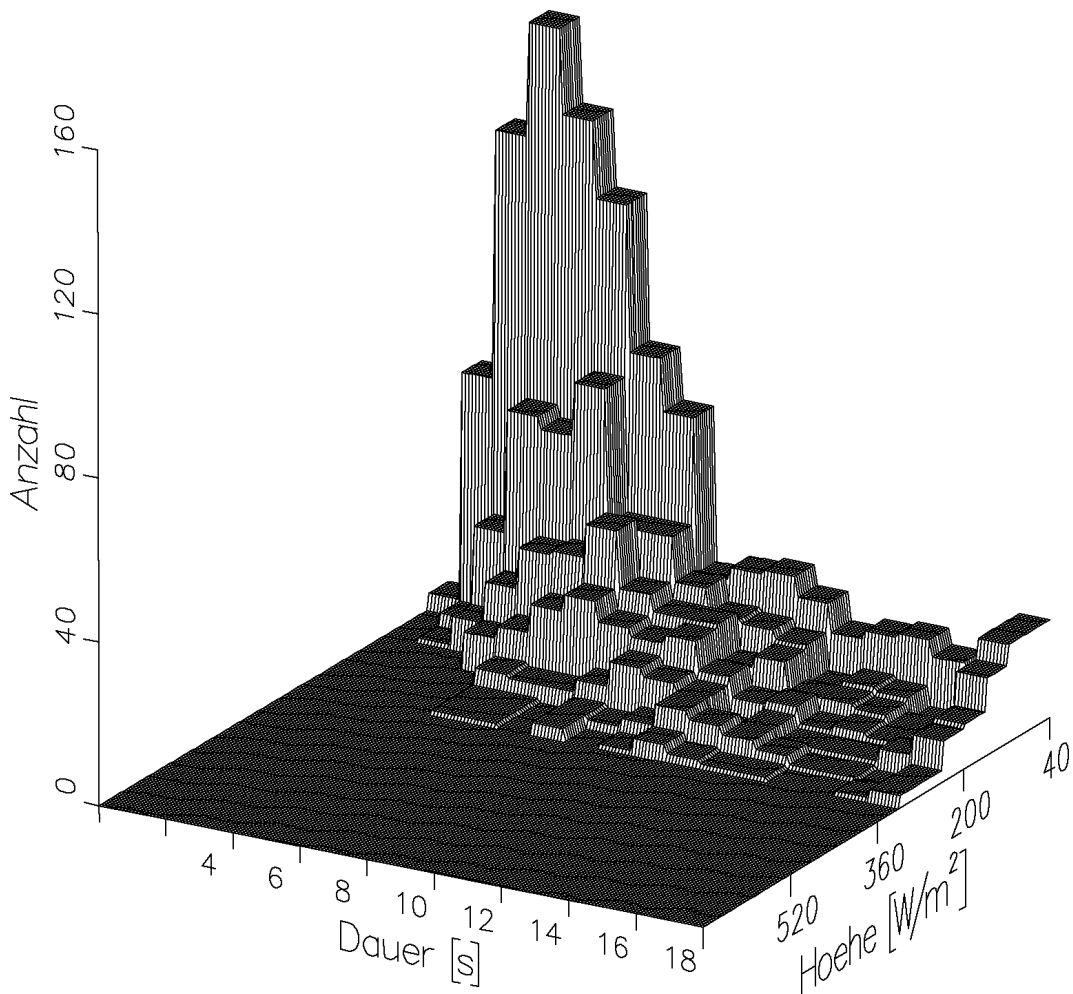
Auswertbare Stunden: 39 von 39 (13 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	0	0	0	0	0	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	7	1	0	0	0	1
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	5	1	0	1	0	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	12	0	0	0	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	15	0	0	0	0	0
	39	2	0	1	0	1

Februar/März 1993

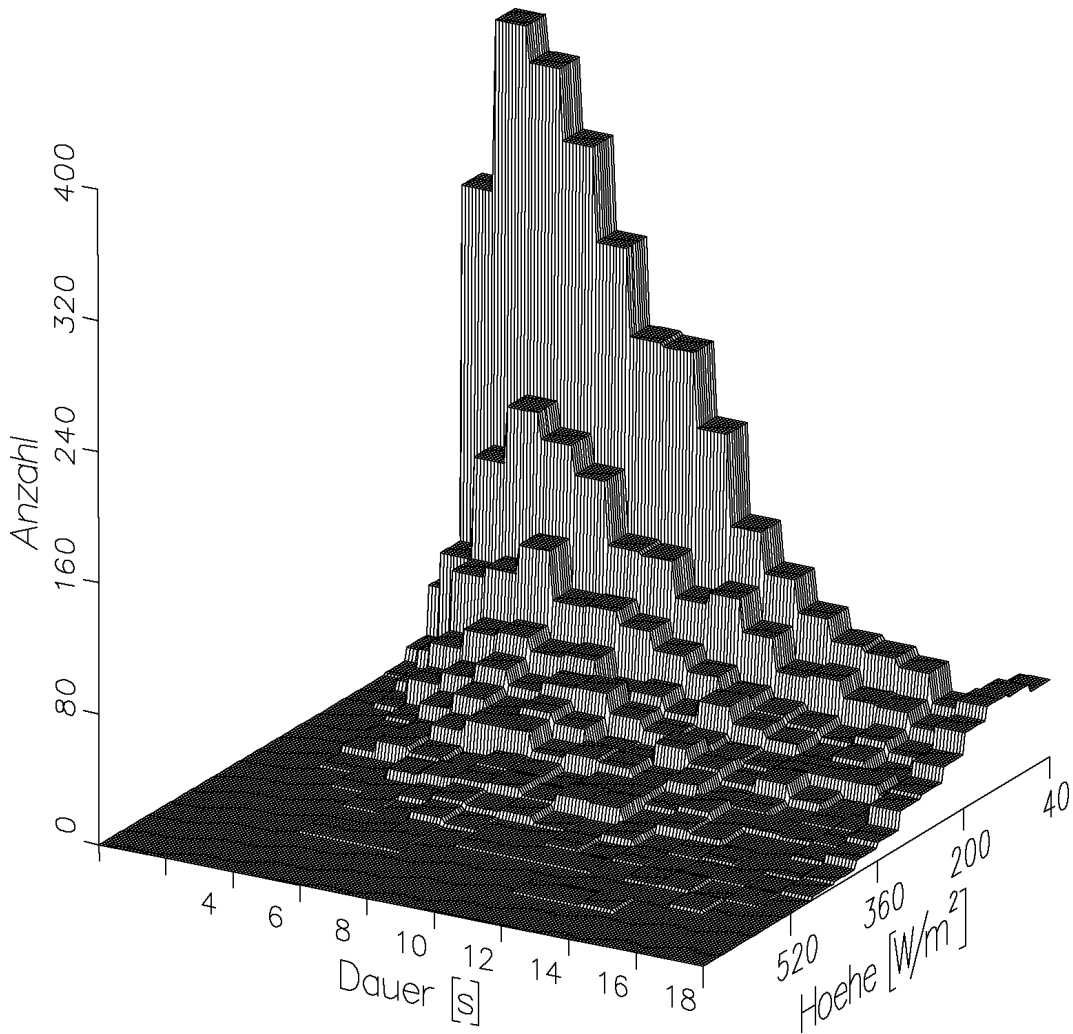
Auswertbare Stunden: 141 von 145 (29 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	29	4	0	3	1	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	21	5	0	3	1	1
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	12	3	0	2	0	1
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	19	6	3	3	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	60	0	0	0	0	0
	141	18	3	11	2	2

März/April 1993

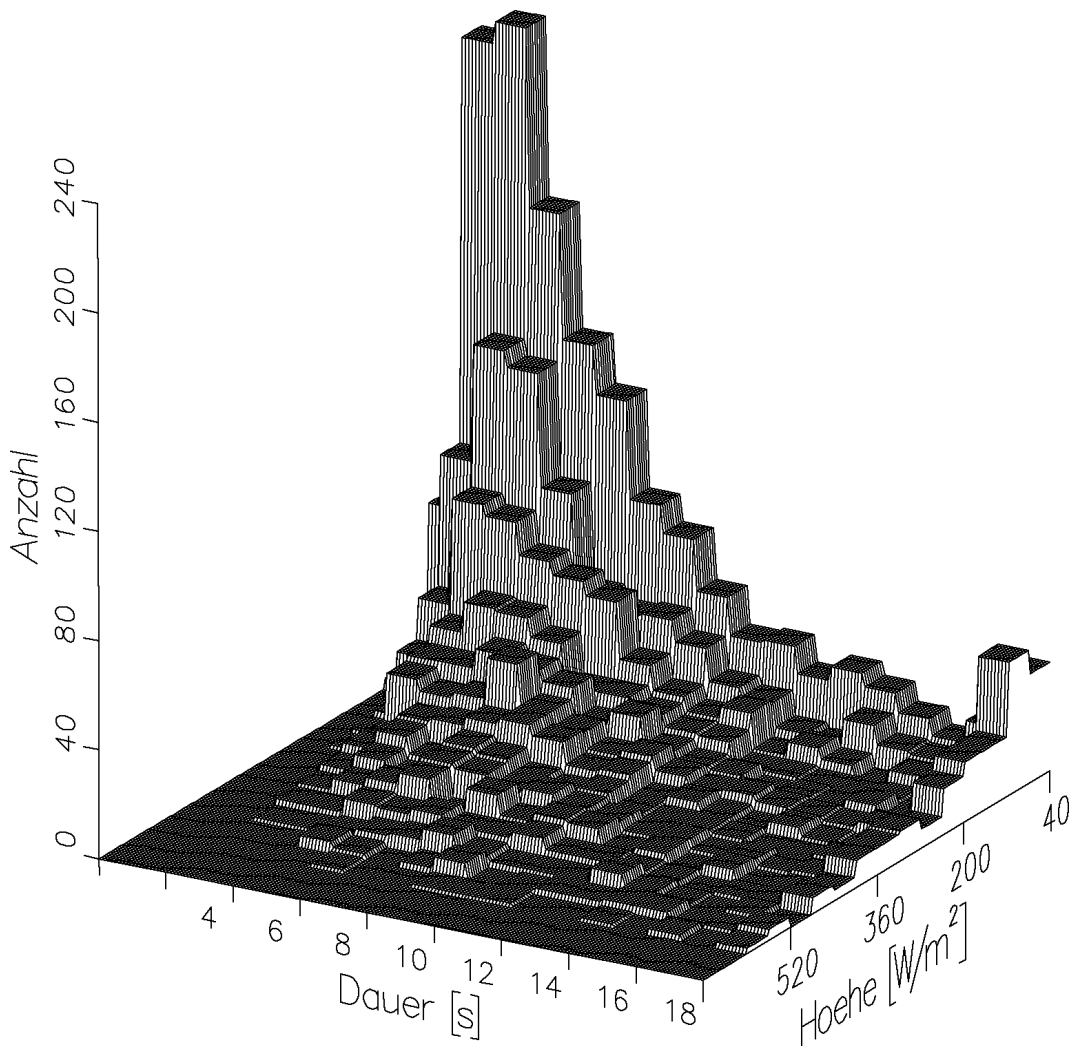
Auswertbare Stunden: 245 von 252 (36 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	48	7	2	2	2	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	76	18	1	12	3	2
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	52	20	6	11	3	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	29	5	3	2	0	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	40	0	0	0	0	0
	245	50	12	28	8	2

Mai 1993

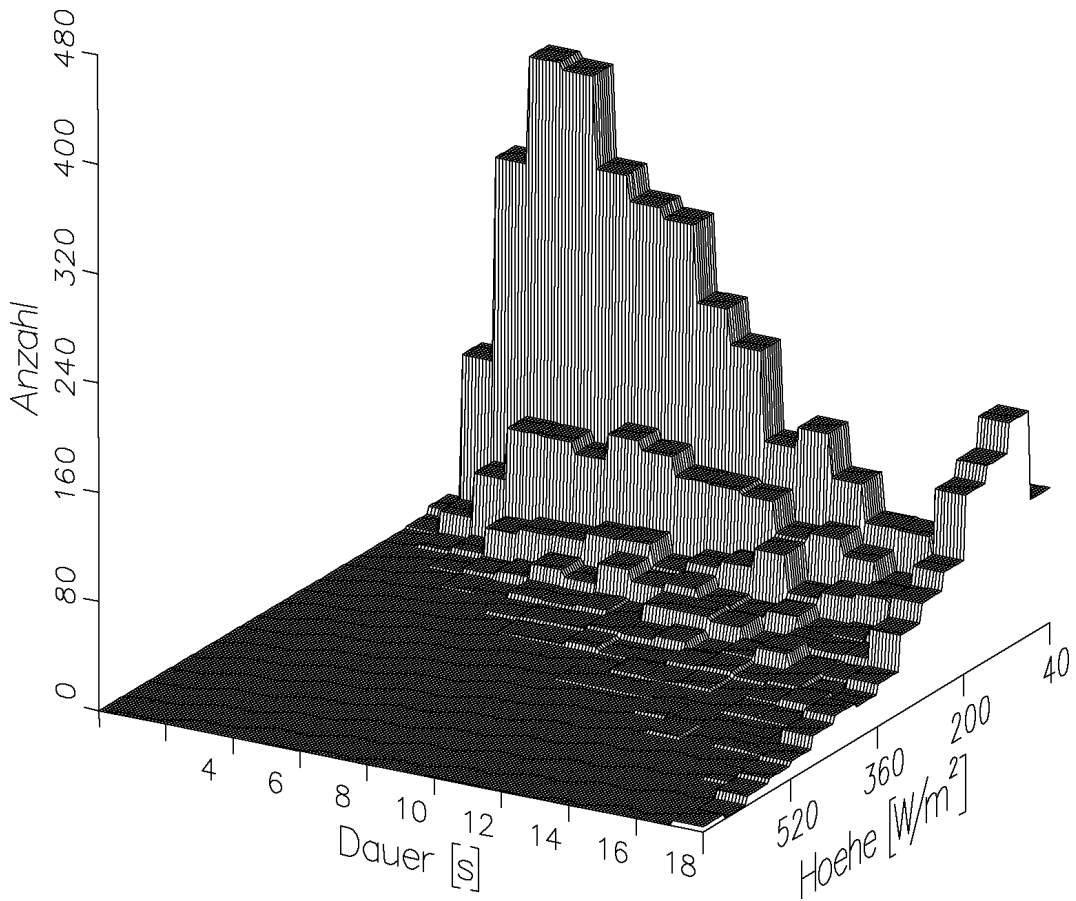
Auswertbare Stunden: 275 von 279 (31 Tage)



\bar{k}_T^*	Zahl der Stunden	Zahl der Stunden mit $\sigma_{k_T^*} \geq 0.2$				
		alle	$N_s \leq 15$	$15 < N_s \leq 50$	$50 < N_s < 100$	$100 \leq N_s$
$\bar{k}_T^* \geq 0.9$	52	4	0	4	0	0
$0.9 > \bar{k}_T^* \geq 0.7$	80	30	3	17	10	0
$0.7 > \bar{k}_T^* \geq 0.5$	51	27	3	22	2	0
$0.5 > \bar{k}_T^* \geq 0.3$	47	11	5	5	1	0
$0.3 > \bar{k}_T^*$	45	0	0	0	0	0
	275	72	11	48	13	0

Mai 1993

Rampen-Häufigkeitsverteilung der über 7 Standorte gemittelten Zeitreihe



6 Wolkenmodell

Ein Ziel dieser Arbeit ist, die Fluktuationen der Irradianzzeitreihen auf Wolkenfeldstrukturen zurückzuführen.

Ähnliches wurde von [Popławska/Wieting 1993] in ihrer Diplomarbeit geleistet. Sie haben ein Wolkenmodell entwickelt und damit Einstrahlungsdaten synthetisiert. Wir testen das Wolkenmodell, indem wir die Eigenschaften der synthetisierten Daten untersuchen. Der folgende Abschnitt gibt einen Überblick über die Entwicklung des Wolkenmodells. Danach werden die Testmethoden und -ergebnisse vorgestellt.

6.1 Synthese von Strahlungszeitreihen aus Wolkenfeldstrukturen

[Popławska/Wieting 1993] haben aus Wolkenfotografien als charakteristische Größe zur Beschreibung von Wolkenfeldern die fraktale Dimension der Wolkenkanten ermittelt. Das geschah in mehreren Schritten :

- Die Wolkenfotografien wurden als Grauwertbilder in eine Bildverarbeitungsanlage eingelesen und dort in Binärbilder umgewandelt.
- Aus den Binärbildern wurden durch Laplace-Filterung Wolkenkantenbilder gewonnen.
- Den Wolkenkanten konnten mit einem Box-Counting-Verfahren zwei fraktale Dimensionen zugewiesen werden (je eine Dimension für verschiedene Skalen der Bilder).

Die fraktalen Dimensionen wurden zusammen mit dem in Abschnitt 4.2 definierten Bedeckungsgrad B_F als Eingangsgrößen benutzt, um Wolkenmuster auf dem Computer zu generieren. Dazu wurde ein Mittelpunktverschiebungs-Verfahren verwendet [Scholl/Pfeiffer 1991]. Die Wolkenmuster wurden als Bilder der Größe 513×513 Pixel¹⁷ erzeugt und als Wolkenschatten auf dem Erdboden interpretiert ('flache Wolken').

Aus einer Folge von Fotografien vom 27. Mai 1992, aufgenommen im Minutenabstand, ermittelten [Popławska/Wieting 1993] die Geschwindigkeit der Wolken zu 1.7 Pixel/s . Durch Vergleich mit der Geschwindigkeit $v = 12 \text{ m/s}$, die für den gleichen Zeitraum durch Korrelationsanalyse aus unseren Einstrahlungsdaten gewonnen wurde (siehe Abschnitt 3.3), konnte der Maßstab der Wolkenmuster bestimmt werden. Die Auflösung liegt demnach bei 7.1 m/Pixel und die 513×513 -Pixel-Bilder entsprechen einem Ausschnitt aus dem Himmel von $3.6 \text{ km} \times 3.6 \text{ km}$.

¹⁷Ein Pixel ist ein Bildelement (*picture element*).

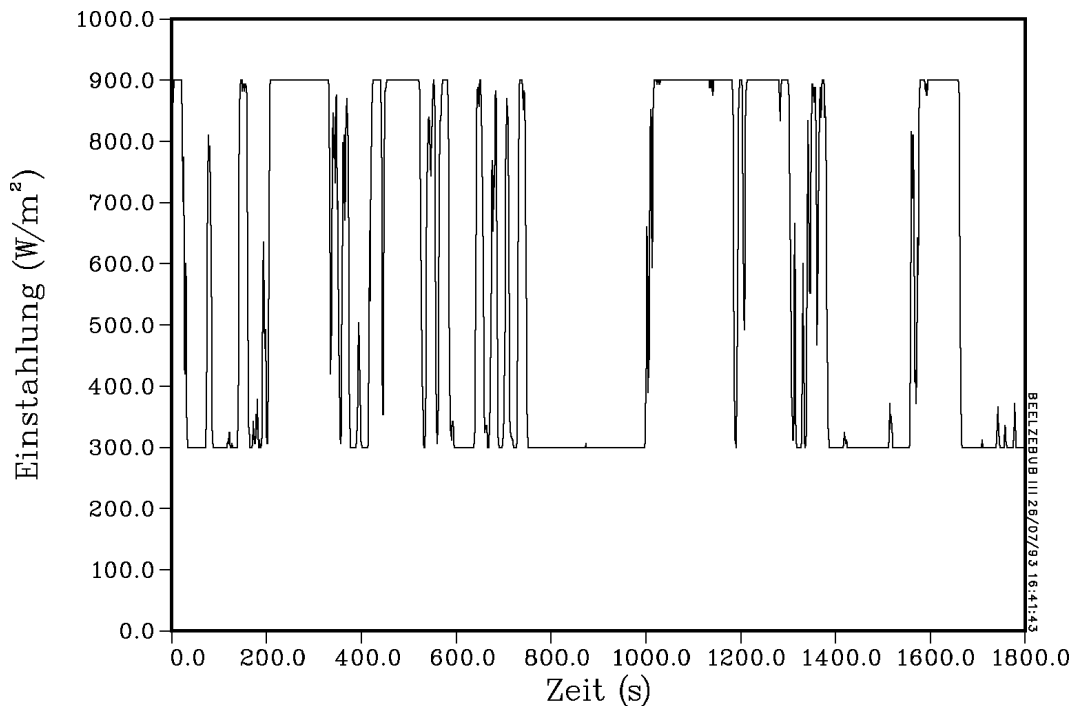


Abbildung 39: **Beispiel einer synthetisierten Zeitreihe $G_{syn}(t)$** mit einer Länge von 30 min. $B = 50 \%$, $v = 14 \text{ m/s}$.

Wolkenzug läßt sich dadurch realisieren, daß Schnitte durch die Wolkenschatten vorgenommen werden. Die entstehenden binären Folgen werden als Strahlungszeitreihen $x(t)$ aufgefaßt. In solchen Binär-Zeitreihen treten zunächst nur Rampen mit einer Dauer auf, die der Länge eines Pixels entspricht. Um eine Annäherung dieser Reihen an die gemessenen zu erreichen, werden im Wolkenbild die Übergänge von bewölkten zu unbewölkten Zuständen, d.h. die Wolkenkanten, mit einem Filter verschliffen. Es entstehen Wolkenränder, die 12 Pixel breit sind.

Das Ergebnis einer Zeitreihen-Synthese ist in Abbildung 39 zu sehen.

Zur fraktalen Dimension

Einer Linie in einer Ebene kann eine Zahl D_L zugeordnet werden, die ausdrückt, wie kurvig und verwinkelt diese Linie ist und wie gut sie die Ebene ausfüllt. Liegt D_L nahe bei 1, so ähnelt die Linie einer Geraden oder glatten Linie, je näher D_L bei der Zahl 2 liegt, desto flächenfüllender ist die Linie. D_L wird fraktale Dimension genannt.

Die fraktale Dimension der Wolkenkanten wurde durch ein numerisches Verfahren, das Box-Counting-Verfahren, ermittelt. Dabei wird die Ebene, in der sich die zu untersuchende Struktur befindet, mit einem quadratischen Gitter der Kantenlänge ϵ überdeckt. $N(\epsilon)$ bezeichnet dann die Anzahl der Quadrate, die ausreicht, die Struk-

tur zu überdecken. Als Box-Counting-Dimension ist dann der Wert

$$D_L = \frac{\Delta \ln N(\epsilon)}{\Delta \ln(1/\epsilon)}$$

definiert. Die fraktale Dimension ergibt sich so aus der Steigung der Geraden, die entsteht, wenn $\ln N(\epsilon)$ gegen $\ln(1/\epsilon)$ aufgetragen wird.

Im Falle der Wolkenkanten läßt sich die entstehende Punkteschar jedoch nicht durch eine einzige Gerade verbinden. Man benötigt vielmehr zwei Geradenabschnitte verschiedener Steigung. Das bedeutet, daß die Wolkenumrisse auf verschiedenen Skalen verschiedene Dimensionen besitzen. Der Skalensprung erfolgt bei etwa 1/10 der Bildgröße, was ungefähr 50 Pixeln entspricht. Für die großskalige Dimension ergibt sich für Cumulus-Wolken ein Wert von $D_{gr} = 1.90$, für die kleinskalige Dimension ergibt sich jedoch ein Wert von $D_{kl} = 1.33$ (mit Fotos vom 20. September 1991 und vom 27. Mai 1992). Im Kleinen sind die Wolkenumrisse also nicht so verwinkelt wie im Großen.

Generierung fraktaler Konturen durch Isolinien auf fraktalen Oberflächen

Ein Koordinatenfeld $r = (x, y)$ der Größe 513×513 Pixel kann durch das Mittelpunktverschiebungs-Verfahren mit Höhenwerten $F(r)$ belegt werden, so daß eine Oberfläche mit einer vorgegebenen fraktalen Dimension D_F entsteht. D_F kann Werte zwischen 2 und 3 annehmen. Liegt D_F nahe bei 2, ist die Oberfläche sehr flach, liegt D_F dagegen nahe bei 3, ergibt sich ein zerklüftetes Gebirge.

Das Mittelpunktverschiebungs-Verfahren benötigt $k = 9$ Berechnungszyklen, um für ein Feld der Kantenlänge $513 = 2^k + 1$ eine fraktale Oberfläche zu erzeugen. Ausgegangen wird von den vier Eckpunkten des Feldes. Diese werden zufällig mit Höhenwerten belegt. Danach wird dem Punkt in der Mitte des Feldes ein Höhenwert zugewiesen. Hierzu wird der Mittelwert der Eckpunkte berechnet, und zu diesem ein Zufallswert addiert, der eine gewisse Größe nicht überschreiten darf. Auch die Mittelpunkte der Feldkanten werden auf diese Art berechnet.

Hierdurch sind vier Teilfelder entstanden, deren Eckpunkte mit Höhenwerten besetzt sind. Es beginnt der zweite Berechnungszyklus. Das Verfahren wird durch die Abbildung 40 verdeutlicht.

Da aus den Wolkenfotografien verschiedene Dimensionen für verschiedene Skalen der Bilder bestimmt wurden, wird nach dem 3. Berechnungszyklus die Dimension gewechselt. Das entspricht einem Wert $\epsilon = 0.125$.

Ein waagerechter Schnitt durch die entstandene Oberfläche ergibt Isolinien (Linien gleicher Höhe) mit der Dimension $D_L = D_F - 1$. Diese Linien werden als Wolkenumrisse interpretiert.

Der Schnitt wird so ausgeführt, daß die fraktale Oberfläche auf ein zweidimensionales Binärbild reduziert wird. Dies wird dadurch erreicht, daß alle Funktionswerte unterhalb eines Schwellwerts S auf Null (= bewölkt), oberhalb von S auf Eins (=

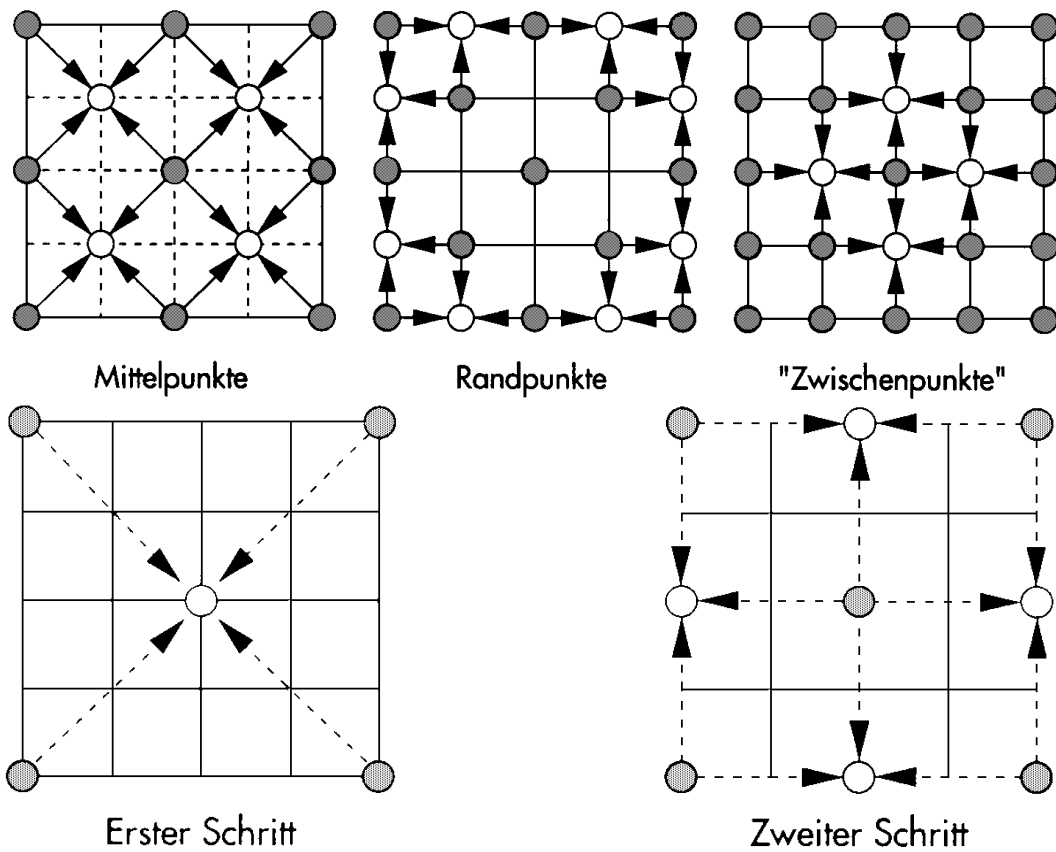


Abbildung 40: **Verdeutlichung des Mittelpunktschiebungs-Verfahrens**, oben: erster Berechnungszyklus, unten: zweiter Berechnungszyklus. Aus den vier Eckpunkten werden schrittweise alle anderen Bildpunkte durch Mittelung der umliegenden (markierten) Werte und Addition eines Zufallswertes berechnet [Scholl/Pfeiffer 1991].

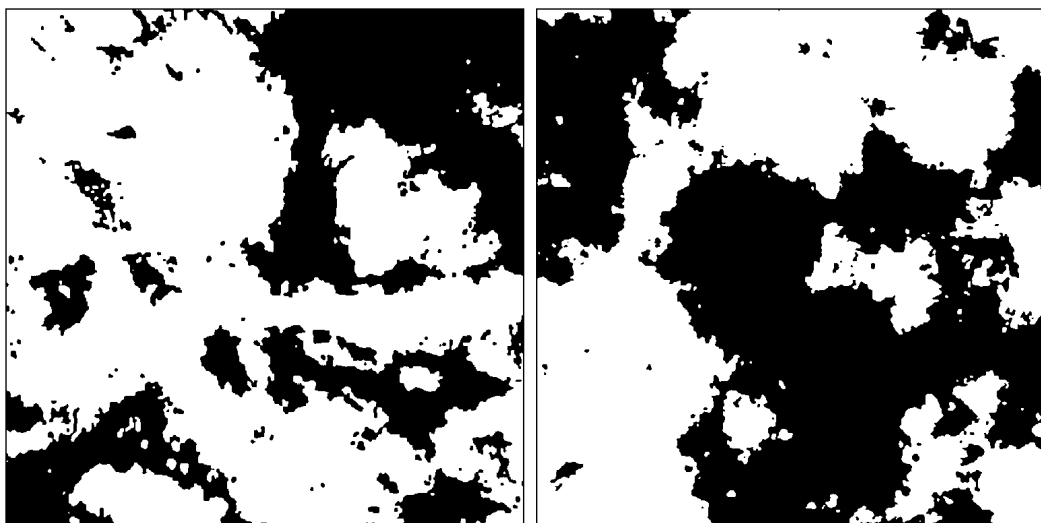


Abbildung 41: Vergleich eines binärisierten Wolkenfotos (links) mit einem generierten Muster (rechts) [Popławska/Wieting 1993].

unbewölkt) gesetzt werden. Der gewünschte Bedeckungsgrad B_F bestimmt den Betrag von S . Zunächst wird die Häufigkeitsverteilung $N(F(r))$ aller vorkommenden Höhenwerte der Oberfläche erstellt. S wird dann so gelegt, daß

$$\sum_0^S N(F(x,y)) = B_F$$

ist. Der Bedeckungsgrad wird auf diese Weise mit ungefähr 1% Genauigkeit realisiert.

Abbildung 41 vergleicht ein binärisiertes Wolkenfoto mit einem durch das Mittelpunktverschiebungs-Verfahren generierten Muster. Es läßt sich allein durch Hinsehen nicht entscheiden, welches das 'echte' und welches das 'künstliche' Wolkenbild ist.

6.2 Tests des Wolkenmodells

Die synthetisierten Zeitreihen werden mit den für gemessene Zeitreihen benutzten Methoden getestet. Das Wolkenmodell kann dann als gut angesehen werden, wenn es gewünschte Eigenschaften wie *ähnliche Anzahl von Sprüngen* oder *gleiche Verweildauerverteilungen* wie die Meßwerte aufweist.

Implementierung des Meßaufbaus

Zum Test des Wolkenmodells lassen wir in Simulationen die Wolkenschatten mit einer Geschwindigkeit von 14 m/s in Ost-West-Richtung über die Koordinaten unseres Meßaufbaus ziehen (siehe Abbildung 2). Das Simulationsprogramm liefert dann für diese Koordinaten einen Datensatz mit 15 synthetisierten Zeitreihen.

Weil unser Meßaufbau eine räumliche Ausdehnung von ca. $200\text{ m} \times 200\text{ m}$ hat, die Wolkenbilder aber ungefähr eine Fläche von $3.6\text{ km} \times 3.6\text{ km}$ darstellen, können mit jedem Bild mehrere Datensätze erzeugt werden. Dazu wird der Meßaufbau senkrecht zur Wolkenzugrichtung mehrmals implementiert. Auf diese Weise werden wir fünf simulierte Meßfelder aus, die real etwa 700 m weit auseinanderliegen würden.

Zur Erzeugung von Zeitreihen der Länge einer Stunde, werden 14 aufeinanderfolgende Wolkenbilder benötigt. Dabei wird jedem Bild der rechte Rand des vorangegangenen Bildes übergeben. Die Bilder sind aber nicht miteinander korreliert.

Auf diese Weise haben wir für die Bedeckungsgrade $B_F = 40\%$, $B_F = 50\%$ und $B_F = 70\%$ je fünf Datensätze erhalten.

Durch den Algorithmus bedingte Grenzen des Modells

Die synthetisierten Zeitreihen $x(t)$ liegen zunächst (trendfrei) als ganze Zahlen mit $0 \leq x(t) \leq 100$ vor. Die Werte können durch einfache Transformationen in Irradianzwerte $G_{min} \leq G_{syn}(t) \leq G_{max}$ oder Clearness Indizes $k_{T,min}^* \leq k_{T,syn}^*(t) \leq k_{T,max}^*$ umgerechnet werden. Für Abbildung 39 wurde folgende Zuordnung benutzt:

$$G_{syn}(t) = \frac{G_{max} - G_{min}}{100} \cdot x(t) + G_{min} ,$$

wobei $G_{min} = 300\text{ W/m}^2$ und $G_{max} = 900\text{ W/m}^2$ sind. Auffällig ist, daß die synthetisierten Zeitreihen, anders als die gemessenen, sehr ‘rechteckig’ aussehen (vgl. Abbildungen 29 oder 30 mit Abbildung 39). Zum einen wird die Transmission der Wolken als gleichmäßig angenommen, zum anderen wird die Möglichkeit von Reflexionen an Wolken, die zu Irradianzwerten führen, die höher sind als der *clear sky*-Wert, vom Modell nicht berücksichtigt.

Deshalb sind die Moden der $k_{T,syn}^*$ ungefähr $k_{T,min}^*$ und $k_{T,max}^*$, anders als in Abschnitt 4.1. Die Häufigkeitsverteilungen der Werte $k_{T,syn}^*$ werden sich also nicht, wie dort, durch eine Linearkombination zweier Beta-Verteilungen darstellen lassen.

Sprünge und Bedeckungsgrade

Wir berechnen die Zahl der Sprünge N_s der Zeitreihen $x(t)$ vom Modus 0 zum Modus 100 und den Bedeckungsgrad B wie in den Abschnitten 4.3 bzw. 4.2. Als Schwellwert zwischen ‘klar’ und ‘bedeckt’ wurde der Wert $x(t) = 50$ gewählt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 aufgeführt.

Obwohl die einzelnen Zeitreihen zu einem gegebenen B_F alle aus einer Bilderreihe stammen, geben die Bedeckungsgrade B , die über die Zeitreihen ermittelt werden, den Flächen-Bedeckungsgrad B_F nicht genau wieder. Es können Abweichungen bis zu 14% auftreten, $B = B_F \pm 14\%$.

Auch die Zahl der Sprünge variiert zwischen den einzelnen Realisationen. Es treten jedoch immer mehr als 60 Sprünge auf. Diese Zahl ist hoch verglichen mit unseren Meßwerten, bei denen meistens weniger als 50 Sprünge auftreten (vgl. Kapitel 5). Das könnte ein Hinweis darauf sein, daß für Stundenintervalle der Himmel mit zu kleinen oder zu vielen Strukturen überdeckt wird. Oder, daß die synthetischen

Zeitreihe	$B_F = 40\%$	$B_F = 50\%$	$B_F = 70\%$
1	$N_s = 82, B = 32\%$	$N_s = 106, B = 57\%$	$N_s = 68, B = 84\%$
2	$N_s = 73, B = 26\%$	$N_s = 87, B = 61\%$	$N_s = 72, B = 75\%$
3	$N_s = 70, B = 38\%$	$N_s = 71, B = 59\%$	$N_s = 78, B = 60\%$
4	$N_s = 60, B = 45\%$	$N_s = 91, B = 49\%$	$N_s = 74, B = 62\%$
5	$N_s = 77, B = 62\%$	$N_s = 87, B = 49\%$	$N_s = 64, B = 68\%$

Tabelle 7: **Sprünge und Bedeckungsgrade von synthetisierte Zeitreihen.**

Wolken homogener innerhalb einer Stunde verteilt sind als reale Wolken (siehe Abschnitt 4.5).

Verweildauern

Den Zeitreihen $x(t)$, die sich aus dem Wolkenmodell ergeben, können Verweildauern für ‘klare’ und ‘bedeckte’ Zustände analog zum Verfahren in Abschnitt 4.3 zugeordnet werden. Eine Zusammenstellung mehrerer Verweildauer-Treppenfunktionen wird in den Abbildungen 42 und 43 gezeigt. Die jeweils fünf Verweildauerfunktionen gehören zu Zeitreihen, die aus unterschiedlichen Datensätzen derselben Wolkenbildreihe ($B_F = 50\%$ und $B_F = 70\%$) stammen. Die verschiedenen Realisationen eines Bedeckungsgrades B_F liegen in den Grafiken nicht genau aufeinander, sondern es entsteht eine Schar von Treppenfunktionen.

Zur leichteren Vergleichbarkeit mit Meßdaten werden die Treppenfunktionen gemittelt. Dazu werden die zu einem Zeitwert t gehörenden Wahrscheinlichkeiten addiert und durch die Zahl der Realisationen dividiert. Ergebnisse solcher Mittelungen sind in den Abbildungen 44 und 45 zu sehen. Die Auswahl der Daten geschah so, daß jeweils eine synthetisierte und eine gemessenen Zeitreihe etwa dieselbe Sprungzahl N_s und einen ähnlichen Bedeckungsgrad B aufweisen. Für $B_F = 70\%$ ist die Übereinstimmung besser als für $B_F = 50\%$. Die Tendenz, daß die Verweildauerfunktionen für $B_F = 70\%$ asymmetrisch sein müssen, für $B_F = 50\%$ dagegen symmetrisch, ist vorhanden. Die synthetisierten Funktionen sind weder deutlich steiler noch wesentlich flacher als die gemessenen. Das bedeutet, daß das Modell weder ein Übergewicht an zu kleinen noch eines an zu großen Wolkenstrukturen liefert, wenn die Zahl der Sprünge ähnlich ist.

Bedingte Wahrscheinlichkeiten

Als Ausgangsbasis zur Synthese der Zeitreihen, haben wir die Koordinaten unseres Meßaufbaus, wie oben beschrieben, in die Wolkenschattenbilder eingetragen. Wir können also für die simulierten Standortpaare die Wahrscheinlichkeit, daß sie sich zum Zeitpunkt t in unterschiedlichen Zuständen befinden, über dem Abstand der Koordinaten auftragen und mit den Ergebnissen für Meßwerte vergleichen (Abschnitt 4.4).

Die Abbildungen 46 und 47 zeigen, daß gemessene Punkteverteilungen vom Wol-

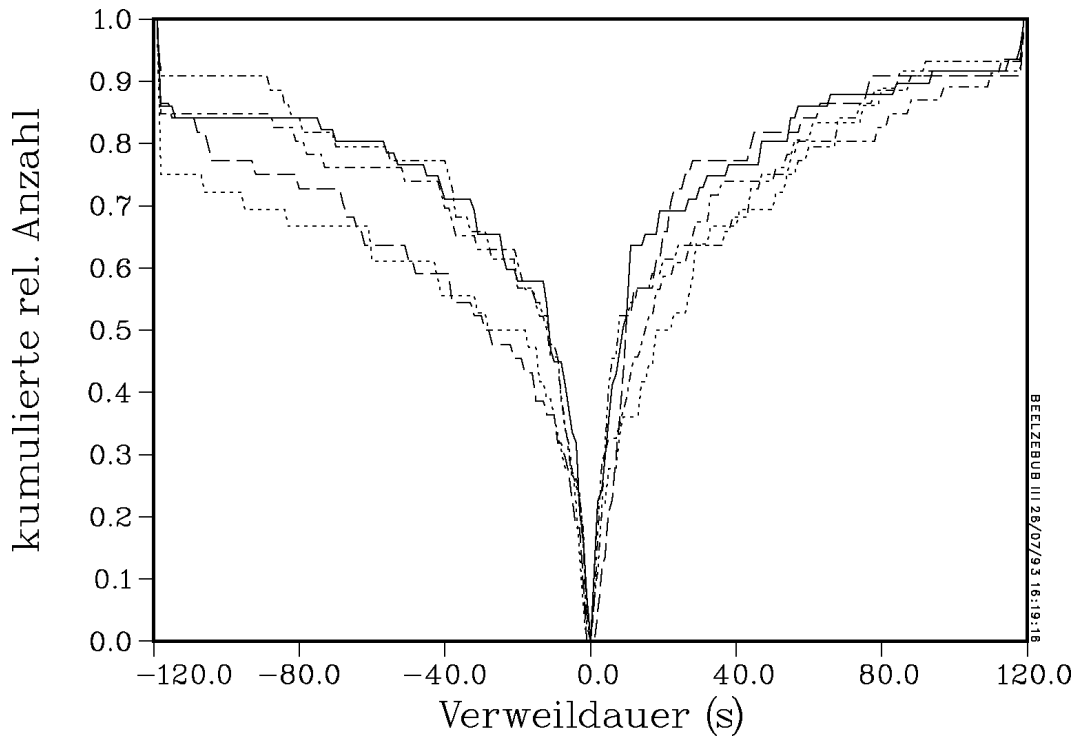


Abbildung 42: **Verweildauern synthetisierter Zeitreihen.** Die gezeigten fünf Realisationen entstammen alle einer Bildfolge mit $B_F = 50\%$.

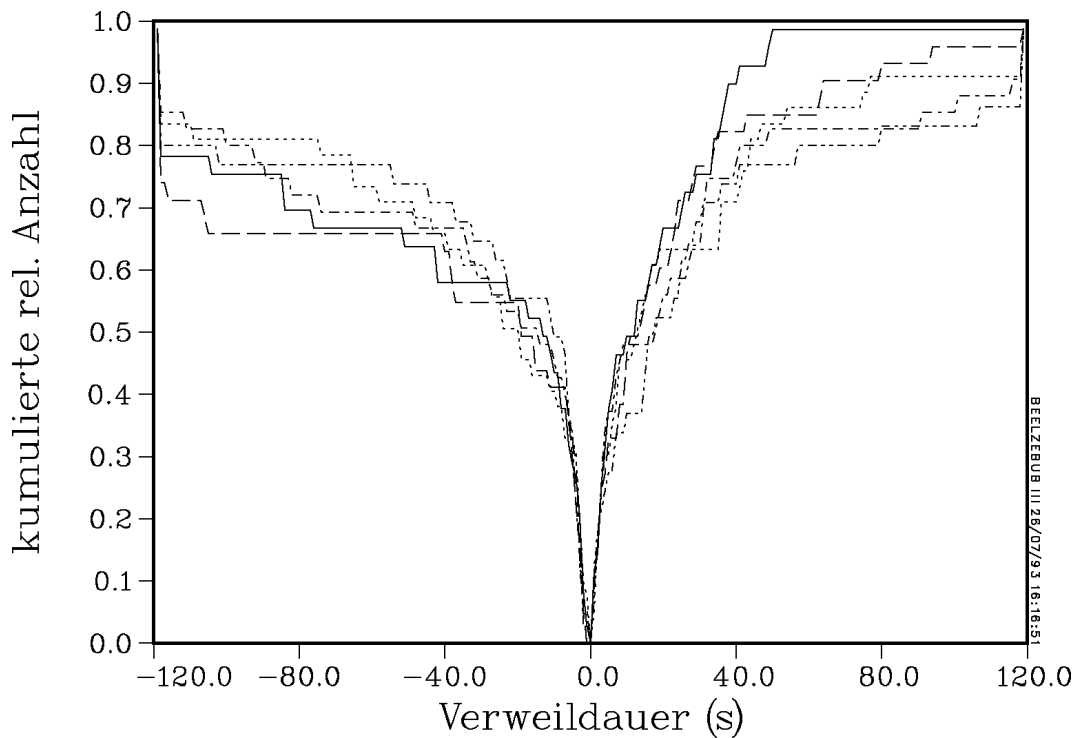
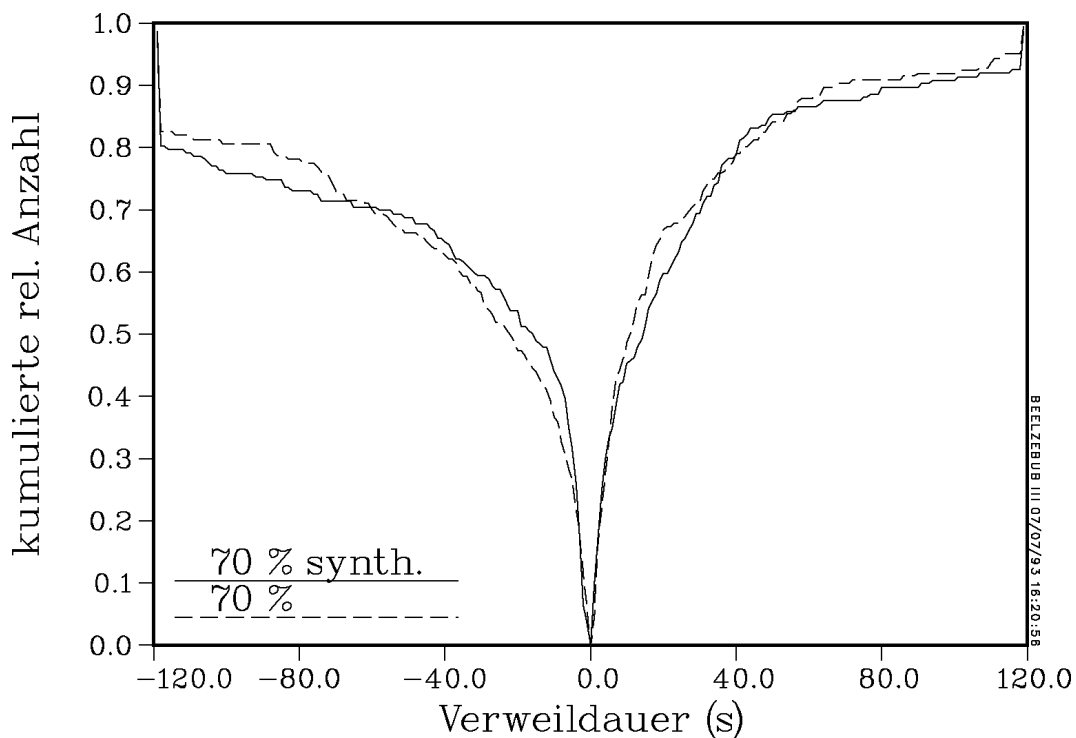
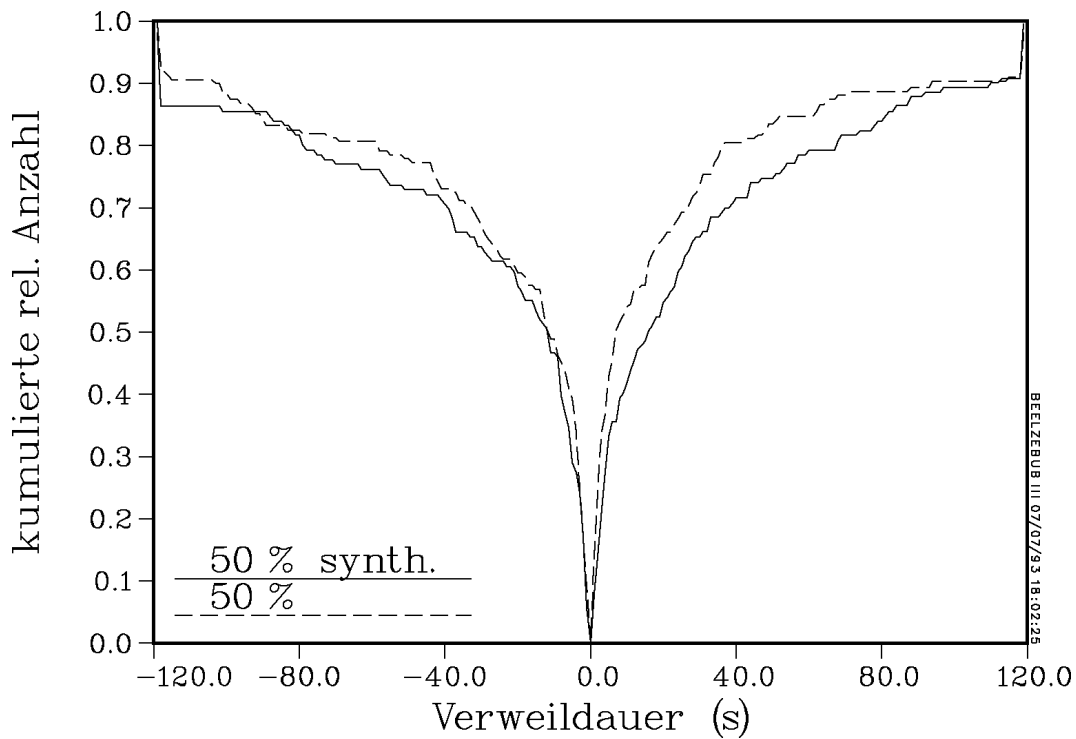


Abbildung 43: **Verweildauern synthetisierter Zeitreihen.** Die gezeigten fünf Realisationen entstammen alle einer Bildfolge mit $B_F = 70\%$.



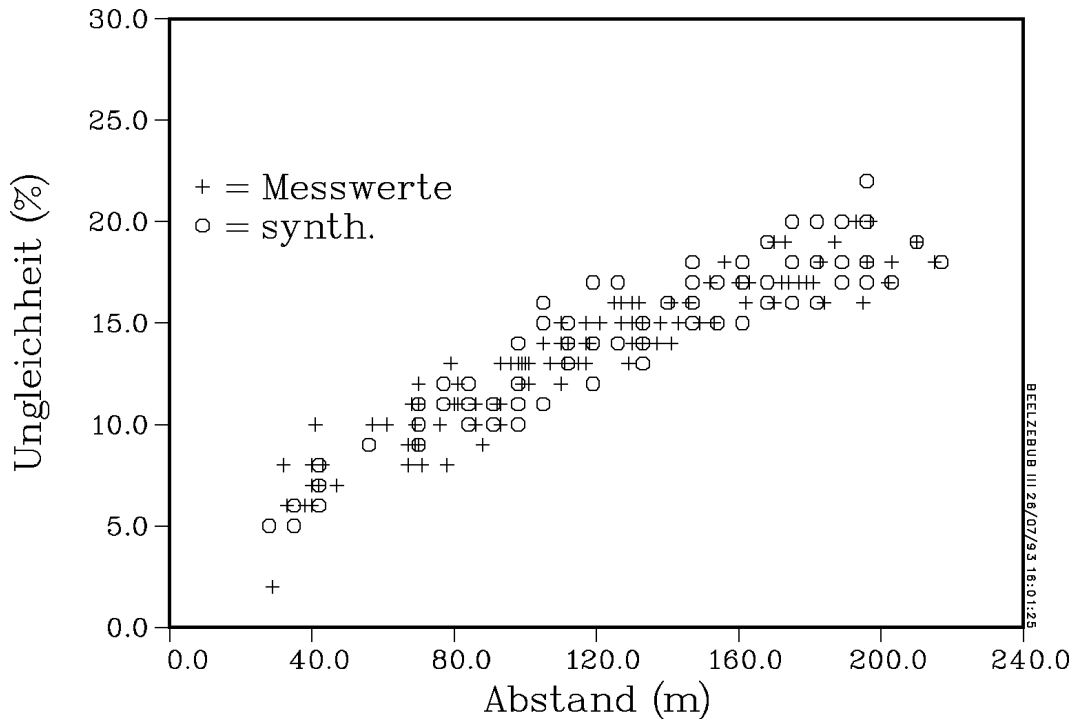


Abbildung 46: **Bedingte Wahrscheinlichkeiten** dafür, daß sich Standortpaare nicht im gleichen Bewölkungszustand befinden. Synthetisierte und gemessene Daten, $B \approx 50\%$.

kenmodell reproduziert werden können. Auch für synthetisierte Werte ergibt sich, daß die Punktwolken am höchsten liegen, wenn der Bedeckungsgrad B nahe bei 50% liegt. Die Punktwolken zu gleichen Bedeckungsgraden liegen dann am höchsten, wenn N_s besonders groß ist.

Analytische Herleitung der bedingten Wahrscheinlichkeiten für das fraktale Wolkenbild

Wie sich die Ungleichheit zweier Zustände mit steigendem Abstand vergrößert, läßt sich auch direkt aus dem Wolkengenerierungs-Algorithmus ermitteln:

Für sehr viele Realisationen sind die Höhenwerte $F(r)$ der fraktalen Oberfläche normalverteilt mit einer Standardabweichung σ_0 . Die Häufigkeitsverteilung $N(F)$ geht dann über in eine Gaußverteilung $f_{\sigma_0}(F)$.

Nach [Scholl/Pfeiffer 1991] gilt die Proportionalität

$$\sigma_d^2 = \langle F(r_1) - F(r_2) \rangle^2 \sim d(r_1, r_2)^{2h}, \quad 0 \leq d \leq 1, \quad (31)$$

wenn die Metrik d so definiert ist, daß sie den euklidischen Abstand zweier Punkte in Anteilen der Kantenlänge eines Bildes mißt. Zwischen dem Parameter h und der fraktalen Dimension D_F besteht der Zusammenhang

$$h = E + 1 - D,$$

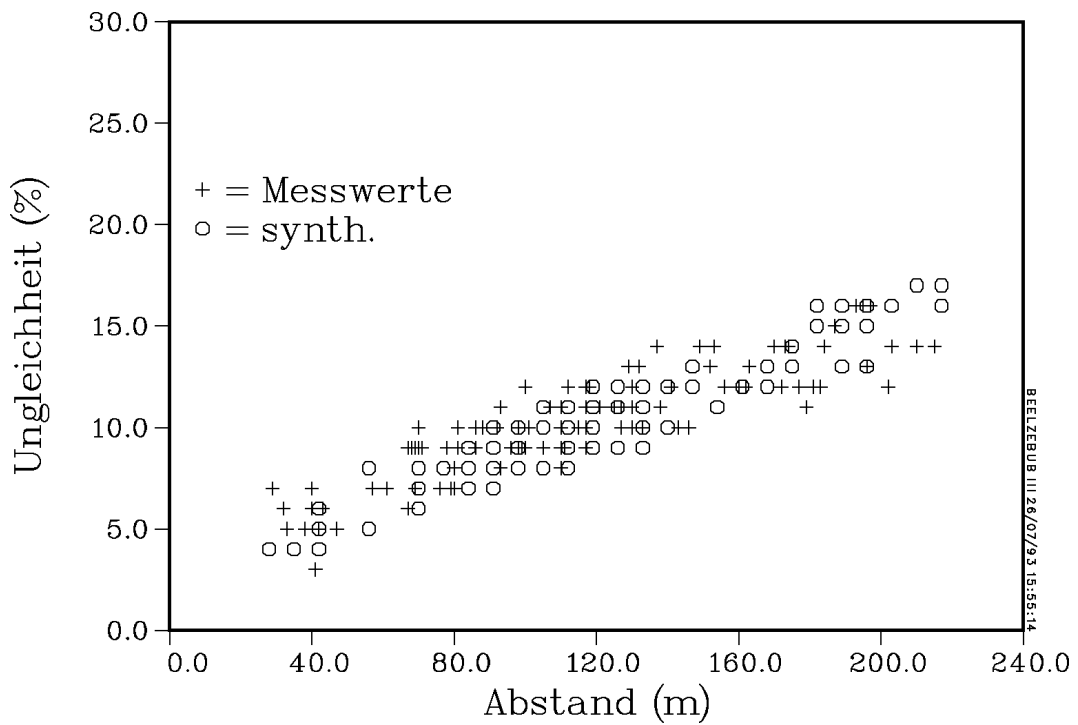


Abbildung 47: **Bedingte Wahrscheinlichkeiten** dafür, daß sich Standortpaare nicht im gleichen Bewölkungszustand befinden. Synthetisierte und gemessene Daten, $B \approx 70\%$.

wobei E die euklidische Dimension des Objektes ist.

Den Proportionalitätsfaktor können wir bestimmen. Dazu berechnen wir $\langle F(r_1) - F(r_2) \rangle^2$ mit der in Gleichung (5) angegebenen Definition für die Standardabweichung. Es ergibt sich:

$$\sigma_d^2 = 2\sigma_0^2 \cdot (1 - R(d)) .$$

Hierbei ist $R(d)$ die Korrelation der Höhenwerte an den Punkten r_1 und r_2 , die nur vom Abstand der Punkte abhängt. Für weit entfernte Punkte gilt $d = 1$ und $R(d) \approx 0$, so daß folgt:

$$\sigma_d^2 = 2\sigma_0^2 \cdot d(r_1, r_2)^{2(3-D_F)} . \quad (32)$$

Wir können ohne Beschränkung der Allgemeinheit annehmen, daß $\sigma_0^2 = 1$ ist. Dann ergibt sich für $R(d)$

$$R(d) = 1 - \frac{\sigma_d^2}{2\sigma_0^2} = 1 - \sigma_d^2/2 .$$

Die Werte $F(r_2)$ können durch $F(r_1)$ beschrieben werden

$$F(r_2) = R(d)F(r_1) + \varepsilon\sqrt{1 - R(d)^2} .$$

Hierbei ist ε normalverteilt mit Standardabweichung 1.

Bei der Wolkengenerierung werden alle Höhenwerte $F < S$ auf den Zustand ‘bewölkt’ gesetzt. Die bedingte Wahrscheinlichkeit, daß ein Punktepaar gleichzeitig bewölkt ist, läßt sich wie folgt berechnen:

$$P_{F < S | F' < S} = \int_{-\infty}^S f_{\sigma_0}(F) \cdot \int_{-\infty}^{S-R(d)F} f_{\sigma'}(F') dF' dF . \quad (33)$$

Hier gilt $\sigma' = \sqrt{1 - R(d)^2}$. Mit f_{σ_0} werden Gauss’sche Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen mit der Standardabweichung σ' und dem Mittelwert 0 bezeichnet.

Die anderen bedingten Wahrscheinlichkeiten lassen sich auf dieselbe Art berechnen.

Bei Unterschreiten einer bestimmten Bildgröße mit Kantenlänge b wird die Dimension von D_{gr} auf D_{kl} gewechselt, daher muß folgendes beachtet werden:

Für euklidische Abstände größer als b werden die bedingten Wahrscheinlichkeiten wie oben angegeben mit $D_F = D_{gr} + 1$ berechnet. Für euklidische Abstände kleiner als b ist $D_F = D_{kl} + 1$. Zur Berechnung von σ_d^2 wird

$$\sigma_d^2 = \sigma_b^2 \cdot d(r_1, r_2)^{2(3-D_F)}$$

benutzt. Die Metrik d mißt jetzt den euklidischen Abstand in Anteilen von b .

Die Berechnung der bedingten Wahrscheinlichkeiten P für Standortpaare, sich in unterschiedlichen Bewölkungszuständen zu befinden, ergibt für verschiedene euklidische Abstände:

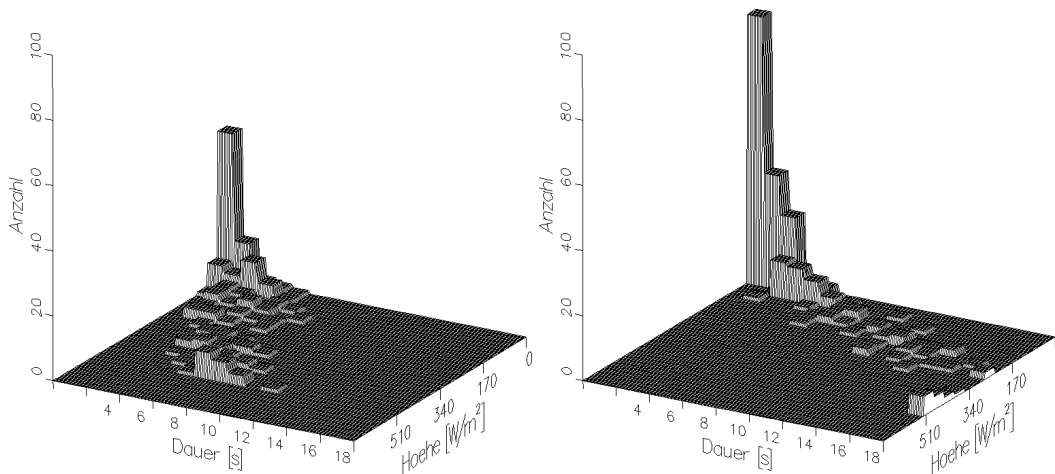


Abbildung 48: **Rampen-Häufigkeitsverteilung für synthetisierte Daten** einer Stunde, Realisation mit $B_F = 70\%$ und $N_s = 68$ Sprüngen. links: Einzelstandort, rechts: Mittelwert über 15 Standorte.

	28m	56m	112m	224m
$B_F = 50\%$	$P = 6\%$	$P = 10\%$	$P = 15\%$	$P = 24\%$
$B_F = 70\%$	$P = 5\%$	$P = 9\%$	$P = 13\%$	$P = 21\%$

Diese Ergebnisse sind in guter Übereinstimmung mit den Abbildungen 46 und 47.

Rampenanalyse

Am Beispiel einer Stunde wird geprüft, ob die synthetisierten Zeitreihen bei Rampenanalyse ähnliche Ergebnisse liefern wie gemessenen Zeitreihen. Ausgewählt wurden die Meßwerte vom 14. Juli 1992, 15 - 16 Uhr, mit Bedeckungsgrad $B = 76\%$ und $N_s = 57$ Sprüngen. Die synthetisierte Zeitreihe entspricht einer Realisation mit $B_F = 70\%$ und hat $N_s = 68$ Sprünge.

Die Rampen der Einzelstandorte (Abbildungen 48 und 49) unterscheiden sich dadurch, daß die synthetisierte Zeitreihe nur Rampen aufweist, die kürzer sind als 12 Sekunden. Das liegt am Filter-Verfahren, das die Wolkenkanten verschleift (siehe oben, Abschnitt 6.1). Bei der gemessenen Zeitreihe gibt es auch einige Rampen mit 18 und mehr Sekunden Dauer. Solche Rampen können wegen der konstant gewählten Transmission der Wolken nicht simuliert werden (vergleiche Abbildung 39 mit den Abbildungen 29, 30, 34 und 35). Aus demselben Grund treten nicht so viele kleine Rampen auf wie bei gemessenen Daten.

Dagegen wird die Glättung der Rampen durch Mittelung über alle Standorte vom Modell sehr gut simuliert, wie man in den Abbildungen 48 und 49 sieht. Das ließ sich schon wegen der guten Übereinstimmung der Kreuzstatistiken (bedingte Wahrscheinlichkeiten) der simulierten und gemessenen Werte vermuten.

Änderung der fraktalen Dimensionen

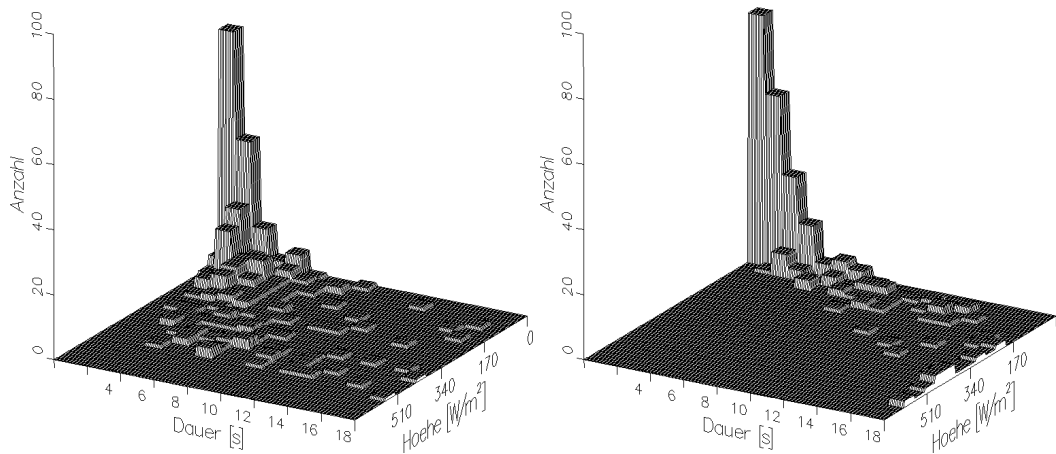


Abbildung 49: **Rampen-Häufigkeitsverteilung für den 14. Juli 1992, 15 – 16 Uhr, Realisation mit $B = 76\%$ und $N_s = 57$ Sprüngen.** links: Einzelstandort, rechts: Mittelwert über 15 Standorte.

Es ist noch nicht erwähnt worden, welchen Einfluß die fraktale Dimension auf synthetisierte Zeitreihen hat, d.h. wie empfindlich das Verfahren auf die Variation der Modellparameter reagiert.

Anhand der Gleichungen (32) und (33) wird deutlich, daß eine Änderung der fraktalen Dimension sich auf die bedingten Wahrscheinlichkeiten auswirkt. Je größer die fraktale Dimension ist, desto größer wird σ' . Das bedeutet wiederum, daß die bedingte Wahrscheinlichkeit für Standortpaare ansteigt, in verschiedenen Zuständen zu sein.

Je größer die Zahl D_{kl} ist, desto verwinkelter sind die Wolkenkanten, und desto mehr kurze Verweildauern wird es geben. Die kumulierten Grafiken der Verweildauern werden also steiler ansteigen.

Diese Vermutungen werden durch die Abbildungen 50 und 51 bestätigt. Hierbei war die großskalige Dimension jeweils $D_{gr} = 1.90$, die kleinskalige Dimension wurde variiert ($D_{kl} = 1.20, 1.33, 1.50, 1.90$).

Die kleinskalige Dimension $D_{kl} = 1.33$, die aus den Wolkenfotografien gewonnen wurde, gibt die Wirklichkeit am besten wieder, wenn man die Ergebnisse der vorangegangenen Tests berücksichtigt.

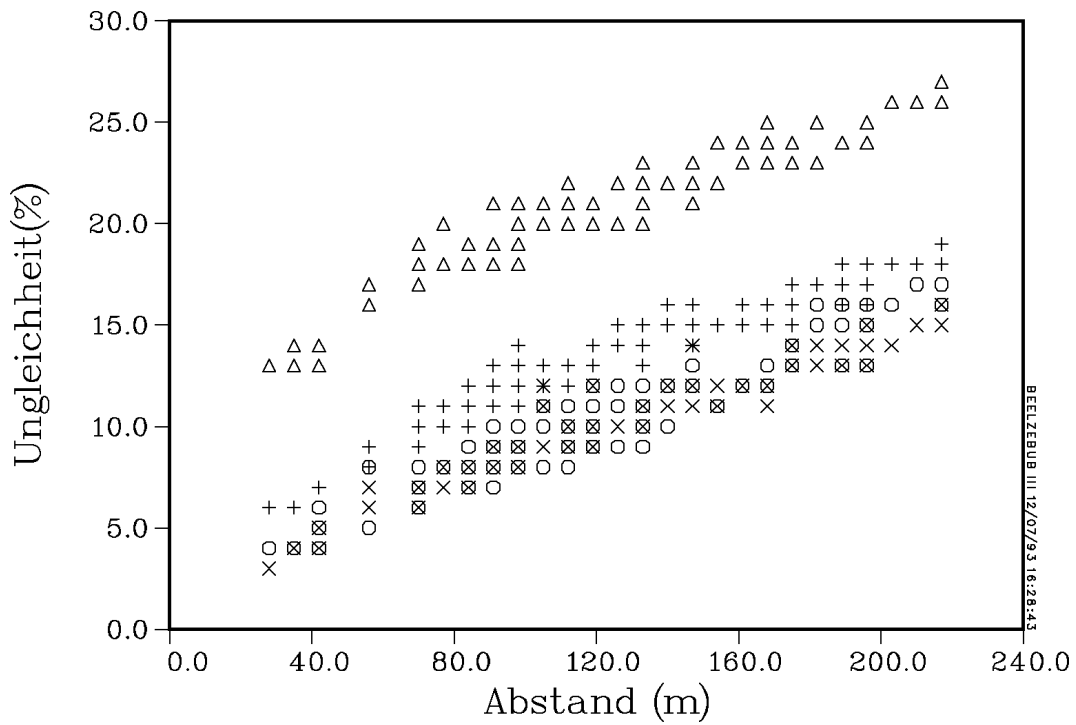


Abbildung 50: **Bedingte Wahrscheinlichkeiten für verschiedene Werte der fraktalen Dimension D_{kl} :** $D_{kl}=1.20(\times)$, $D_{kl}=1.33(o)$, $D_{kl}=1.50(+)$, $D_{kl}=1.90(\Delta)$. In Einzelfällen überlagern sich die angegebenen Symbole. Alle Realisationen haben $B_F = 70\%$. Abbildung 47 zeigt den Vergleich mit Meßwerten.

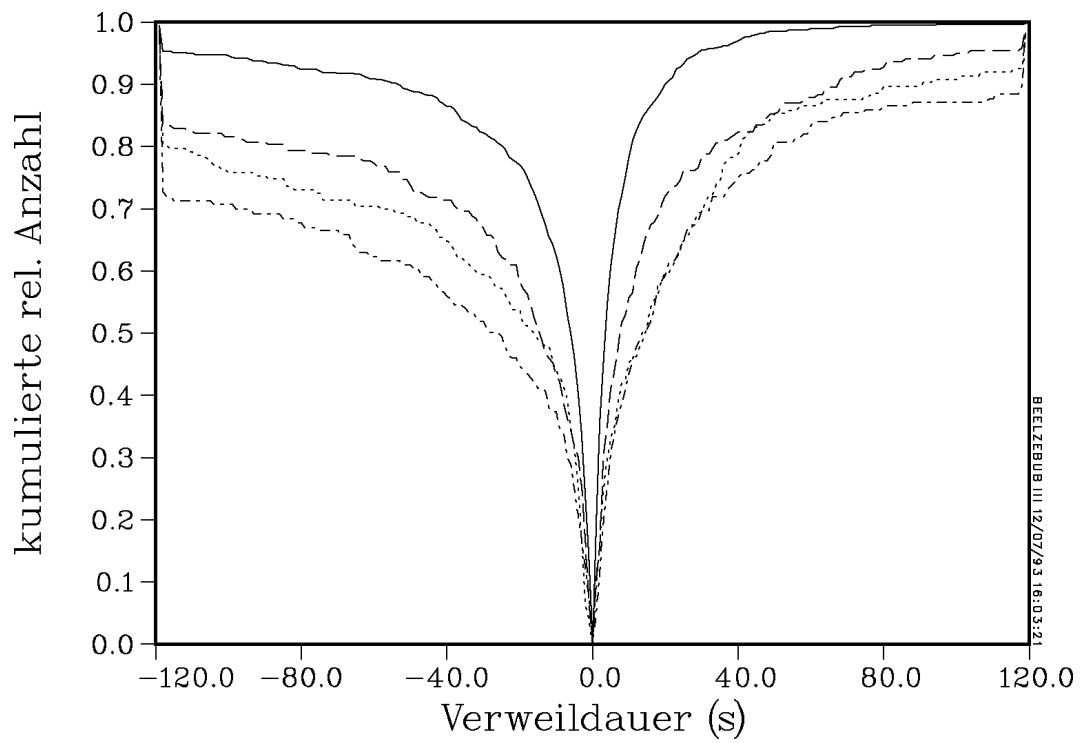


Abbildung 51: **Verweildauern für verschiedene Werte der fraktalen Dimension D_{kl}** : $D_{kl} = 1.90$ (—), $D_{kl} = 1.50$ (---), $D_{kl} = 1.33$ (···), $D_{kl} = 1.20$ (- · -). Alle Realisationen haben $B_F = 70\%$. Abbildung 45 zeigt den Vergleich mit Meßwerten.

Zusammenfassung

Es wurde ein Wolkenmodell getestet, daß auf der fraktalen Dimension von Wolkenumrissen basiert. Dieses Modell ist geeignet, Zeitreihen zu erzeugen, die hinsichtlich ihrer Strukturgrößen mit gemessenen Zeitreihen übereinstimmen.

Abweichungen hinsichtlich Rampenanalyse und der Verteilung der synthetisierten Werte resultieren aus der Annahme konstanter Transmissionswerte und der Vernachlässigung von Reflexionen an Wolken.

Weitere Abweichungen sind denkbar, wenn durch das Wolkenmodell zu homogene Strukturen erzeugt werden. Um diese Frage entscheiden zu können, sind weitere Untersuchungen insbesondere der substündlichen Strukturen von synthetisierten *und* gemessenen Zeitreihen nötig.

7 Zusammenfassung

Wir haben in dieser Arbeit sekunden aufgelöste Einstrahlungszeitreihen auf Kurzzeitfluktuationen hin untersucht und mit Wolkenfeldern in Beziehung gebracht. Anhand der daraus gewonnenen Ergebnisse wurde getestet, inwieweit ein Wolkenmodell, das auf der fraktalen Analyse von Wolkenumrissen basiert und Sekundenzeitreihen synthetisiert, die Charakteristika der Meßdaten reproduziert.

Es ist uns gelungen, mit der Standardabweichung des Clearness Index ein Kriterium zu ermitteln, das als Indikator für das Auftreten von starken Fluktuationen dienen kann. Wichtig ist dabei, daß es keine Rolle spielt, ob die Standardabweichung aus Sekunden- oder Minutenmittelwerten der Irradianz berechnet wird. So lassen sich auch ohne hoch aufgelöste Daten Aussagen über das Auftreten von Fluktuationen im Sekundenbereich machen. Für die Angabe ihrer Zeitstruktur bedarf es jedoch detaillierterer Informationen anhand weiterer Parameter des Einstrahlungs- bzw. Wolkenfeldes.

Der Ansatz, die bimodale Häufigkeitsverteilung des Clearness Index in Zeiträumen mit Fluktuationen durch Beta-Verteilungen zu modellieren, läßt sich, wie wir zeigen konnten, vom Minuten- auf den Sekundenbereich übertragen. Allerdings konnte kein optimaler Parametersatz gefunden werden, der alle gewünschten Eigenschaften reproduziert.

Die Struktur von Wolkenfeldern läßt sich aus den *an einem Punkt gemessenen* Irradianzdaten erschließen. Zwischen dem Bedeckungsgrad und dem Mittelwert des Clearness Index, bzw. der Schiefe seiner Verteilung, lassen sich für Zeiträume mit größeren Fluktuationen eindeutige Beziehungen ermitteln. Weitere wichtige Parameter sind die Zahl der Sprünge zwischen den Zuständen 'bewölkt' und 'unbewölkt' und die jeweiligen Verweildauern, die durch Größe, Anzahl und Geschwindigkeit der Wolken miteinander in Verbindung stehen. Aussagen über die Struktur von Wolkenfeldern lassen sich in diesem Zusammenhang auch aus der Korrelationsanalyse und aus der Auswertung von Kreuzstatistiken (bedingte Wahrscheinlichkeiten) für Paare von Standorten in unserem Meßnetz ableiten.

Die Auswertung der uns zur Verfügung stehenden Sekundendaten im Zeitraum Mai 1992 bis Mai 1993 zeigt, daß die von uns entwickelten bzw. untersuchten Methoden zu aussagekräftigen Ergebnissen führen. Die Rampenanalyse ist dabei hervorzuheben. Mit ihrer Hilfe lassen sich beliebige Zeiträume auf Häufigkeit und Stärke von Kurzzeitfluktuationen analysieren. Auf diese Weise können Glättungseffekte besonders anschaulich dargestellt werden, die durch Mittelung bei räumlicher Verteilung von Solarenergiesystemen auftreten.

Mit diesen Instrumenten und Ergebnissen sollte auch die Beantwortung bzw. weitere Bearbeitung der Fragen möglich sein, die in der Einleitung im Zusammenhang mit der Untersuchung von elektrischen Netzwerken bei der Einbindung von Photovoltaikgeneratoren aufgeworfen wurden.

Die Überprüfung der aus einem Wolkenmodell gewonnenen, synthetischen Sekun-

denzeitreihen auf Übereinstimmung ihrer Charakteristika mit denen der Meßdaten führte zu weitgehend positiven Antworten. Die gewünschten Eigenschaften, wie zum Beispiel Bedeckungsgrade und bedingte Wahrscheinlichkeiten, werden durch das Wolkengenerierungsprogramm in vielen Punkten hinreichend gut reproduziert.

Gleichwohl gibt es Verbesserungsmöglichkeiten im Modellierungsansatz. Zwar sind reale und synthetisierte Wolkenkantenbilder mit dem Auge nicht zu unterscheiden, die unregelmäßigen Transmissionseigenschaften der Wolken werden vom Modell aber nicht berücksichtigt. Das Fehlen dieser Eigenschaft verrät grafisch dargestellte synthetische Zeitreihen sofort.

Die Autokorrelationsanalyse hat gezeigt, daß Wolkenstrukturen eine starke Variabilität in Zeiträumen von 5 bis 10 Minuten besitzen. Daher ist zu prüfen, ob (und wie) die Analyse von Sekundenzeitreihen in kleineren Einheiten als Stunden zu neuen Erkenntnissen führen kann.

A Bestimmung des Zenitwinkels

Um die Strahlung zu berechnen, die auf der Erdoberfläche auftrifft, ist es notwendig, die trigonometrischen Zusammenhänge zwischen der Sonnenposition am Himmel und den Koordinaten des Standortes auf der Erde zu kennen. In [Iqbal 1983] wird folgende Gleichung angegeben :

$$\cos \theta_z = \sin \delta \sin \phi + \cos \delta \cos \phi \cos \omega . \quad (34)$$

θ_z ist der Zenitwinkel. (Die Beugung des Sonnenlichtes auf dem Weg durch die Atmosphäre wird hier nicht berücksichtigt.) Der Winkel ϕ bestimmt die geografische Breite des Standortes. Für Oldenburg gilt: $\phi = 53.17^\circ$.

Die Erde umläuft die Sonne in der Ekliptikebene. Gegen die Ekliptikebene ist die Erdachse um 66.55° , die Äquatorebene um 23.45° geneigt. Diese beiden Winkel bleiben während des Erdumlaufs unverändert. Dagegen ändert sich der Winkel zwischen der Äquatorebene und der Verbindung zwischen Erde und Sonne ständig. Er wird Deklinationswinkel δ genannt. Zur Tag- und Nachtgleiche ist $\delta = 0^\circ$, zur Sommersonnenwende ist $\delta = 23.45^\circ$, und zur Wintersonnenwende ist $\delta = -23.45^\circ$. Die Deklination kann durch

$$\delta = 23.45^\circ \sin \left(\frac{2\pi}{365} (d_n + 284) \right)$$

berechnet werden. d_n ist der Tag des Jahres (als Zahl zwischen 1 und 365), für den die Deklination berechnet werden soll.

ω ist der Stundenwinkel. Die 24 Stunden des Tages werden in Winkel umgerechnet. 12 Uhr mittags wird auf $\omega = 0^\circ$ abgebildet, 0 Uhr morgens entspricht $\omega = -180^\circ$. Mitternacht (24 Uhr) entspricht $\omega = 180^\circ$.

Durch die Bewegung der Erde variiert die Länge des Solartages jedoch: Wenn eine Uhr genau dann gestellt wird, wenn die Sonne direkt im Süden steht, wird es nach einem Monat um 12:00 Uhr einen von Süden verschiedenen Sonnenstand geben. Dabei können Abweichungen bis zu 16 Minuten zwischen der Uhrzeit 12:00 und dem Sonnenstand im Süden auftreten. Diese Abweichungen werden durch die *equation of time* E_t beschrieben. Sie wird von [Iqbal 1983] folgendermaßen angegeben (in Minuten):

$$E_t = 0.017 + 0.428 \cos \Gamma - 7.351 \sin \Gamma - 3.349 \cos 2\Gamma - 9.371 \sin 2\Gamma.$$

Γ ist hierbei der Tageswinkel:

$$\Gamma = 2 \pi (d_n - 1)/365.$$

Die Zeit, für die der Stundenwinkel ω berechnet werden muß, ergibt sich durch Addition der lokalen Zonenzeit, einer Längengradkorrektur und der *equation of time*. Die Längengradkorrektur beträgt in Oldenburg -27.4 Minuten, das sind 4 Minuten für jeden Längengrad zwischen Oldenburg und Greenwich.

B Anmerkungen zu den ausgewerteten Zeiträumen

- Die Stundenintervalle in Tabelle 5 liegen nicht symmetrisch zu 12:00 Uhr (MEZ) bzw. 13:00 Uhr (MESZ), weil in Oldenburg der höchste Sonnenstand etwa um 12:30 Uhr bzw. 13:30 Uhr erreicht wird (siehe Anhang A).
- Nicht für alle Tage liegen Solarimeter-Zeitreihen vor. Solche Tage werden mit dem dem Übertragungsverhältnis $u = 2.8$ kalibriert, das den Standardtestbedingungen entspricht (siehe Kapitel 2.2). 1992 sind das: 1.–3. Juni, 2.–4. August, 31. Oktober – 2. November, 22. – 24. November und 31. Dezember. 1993 gilt das für: 1.–3. März, 1.–6. April sowie 22. April.

Für die Monate Januar und Februar gibt es sehr viele, oft nur wenige Stunden umfassende Solarimeter-Dateien mit zum Teil erheblichen Lücken. Da außerdem nur wenige interessante Stunden auftreten (im Januar 2, im Februar 14), verzichten wir für diese Monate auf die Verwendung der Solarimeterdaten und kalibrieren ebenfalls mit $u = 2.8$.

- Vom 12. Mai bis zum 5. Juni 1992 liegen nur von den Modulen 1 – 8 zuverlässige Daten vor, da an der Verbindung von einem Modul zur zweiten Meßkarte (siehe Abbildung 3) ein Isolationsfehler vorlag.
- Zu verschiedenen Zeiten hat es Störungen an einzelnen Panelen gegeben, die natürlich bei der Auswertung berücksichtigt werden, aber hier nicht im einzelnen erwähnt werden müssen.
- Die zum Teil erheblichen Lücken zwischen den ausgewerteten Zeiträumen haben verschiedene Ursachen. In der Nacht vom 13. auf den 14. Januar, zum Beispiel, wurde das Meßnetz von einem Sturm so weit beschädigt, daß die Anlage erst im Februar wieder richtig in Betrieb gehen konnte.

Danksagungen

Zunächst einmal danken wir uns gegenseitig für die gute Zusammenarbeit über fast fünf Jahre.

Wir danken allen Lehrenden am Fachbereich, von denen wir im Laufe unseres Studiums etwas gelernt haben, und wenn es auch im Einzelfall nur das schlechte Beispiel war, das sie boten.

Herzlichen Dank an alle Mitglieder der Arbeitsgruppe Physik Regenerativer Energiequellen für die Unterstützung, die uns zuteil wurde, insbesondere an die sogenannten nichtwissenschaftlichen MitarbeiterInnen, ohne die es keine Wissenschaft gäbe.

Die Geschichte dieser Arbeit

Eines Morgens, als wir just in der rechten Laune waren, eine Diplomarbeit zu schreiben, wurden wir bei Herrn Hansjörg Gabler, einem weithin unbekanntem Naturforscher, vorstellig. Dieser war wie kein anderer sonst in der Lage, Arbeiten solcher Art zu verteilen, wie er auch derjenige war, der das Thema 'Analyse kurzfristiger Fluktuationen der Solarstrahlung unter Berücksichtigung von Wolkenfeldstrukturen' verzeichnet hatte.

Genanntes Thema schien uns ausnehmend bekömmlich und vortrefflich geeignet, unsere Studienzeit zu krönen, sintemal es das einzige Thema war, das zu zweit zu bearbeiten sich lohnte. Herr Hansjörg Gabler hieß uns, eilends Herrn Burchard Decker um nähere Informationen anzugehen. Also taten wir, als ebengenannter versehentlich zu Oldenburg weilte.

Hernach machten wir uns in Ermangelung bessere Dinge daran, Unmengen von Daten hierhin und dorthin zu transferieren und unzählige Programme zu schreiben, gerade als wäre dies unser liebster und einziger Zeitvertreib.

Die Wahl unseres Büros, das wir mit den Herren Hans Gerhard 'Bloosi' Bloos, Robert Steinberger-Willms, Jan Handwerker, Christian 'Captain Paintbrush' Kern und angelegentlich noch mit den Herren Günter Stubbe und Burchard Decker teilten, behagte uns trotz der Enge über alle Maßen.

Allein das Problem eines stets anwesenden Betreuers war noch ungeklärt, bis sich Herr Hans Georg Beyer, der ja sattsam bekannt ist, späterhin bereiterklärte, als solcher zu dienen. Diesem Herrn wohnte die Eigenschaft inne, stetsfort zugegen zu sein, und überdies kannte er eine schier unabhsehbare Zahl von Arten, Formen und Verfahren, wie Daten zu bearbeiten seien.

So nahm dieses Werk nach und nach Gestalt an, bis es zu guter Letzt in der heutigen Form am dritten August des Jahres neunzehnhundertdreiundneunzig mit dem Segen des Papstes der erneuerbaren Energien, seiner Irradianz Professor Jochen Luther, dem akademischen Prüfungsamte zu Oldenburg vorgelegt werden konnte.

Nachworte

*Sie sägten ab die Äste,
auf denen sie saßen.
Und riefen sich zu ihre Erfahrungen,
wie man schneller sägen konnte,
und fuhren mit Krachen in die Tiefe.
Und die ihnen zusahen
schüttelten die Köpfe beim Sägen
und sägten weiter.*

Bert Brecht

Es bleibt zweifelhaft, ob diese Arbeit einen Beitrag zur Lösung dringender Menschheitsprobleme liefert. Wenn es doch so wäre, dann hätte sich der immense Aufwand an elektrischer und geistiger Energie, an Papier und legalen Drogen (Kaffee, Tee und Süßigkeiten verschiedenster Art) wenigstens gelohnt.

Alle diese theoretischen Überlegungen können allerdings die Praxis nicht ersetzen. Solange die Energiepreise nicht die volle Höhe der durch die Energiewandlung (inkl. Kfz.-Verkehr) verursachten Kosten wiedergeben, die Energiewandlung also permanent und weltweit durch die Volkswirtschaften erheblich subventioniert wird, werden die Technologien der Solar- und Windenergiekonversion nur eine marginale Rolle in der Energieversorgung spielen. Neben der weiteren Entwicklung und Perfektionierung dieser Technologien wird es in den kommenden Jahren daher darauf ankommen, politisch klug einen Umbau der bestehenden, ressourcen- und umweltvernichtenden Systeme in öko'logische Systeme zu betreiben. [Steinberger-Willms 1992]

Literatur

- [Beyer 1985] H.G. Beyer: *Untersuchung zur Statistik eines Windfeldes für die Berechnung der Leistungsabgabe kleiner Windenergiekonverter*, Diplomarbeit (1985), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg
- [Beyer u.a. 1989] H.G. Beyer, J. Luther, R. Steinberger-Willms: *Coupling distributed PV arrays to a mains grid — simulation calculations at high penetrations rates*, in: *Proceedings of the 9th E.C. Photovoltaic Solar Energy Conference at Freiburg*, Dordrecht: Kluwer, 1989
- [Beyer u.a. 1991] H.G. Beyer, B. Decker, J. Luther, R. Steinberger-Willms: *Spatial and temporal characteristics of short-term fluctuations in solar radiation for PV-plant applications*, in: *Proceedings of the 10th E.C. Photovoltaic Solar Energy Conference at Lisbon*, Dordrecht: Kluwer, 1991
- [Bendat/Piersol 1986] J.S. Bendat, A.G. Piersol: *Random Data*, New York: J. Wiley & Sons, 1986
- [Davies/McKay 1982] J.A. Davies, D.C. McKay: *Estimating solar irradiance and components*, *Solar Energy* **29** (1982) S. 55–59
- [Duffie/Beckman 1980] J.A. Duffie, W.A. Beckmann: *Solar Engineering of Thermal Processes*, New York: J. Wiley & Sons, 1980
- [Energie Daten 1991] Bundesministerium für Wirtschaft: *Energie Daten '91*, Bonn, 1992
- [Erneuerbare Energien] Der Bundesminister für Forschung und Technologie: *Erneuerbare Energien*, Bonn, 1992
- [Fordham 1985] E.F. Fordham: *The spatial structure of turbulence in the atmospheric boundary layer*, *Wind Engineering* **9** (1985) S. 95–133
- [Garrett/Jeter 1989] D. L. Garrett, S. M. Jeter: *A photovoltaic voltage regulation impact investigation technique: Part I - Model development*, *IEEE transactions on Energy Conversion* **4** (1989) S. 47–53
- [Handwerker 1993] J. Handwerker: *Untersuchung zur räumlichen und zeitlichen Struktur eines Windfeldes*, Diplomarbeit (1993), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg

- [Hottel 1976] H.C. Hottel: *A simple model for estimating the transmittance of direct solar radiation through clear atmospheres*, Solar Energy **18** (1976) S. 129–134
- [Iqbal 1983] M. Iqbal: *An Introduction to Solar Radiation*, Toronto: Academic Press, 1983
- [Johnson/Kotz 1970] N.L. Johnson, S. Kotz: *Distributions in Statistics, Continuous Univariate Distributions, Vol. 2*, New York: J. Wiley & Sons, 1970
- [Jewell/Ramakumar 1987] W. Jewell, R. Ramakumar: *The effects of moving clouds on electric utilities with dispersed photovoltaic generation*, IEEE transactions on Energy Conversion **EC-2** (1987) S. 570–576
- [Jewell u.a. 1988] W. Jewell, R. Ramakumar, S.R. Hill: *A study of dispersed photovoltaic generation on the PSO system*, IEEE transactions on Energy Conversion **3** (1988) S. 473–478
- [Jewell/Unruh 1990] W. Jewell, T. D. Unruh: *Limits on cloud-induced fluctuation in photovoltaic generation*, IEEE transactions on Energy Conversion **5** (1990) S. 8–14
- [Kasten 1983] F. Kasten: *Parametrisierung der Globalstrahlung durch Bedeckungsgrad und Trübungsfaktor*, Annalen der Meteorologie Neue Folge **20** (1983) S. 49–50
- [Liu/Jordan 1960] B.Y.H. Liu, R.C. Jordan: *The interrelationship and characteristic distribution of direct, diffuse and total solar radiation*, Solar Energy **4** (1960) S. 1–19
- [Mejon u.a. 1980] M.J. Mejon, Ph. Bois, R. Lestienne: *Simulation de l'énergie solaire directe au pas de temps de la minute. L'exemple de Saint-Chamas (Marseille)*, Revue Physique Appliquée **15** (1980) S. 113–122
- [Möller 1973] F. Möller: *Einführung in die Meteorologie*, Mannheim: B.I.-Wissenschaftsverlag, 1973
- [Nitsch/Luther 1990] J. Nitsch, J. Luther: *Energieversorgung der Zukunft*, Berlin: Springer, 1990
- [Obst 1993] C. Obst: *Kennlinienmessung installierter Photovoltaik-Generatoren und deren Bewertung*, Diplomarbeit (in Vorbereitung), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg

- [Popławska/Wieting 1993] J. Popławska, P. Wieting: *Analyse und Modellierung von Wolkenstrukturen - Anwendungen in Bezug auf photovoltaische Energieerzeugung*, Diplomarbeit (1993), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg
- [Rüger 1993] T. Rüger: *Beschreibung und Test eines Verfahrens zur Simulation von Kurzzeit-Strahlungsdaten*, Studienarbeit in angewandter Physik (1993), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg
- [Scholl/Pfeiffer 1991] R. Scholl, O. Pfeiffer: *Natur als fraktale Grafik*, Haar bei München: Markt & Technik, 1991
- [Singh] R. Singh, Diplomarbeit (in Vorbereitung), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg
- [Sizmann u.a. 1991] R. Sizmann, P. Köpke, R. Busen: *Solar Radiation Conversion*, in: C.-J. Winter, R. Sizmann, L.L. Vant-Hull: *Solar Power Plants*, Berlin: Springer, 1991
- [Skartveit/Olseth 1992] A. Skartveit, J.A. Olseth: *The probability density and autocorrelation of short-term global and beam irradiance*, *Solar Energy* **49** (1992) S. 477–487
- [Steinberger-Willms 1992] R. Steinberger-Willms: *Untersuchung der Fluktuationen der Leistungsabgabe von räumlich ausgedehnten Wind- und Solarenergie-Konvertersystemen in Hinblick auf deren Einbindung in elektrische Versorgungsnetze*, Dissertation (1992), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg
- [Suehrcke/McCormick 1988] H. Suehrcke, P.G. McCormick: *The frequency distribution of instantaneous insolation values*, *Solar Energy* **40** (1988) S. 431–422
- [Suehrcke u.a. 1990] H. Suehrcke, C.P. Ling, P.G. McCormick: *The dynamic response of instruments measuring instantaneous solar radiation*, *Solar Energy* **44** (1990) S. 145–148
- [Tegeler 1992] L. Tegeler: *Comparison of Solar Cell and Pyranometer as Radiation Sensors: An Experimental Investigation*, Master Thesis (1992), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg
- [Tuller 1976] S.E. Tuller: *The relationship between diffuse, total and extra terrestrial solar radiation*, *Solar Energy* **18** (1976) S. 259–263

- [Umweltdaten 1993] Umweltbundesamt: *Umweltdaten – kurzgefaßt*, Berlin, 1993
- [Wind Atlas 1989] Risø National Laboratory: *European Wind Atlas*, Roskilde, 1989

Erklärung gemäß § 20 der DPO Physik:

Wir versichern hiermit, daß wir diese Diplomarbeit selbständig verfaßt und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt haben.