

57

**Homogenisierung klimatologischer Zeitreihen,
dargelegt am Beispiel der relativen Sonnenscheindauer**

von Walter Bosshard

57

**Homogenisierung klimatologischer Zeitreihen,
dargelegt am Beispiel der relativen Sonnenscheindauer**

von Walter Bosshard

Walter Bosshard

Homogenisierung klimatologischer Zeitreihen,
dargelegt am Beispiel der relativen Sonnenscheindauer

Die vorliegende Arbeit wurde von der Philosophischen Fakultät II der Universität Zürich im Wintersemester 1996/97 auf Antrag von Prof. Dr. Kurt Brassel und Prof. Dr. Wilfried Haerberli als Inaugural-Dissertation angenommen.

Sie erscheint gleichzeitig unter demselben Titel als Dissertation am Geographischen Institut der Universität Zürich.

Der Text wurde im Satzsystem L^AT_EX geschrieben. Auswertungen und Graphiken sind mit S-Plus und Fortran77 erstellt worden.

Vorwort

In der Klimatologie steht die Wichtigkeit aufbereiteter, homogener Zeitreihen ausser Zweifel. Empirische Studien zur Klimavariabilität sind auf qualitativ hochwertige Reihen angewiesen, um fundierte, statistisch abgesicherte Aussagen, etwa im Hinblick auf mögliche Klimaänderungen formulieren zu können. Die vorliegende, in diesem Feld anzueselnde Arbeit ist durch das Schweizerische Nationale Forschungsprogramm *Klimaänderungen und Naturkatastrophen* (NFP 31) ermöglicht worden. Sie ist als ein Ergebnis des Projektes *Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messreihen des 19. und 20. Jahrhunderts* zu verstehen, an welchem ich als wissenschaftlicher Mitarbeiter in den Jahren 1993 bis 1996 beteiligt war. Ich danke dem Nationalfonds, der das Projekt bewilligt und finanziell unterstützt hat.

Die Leitung des Homogenisierungsprojektes übernahm Dr. O. Gisler von der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt (SMA), dem hier ein spezieller Dank für seine wertvollen Anregungen gebührt. Weiter gehörten zum Projektteam an der SMA neben fünf teilzeitbeschäftigten Datatypistinnen die Herren M. Doctor und M. Baudenbacher. Den genannten Personen bin ich zu grossem Dank verpflichtet. Speziell M. Baudenbacher sei für die intensive Zusammenarbeit und die zahlreichen, synergetisch wirkenden Diskussionen gedankt.

Prof. Dr. K. Brassel, Vorsteher der Abteilung Geographische Informationsverarbeitung am Geographischen Institut der Universität Zürich, der in verdankenswerter Weise das Amt des Doktorvaters übernahm, sei für die zahlreichen konstruktiven Beiträge gedankt.

An der SMA in Zürich hatte ich einen angenehmen Arbeitsplatz, wo ich von einer ausgezeichneten technischen und organisatorischen Infrastruktur profitieren konnte. Die Mitarbeiter der Klimasektion (KLS), der ich untergeordnet war, haben mich kompetent unterstützt. Namentlich seien die Doktoren W. Kirchhofer, O. Gisler und A. Zelenka genannt, die mich in administrativer wie fachlicher Hinsicht unterstützt haben, sowie Herr H. Bantle, der in EDV-technischen Belangen Hand bot.

Verpflichtet bin ich zudem Herrn M. Hürzeler vom Seminar für Statistik der Eidgenössischen Technischen Hochschule Zürich für seine unentbehrliche Hilfestellung in Sachen Zeitreihenanalyse und Herrn M. Egger für die sorgfältige Durchsicht und Korrektur der Arbeit.

Schliesslich gilt mein Dank meiner Frau Petra Bosshard-Zwerenz, unseren beiden Söhnen Valentin und Robin, meinen Eltern und Geschwistern sowie den Studienkollegen, die mich alle in der einen oder anderen Form unterstützt haben.

Zürich, im September 1996

Walter Bosshard

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	V
Tabellenverzeichnis	VII
Zusammenfassung / Summary / Résumé / Riassunto	IX
1 Einleitung	1
1.1 Problemstellung	1
1.1.1 Allgemeine Betrachtung	1
1.1.2 Spezielle Betrachtung: Schweizerische Klimareihen des 19. und 20. Jahrhunderts	3
1.2 Zielsetzung und Abgrenzung	4
2 Grundlagen	7
2.1 Begriffe und Definitionen	7
2.2 Stationsgeschichten – Metadaten	10
2.3 Registrierung der Sonnenscheindauer	12
2.3.1 Registrierung mit Modellen Campbell-Stokes	13
2.3.1.1 Funktionsweise der Modelle Campbell-Stokes	13
2.3.1.2 Kritik an den Autographen Campbell-Stokes	14
2.3.1.3 Gründe für Registrierunterschiede	16
2.3.1.4 Verbesserung von Glaskugelautographen	18
2.3.2 Historische Alternativgerätetypen	19
2.3.3 Registrierung mit Modellen Haenni Solar 111	20
2.3.3.1 Funktionsweise der Modelle Haenni Solar 111	20
2.3.3.2 Kritik an den Sonnenscheingebern Haenni	21
2.3.3.3 Zur Frage der Ansprechschwelle	23
2.3.4 Campbell-Stokes und Haenni im Vergleich	25
2.4 Gründe für Inhomogenitäten – eine Übersicht	25
2.5 Statistische Methoden zur Homogenitätsprüfung	27
2.5.1 Homogenitätstest nach Buishand	29
2.5.2 Methode des Deutschen Wetterdienstes (DWD)	30
2.5.3 Methode der kumulierten Residuen ϵ (CUMRES)	31
2.5.4 Homogenitätstest nach Easterling und Peterson	31

2.5.5	Homogenitätstest nach Potter	32
2.5.6	Standard Normal Homogeneity Test (SNHT)	33
2.5.6.1	Shift-SNHT	33
2.5.6.2	Trend-SNHT	35
2.6	Homogenisierungstechniken	36
2.6.1	Bereinigung nach Karl und Williams	38
3	Evaluierung statistischer Homogenitätstests	41
3.1	Vorgaben für die Evaluierung	41
3.2	Verwendete AR-Simulationstechnik	43
3.3	Durchführung der Evaluierung und Resultate	45
3.3.1	Resultate bei Versatzhomogenität	47
3.3.2	Resultate bei Trendinhomogenität	53
4	Aufbereitung der Sonnenscheindauer	61
4.1	Grundsätze für die Bearbeitung	61
4.2	Prozesseinheiten	64
4.3	Datenvorverarbeitung	64
4.3.1	Datenquellen	64
4.3.2	Aufbereitung der Stationsgeschichten	66
4.3.3	Ausgangsreihen	79
4.3.4	Interpolation von Datenlücken	81
4.3.5	Von der absoluten zur relativen Sonnenscheindauer	82
4.3.6	Plausibilisierung	84
4.4	Homogenisierung	87
4.4.1	Homogenisierungsansatz mit optimierbaren Sequenzlängen	87
4.4.2	Durchführung der Homogenisierung	89
4.4.2.1	Station Bern	91
4.4.2.2	Station Genf	93
4.4.2.3	Station Sitten	94
5	Ausblick	97
A	Station Bern, 1886 bis 1990	99
B	Station Genf, 1896 bis 1990	101
C	Station Sitten, 1906 bis 1990	103
	Literaturverzeichnis	105

Abbildungsverzeichnis

2.1	Campbell-Stokes-Sonnenscheinautograph	15
2.2	Registrierstreifen zu Campbell-Stokes	15
2.3	Sonnenscheindetektor Haenni Solar 111	21
3.1	Autokorrelationen und partielle Autokorrelationen	44
3.2	Versatzevaluation: einfacher Versatz	48
3.3	Versatzevaluation: einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift-SNHT, d und Shift/Var-SNHT, d	51
3.4	Versatzevaluation: einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift/Var-SNHT, q und $qlog$	52
3.5	Trefferquoten: einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung	53
3.6	Trendevaluation Auswertung I	57
3.7	Trendevaluation Auswertung II	57
4.1	Datenvorverarbeitung	65
4.2	Homogenisierung, Prozessablauf	65
4.3	Horizontaufnahme Genf 1956	83
4.4	Rekonstruktion der Horizontaufnahme Genf 1956	83
4.5	Plausibilitätstest Bern, relative Sonnenscheindauer	86
4.6	Beispiel optimierbarer Sequenzlängen	88
A.1	Bern 1887 bis 1990: Jahresmittel der relativen Sonnenscheindauer vor und nach der Homogenisierung und mittlere Konfidenzintervalle	100
B.1	Genf 1896 bis 1990: Jahresmittel der relativen Sonnenscheindauer vor und nach der Homogenisierung und mittlere Konfidenzintervalle	102
C.1	Sitten 1906 bis 1990: Jahresmittel der relativen Sonnenscheindauer vor und nach der Homogenisierung und mittlere Konfidenzintervalle	104

Tabellenverzeichnis

3.1	Evaluierte Homogenitätstests	42
3.2	Abstufungen der Testevaluation, Versatz	46
3.3	Abstufungen der Testevaluation, Trend	46
3.4	Gewählte Toleranzabweichungen $\pm\Delta$	47
3.5	Teststatistik einfacher Versatz	50
3.6	Teststatistik einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift-SNHT, d	54
3.7	Teststatistik einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift/Var-SNHT, d	55
3.8	Teststatistik Trend, Auswertung I	58
3.9	Teststatistik Trend, Auswertung II	59
4.1	Datenlücken-Interpolation	81
4.2	Inputgrößen für die Horizontbestimmung	84
4.3	Statistik der Plausibilisierung	86
4.4	Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Bern	92
4.5	Homogenisierungsfaktoren, Bern	92
4.6	Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Genf Teil I	93
4.7	Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Genf Teil II	94
4.8	Homogenisierungsfaktoren, Genf	94
4.9	Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Sitten	96
4.10	Homogenisierungsfaktoren, Sitten	96
A.1	Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Bern Teil I	99
A.2	Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Bern Teil II	100
B.1	Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Genf Teil I	101
B.2	Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Genf Teil II	102
C.1	Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Sitten Teil I	103
C.2	Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Sitten Teil II	104

Zusammenfassung

Für den Klimaparameter *relative Sonnenscheindauer* werden die notwendigen Aufbereitungsschritte diskutiert, welche von den erhobenen Rohdaten bis hin zu den homogenisierten Zeitreihen führen. Es wird explizit auf die Bearbeitung langer Klimareihen eingegangen, wobei der zu berücksichtigende Zeitbereich für die Sonnenscheindauer vom individuellen Messbeginn bis 1990 reicht.

Am Beispiel der Stationsreihen von Bern, Genf und Sitten werden die einzelnen Schritte demonstriert. Ein spezielles Augenmerk wird den Prozesselementen *Aufbereitung der Stationsgeschichten, Detektion von Inhomogenitäten und Homogenisierung* gewidmet.

Zur Beurteilung von Homogenitätstests wird eine Evaluationsmethode entwickelt, die auf der *AR-Simulationstechnik* autoregressiver Modelle beruht. Eine Vielzahl simulierter Klimareihen wird künstlich mit Inhomogenitäten der Typen *einfacher Versatz, einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung, und linearer Trend* versehen und mit ebenfalls simulierten homogenen Referenzreihen einer Auswahl statistischer Homogenitätstests zugeführt, deren Aufgabe es ist, potentielle Bruchstellen zu lokalisieren.

Homogenitätstest	Versatz	Versatz/Varianz	Trend
BUIHAND ([26, 1982])	X		
DWD ([103, 1991])	X		
CUMRES (z. B. [16, 1986])	X		
EASTERLING und PETERSON ([34, 1995])			X
POTTER ([73, 1981])	X		
SNHT ([2, 1986], [3, 1994], [4, 1995], [5, 1996])			
Shift-SNHT	X	X	
Shift/Var-SNHT		X	
Trend-SNHT			X

Tabelle der berücksichtigten Testverfahren. Mit einem «X» wird gekennzeichnet, für welche Inhomogenitätstypen die Evaluation durchgeführt wurde.

Die Gruppe der *Standard Normal Homogeneity Tests* (SNHT) erweist sich in der Evaluation als äusserst stark.

Bei der Detektion von Versatzbrüchen in Zeitreihen der relativen Sonnenscheindauer dominieren der Testalgorithmus Shift-SNHT ALEXANDERSSON [2, 1986], [4, 1995],

ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] und der Test nach POTTER [73, 1981]. Bei eingebrachtem Verteilungsbruch (als Änderung der Standardabweichung realisiert) erweist sich eine Variante des Shift-SNHT (ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996]) als sehr treffsicher. Bei der Detektion von Trendbrüchen hebt sich der Trend-SNHT (ALEXANDERSSON [4, 1995], ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996]) deutlich vom einzigen Konkurrenten ab.

Gestützt auf die Homogenisierungstechnik nach KARL und WILLIAMS [49, 1987] und unter Verwendung eines neu entwickelten Ansatzes *optimierbarer Sequenzlängen* wird der eigentliche Homogenisierungsprozess festgelegt. Die Resultate der zu Ende geführten Bereinigung sind homogenisierte, im besten Fall auch statistisch homogene Klimareihen. Als wichtige Ergänzung wird eine Abschätzung für die Konfidenzintervalle der homogenisierten Monatsmittel gegeben.

Der ausnahmslos befriedigende Homogenitätsgrad gestattet es, die im Projekt bereinigten Klimareihen für künftige Klimastudien vorbehaltlos zu verwenden. Zudem können sie für weitere Homogenisierungen als verlässliche Referenzreihen dienen. Im Anhang werden die homogenisierten Monatsmittelreihen und ihre Vertrauensintervalle aufgelistet. Die Klimasektion (KLS) der SMA stellt diese interessierten Kreisen in digitaler Form zur Verfügung.

Als weitere Ergebnisse sind die aufbereiteten Stationsgeschichten und die systematische Erfassung messtechnisch/instrumenteller Aspekte der Sonnenscheinregistrierung zu verzeichnen.

Summary

All necessary steps are discussed to process the records of relative sunshine duration from raw data into homogenized time series. They will be explicitly entered into the preparation of long-term climatological records. The period being considered dates from the beginnings of individual measurement up to the year 1990.

As an example, for the station series of Berne, Geneva and Sitten every single processing element is discussed. Special inquiry is dedicated to the steps: *preparing station histories, detecting inhomogeneities and homogenization technique.*

An evaluation method for homogeneity tests is developed based on *AR*-simulation techniques for autoregressive models. For each inhomogeneity type considered (*single shift, single shift with simultaneous change in variance, and linear trend*), a set of 1000 simulated time series is artificially altered. Together with simulated homogeneous reference records, the time series are fed to selected statistical homogeneity tests designed for detecting potential inhomogeneities (cf. table).

Homogeneity test	Shift	Shift/Variance	Trend
BUISHAND ([26, 1982])	X		
DWD ([103, 1991])	X		
CUMRES (e. g. [16, 1986])	X		
EASTERLING and PETERSON ([34, 1995])			X
POTTER ([73, 1981])	X		
SNHT ([2, 1986], [3, 1994], [4, 1995], [5, 1996])			
Shift-SNHT	X	X	
Shift/Var-SNHT		X	
Trend-SNHT			X

Table of evaluated test procedures. An «X» marks the type of inhomogeneity tested.

The group of *Standard Normal Homogeneity Tests* (SNHT) turned out to respond most powerfully.

By detecting shift breaks, Shift-SNHT (ALEXANDERSSON [2, 1986], [4, 1995], ALEXANDERSSON and MOBERG [5, 1996]) and POTTER's test ([73, 1981]) dominate quite distinctly. Artificial distribution breaks (realized as change of standard deviation) are relatively well localized by a version of Shift-SNHT (ALEXANDERSSON and MOBERG [5, 1996]). Trend-SNHT performs best when trend inhomogeneities are overlaid. The only competitor (test by EASTERLING and PETERSON [34, 1995]) was by far inferior.

Based on the homogenization technique by KARL and WILLIAMS [49, 1987] and adopting the new approach: *optimization of sequence lengths*, a valuable homogenization procedure was established. The results of implemented processes are homogenized (at best statistically homogeneous) climatological time series. As an important supplement, estimates of confidence intervals for homogenized monthly means of relative sunshine duration are added.

In the end the degree of homogeneity achieved is satisfying without exception. All three homogenized records may be used for future climate studies and as reliable reference series for further homogenization projects. The homogenized monthly means of relative sunshine duration and the corresponding confidence intervals are tabulated in the appendix. The climate section (KLS) at the Swiss Meteorological Institute provides digital records to interested parties.

Further results include complete station histories as well as a systematic compilation of measuring and technical aspects of sunshine registration.

Résumé

Les étapes nécessaires au traitement du paramètre climatique de la *durée relative d'ensoleillement* allant des données brutes aux séries homogénéisées sont discutées. Le traitement de longues séries climatiques est explicitement abordé. Les périodes prises en considération pour la durée de l'insolation s'étendent du début individuel des mesure selon les stations jusqu'à 1990.

Les séries de données provenant des stations Berne, Genève et Sion servent d'exemple illustrant ces différentes étapes. Une attention particulière est accordée aux processus suivants: *Mise à jour de l'histoire des stations, détection des inhomogénéités et homogénéisation.*

Une méthode d'évaluation des tests d'homogénéité a été développée. Cette méthode repose sur la technique de simulation *AR* pour modèles autoregressifs. Des inhomogénéités de différents types (*simple déplacement, simple déplacement avec changement de la variance et tendance linéaire*) sont introduites artificiellement dans un grand nombre de séries climatiques simulées. Les séries climatiques obtenues et les séries homogènes simulées de référence sont ensuite analysées au moyen de tests d'homogénéité dont la tâche est de détecter des discontinuités potentielles (tableau ci-dessous):

test d'homogénéité	déplacement	déplacement/ variance	tendance linéaire
BUSHAND ([26, 1982])	X		
DWD ([103, 1991])	X		
CUMRES (p. e. [16, 1986])	X		
EASTERLING et PETERSON ([34, 1995])			X
POTTER ([73, 1981])	X		
SNHT ([2, 1986], [3, 1994], [4, 1995], [5, 1996])			
Shift-SNHT	X	X	
Shift/Var-SNHT		X	
Trend-SNHT			X

Les tests considérés pour les évaluations. L'emploi des test pour les différents type d'inhomogénéité est marquée d'un «X».

Au terme de l'évaluation, le groupe *Standard Normal Homogeneity Tests* (SNHT) s'est révélé être le plus performant.

L'algorithme Shift-SNHT (ALEXANDERSSON [2, 1986], [4, 1995], ALEXANDERSSON et MOBERG [5, 1996]), ainsi que le test selon POTTER [73, 1981] sont les plus efficaces pour la détection des déplacements simples (changement du niveau moyen). En ce qui concerne les discontinuités de distribution, réalisées par changement de l'écart-type, une variante du test Shift-SNHT (ALEXANDERSSON et MOBERG [5, 1996]) est particulièrement performante. Pour la détection des discontinuités de tendance, le test Trend-SNHT (ALEXANDERSSON [4, 1995], ALEXANDERSSON et MOBERG [5, 1996]) se détache très nettement de son seul concurrent.

Le processus effectif d'homogénéisation a été établi en s'appuyant sur la technique d'homogénéisation selon KARL et WILLIAMS [49, 1987] et en utilisant une technique supplémentaire *optimisation des longueurs de séquences*, développée dans ce travail. Les résultats finaux du traitement des données sont des séries climatiques homogénéisées, statistiquement homogènes dans les meilleurs cas. L'estimation de l'intervalle de confiance des moyennes mensuelles homogénéisées constitue un complément important.

Le degré d'homogénéité satisfaisant atteint sans exception permet d'utiliser les séries traitées pour des études climatiques futures sans restriction. D'autre part ces séries peuvent servir de références fiables pour des homogénéisations ultérieures. Les séries des moyennes mensuelles et leurs intervalles de confiance sont donnés en annexe. La section CLIMAT (KLS) de l'ISM tient ces données à la disposition des milieux intéressés sous forme digitale.

L'histoire des stations mise à jour et la saisie systématique des techniques et des instruments de mesures figurent également au nombre des résultats.

Übersetzung: Christophe Voisard

Riassunto

Per il parametro climatico del *soleggiamento relativo* vengono discussi tutti i passi di lavoro che conducono da una serie di dati grezza ad una serie di dati omogeneizzata. Particolare attenzione viene rivolta al trattamento di lunghe serie di dati climatiche. Il periodo preso in considerazione per il parametro del soleggiamento va dall'inizio delle misurazioni (che varia da stazione a stazione) fino al 1990.

I diversi passi di lavoro vengono illustrati sull'esempio dei dati delle stazioni di Berna, Ginevra e Sion. Particolare attenzione viene rivolta ai tre processi seguenti: *l'aggiornamento della storia delle stazioni di misura, la ricerca di inomogeneità come pure l'omogeneizzazione stessa.*

Per poter valutare la qualità dei test di omogeneità viene elaborato un metodo basato sulla tecnica di simulazione *AR* per modelli regressivi. Vengono introdotte artificialmente inomogeneità di diverso tipo (*traslazione semplice, traslazione semplice combinata con cambiamenti della varianza e tendenza lineare*) in un gran numero di serie di dati climatiche simulate. Le serie climatiche così ottenute e le serie omogenee di riferimento pure simulate vengono esaminate tramite dei test di omogeneità atti a scoprire delle possibili discontinuità (vedi tabella sottostante).

test di omogeneità	traslazione	traslazione/ varianza	tendenza lineare
BUSHAND ([26, 1982])	X		
DWD ([103, 1991])	X		
CUMRES (p.e. [16, 1986])	X		
EASTERLING e PETERSON ([34, 1995])			X
POTTER ([73, 1981])	X		
SNHT ([2, 1986], [3, 1994], [4, 1995], [5, 1996])			
Shift-SNHT	X	X	
Shift/Var-SNHT		X	
Trend-SNHT			X

Test presi in considerazione per le valutazioni. L'impiego dei test per diversi tipi di inomogeneità è contrassegnato con una «X».

Per quel che riguarda l'evaluazione, il gruppo *Standard Normal Homogeneity Tests* (SNHT) si è rivelato essere il migliore.

L'algoritmo Shift-SNHT (ALEXANDERSSON [2, 1986], [4, 1995], ALEXANDERSSON e MOBERG [5, 1996]), come pure il test di POTTER [73, 1981] sono i più efficaci nella ricerca di traslazioni semplici (cambiamento del livello medio). Per quel che concerne le discontinuità di distribuzione realizzate tramite un cambiamento manuale della deviazione standard, una variante del test Shift-SNHT (ALEXANDERSSON e MOBERG [5, 1996]) è particolarmente efficace. Per identificare discontinuità di tendenza, il test Trend-SNHT (ALEXANDERSSON [4, 1995], ALEXANDERSSON e MOBERG [5, 1996]) è nettamente il migliore.

Il processo effettivo di omogeneizzazione si basa sul metodo secondo KARL e WILLIAMS [49, 1987] combinato con una tecnica supplementare *ottimizzazione della lunghezza delle sequenze*, elaborata nell'ambito del presente lavoro. Il risultato finale di tutti questi passi di elaborazione consiste in serie di dati climatici omogeneizzate, nel migliore dei casi omogenee anche dal punto di vista statistico. Una stima dell'intervallo di confidenza delle medie mensili rappresenta un complemento importante.

Il grado d'omogeneità raggiunto permette di utilizzare senza riserva le serie di dati per studi climatici. Inoltre le serie di dati omogeneizzate nell'ambito di questo lavoro possono servire come serie di riferimento per ulteriori lavori di omogeneizzazione. Le serie dei valori medi mensili e dei rispettivi intervalli di confidenza sono riportate nell'appendice di questo lavoro. Eventuali interessati possono richiedere le serie di dati trattate (in forma digitale) presso la sezione CLIMA dell'ISM.

La storia accuratamente aggiornata delle stazioni di misura come pure un paragone sistematico degli strumenti, delle tecniche impiegati e delle difficoltà di misura fanno parte dei risultati finali.

Übersetzung: Stefano Zanini

Kapitel 1

Einleitung

1.1 Problemstellung

1.1.1 Allgemeine Betrachtung

Klimatologische Zeitreihen erlauben es nicht nur, über Fragen der klimatischen Entwicklung, sondern auch über eine Vielfalt anderer, klimaabhängiger Prozesse Auskunft zu geben. Wie bei allen Datenerhebungen, deren Zweck es ist, wissenschaftliche Analysen mit gesicherten Interpretationen zu ermöglichen, ist auch hier die Datenqualität von zentraler Bedeutung. Nationale Wetterdienste sind dazu verpflichtet, die geforderte Qualität zu garantieren und aufrechtzuerhalten. Dieses Bestreben ist keine triviale Angelegenheit, denn besonders bei längeren Klimareihen treten ganz spezifische Probleme auf, wovon hier nur zwei erwähnt seien.

- Die Daten einer klimatologischen Messreihe sind nicht das Resultat wiederholbarer Experimente. Vielmehr hat man es statistisch gesehen mit einer einzigen Ziehung aus einer Population zu tun (eine Stichprobe, welche nur ein Element enthält), deren Verteilungsfunktion *a priori* unbekannt ist. Eine strenge Eichkontrolle der für die Messungen verwendeten Apparate kann an diesem Umstand prinzipiell nichts ändern, der Betrag des stochastischen Fehlerterms des Reihenelementes bleibt unbekannt. Dieser kann einzig durch Laborversuche, bei simultaner Messung unter Einbezug mehrerer typengleicher Instrumente oder bei wiederholten Messungen unter konstant gehaltenen Bedingungen mit nur einem Gerät geschätzt werden.

Anders verhielte es sich, wenn beispielsweise die Temperaturreihe einer Station simultan aus den Messungen mehrerer, d. h. möglichst vieler unabhängiger Temperaturfühler ermittelt würde. Natürlich ist dies in der Praxis eine reine Illusion. Abgesehen von kurzen Zeitspannen werden *in situ* keine Parallelmessungen durchgeführt.

- Die Daten einer klimatologischen Messreihe sind nicht das Resultat eines Experiments, welches unter konstant gehaltenen, kontrollierten Bedingungen statt-

gefunden hat. Es besteht das Risiko, dass der Verlauf der Zeitreihe nicht ausschliesslich der Entwicklung des zu betrachtenden Klimaelementes entspricht, sondern andere unerwünschte Effekte widerspiegelt, welche überhaupt nichts mit dem Klima zu tun haben. Stationsverschiebungen, Terminänderungen, Geräte- und Beobachterwechsel und etliche weitere Gründe können die Qualität einer Klimareihe beeinträchtigen, die Homogenität der Zeitreihe ist in Frage gestellt. Eine oft nur lückenhafte Dokumentation stationsgeschichtlich relevanter Ereignisse erschwert zudem die Beurteilung der Datenqualität.

In der aktuellen Diskussion über potentielle Klimaänderungen ist das Problem nur allzu bekannt, dass der anthropogene Anteil einer Reihenentwicklung vom natürlichen Teil nur sehr schwer zu trennen ist. Vergleichbar ist diese Schwierigkeit mit dem Vorhaben, klimatologische Aufzeichnungen von störenden, den wahren klimatischen Verlauf beeinträchtigenden Effekten zu befreien. Eine hochwertige Homogenisierung, welche sich zum Ziel setzt, einzig das klimarelevante Signal in den Ursprungsreihen zu belassen, ist von grosser Bedeutung. Eine Klimastudie, die auf unhomogenisierten Zeitreihen beruht, kann «(...) zu fehlerhaften Interpretationen statistischer Ergebnisse (...) führen» (SCHÖNWIESE [79, 1983, S. 1]); instrumentelle oder lagebedingte Änderungen werden womöglich fälschlicherweise als Klimaänderungen interpretiert. Autoren weisen immer häufiger darauf hin, dass das verwendete Datenmaterial vor der klimatologischen Interpretation einer Homogenisierung unterzogen oder mit homogenisierten Reihen verglichen worden ist (z. B. HEINO [43, 1994], MOBERG [67, 1996], BRÁZDIL [23, 1996], NIEDŹWIEDŹ [70, 1996], BAERISWYL und WINISTÖRFER [7, 1996]).

CONRAD und POLLAK [27, 1950, S. 223] betonen denn auch die unbedingte Notwendigkeit der Homogenitätsprüfung:

«Obviously, it must be the first step of the climatologist to examine whether the series is homogeneous, in order to avoid inferences that are strictly false.»

Allgemeines Problem: Das allgemeine Problem besteht darin, dass Klimareihen immer einer mehr oder weniger aufwendigen Bereinigung bedürfen, bevor diese für wissenschaftliche Studien verwendet werden können. Eine Methodik ist gefragt, die es gestattet, klimatologische Ursprungsreihen derart zu modifizieren, dass deren Schwankungen nur noch klimatischen Verhältnissen zuzuschreiben sind und andere, unerwünschte Effekte eliminiert werden.

1.1.2 Spezielle Betrachtung: Schweizerische Klimareihen des 19. und 20. Jahrhunderts

Meteorologische Beobachtungen werden in der Schweiz seit dem Jahre 1864 systematisch erhoben (MAURER *et al.* [65, 1910]). Für die teilweise recht langen Zeitreihen unterhält die Sektion Klimatologie (KLS) der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt (SMA) seit Mitte der 70er Jahre eine Klimadatenbank, welche die entsprechenden Mess- und Beobachtungsdaten einer breiten Anwendergemeinde aus Forschung und Praxis zur Verfügung stellt. Diese enthält drei Tagetermine und für einzelne Klimaparameter einen Tageswert; die zeitliche Auflösung der Reihen beträgt also einen Tag. Die Datenbank wird fortlaufend mit den neuen Werten ergänzt. Bis anhin waren Klimareihen maximal ab 1901 in digitaler Form verfügbar.

Bei diesen Reihen handelt es sich in den meisten Fällen um grobereinigte Daten. Einfache Plausibilitätskontrollen und allfällige instrumentell oder durch die Erfassung bedingte Korrekturen werden jeweils vor dem Laden in die Datenbank durchgeführt. Eigentliche Homogenisierungen, worunter wir die Behebung nichtklimatisch verursachter Variationen von Zeitreihen verstehen wollen, wurden in der Vergangenheit an den Daten nur ausnahmsweise vorgenommen. Das bedeutet nun, dass die Reihen zum grössten Teil weder als Roh- oder Originalwerte noch als homogenisierte Varianten gelten können. Der umsichtige Anwender deckt sich natürlich mit den notwendigen Angaben über den Zustand der zu verwendenden Reihen ein. Einerseits steht ihm hierzu direkt über das System eine Dokumentation zur Verfügung. Weiterführende relevante Informationen müssen andererseits nicht selten anderweitig beschafft werden, so etwa durch Rücksprachen mit klimatologischem Fachpersonal oder durch das Studium der Stationsgeschichten. Noch nicht im öffentlichen Angebot ist die interaktive, stationsgeschichtliche Abfrage.

Normalerweise nimmt ein Benutzer stillschweigend an, dass die gelieferten Daten keine unnatürlichen Störsignale beinhalten, die Variabilität der Zeitreihen also nur klimatischer und allenfalls stochastischer Art ist. Man erwartet, salopp formuliert, dass man es mit «wahren Werten» zu tun hat. Gerade bei längeren Klimareihen kann aber kaum davon ausgegangen werden, dass eine ungestörte Serie von Werten vorliegt. Verschiedenste Ursachen sind dafür verantwortlich, dass die Reihen als inhomogen zu werten sind (Kapitel 2.3).

Selbst wenn eine detaillierte Stationsdokumentation vorhanden und damit die Identifizierung der Gründe für eventuelle Inhomogenitäten gegeben ist, wird die Arbeit mit unhomogenisierten Klimareihen nicht wesentlich erleichtert. Der Anwender weiss dann zwar, dass und bestenfalls warum die verwendeten Reihen inhomogen sind, trotzdem braucht er diese für seine Studien. Es kann indes nicht Sache jedes einzelnen Anwenders sein, selbst dafür zu sorgen, die zur Verfügung stehenden Reihen einer Homogenisierung zu unterziehen, bevor er diese für seine Arbeit verwenden kann. Vielmehr ist dies ein Auftrag für die Stelle, welche die Daten bereithält, in unserem Falle also die SMA.

In der Vergangenheit wurde in der Schweiz verschiedentlich damit begonnen, längere Zeitreihen der klassischen Klimaparameter Temperatur und Niederschlag einer Homogenisierung zu unterziehen (z. B. BIDER *et al.* [12, 1959]). Was die Art der Bearbeitung betrifft, sind diese allerdings nicht von einheitlicher Herkunft und zudem die Frucht verschiedenster, teilweise veralteter und nicht in jedem Falle vergleichbarer Homogenisierungsmethoden. Die Reihen anderer Klimaparameter, so etwa die Sonnenscheindauer, wurden bisher kaum oder überhaupt nicht homogenisiert (z. B. UTTINGER [106, 1945]). Die von W. SCHÜEPP und URFER-HENNEBERGER [82, 1994] vorgestellte einfache Aufbereitung der langen Basler Sonnenscheinreihe bildet wohl eine Ausnahme, dürfte aber kaum als allgemeine technische Anleitung zur Homogenisierung verstanden werden.

Kurze Reihen wurden im Rahmen der umfangreichen Homogenisierungsarbeiten des abgeschlossenen SMA-Projektes *Klima90* für die Klimaperiode 1961 bis 1990 bearbeitet. Unter anderem liegen die bereinigten Reihen der absoluten Sonnenscheindauer für eine Vielzahl von Stationen vor (SMA [96, 1996]).

Im Hinblick auf die klimatologische Bedeutung der relativen Sonnenscheindauer, insbesondere was die Abschätzung von Strahlungsverhältnissen betrifft (HARRISON und COOMBES [39, 1986], HEINO [43, 1994]), ist die Homogenisierung langer Reihen eine lohnende Aufgabe. MAURER [61, S. 193] fordert schon im Jahre 1911, die Homogenität der Sonnenscheindauer, «jenes klimatologisch so nützliche Element», zu thematisieren.

Spezielle Probleme: Trotz deutlicher Nachfrage sind bis anhin in der Schweiz nur wenige längere Klimareihen homogenisiert worden, und es ist zurzeit keine allgemein verwendbare Anleitung zur Homogenisierung von langen Zeitreihen der (relativen) Sonnenscheindauer greifbar.

1.2 Zielsetzung und Abgrenzung

Je nach Fragestellung und Verwendung der Klimareihen kann es belanglos oder aber von entscheidender Bedeutung sein, ob die Daten gewissen Homogenitätskriterien genügen oder nicht. Soll etwa unter Zuhilfenahme meteorologischer Aufzeichnungen der Nachweis einer aktuellen Klimaänderung erbracht werden, so sind, um statistisch gesicherte Aussagen zu garantieren, möglichst gut homogenisierte Reihen erforderlich. Andererseits ist es vorstellbar, dass beispielsweise für Fragestellungen im agrarmeteorologischen Bereich nicht dieselben Qualitätsansprüche geltend gemacht werden. Mitunter kann dies bedeuten, dass nicht ausnahmslos für jede Untersuchung homogene Klimareihen beigezogen werden müssen.

Die Mitwirkung im abgeschlossenen Projekt *Homogenisierung klimatologischer Zeitreihen des 19. und 20. Jahrhunderts* des Nationalen Forschungsprogramms NFP 31 (*Klimaänderungen und Naturkatastrophen*) führte zu den Erkenntnissen der vorliegenden Arbeit (BAUDENBACHER, BOSSHARD und GISLER [9, 1996]). Im Mittelpunkt standen dabei die Bildung einiger homogener Klimareihen der Tem-

peratur und der Sonnenscheindauer im Schwerpunktsgebiet Westschweiz/Wallis sowie gesamtschweizerisch ab 1864 die Digitalisierung mehrerer Klimaparameter einer grösseren Anzahl von Klimastationen.

In dieser Arbeit wird die methodische Bearbeitung von Zeitreihen der relativen Sonnenscheindauer ins Zentrum der Betrachtungen gerückt. Die erklärten Ziele sind folglich:

- eine Vorgehensweise festzulegen, die aufzeigt, wie in der Schweiz längere Reihen der relativen Sonnenscheindauer auf Monatsmittelbasis zu homogenisieren sind. Eine Berechnung von Konfidenzintervallen für die homogenisierten Zeitreihen wird dargelegt, womit die durch den Vorgang der Homogenisierung verursachte Unsicherheit ausgedrückt werden soll. Die vorgeschlagene Methodik ist als Leitfaden für künftig durchzuführende Homogenisierungen von Sonnenscheindauerreihen zu verstehen. Dabei wird Wert darauf gelegt, dass die einzelnen vorgestellten Arbeitsschritte objektiven Kriterien genügen;
- am Beispiel der Stationsreihen von Bern, Genf und Sitten das Verfahren ausgehend von der Datenvorverarbeitung bis hin zu den homogenisierten Klimareihen vorzustellen. Die Aufbereitung der Stationsgeschichten ist ebenso von zentraler Bedeutung;
- ausgewählte Tests zur Detektion von Inhomogenitäten verschiedener Ausprägung einer Evaluation zu unterziehen.

Das entwickelte Verfahren ist auf die Bearbeitung der relativen Sonnenscheindauer zugeschnitten. Reihen anderer Klimaparameter können nur bedingt nach diesem Konzept bearbeitet werden. Es wird nicht der Anspruch erhoben, die dargelegte Methodik als einzige valable Vorgehensweise zur Homogenisierung von Zeitreihen der relativen Sonnenscheindauer zu deklarieren. In der Praxis erweist sich diese jedoch als solides Mittel zur Homogenisierung.

Ein weiteres Ziel besteht darin, messtechnische beziehungsweise instrumentelle Aspekte der Sonnenscheinregistrierung systematisch zu erfassen und die spezifischen Probleme aufzulisten.

Kapitel 2

Grundlagen

2.1 Begriffe und Definitionen

Unter den nicht klar umrissenen Begriffen *Bearbeitung* und *Verarbeitung* von Klimareihen kann vieles verstanden werden. Sowohl Generierung, Verdichtung und korrigierende Manipulation der Reihen als auch aus den Reihen abgeleitete Studien und Aussagen klimatologischer Art fallen unter die fraglichen, hier als Synonyme verstandenen Begriffe. Ich verzichte auf eine diesbezügliche Definition und nehme Mehrdeutigkeiten aus dem normalen Sprachgebrauch bewusst in Kauf.

Hingegen kommt man nicht darum herum, einige Begriffe verfahrenstechnischer und konzeptioneller Art genau zu umreißen. Wann immer solche in dieser Arbeit in Gebrauch sind, sollen sie im Sinne der folgenden Erläuterungen verstanden werden. Die Worterklärungen beziehen sich ausschliesslich auf den Bereich der klimatologischen Zeitreihenanalyse. Speziell sei darauf hingewiesen, dass die Begriffe Plausibilisierung, Interpolation und Homogenisierung – alles Unterbegriffe von *Bearbeitung* – auseinanderzuhalten sind. Die Schritte der *Interpolation* und der *Plausibilisierung* können als Bestandteile einer *Datenvorverarbeitung* aufgefasst werden.

Klimatologische Zeitreihe. Eine Reihe von Beobachtungswerten eines meteorologischen Elementes, deren Reihungsgrund die Zeit ist (Beobachtungsdaten bezüglich äquidistanter Zeitpunkte oder -intervalle), wird als klimatologische Zeitreihe bezeichnet.

Viel enger fasst THOM [102, 1966, S. 1] den Begriff: «(...) we define a climatological series as a sample series of data consisting of one climatological value for each year of the record being considered.» Eine mehrjährige Monatsmittelreihe entspräche demnach nicht den Prämissen von THOM, da abwechselnd Realisierungen aus 12 verschiedenen Grundgesamtheiten, statt einer einzigen, aneinandergereiht werden.

In dieser Arbeit wird nicht auf die restriktive Definition von THOM abgestützt. Periodizitäten, wie Saisonschwankungen, werden als natürlicher Bestandteil einer klimatologischen Zeitreihe aufgefasst.

Interpolation. Interpolation bedeutet im weiteren Sinn *«(...) estimating Y for values of X not covered by direct observation»* oder bildlich *«(...) reading between the lines of a mathematical table»* (BROOKS und CARRUTHERS [24, 1953, S. 258, 266]). Die Interpolation ersetzt fehlende oder mangelhafte Reihenwerte durch plausible Daten. Verschiedenste Techniken werden für die Behebung von Datenlücken eingesetzt. Einfache lineare und nichtlineare Ansätze sowie Reduzier- und Regressionstechniken kommen zum Einsatz (CONRAD und POLLAK [27, 1950], SCHÜEPP [81, 1980], AUER [6, 1992], LAMARQUE [53, 1994]). Im engeren Sinn versteht man unter Interpolation die Schätzung einzelner fehlender Reihenwerte, also nicht ganzer Sequenzen (LINACRE [55, 1992]). In dieser Arbeit soll die Interpolation im weiteren Sinn verstanden werden; auch das Beheben von grösseren Datenlücken fällt somit unter diesen Begriff.

Plausibilisierung. Unter Plausibilisierung ist die korrektive Datenbereinigung zu verstehen, die auf einer Prüfung (Plausibilitätstest) der Einzelwerte auf ihre klimatologische Plausibilität basiert. Die klimatologische Plausibilität beruht ihrerseits auf empirischen Erfahrungs- und natürlichen physikalischen Grenzwerten (z. B. ABBOT [1, 1986]).

Homogenität, homogen und inhomogen. *«A numerical series representing the variations of a climatological element is called 'homogeneous' if the variations are caused only by variations of weather and climate»* (CONRAD und POLLAK [27, 1950, S. 223]).

Soll eine Reihe als homogen bezeichnet werden, wird demnach vorausgesetzt: *«(...) climate measurements in a set must have been obtained in the same manner and in comparable circumstances»* (LINACRE [55, 1992, S. 122]).

Allgemein wird eine Zeitreihe als homogen bezeichnet, falls die Daten einheitliche, zeitinvariante Grundbedingungen erfüllen. Unterliegt die Reihe veränderten, unerwünschten und störenden Einflüssen, so ist die Reihe als nicht homogen, d. h. als inhomogen zu qualifizieren. Als störend wird ein Fremdeinfluss eingestuft, falls dieser statistisch signifikant in Erscheinung tritt. Demnach muss auch eine Zeitreihe als homogen bezeichnet werden, wenn ein unerwünschter Einfluss nicht mit ausreichender Sicherheit nachweisbar ist. Die Homogenität einer Reihe ist ein Mass für den Grad ihrer Qualität. Eine Reihe hoher Homogenität ist stark homogen, eine Reihe niedriger Homogenität stark inhomogen.

Relative Homogenität, relativ homogen und relativ inhomogen. Eine (klimatologische) Zeitreihe ist relativ homogen zu einer synchronen, gleichen- oder andernorts erhobenen Referenzreihe, falls die jeweiligen Differenzen (oder Quotienten) homologer Zeitabschnitte eine Zahlenreihe bilden, welche den Zufallsgesetzen gehorcht (nach KÖPPEN und GEIGER [51, 1936]).

Der Begriff der Homogenität wird durch denjenigen der relativen Homogenität dahingehend erweitert, dass sich die Erklärungen auf das Verhältnis (Differenzen- oder Quotientenreihe) zweier Zeitreihen beziehen.

Homogenisierung und homogenisieren. Unter Homogenisierung verstehen wir ein in der Regel mehrstufiges Verfahren, in welchem (plausibilisierte) inhomogene Zeitreihen derart modifiziert werden, dass als störend deklarierte Effekte eliminiert werden. Die Reihe wird «homogen gemacht», sie wird homogenisiert. Die Techniken, welche für die Homogenisierung herangezogen werden, sind vielfältig (z. B. KARL und WILLIAMS [49, 1987]; EASTERLING und PETERSON [33, 1992], BÖHM [15, 1992], RHOADES und SALINGER [74, 1993] und RHOADES und NEILL [75, 1995]). Es erstaunt nicht, dass je nach Verfahren die resultierende, homogene Reihe geringfügig verschieden ausfällt. Die homogenisierte Reihe kann daher kaum als «wahre» Reihe bezeichnet werden. Bestenfalls stellt sie unter der Annahme, der störende Einfluss habe nicht stattgefunden, eine gute Schätzung der zu erwartenden Beobachtungsgrösse dar.

Homogenitätstest. Ein Homogenitätstest ist ein Verfahren, welches die Homogenität einer Zeitreihe prüft, also entscheidet, ob eine Reihe homogen oder inhomogen ist. Vielfach erlauben statistische Homogenitätstests eine Signifikanzbeurteilung der Homogenität. Zudem soll der Test auch den Beginn eines störenden Einflusses beziehungsweise den Zeitpunkt eines Bruchs in der Reihe detektieren können. Eine breite Palette statistischer Homogenitätstests steht dem Anwender zur Verfügung. Die Verwendbarkeit der Tests hängt oft vom zu prüfenden Zeitreihenparameter und von der zeitlichen Auflösung der Daten ab. Es wird zwischen *absoluten* und *relativen* Homogenitätstests unterschieden (PAESLER [71, 1983]). Absolute Homogenitätstests prüfen die fragliche Zeitreihe ohne Zuhilfenahme anderer Zeitreihen, relative Homogenitätstests geben Auskunft über die Homogenität bezüglich einer *a priori* homogenen Referenzreihe.

Ausgehend von den gegebenen Definitionen sind für klimatologische Zeitreihen einige Grundsätze ableitbar. Ist eine klimatologische Zeitreihe homogen, bedeutet dies, dass die Variabilität der Daten nur meteorologischen beziehungsweise klimatologischen und stochastischen Ursprungs ist. Stochastisch heisst in diesem Zusammenhang, dass die zufallsbedingte Variation der Reihe nicht von allfälligen Fremdeinflüssen getrennt werden kann. Die in der Definition angesprochenen Grundbedingungen sind mess- oder beobachtungsspezifischer Art. Bei Homogenität soll gelten, dass für die gesamte Länge einer Klimareihe der Mess- respektive der Beobachtungsmodus unverändert bleibt. Konkret sollen unter anderem der Standort der Klimastation, die Messapparatur und die Beobachterinstruktion über die ganze Zeitspanne der Datenerhebung keinen Veränderungen unterliegen, wenn von einer *a priori* homogenen Reihe ausgegangen wird. Sind wesentliche Änderungen der Grundbedingungen aufgetreten,

so muss mit geeigneten Mitteln erreicht werden, dass Zeitabschnitte unterschiedlicher Konditionen untereinander abgeglichen, d. h. homogenisiert werden. In der Regel wird versucht, die Reihe den aktuellen Grundbedingungen anzupassen, also auf die Gegenwart zu homogenisieren. Ist die Homogenisierung gelungen, enthält die Reihe im Idealfall nebst einer stochastischen Variation nur noch witterungs- und klimatologisch bedingte Fluktuationen.

2.2 Stationsgeschichten – Metadaten

Inhomogenitäten in klimatologischen Zeitreihen sind das Resultat veränderter Messbedingungen nichtklimatischen Ursprungs. Eine gut dokumentierte Stationsgeschichte gibt Auskunft über den allgemeinen Zustand und alle potentiell relevanten Änderungen, betreffend Lage, Urbanisierungsgrad, Instrumentierung, Beobachterpersonal und Instruktionsgrundsätze. Stationsgeschichten können als «Information über Daten», als sogenannte Metadaten, verstanden werden («*Metadata, (...) defined as data, or information, describing other data*» CROWE [29, 1995, S. 140]). Die Informationssammlung über eine Station wird nie vollständig sein. Scheinbar unwichtige Änderungen werden nicht immer in geeigneter Form festgehalten. Dies führt gegebenenfalls dazu, dass statistisch detektierte Inhomogenitäten keinem Ereignis zugeordnet werden können. Eine Homogenisierung wird in solchen Fällen nur schwer zu rechtfertigen sein. Es muss demnach dafür gesorgt werden, dass möglichst gute und lückenlose Begleitinformationen gesammelt werden. Erst der stationsgeschichtlich belegte mutmassliche Grund für eine Inhomogenität erlaubt es, Anpassungen im Sinne der Homogenisierung vorzunehmen.

An der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt (SMA) werden in den verschiedenen Netzen Angaben zu jeder Station für eine ganze Reihe von Grössen stationsgeschichtlich digital erfasst und laufend nachgeführt. Eine interaktive Computerabfrage am neuen System DOCSYS erlaubt es, Einblick in die Stationsgeschichten zu nehmen. In die Dokumentation sind auch Informationen aufgenommen worden, welche vor Einführung des ANETZ (Automatisches Messnetz) zusammengestellt wurden und zuvor als STAGE (Stationsgeschichte) nur als Outprints in Hängeregistern und Heftordnern greifbar waren.

Es gilt zu beachten, dass im allgemeinen die vorhandene Informationsdichte seit Messbeginn deutlich angestiegen ist. Informationen über die Verhältnisse vor der Jahrhundertwende sind spärlich und kaum systematisch erfasst worden; den Metadaten wird erst in jüngerer Zeit die volle, ihnen zustehende Beachtung geschenkt. Im europäischen Raum strebt das ECSN (European Climate Support Network) mit dem Programm NACD (North Atlantic Climatological Dataset) u. a. eine einheitliche, systematische Archivierung und digitale Aufbereitung von Stationsgeschichten an, wobei der finnische Wetterdienst die Entwicklung vorantreibt (FMI [35, 1992], HEINO [43, 1994] [44, 1996], DREBS [31, 1994], TUOMENVIRTA und DREBS [104, 1994]).

Sollen längere Klimareihen einer Station homogenisiert werden, so wird die bis anhin verfügbare Stationsgeschichte in den wenigsten Fällen eine ausreichende Informationsgrundlage darstellen; diese wird allenfalls als Grundgerüst für detailliertere Nachforschungen und Zusammenstellungen Verwendung finden. Eine Stationsgeschichte, welche sich als zuverlässige Basisinformation für die Homogenisierung von Klimareihen eignet, muss verschiedenste Elemente enthalten, mitunter auch solche, die gemeinhin als wenig relevant angesehen werden. Nebst streng stationsspezifischer Information interessieren insbesondere bei längeren Klimareihen implizit auch das politische und sozialhistorische Umfeld sowie Entwicklungen in der Landnutzung, Faktoren, die Rückschlüsse auf die Datenqualität vergangener Zeiten erlauben.

Wie das soziale Umfeld die Datenqualität mitbestimmt, soll folgende Schilderung verdeutlichen. Als Beobachter in den Dienst des nationalen Wetteramtes aufgenommen zu werden, bedeutete vor allem in früheren Zeiten einen Prestigegewinn und damit soziale Anerkennung. So ist es zu verstehen, dass oft mit grösster Hingabe und Ehrerbietung gegenüber der Zentralanstalt gearbeitet wurde. Der nicht selten jahrzehntelange Einsatz, teils unter Verzicht auf Ferien und Wochenendurlaub, prägte das Leben mancher Beobachter bis in die 1950er Jahre, ohne dass diese sich beklagt hätten. Man kann sich vorstellen, dass im Gegenteil jede Absenz des Angestellten weder von den Vorgesetzten noch vom Beobachter selber geschätzt wurde. Die unbedingte Treue und der bemerkenswerte Arbeitseifer haben indes einen äusserst positiven Einfluss auf die Kontinuität der meteorologischen Beobachtung. Geringe Fluktuationen im Personalbestand und damit eine über längere Zeiten routinierte, identische Art der Beobachtung gewährleisteten die Qualität konventioneller Wetterbeobachtung. Am Genfer Observatorium war der zuverlässige Beobachter J. Vallier rund 31 Jahre (1913 bis 1943) ohne Unterbruch tätig und garantierte die Konstanz der Erhebungen. Die folgende Aussage Valliers, zitiert von einer Postkarte vom 8. September 1939 an den Direktor der Meteorologischen Zentralanstalt, illustriert das unterwürfige Angestelltenverhältnis (SMA [89, 1939]):

«Monsieur le Directeur, Je m'excuse de n'avoir pas fait l'observation d'hier soir à 18h 30, une convocation d'ordre militaire m'a tenu éloigné de l'Observatoire à cette heure-là. Toutefois voici une observation faite à 18h 30 [von Stellvertreter erhoben; Anmerkung des Autors] contrôlée par moi à 19h 30. (...) Depuis 1913 que j'observe c'est le premier manquement au service.»

Man hüte sich jedoch vor Verallgemeinerungen: Es spielt seit jeher eine wesentliche Rolle, aus welchen beruflichen Kreisen sich das Beobacherteam rekrutiert. In derselben Zeit, in der Vallier tätig war, wurde in Siders und ab 1940 in Sitten bei ständig wechselndem Personal beobachtet (Pfarrer, Angestellte des Bezirksspitals, Mönche). Datenlücken und Inkonsistenz der Beobachtung sind hier die Folge der nebenamtlich geführten Wetterstation. Die Schuld für die streckenweise schlechte Datenqualität tragen natürlich nicht allein die Beobachter, welche vornehmlich anderen Arbeiten nachgingen. Relativ geringe finanzielle Mittel der Meteorologischen Zentralanstalt

verunmöglichten den netzweiten Einsatz einer eigens für die Wetterbeobachtung geschulter Equipe. Man stützte sich auf die personelle Infrastruktur bestehender Körperschaften, was sich im Falle universitärer Institute und Flughäfen in der Regel positiv bemerkbar machte, in anderen Fällen jedoch mit Nachteilen verbunden war. Erst mit der Einführung des ANETZ relativierte sich der beobachterbedingte Einfluss auf die Datenqualität. Augenbeobachtungen, wie die Bewölkungsschätzung, sind hingegen nach wie vor stark vom Faktor Mensch geprägt.

Änderungen der Landnutzung schliesslich, insbesondere eine fortschreitende Urbanisierung, beeinflussen die mikroklimatischen Bedingungen. Der Urbanisierungsgrad kann die Repräsentativität einer betroffenen Reihe für die Region herabsetzen. Bezogen auf die relative Sonnenscheindauer sind nun zwei Aspekte zu beachten. Auf der einen Seite muss für die korrekte Berechnung der Daten der Stationshorizont bekannt sein. Da neue Bauten in der Nähe des Sonnenscheindetektors die maximal mögliche Sonnenscheindauer reduzieren können, gehört die Dokumentation relevanter städtebaulicher Etappen zur erweiterten Stationsgeschichte. Auf der anderen Seite kann sich der sogenannte Stadteffekt u. a. als Dunstinsel manifestieren. Bedingt durch die erhöhte Lufttrübung wird in Städten in Dämmerungsphasen tendenziell weniger Sonnenschein gemessen als im Umland – die Ansprechschwelle des Registrierinstrumentes wird häufiger unterschritten. Bei Sonnenaufgang soll sich in städtischen Gebieten die Registrierung mittels Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen bis zu 20 Minuten verzögern (DUFOUR [32, 1903]).

Die Quellen, welche konkret für eine parameterspezifische Stationsgeschichte der Sonnenscheindauer von besonderem Interesse sind, werden im Kapitel 4.3.2 vorgestellt.

2.3 Registrierung der Sonnenscheindauer

Der Klimaparameter Sonnenscheindauer gibt die Zeitspanne direkter Sonnenbestrahlung an einer Station bezogen auf ein bestimmtes Zeitintervall an. Bei der Angabe der täglichen, monatlichen oder jährlichen *absoluten* Sonnenscheindauer handelt es sich demnach um aufsummierte Zeitabschnitte, während deren die Sonne frei sichtbar ist. Die Registrierung kann durch Wolkenaufzug unterbrochen werden und wird zudem durch die Jahreszeit und den gegebenen Stationshorizont (Topographie, Pflanzenbewuchs und künstliche Hindernisse) begrenzt. Eine nach der heutigen Messmethode orientierte Definition lehnt sich an den Vorschlag von W. SCHÜEPP [82, 1994] an:

Die Sonnenscheindauer ist die Zeit, während welcher die am Boden gemessene direkte Sonnenstrahlung eine bestimmte Intensität (z. B. 200 W/m^2) überschreitet.

Hier wird berücksichtigt, dass ein Messinstrument der Sonnenscheindauer (Sonnenscheinautograph, Heliograph, Sonnenscheinchronograph, Sonnenscheingeber, Son-

nenscheindetektor) erst ab einer sogenannten *Schwellenintensität* oder *Ansprechschwelle* zu registrieren beginnt.

Die *maximal mögliche* Sonnenscheindauer ist die Zeitspanne, während welcher man bei stets wolkenfreiem Himmel direkten Sonnenschein beobachten könnte. Diese kann für jeden Tag aus astronomischen Daten und gegebenem Stationshorizont oder ausgehend vom langjährigen empirischen Maximum für jeden Tag im Jahr bestimmt werden (Hüllkurvenmethode, DUFOUR [32, 1903]).

Die *relative* Sonnenscheindauer entspricht dem prozentualen Anteil der tatsächlich gemessenen (absoluten) Sonnenscheindauer an der maximal möglichen Sonnenscheindauer. Die relative Sonnenscheindauer wird nicht unmittelbar gemessen, sondern muss berechnet werden.

Bei der Aufstellung von Sonnenscheinautographen ist zu beachten, dass ein möglichst freies Gelände gewählt wird. Dem Horizont entlang sollte von Nordosten über Süden nach Nordwesten keine schattenwerfende Verbauung vorliegen. In nördlicher Richtung braucht keine spezielle Bedingung erfüllt zu werden. Eine Überhöhung des natürlichen Horizontes im Bereich von Sonnenauf- und -untergängen von 2 bis 3° wird toleriert, da die Schwellenintensität der beiden vorzustellenden Geräte frühestens ab dieser Sonnenhöhe erreicht wird (HELLMANN [45, 1913], BAUMGARTNER [10, 1979], LILJEQUIST und CEHAK [54, 1984]). Es soll auf die im Schweizerischen Messnetz bedeutendsten Gerätetypen *Campbell-Stokes* und *Haenni* eingegangen werden.

2.3.1 Registrierung mit Modellen Campbell-Stokes

Das in England entwickelte und ab 1880 im britischen Messnetz eingesetzte Instrument des Typs Campbell-Stokes fand auf dem Festland rasch seine Verbreitung. BILLWILLER [13, 1888] führte das Gerät in der Schweiz (Zentralstation Zürich) im Jahre 1884 ein. 1887 waren die Stationen Zürich, Davos, Lugano, Basel, Bern, Lausanne, Hallau und Säntis bereits mit diesem Instrument ausgerüstet (DUFOUR [32, 1903]).

2.3.1.1 Funktionsweise der Modelle Campbell-Stokes

Die Registrierung des Sonnenscheins geschieht mit Campbell-Stokes-Autographen in sehr einfacher Weise dadurch, dass die direkte Bestrahlung durch die Sonne im Fokus einer als Linse dienenden, massiven Glaskugel auf einem konzentrisch montierten Registrierstreifen eine Brandspur hinterlässt. Mit dem Tagbogen der Sonne ändert auch kontinuierlich der geometrische Ort des Brennpunktes. Dies ermöglicht die Bestimmung der Sonnenscheindauer; die Länge der Brandspur verhält sich proportional zum Zeitraum direkter Einstrahlung, welche unmittelbar vom Streifen abgelesen wird. Der in Führungsschienen liegende Registrierkarton wird täglich ausgewechselt. Durch Ausmessen und Addieren einzelner Brandspurabschnitte wird täglich die Sonnenscheindauer ermittelt.

Die Geräte verschiedener Hersteller unterscheiden sich bezüglich Dimension und Färbung der Glaskugel, Beschaffenheit der Registrierstreifen, Art der Montierung und Halterung. Die Ansprechschwelle variiert ebenfalls von Gerät zu Gerät, im Mittel kann aber bei Sonnenaufgang oder Sonnenuntergang von einer Schwellenintensität zwischen 210 W/m^2 (BIDER [11, 1959]: $0.3 \text{ cal cm}^{-2} \text{ min}^{-1}$) und 270 W/m^2 (BAUMGÄRTNER [10, 1979]) ausgegangen werden.

Das Instrument wird genau nach Süden ausgerichtet, wobei die Achse gegen den Himmelspol gerichtet ist. Daher muss der Autograph beziehungsweise der Streifenhalter entsprechend der geographischen Breite des Messortes geneigt werden (LILJEQUIST und CEHAK [54, 1984]).

Die weitverbreiteten Sonnenscheinautographen Campbell-Stokes wurden des öfteren kritisiert. Verschiedene Autoren haben sich mit den Fehlerquellen dieses Gerätetyps befasst (MAURER [60, 1909] [62, 1911] [63, 1914], BRÜCKMANN [25, 1914], STRUB [100, 1910], MERCANTON [66, 1934], BIDER [11, 1959], MARTEN [59, 1931], URFER-HENNEBERGER [105, 1992]). Über die Besonderheiten bei der Registrierung mittels Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen informiert das nächste Unterkapitel.

2.3.1.2 Kritik an den Autographen Campbell-Stokes

Bereits im Jahre 1909 hält MAURER [60, S. 461] zum Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen fest:

«(...), was ich hier bezüglich des Zuverlässigkeitsgrades der Aufzeichnungen des Campbell-Stokesschen Autographen weiter beizubringen vermag, wiegt noch schwerer, zumal die nachstehenden Erörterungen wohl darzutun vermögen, dass wir im genannten Apparat einen Registratortyp vor uns haben, der zu den mangelhaftesten unseres ganzen Instrumentariums gehört, insbesondere wenn man die Instrumente verschiedener Firmen in ihrem Wirkungsgrade mit- oder nebeneinander vergleicht.»

MAURER spricht damit die Probleme an, die sich aus den unterschiedlichen Modellen verschiedener Hersteller ergeben. Tatsächlich waren etliche Modelle im operationellen Einsatz, so zum Beispiel der Firmen Negretti & Zambra, Usteri, Fuess und Lambrecht. Zudem lieferten die Firmen, im Sinne einer technischen Verbesserung auch laufend modifizierte Nachfolgemodelle.

MAURERS Gegenüberstellung von Testmessungen in den Jahren 1908 und 1909 mit Gerätetypen verschiedener Firmen ergab die ernüchternde Bilanz, dass Unterschiede in der aufsummierten Sonnenscheindauer von über 17% auftraten.

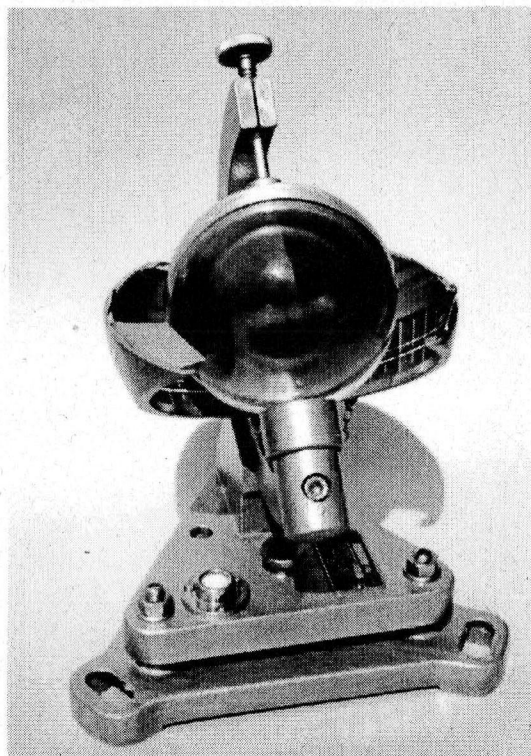


Abbildung 2.1: Campbell-Stokes-Sonnenscheinautograph. Dargestellt ist ein Gerät des Herstellers Fuess (Berlin-Steglitz), mit einer Fokussierkugel von 10 cm Durchmesser.

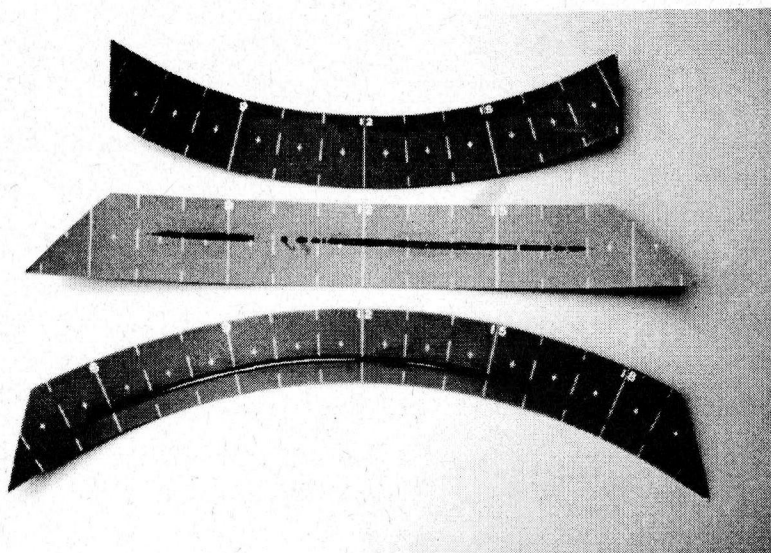


Abbildung 2.2: Registrierstreifen zu Campbell-Stokes. Dargestellt sind die authentischen Streifen der Station Bern (Tellurisches Observatorium) für den 18. Januar, den 28. März und den 3. Juni 1929. Im Winter werden kurze, in der Übergangszeit mittlere und im Sommer lange Streifen eingesetzt.

2.3.1.3 Gründe für Registrierunterschiede

Die Begründung für die teilweise massiven Differenzen zwischen Registrierresultaten mit Geräten nach Campbell-Stokes gliedert sich in verschiedene Aspekte:

Selbstbeschattung. Bei einigen Geräten wirft der Metallträger für die Registrierstreifen zu gewissen Tageszeiten einen Schatten auf die Glaskugel und erhöht somit die Intensitätsschwelle für ein Einbrennen in den Streifen. Natürlich wird dadurch die effektive Sonnenscheindauer unterschätzt (BIDER [11, 1959]).

Materialbeschaffenheit der Glaskugel. Die Beschaffenheit der Fokussierkugel hat einen nicht zu unterschätzenden Einfluss auf die Empfindlichkeit der verwendeten Apparate. Färbung, Trübung und die spektrale Transmission spielen eine entscheidende Rolle. Bedeutende Unterschiede bei den einzelnen Gerätetypen sind leider die Regel. So interessiert vor allem die Färbung der Kugel, erlaubt sie doch eine Abschätzung der spektralen Absorptions- und Transmissionseigenschaften (BRÜCKMANN [25, 1914]).

Beschaffenheit des Registrierstreifens. Je nach Farbe, Härte, Dichte und Beschichtung der Papier- beziehungsweise der Kartonstreifen fällt die Brenndauer kürzer oder länger aus. Der Einfluss der Streifenart auf die Datenqualität ist jedoch ungleich kleiner als derjenige der Glaskugel (MAURER [60, 1909], STRUB [100, 1910]). Die Registrierstreifen von Negretti & Zambra sind im allgemeinen satt himmelblau, diejenigen von Usteri graugrün, von Fuess schwarzgrau. Doch auch die Farbgebung war keine zeitliche Konstante, von den anfänglich ab 1886 dunkelgrauen Usteristreifen ist bekannt, dass sie bis 1904 zu einem immer blässeren Graugrün wechselten und ab diesem Jahr wieder dunkler wurden (tiefes Blaugrau).

Technische Veränderungen an Geräten. Nicht serienmässige technische Besonderheiten können zum Problem werden. Ein Beispiel: In Basel war um die Jahrhundertwende ein Gerät der Firma Usteri-Reinacher im Einsatz. Die Spitzen der Führungsschale waren abgeschnitten, um die Wintersonne nicht zu beeinträchtigen. Das hatte aber zur Folge, dass die Enden der Sommerstreifen meist gerade herausstanden, also nicht mehr in die Fokussierfläche zu liegen kamen und so morgens und abends, selbst bei gänzlich wolkenlosen Verhältnissen, keine Spur eingebrannt wurde (STRUB [100, 1910]).

Falsche Skalierung der Registrierstreifen. Nicht selten kam es während der Einführungsphase der Campbell-Stokes Sonnenscheinautographen vor, dass die Skalenangaben auf den Registrierstreifen unpräzise waren (STRUB [100, 1910]). Teilweise wurden Registrierpapiere mit erkannten Fehlskalierungen durch selbsthergestellte Streifen ersetzt.

Überbrennen. Alle Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen haben die Eigenschaft, bei intermittierendem Sonnenschein, also bei schnell wechselnden Bewölkungsverhältnissen, auf dem Registrierstreifen ein Nachbrennen oder eben ein Überbrennen zu bewirken (BIDER [11, 1959]). Dadurch wird die wahre Sonnenscheindauer systematisch überschätzt. Allerdings ist das Ausmass dieses Effektes sehr stark von den Eigenschaften der jeweiligen Glaskugel abhängig. Ein unempfindlicheres Gerät kann also unter Umständen genauere Resultate liefern. Ein Test zeigt, dass eine Brenndauer von 10 bis 15 Sekunden bei vollem Sonnenschein eine Brennspur ergibt, die 9 bis 10 Minuten ergibt, eine Beschattung von 9 Minuten ist kaum mehr erkennbar. Ein extremes Beispiel wurde mit dem um 1909 neu eingesetzten Gerät Negretti bekannt: Im Abstand von 10 Minuten Beschattungsdauer wurde in einem Experiment viermal je 30 Sekunden lang bestrahlt, was insgesamt einer Sonnenscheindauer von nur 2 Minuten entspricht. Auf dem Registrierstreifen wurde aber wegen des starken Überbrennens eine Sonnenscheindauer von 45 Minuten aufgezeichnet (STRUB [100, 1910]). Dieses Gerät wurde vor allem in der Westschweiz eingesetzt.

Natürlich kommen noch weitere Fehlerquellen in Frage, wie falsch oder unpräzise eingesetzte Registrierstreifen, falsche Aufstellung (schlechte Ausrichtung bezüglich Meridian und geographischer Breite, schlechte Positionierung des Registrierstreifens bezüglich des Fokussierkegels, Behinderung der Einstrahlung durch abschattende Objekte), Belegung der Kugel durch Tau oder Schnee, Defekte verschiedener Art und unsachgemässe Ablesungen. Die Beurteilung der Länge der Brennsuren auf den Registrierstreifen ist eine Funktion der erteilten Instruktionen, der instrumentellen Auflösung und nicht zuletzt der mehr oder weniger subjektiven Einschätzung des Beobachters.

MERCANTON [66, 1934] schätzt zwar die Schwierigkeiten bei der Ablesung der Brenndauer durch verschiedene Beobachter als eher gering ein. Ein Test mit 19 Personen und 6 zu beurteilenden Streifen ergab offenbar keine grösseren Beurteilungsunterschiede, mit der Ausnahme eines Beobachters, der mit seiner Ablesung konsequent deutlich danebenlag. Auch soll es keine wesentlichen Unterschiede gegeben haben zwischen der Beurteilung durch erprobte Beobachter und Neulingen in der Sache. Maximale Ablesegenauigkeiten von $1/10$ bis $1/20$ Stunde werden laut der optimistischen Einschätzung MERCANTONS durchaus erreicht.

Angesichts der Fülle von Problemen, die mit der Verwendung der Campbell-Stokes-Geräte in Kauf genommen werden, ist es nicht verwunderlich, dass STRUB resigniert zum Schluss kommt, dass eigentlich kein Einzelteil des Gerätes modifiziert werden kann ohne Beeinflussung der Aufzeichnung. So genial einfach das Prinzip auch sein mag, nach welchem die Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen funktionieren, die Auswertung der Messungen muss deswegen noch lange nicht trivial sein. Wörtlich bemerkt STRUB [100, 1910, S. 178]:

«Bei solchen Ergebnissen erscheint es fraglich, ob das Instrument überhaupt die Möglichkeit in sich trägt, brauchbar zu werden.»

Falls überall einheitliche Gerätetypen im Einsatz gestanden hätten, so bestände immerhin die Möglichkeit einer relativen Vergleichsmöglichkeit zwischen den Stationen, ohne aber gesicherte quantitative Aussagen über die tatsächliche Sonnenscheindauer geben zu können. Dabei ist zu beachten, dass nicht etwa das Gerät mit der grössten Empfindlichkeit die wirkliche Sonnenscheindauer am besten wiedergibt, weil bei ihm das Problem des Überbrennens ungleich stärker ins Gewicht fällt. Jede Steigerung der Empfindlichkeit bringt eine Verbesserung des Resultates bei schwacher Sonne mit sich, aber eine Verschlechterung bei Unterbrechungen der Brennspur durch intermittierende Bewölkung.

2.3.1.4 Verbesserung von Glaskugelautographen

Es wurden auch verschiedene Anstrengungen unternommen, Sonnenscheinautographen Campbell-Stokes zu vereinheitlichen und im selben Zug Verbesserungen vorzunehmen. Ab ca. 1930 kann man von derart standardisierten Messungen ausgehen. Ab dieser Zeit sollen in der Schweiz nur noch Geräte zum Einsatz gekommen sein, deren Kugeln aus Glas von gleicher Durchlässigkeit, Brechung und Dimension waren. Auch für die Aufzeichnungen sind einheitliche Regeln aufgestellt worden. Der Streifenträger hat eine einheitliche Form erhalten. Die Beschattung der Kugel durch den Streifenträger ist bei dieser Form so weit wie möglich verringert. Die Sicherung der Glaskugel in ihrem Lager durch den Bügel mit Schraubhaube wurde aufgegeben, weil die Kugel bei starkem Anziehen der Schraube leicht aus ihrer konzentrischen Orientierung herausgedrückt wird. Bei neueren Geräten ruht die Kugel durch ihre eigene Schwere unverrückbar auf einer ziemlich breiten, kugelförmig ausgehöhlten Grundplatte in der Kugelschale.

MARTEN [59, 1931, S. 505] hält 1931 fest, dass damit aber noch keineswegs alle Verbesserungsmöglichkeiten ausgeschöpft sind. Zur Frage der Kugeleigenschaften meint er:

«Durch die Einführung farbloser Kugeln von grosser Durchlässigkeit für alle Wellenlängen ist die bekannte Überleistung [*Überbrennen; Anmerkung des Autors*] bei hohen Strahlungswerten eher noch gewachsen als vermindert. Dieser Fehler entsteht durch die physikalischen Vorgänge der sphärischen und chromatischen Aberration, die eine punktförmige Vereinigung der Sonnenstrahlung durch die primitive Kugellinse nicht zulassen. Der Fehler wird umso grösser, je ausgedehnter der Wellenlängenbezirk ist, der zur Registrierung benutzt wird, und je grösser die Dispersion des Glases ist. Will man sich also dem Ideal der punktförmigen Vereinigung der Sonnenstrahlen möglichst weit nähern, dann muss man zur Herstellung der Glaskugel ein Filterglas von geringer Dispersion verwenden, das einen möglichst engen Spektralbezirk mit zur Registrierung ausreichender Energie durchlässt. Da die Sonnenstrahlung bei Aufgang und Untergang der Sonne fast hundertprozentig aus roten und ultraroten Wellenlängen besteht, so kann nur ein gut rotdurchlässiges Gerät in Frage kommen.»

Mit der Verwendung einer solchen Rotfilterkugel hätte man eine Verbesserung der Ansprechbarkeit bei schwacher Sonne, also auch bei tiefem Sonnenstand, und dazu einen abgeschwächten Überbrenneffekt. Allerdings blieb es nur beim Wunsch, solche Kugeln an allen Stationen zu verwenden.

2.3.2 Historische Alternativgerätetypen

Die schon früh erkannten Mängel der Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen bewogen verschiedene Wissenschaftler, Ausschau nach Geräten zu halten, die zuverlässigere Messungen der Sonnenscheindauer erlauben. Es sind die Bemühungen von MAURER [62, 1911], [63, 1911] zu erwähnen. MAURER konstruierte vorerst ein Gerät, das die Sonnenscheindauer nach einem thermoelektrischen Prinzip misst. Allerdings hatte er Probleme mit der Ansprechschwelle des Gerätes bei tiefen Sonnenständen. Zudem erachtete selbst MAURER das Gerät für den operationellen Einsatz an den meteorologischen Stationen als zu kompliziert beziehungsweise als unbrauchbar.

Bei einem weiteren Versuch ging MAURER wieder von der Brennwirkung der Sonnenstrahlen aus, doch mit einer in der Praxis nützlichen Modifikation, einer stark verlängerten Brennschpur. Denn bei den Campbell-Stokes-Geräten erwies es sich als äusserst nachteilig, dass die Registrierung auf dem Streifen eine zeitlich nur mangelhafte Auflösung erlaubte. Nach einer möglichst genauen Uhr wird eine Registriertrommel bewegt und so die Brennschpur künstlich in die Länge gezogen. Entsprechen bei den konventionellen Campbell-Stokes-Autographen einer vollen Stunde ca. 18 mm auf dem Registrierstreifen, so waren es beim neuen Gerät ganze 168 mm für dieselbe Zeitdauer.

Eine weitere Modifikation bestand darin, anstelle der Glaskugel eine präzise fokussierende Sammellinse einzusetzen, die allerdings dem jeweiligen Sonnenstand nachgeführt werden musste. Deutliche Vorteile erhoffte man sich von diesem Gerät bezüglich intermittierender Bewölkung und erhöhter Ablesegenauigkeit. Obwohl mit der Entwicklung dieses Gerätes eine vielversprechende Leistung erbracht wurde, setzte sich der Apparat nicht durch, da er offenbar gegenüber der sehr einfachen Campbell-Stokes-Konstruktion als zu kompliziert und zu heikel angesehen wurde. Genausowenig hatte sein Nachfolgemodell die Chance, als Standardinstrument der meteorologischen Stationen aufgenommen zu werden, auch wenn dieses eine noch grössere Brennschpurauflösung erlaubte, eine annähernd 15mal längere Registrierlänge gegenüber den Geräten nach Campbell-Stokes. BIDER [11, 1959, S. 202] vermerkt zum MAURERSCHEN Sonnenscheinchronographen:

«Als praktischer Nachteil kommt lediglich die notwendige tägliche Einstellung der Linse, was am besten bei freier Sonne mit dem Diopter geschieht, und die Abhängigkeit vom zuverlässigen Gang des Uhrwerkes in Betracht. Der Apparat eignet sich deshalb weniger für den allgemeinen Netzgebrauch, dürfte aber als Standardinstrument an Observatorien seinen Zweck erfüllen.»

Nur an wenigen Stationen wurde der Sonnenscheinchronograph von Maurer erprobt und vorübergehend routinemässig eingesetzt, z.B. an der Astronomisch-Meteorologischen Anstalt der Universität Basel von 1929 bis 1937. Die Geräte Campbell-Stokes überdauerten somit ein ganzes Jahrhundert ohne ersthafte Konkurrenz.

2.3.3 Registrierung mit Modellen Haenni Solar 111

Die korrekte Produktebezeichnung des im Automatischen Messnetz (ANETZ) verwendeten Sonnenscheingebers lautet *Solar 111*. Im täglichen Umgang hat sich jedoch schnell der eigentliche Firmenname des Herstellers, *Haenni*, als Instrumentenbezeichnung durchgesetzt.

2.3.3.1 Funktionsweise der Modelle Haenni Solar 111

Die Ablösung des legendären Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen durch Geräte des Typs Haenni Solar 111 bei der Einführung des ANETZ erfolgte mit einer technischen Innovation. Anstelle der Fokussierkugel treten Siliziumfotzellen, die periodisch durch einen rotierenden Bügel abgeschattet werden. So wird eine Unterscheidung von diffuser und direkter Strahlung ermöglicht. Sechs Solarzellen messen die Strahlungsleistung des gesamten Himmelsabschnitts, der von der Sonne im Jahr durchlaufen werden kann. Die Blende deckt immer ein kleines Segment des überwachten Himmelsabschnitts ab. Um diesen abgedeckten Anteil wird die empfangene Strahlungsleistung reduziert. Das Segment ist klein, und so ändert sich bei sonnenlosem Himmel das Ausgangssignal der Solarzellen nur wenig. Steht die Sonne jedoch im abgedeckten Segment, reduziert sich das Ausgangssignal um den gesamten Anteil der Sonnenleistung. Die Amplitude des entstehenden Impulses ist ein Mass für die momentane Strahlungsleistung der Sonne. Übersteigt diese die voreingestellte Ansprechschwelle (im ANETZ 200 W/m^2), ändert das Ausgangssignal von ungefähr -5 V auf $+5 \text{ V}$ – es wird Sonne registriert.

Der Detektor wird an eine zentrale Datenerfassungsanlage angeschlossen. Eine Heizung mit Thermostat sorgt dafür, dass der Fühler bei tiefen Temperaturen schnee- und eisfrei bleibt. Der Gelenkwinkel wird entsprechend der geographischen Breite eingestellt, wobei der Detektor so ausgerichtet wird, dass die Achse des Detektorzylinders parallel zur Erdachse liegt. Auf der nördlichen Halbkugel muss der Kabelaustritt genau nach Süden zeigen (Haenni-Katalog [38, 1983]).

Die Ansprechschwelle ist zwischen 70 und 280 W/m^2 einstellbar. Die *World Meteorological Organization* (WMO) leitete die nationalen Wetterdiensten bis 1981 dazu an, die Empfindlichkeit für Sonnenscheindauermessungen auf 200 W/m^2 zu setzen. Dann schlug die WMO eine Änderung des Schwellenwertes auf 120 W/m^2 vor (WMO [109, 1982]). In der Schweiz wird allerdings nach wie vor mit einer Schwellenintensität von 200 W/m^2 gearbeitet. Der Entscheid für den Beibehalt des alten Schwellenwertes wird mit Unsicherheiten in der Mess- und Eichtechnik und der Homogenität



Abbildung 2.3: Sonnenscheindetektor Haenni Solar 111. Abgebildet ist das Gerät der ANETZ-Station Zürich, SMA.

der Datenreihen beziehungsweise der Kontinuität der Erhebungsbedingungen begründet (MÜLLER [68, 1989]). Das Unterkapitel 2.3 befasst sich eingehender mit diesem Sachverhalt.

Mit dem Einsatz der Haenni-Autographen (etappenweise seit 1978) erübrigt sich zwar die Auswertung von Brennstreifen, messtechnische Unzulänglichkeiten jedoch bleiben bestehen (HEIMO [40, 1985], [41, 1987], [42, 1990], HENNEBERGER-URFER [105, 1992]).

2.3.3.2 Kritik an den Sonnenscheingebern Haenni

Die schrittweise Einführung der automatischen Haenni-Sonnenscheindetektoren brachte eine wesentliche Verbesserung bezüglich der Einheitlichkeit der Registrierung. Die manuelle und die visuelle Bearbeitung von Brennstreifen sind hinfällig geworden; Beurteilungsunterschiede zwischen einzelnen Beobachtern gehören der Vergangenheit an.

Trotzdem genügen die Registrierungen der Haenni-Serie nicht allen Ansprüchen. Die wichtigsten Mängel und einige Gründe für das Fehlverhalten der Haenni-Detektoren seien aufgeführt:

- Die Sonnenscheindauer wird mit einer Genauigkeit von $\pm 15\%$ gemessen (ADOC [92, 1981]).
- Bekannt sind fehlerhafte Registrierungen, die durch Reflexion an schneebedeckten Hängen verursacht werden (HEIMO [40, 1985]).
- Hauptsächlich in der Anfangsphase des ANETZ kam es häufig vor, dass selbst in der Nacht Sonnenschein gemessen wurde. Dies wird auf Defekte in der Elektronik durch Blitzschläge zurückgeführt. Die Geräte wurden nach und nach mit einem Blitzschutz ausgerüstet. Einen weiteren Grund für die registrierte «Nachtsonne» sieht man in der Verkabelung vom Geber zur ASTA (Automatische Wetterstation). Unterbrüche und schlechte Kontakte sorgen für Fehlsignale (SMA [95, 1990]).
- Manchmal wird trotz wolkenfreiem Himmel keine Sonne gemessen. Mögliche Ursachen für dieses Fehlverhalten sind der durch Defekt nicht rotierende Beschattungsbügel, die mit Eis oder Schnee abgedeckte Glaskuppel nach einem Ausfall der Heizung oder eine starke Verschmutzung der Kuppel. Natürlich kommt auch eine mangelhafte Justierung der Ansprechschwelle oder der Montierung in Frage (SMA [95, 1990]).
- Kondensation im Innern des Gebers führt zu fehlerhafter Registrierung (ADOC [92, 1981]).
- Die Eichung der Ansprechschwelle erfolgt nach einer Methode, welche nicht über alle Zweifel erhaben ist. JOSS [48, 1989] meint allerdings dazu:

«Eine wesentliche Ursache für die Schwierigkeiten bei der Eichung und bei der Verifikation des einmal eingestellten Wertes liegt beim Gerät selber (...).»

Das an der SMA eingesetzte Eichgerät AES verwendet als Quelle eine Halogenlampe, deren Lichtabgabe durch ein geeichtes Potentiometer geregelt wird. Das auf den Geber einwirkende Licht ist damit homogen verteilt, und das Spektrum ist dem Sonnenlicht sehr ähnlich. Ein Ventilator führt die erwärmte Luft über der Lampe und der Optik dauernd nach aussen ab, um den Einfluss der Temperaturänderung auf die Genauigkeit der Eichung zu verkleinern (ADOC [92, 1981]). Erst in neuerer Zeit wurde erkannt, dass der Ventilator verkehrt montiert war und seinen Zweck nicht erfüllte (mündliche Mitteilung von A. Kunz, SMA/NET, März 1996).

Zudem erweist sich die anschliessende Eichprozedur als problematisch. Das AES wird über einen Regeltransformator angeschlossen. Bevor die Eichung beginnt, wird der Sonnenscheindetektor dem Licht der aufgesetzten AES-Lampe für 10 Minuten ausgesetzt, bis diese sich thermisch stabilisiert hat. Die Lichtintensität am Potentiometer des Eichgerätes wird solange verändert, bis der Sensor bei langsamer Drehung des Eichgerätes über die Hälfte des Tagbogens von

180° Sonne angibt. Sobald dies der Fall ist, wird die Potentiometereinstellung notiert und mit dem Referenzwert verglichen. Differieren die beiden Werte um mehr als 100 Einheiten, muss die Eichung wiederholt werden. Die Instruktionen zum Eichverfahren wurden immer wieder geändert, so dass einmal 30 Einheiten, dann 50 und dann wieder 100 für die Toleranzabweichung angegeben werden. Es kam sogar vor, dass gleichzeitig verschiedene Normen gültig waren, je nachdem, ob man in der Welschschweiz oder in der Deutschschweiz auf Eichtour war.

Nun gibt es Eichprotokolle, die belegen, dass trotz wiederholten Versuchen grosse Differenzen vorkommen, die Eichung demnach nicht sonderlich gut vollzogen werden konnte. Ein Beispiel: Die Eichung des Sonnenscheindetektors Haenni 111 der Station Zürich-Kloten vom 3. April 1984 ergab eine Differenz von 98 Einheiten (SMA [94, 1984]).

Unter den gegebenen Umständen sollte vielleicht eher von einer Angleichung als von einer Eichung der Ansprechschwelle gesprochen werden.

- Die effektiven Schwellenwerte der im ANETZ im Einsatz befindlichen Haenni Solar 111 streuen in einer Grössenordnung von $\pm 30\%$ (JOSS [48, 1989], HEIMO [42, 1990]).

MÜLLER [68, 1989] fasst die Unzulänglichkeiten des Haenni-Sonnenscheindetektors folgendermassen zusammen:

«Das heutige Haenni-Gerät weist Unregelmässigkeiten auf, die systemimmanent sind und höchstens teilweise reduziert werden können. Eine wesentliche Verbesserung ist nur durch Einsatz eines anderen Gerätetyps (evtl. Soni) zu erreichen und scheint notwendig.»

Wegen fehlender Marktreife von Produkten anderer Hersteller (insbesondere Soni, HEIMO [42, 1990]) sind allerdings bis heute ausschliesslich Sonnenscheindetektoren des Typs Haenni Solar 111 operationell im ANETZ vertreten.

2.3.3.3 Zur Frage der Ansprechschwelle

Der WMO-Forderung ([109, 1982]), die Registrierschwelle von 200 auf 120 W/m^2 zu senken, wurde in der Schweiz nicht vorbehaltlos entsprochen. Vergleichsmessungen wurden angestellt, um den Effekt einer Schwellenwertänderung abschätzen zu können (HEIMO [41, 1987]). Vom März 1986 bis Ende Jahr wurden am Weltstrahlungszentrum in Davos Parallelmessungen durchgeführt. Ein Haenni-Detektor mit der alten und ein identisches Gerät mit der neuen Ansprechschwelle wurden für den Vergleich eingesetzt. Die Reduktion der Ansprechschwelle bewirkte bei Sonnenaufgang und Sonnenuntergang nur eine geringfügige Erhöhung der gemessenen Sonnenscheindauer. Dies ist im wesentlichen auf den eingeschränkten Horizont und die geringe Lufttrübung der Station zurückzuführen. Sobald die Sonne am Morgen

hinter den Bergen auftaucht, ist die Strahlungsintensität oft so hoch, dass sofort beide Ansprechschwellen überschritten werden. Bei Sonnenuntergang, wenn die Sonne wieder hinter den Bergketten verschwindet, fällt die Strahlungsintensität sehr schnell unter den kritischen Wert von 200 beziehungsweise 120 W/m^2 ab. So gibt es hier keine grossen Unterschiede bei der ermittelten Sonnenscheindauer.

Bedeutende Unterschiede zeigen sich hingegen vor allem bei rasch ändernden Bewölkungsverhältnissen, was über die ganze Vergleichsdauer festgestellt wurde. Im Jahresmittel wird mit tieferer Ansprechschwelle rund 5% mehr Sonnenschein gemessen. Am stärksten zeigt sich der Effekt im Frühling und im Herbst.

Eine weitere Untersuchung in Payerne vom 1. 2. 1988 bis 31. 12. 1988 bestätigt die Resultate weitgehend (HEIMO [42, 1990]). Das Instrument mit dem tieferen Schwellenwert erbringt einen Überschuss an Sonnenscheindauer von 5.5% gegenüber demjenigen mit der höheren Ansprechschwelle. Die grossen Unterschiede werden erneut hauptsächlich in Fällen wechselnder Bewölkungsverhältnisse ausgemacht. Im Jahresverlauf zeigen sich die Differenzen wiederum besonders im Frühling und im Herbst. In Abhängigkeit verschiedener Konditionen (Sonnenaufgang/-untergang, Azimuth der Sonne, Elevation der Sonne) wurde die effektive Ansprechschwelle bestimmt. Diese weicht oft stark vom Nominalwert ab. Die Streuung um den vermeintlichen Eichwert beträgt an die 30%.

Eine bedeutende Differenz bei Sonnenaufgang und Sonnenuntergang konnte auch für die Flachlandstation Payerne nicht nachgewiesen werden. Die Sonnenposition spielt daher offenbar eine untergeordnete Rolle.

HEIMO kommt zum Schluss, dass eine Reduktion der Ansprechschwelle von 200 W/m^2 auf 120 W/m^2 , gemäss der neuen Weisung der WMO, im ANETZ vorzunehmen sei. Er gibt zu bedenken, dass der Vollzug nicht ganz unproblematisch sei und nur unter der Bedingung gelinge, dass die Eichprozedur der Haenni Solar 111 wesentlich verbessert wird, denn die WMO verlangt eine Eichgenauigkeit des Schwellenwertes von $\pm 20\%$ ([109, 1982]), die heute im ANETZ bei weitem nicht erreicht wird. Zudem begrüsst er eine baldige Ablösung der Haenni-Geräte durch Soni-Instrumente, welche wesentlich genauer geeicht werden können und zusätzlich eine gute Abschätzung der direkten Sonnenstrahlung ermitteln. Leider seien die Geräte noch nicht reif für den Netzbetrieb.

Trotz dieser Empfehlung wird im ANETZ noch heute mit einer Schwellenintensität von 200 W/m^2 gemessen. Der Entscheid aus dem Jahr 1989 wird wie folgt begründet ([68, 1989]):

- Eine Reduktion des Schwellenwertes um 40% liegt im Bereich der Eichunsicherheit von $\pm 30\%$. Der Nutzen einer Änderung werde dadurch in Frage gestellt.
- Da die eingesetzten Haenni-Sonnenscheingeber technisch kaum zu verbessern sind (v. a. was die Eichung betrifft), wird erst bei der Ablösung durch ein neues Gerät die neue WMO-Ansprechschwelle verwendet.

- Um die Homogenität der ANETZ-Sonnenscheindauer nicht zusätzlich zu beeinträchtigen, soll die Schwellenwertanpassung gleichzeitig mit dem sich aufdrängenden Gerätewechsel erfolgen. Damit hat man nur einen potentiellen Bruch in den Zeitreihen, anstelle von zwei zeitlich aufeinanderfolgenden.

Die Gründe für den einstweiligen Verzicht auf die Schwellenwertreduktion sind einleuchtend und auch international vertretbar. Was aber befremdet, ist die Tatsache, dass noch heute keine Alternativgerätetypen im ANETZ eingesetzt werden. Nach wie vor sind ausschliesslich Instrumente des Typs Haenni Solar 111 im operationellen Einsatz, deren Eichung der Ansprechschwelle nicht wesentlich verbessert werden konnte. Die Anpassung an die WMO-Norm wird damit weiter verzögert.

2.3.4 Campbell-Stokes und Haenni im Vergleich

Gemäss einer Studie von URFER-HENNEBERGER [105, 1992] sind einfache Umrechnungen vom einen auf den anderen Gerätetyp kaum möglich. Generell sei klar, dass das Gerät Haenni weniger empfindlich auf die Sonnenstrahlung reagiert als die zuvor als Standardmodell anerkannte, weitverbreitete farblose Kugel des Campbell-Stokes. Besonders bei starkem Dunst und bei schnell wechselnder Bewölkung zeigen sich die Unterschiede (HEIMO [40, 1985]). Der «Überschuss» der Campbell-Stokes-Registrierung entspricht natürlich dem bekannten Überbrenneffekt (vgl. Kapitel 2.3).

Der Jahresgang der Differenzen (Haenni minus Campbell-Stokes) ist nach URFER-HENNEBERGER gekennzeichnet durch ausgeprägte negative Werte während des Sommers, höchste Werte zur Zeit der Äquinoktien und mittlere Differenzen während der Wintermonate.

2.4 Gründe für Inhomogenitäten – eine Übersicht

Zeitreihen der Sonnenscheindauer sind einer Vielzahl von störenden Einflüssen unterworfen. Zusammenfassend kommen grundsätzlich folgende Ursachen für zu erhebende Inhomogenitäten (Diskontinuitäten) in Frage:

Änderung des Stationshorizontes. Die absolute Sonnenscheindauer wird aufgrund veränderter Stationshorizonte beeinflusst, was Schwankungen verursacht, die nichts mit der Klimaentwicklung zu tun haben müssen. Korrekt berechnete Reihen der relativen Sonnenscheindauer sind von solch störenden Einflüssen ungleich schwächer betroffen (SCHÜEPP [80, 1961]). Graduelle Horizontänderungen (Bautätigkeit, Abschattung durch wachsende Pflanzen u. ä.) sind oft nur schwer detektierbar. Dagegen bewirken eigentliche Stationsverlegungen, Stationsverschiebungen über grössere horizontale und/oder vertikale Distanzen, in der Regel einfach erkennbare Inhomogenitäten, welche ihren Niederschlag auch in Reihen der relativen Sonnenscheindauer haben.

Messtechnische Unsicherheiten. Messtechnische Unsicherheiten lassen sich in die folgenden Bereiche gliedern:

- **Gerätewechsel:** Verschiedene (und, wie die Erfahrung zeigt, auch identische) Gerätetypen zeichnen die Sonnenscheindauer unterschiedlich auf (unterschiedliche Ansprechschwellen, unterschiedliche Überbrenneigenschaften u. a.). Beim Austausch von Instrumenten kommt es daher häufig zu Inhomogenitäten.
- **Unzulänglichkeiten des Sonnenscheinautographen nach Campbell-Stokes:**
 - Unterschiedliche Überbrenneigenschaften bei intermittierender Bewölkung, also bei schnellem Wechsel der Bewölkungsverhältnisse.
 - Falsche Aufstellung/Orientierung: Gerät muss genau nach Süden ausgerichtet sein.
 - Unterschiede in der Qualität der Brennstreifen: Material, Farbe.
 - Alterungseffekte: Fokussierkugeln können mit der Zeit «erblinden».
 - Wartungsprobleme: Reinigung der Fokussierkugel (Befreien von Vereisungen, Entfernen von Vogelkot u. a.), korrektes Einspannen der Brennstreifen, Zentrierung der Fokussierkugel.
 - Verwendung falscher Brennstreifen: Man verwendet je nach Jahreszeit verschiedene Streifenlängen, die den unterschiedlichen Sonnenhöhen Rechnung tragen.
- **Unzulänglichkeiten des Sonnenscheinautographen Haenni Solar 111:**
 - Wartungsprobleme: Eichung, Fehlsignale u. a.
 - Unterschiedliche Ansprechschwellen: Trotz regelmässiger Eichung ist die Schwellenintensität nicht exakt einstellbar.
- **Brüche durch unterschiedliche Ablesung/Notierung/Übermittlung der täglichen Sonnenscheindauer.**
Für die Auswertung von Brennstreifen aus Registrierungen der Sonnenscheindauer mittels Autographen des Typs Campbell-Stokes sind folgende Punkte sensibel:
 - Beobachter- und Bearbeiterwechsel: Die Auswertung der Brennstreifen ist abhängig von der Beurteilung des jeweiligen Bearbeiters.
 - Verwechslung von Brennstreifen des einen Tages mit demjenigen eines anderen Tages.
 - Unterschiedliche Beurteilung von Brennstreifen bei intermittierender Bewölkung.
 - Fehler bei der handschriftlichen Übertragung der abgelesenen Sonnenscheindauer.

Bei der Registrierung der Sonnenscheindauer mittels Autographen des Typs Haenni ist folgender Punkt sensibel:

- Übermittlungsfehler: Bei der elektronischen Übermittlung der automatisch erhobenen Daten können infolge von Störungen in der Verkabelung Fehl- und Phantomimpulse auftreten, die zu falschen Werten oder zum Verlust von Aufzeichnungen führen.

2.5 Statistische Methoden zur Homogenitätsprüfung

Untersuchungen an klimatologischen Zeitreihen zeigen, dass «Veränderungen» in den Reihen auftreten, die nicht beziehungsweise nicht nur meteorologisch erklärbar sind. Solche Inhomogenitäten oder Diskontinuitäten treten, wie folgt in Erscheinung (ABBOT [1, 1986], HEINO [43, 1994]):

- als plötzliche, abrupte Änderung der mittleren Entwicklung (Versatz)
- als lineare oder progressive Änderung (Trend)
- als harmonische und disharmonische Oszillationen.

In Anlehnung an SNEYERS [97, 1975] müssen aber auch Inhomogenitäten in der Form ändernder Verteilungsmasse, wie etwa der Varianz, in Betracht gezogen werden, und schliesslich kommt es auch vor, dass eine Überlagerung verschiedener Störarten auftritt.

Stationsgeschichten können Hinweise auf Inhomogenitäten liefern. Eine Alternative oder Ergänzung bieten statistische Homogenitätstests, welche zum Ziel haben, Brüche in den Klimareihen zu erkennen und zu lokalisieren.

Die *World Meteorological Organization* (WMO) empfiehlt für die Überprüfung der Datenqualität von Klimaerhebungen eine ganze Reihe von statistischen Testmethoden (ABBOT [1, 1986]). Eigentliche Homogenisierungstechniken schreibt sie jedoch den ihr angegliederten nationalen Wetterdiensten nicht verbindlich vor. So ist es kaum verwunderlich, dass nicht in jedem Land dieselben Konzepte und Methoden zur Anwendung kommen.

Unter den verschiedenen Tests, welche die Homogenität von Klimareihen prüfen, wird zwischen absoluten und relativen Verfahren unterschieden. Absolute Verfahren entscheiden nur aufgrund der Stationsreihe selbst, ob sie inhomogen ist oder nicht. Zur Beurteilung der Homogenität meteorologischer Elemente eignen sich besonders relative Verfahren, wo die zu untersuchende Reihe in Beziehung zu einer anderen gesetzt wird. Konventionellerweise arbeiten relative Verfahren mit Differenzen zwischen der zu untersuchenden Reihe und der *a priori* homogenen Referenzreihe, falls relativ skalierte Grössen vorliegen, z. B. die Temperatur, unter Verwendung der Celsiusskala. Bei absoluter Skalierung, z. B. im Fall der Sonnenscheindauer

oder des Niederschlages, werden üblicherweise Quotienten gebildet (PETERSON und EASTERLING [72, 1994], MALBERG [57, 1994]). Als Referenzreihe dient in der Regel die idealerweise bereits homogene Reihe des entsprechenden Klimaparameters einer anderen Station beziehungsweise eines Gebietsmittels oder die Stationsreihe eines anderen, hoch korrelierenden Parameters. Statistische Homogenitätstests detektieren markante Änderungen im Verlauf der gebildeten Quotienten- beziehungsweise Differenzenreihe, die auf Inhomogenitäten in der zu untersuchenden Reihe schliessen lassen.

Sind die Verteilungsfunktion und die Art der zu detektierenden Inhomogenität unbekannt, können auch nichtparametrische Tests für die Beurteilung der Homogenität verwendet werden, die allerdings in ihrer Aussagekraft deutlich schwächer sind als die parametrischen (HEINO [43, 1994]). Parametrische Tests setzen meist eine Normalverteilung und Unkorreliertheit der Daten voraus. In einigen Fällen kann eine mathematische Transformation, wie z. B. die Logarithmierung, zur Erfüllung der Voraussetzungen führen (ABBOT [1, 1986]). Ebenfalls als Transformation kann die Differenzen- beziehungsweise Quotientenbildung mit einer homogenen Reihe gelten. Ist die homogene Reihe klimatologisch gut mit der zu testenden Reihe vergleichbar (stark korreliert), werden durch diese einfache Transformation in vielen Fällen Saisonalitäten neutralisiert und die Bedingungen für die Anwendbarkeit parametrischer Tests erzwungen. Damit wird sogar die restriktive Definition einer klimatologischen Zeitreihe nach THOM [102, 1966] erfüllt (vgl. Kapitel 2.1).

Im folgenden werden ausgewählte wichtige Verfahren vorgestellt. Es wird darauf verzichtet, einfachste nichtparametrische Verfahren wie den Test nach ABBE (CONRAD und POLLAK [27, 1950]), die Vorzeichenfolgetests nach SCHMIDT [78, 1921] und nach HELMERT (CONRAD und POLLAK [27, 1950]) oder die Doppelmassenanalyse (KOLLER [50, 1949]) zu erörtern. Ebenso wenig sollen Methoden vorgestellt werden, die keine Signifikanzbeurteilung zu den detektierten Brüchen erlauben. SZENTIMREY [101, 1994] schätzt zwar die graphische Aussagekraft des CRADDOCK-Tests (CRADDOCK [28, 1979]), bemängelt aber gleichzeitig das absolute Fehlen einer Signifikanzangabe, weshalb der Test nicht in die Betrachtung einbezogen wird.

Im Sinne einer einheitlichen Terminologie wird vorausgesetzt:

Sei Y_i die zu untersuchende Reihe mit Mittelwert \bar{Y} und X_i die Referenzreihe mit Mittelwert \bar{X} ($i = 1, 2, \dots, n$; n : Länge der Zeitreihen). Dann ist $Q_i = Y_i/X_i$ (vorzugsweise für absolut skalierte Klimaparameter) beziehungsweise $Q_i = Y_i - X_i$ (für relativ skalierte Größen) und die normierte Reihe der Abweichungen vom Mittelwert \bar{Q} , nämlich $R_i = Q_i - \bar{Q}$, gegeben, wobei $\sum_{i=1}^n R_i = 0$, falls die Elemente r_i der Reihe R_i zufallsverteilt sind für $n \rightarrow \infty$.

2.5.1 Homogenitätstest nach Buishand

Der Homogenitätstest nach BUIHAND [26, 1982] basiert auf kumulierten Abweichungen (Residuen) der zu untersuchenden Reihe Y_i von ihrem Mittelwert \bar{Y} . Er eignet sich für Tages-, Monats- und Jahreswerte und fand ursprünglich Verwendung für die Prüfung von Niederschlagsreihen. An die Reihe Y_i knüpfen sich die Voraussetzungen, dass deren Verteilung unabhängig, identisch und normal ist. Gemäss BUIHAND darf der Test allerdings auch dann angewendet werden, wenn die Voraussetzungen nicht voll und ganz erfüllt sind. Allerdings sollen aus bekannten Gründen nicht, wie BUIHAND vorschlägt, die Abweichungen der zu untersuchenden Reihe Y_i von ihrem Mittelwert \bar{Y} , sondern die Reihe R_i in die Untersuchung einfließen. Damit sind die Voraussetzungen näherungsweise erfüllt. Die Nullhypothese H_0 ist dann: Erwartungswert $E\langle R_i \rangle = \mu$ ($\forall i$). Die Alternativhypothese H_A lautet:

$$E\langle R_i \rangle = \begin{cases} \mu & i = 1, \dots, m \\ \mu + \Delta & i = m + 1, \dots, n \end{cases}$$

wobei die Varianz für beide Hypothesen durch $Var\langle R_i \rangle = \sigma_R^2$ gegeben ist. Die Alternativhypothese geht also nur von einem Sprung des Mittelwertes von der Grössenordnung Δ nach m Messungen oder Beobachtungen aus.

Der Test nach BUIHAND entscheidet nun, ob bei vorgegebenem Signifikanzniveau und in Funktion von Δ die Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese verworfen werden muss, und schätzt die Bruchstelle m in der zu untersuchenden Reihe Y_i . Die Reihe \tilde{S}_k , gemäss

$$\tilde{S}_k = \sum_{i=1}^k R_i \quad (k = 1, 2, \dots, n) \quad (2.1)$$

besteht aus der Menge der kumulierten Abweichungen der Reihe R_i . Es gilt, dass $\tilde{s}_n = 0$ ($n \rightarrow \infty$), falls die Reihe Y_i relativ homogen zur Reihe X_i ist. Für diese Annahme ist zu erwarten, dass die Werte der Reihe \tilde{S}_k um Null schwanken.

Standardisierte kumulierte Abweichungen S_k der Reihe R_i ergeben sich aus der Division der Reihe \tilde{S}_k durch die Standardabweichung der Reihe Q_i , gemäss

$$\dot{S}_k = \frac{\tilde{S}_k}{s_Q} = \frac{\sum_{i=1}^k R_i}{s_Q} \quad \text{mit} \quad s_Q^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2 \quad (2.2)$$

Damit sind die Werte der Reihe S_k nicht durch lineare Transformationen in der Reihe Q_i beeinflussbar, weshalb der Homogenitätstest nach BUIHAND auf den standardisierten kumulierten Abweichungen S_k basiert.

Eine statistische Grösse, welche sensibel auf Inhomogenitäten reagiert, ist $T_Q = \max |S_k|$ ($1 \leq k \leq n$). Hohe Werte von T_Q sind ein Indikator für einen Wechsel des Niveaus von Q_i . Eine andere Grösse, welche zur Überprüfung der relativen Homogenität von Y_i beigezogen werden kann, ist die Amplitude $T_R = \max\{S_k\} - \min\{S_k\}$ ($1 \leq k \leq n$). Eine inhomogenitätsbedingte Veränderung des Mittelwertes in der Reihe Y_i erhöht den Amplitudenwert T_R .

2.5.2 Methode des Deutschen Wetterdienstes (DWD)

Um die Homogenität einer Klimareihe zu prüfen, werden bei der Methode des Deutschen Wetterdienstes DWD (THOMMES [103, 1991]) kumulierte Summen von Abweichungen R_i betrachtet. Es handelt sich dabei ursprünglich um eine graphische Technik, welche die kumulierten Summen der Reihe R_i gegenüber der Zeit aufträgt und die resultierende Kurve auf Steigungsänderungen untersucht (EASTERLING und PETERSON [33, 1992] oder RHOADES und SALINGER [74, 1993]). Die Stelle der grössten Steigungsänderung in dieser Kurve ist ein Indiz für eine Inhomogenitätsstelle am entsprechenden Ort in der Reihe Y_i . Die kumulierten Summen der Reihe R_i bilden die neue Reihe $S_k = \sum_{i=1}^k R_i$ ($k = 1, \dots, n$).

Bei stetigem Verlauf ist die Steigungsänderung der Kurve an derjenigen Stelle maximal, wo die dritte Ableitung den Wert Null hat. Aufgrund des diskreten Kurvenverlaufs von kumulierten Summen der Reihe R_i ist nun allerdings die Bestimmung des Ortes maximaler Steigungsänderung nur näherungsweise bestimmbar.

Der Autor der vorliegenden Arbeit schlägt hier vor, die Reihe S_k mit einem Gauss-Tiefpassfilter leicht zu glätten und für jeden Kurvenpunkt der geglätteten Zeitreihe \tilde{S}_k über die begrenzten Zeitfenster $\{k-l, \dots, k\}$ und $\{k, \dots, k+l\}$ Regressionsgeraden zu legen und die entsprechenden beiden Steigungsreihen $m_{k-} = m_{k, \{k-l, \dots, k\}}$ und $m_{k+} = m_{k, \{k, \dots, k+l\}}$ zu bestimmen. Der Ort der grössten Steigungsänderung in der Reihe S_k kann dann als die Stelle mit der maximalen absoluten Differenz der Steigungsreihen ($\max |m_{k-} - m_{k+}|$) identifiziert werden. Auf Monatswertbasis wird empfohlen, mit folgenden Vorgaben zu arbeiten:

- Gauss-Tiefpassfilter: Die Glättung soll zwei ganze Jahre (25 Monatswerte) umfassen, wodurch die Saisonalität und biennale Schwankungen abgeschwächt werden. Der Zentralwert s_k wird mit den umgebenden Werten neu berechnet, gemäss

$$\tilde{s}_k = \frac{\sum_{j=k-12}^{k+12} (s_j \cdot e^{-j^2/100})}{\sum_{j=k-12}^{k+12} e^{-j^2/100}} \quad (2.3)$$

- Zeitfenster für die Regressionsrechnungen: Es erweist sich als sinnvoll, anschliessend die Regressionen mit jeweils 12 aufeinanderfolgenden Reihenelementen von \tilde{S}_k zu rechnen. Mit $l = 11$ sind die Lokalsteigungen daher gegeben durch $m_{k-} = m_{k, \{k-11, \dots, k\}}$ und $m_{k+} = m_{k, \{k, \dots, k+11\}}$.

Eine andere, einfachere Möglichkeit besteht darin, den Ort des Maximums oder Minimums der Reihe S_k als Inhomogenitätsstelle in der Reihe Y_i aufzufassen, was genau dann stimmt, wenn nur eine ausgeprägte Inhomogenität in der Reihe Y_i enthalten ist.

LAMARQUE [52, 1993] liefert bezüglich der Testgrösse S_k die mathematischen Grundlagen für die Berechnung der kritischen Signifikanzschwellen, die sich als Ellipsen um den Kurvenverlauf legen.

2.5.3 Methode der kumulierten Residuen ε (CUMRES)

Anstelle von Abweichungen R_i können auch Residuen ε analysiert werden (BOIS [16, 1986], LAMARQUE [52, 1993]). Zu diesem Zweck führt man eine Regression von der zu untersuchenden Reihe Y nach der Referenzreihe X durch und berechnet die Residuen $\varepsilon = Y - \hat{Y}$ mit der Geradengleichung $\hat{Y} = a + bX$. Aus den Residuen ε lassen sich wiederum kumulative Summen E_k bilden, gemäss $E_k = \sum_{i=1}^k \varepsilon_i$.

Wenn die zu untersuchende Reihe Y_i homogen ist, dann sind die Residuen ε_i zufällig verteilt, und die Kurve der Reihe E_k schwankt zufällig um das Niveau Null. Andernfalls ist die grösste Steigungsänderung in der Kurve der Reihe E_k ein Indiz für eine Inhomogenitätsstelle am entsprechenden Ort in der Reihe Y_i . Die markanteste Steigungsänderung kann wiederum nach dem Ansatz von BOSSHARD lokalisiert werden (vgl. Abschnitt 2.5.2).

Wie beim DWD-Test gelten auch hier die kritischen Signifikanzschwellen für die gefundenen Reihenwerte E_k nach der Methode von LAMARQUE [52, 1993].

2.5.4 Homogenitätstest nach Easterling und Peterson

Die im folgenden beschriebene Methode nach EASTERLING und PETERSON [34, 1995] ist speziell für das Aufspüren von Trendinhomogenitäten entwickelt worden. Basierend auf der Regressionstechnik wird die Differenzenreihe Q_i als abhängige und die Zeit als unabhängige Variable gewählt.

Zunächst wird eine lineare Einfachregression von der Differenzenreihe Q_i nach der Zeit durchgeführt und die Summe RSS_1 der quadrierten Residuen gemäss $RSS_1 = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2$ berechnet. Anschliessend wird für jeden Wert q_k ($1 < k < n$) der Differenzenreihe Q_i je eine Regression für $\{q_1, q_2, \dots, q_{k-1}\}$ und für $\{q_{k+1}, q_{k+2}, \dots, q_n\}$ nach der Zeit gerechnet. RSS_2 ist dann die Summe der Werte von RSS aus den beiden Teilregressionen. Die Stelle in der Differenzenreihe Q_i , wo RSS_2 minimal wird, signalisiert eine mögliche Bruchstelle. Im Fall von Jahreswerten schlagen EASTERLING und PETERSON vor, die Regressionsanalysen mindestens über 5 Zeiteinheiten durchzuführen. Im Fall von Monatswerten sollten indes mindestens 12 Reihenwerte in die Regressionsanalyse einbezogen werden. Um die Signifikanz der «Zweiphasen-Regression» zu testen, wird die Statistik von SOLOW [98, 1987] verwendet, mit

$$U = \frac{RSS_1 - RSS_2}{3} \cdot \frac{n-4}{RSS_2} \quad (2.4)$$

Diese Teststatistik ist F -verteilt mit 3 und $(n-4)$ Freiheitsgraden. Der *Student's-t*-Test prüft zusätzlich, ob der Mittelwert der Differenzenreihe $\{q_1, q_2, \dots, q_{k-1}\}$ und derjenige der Differenzenreihe $\{q_{k+1}, q_{k+2}, \dots, q_n\}$ signifikant verschieden sind. Der ebenfalls durchzuführende *Student's-t*-Test sichert, dass die Differenzenreihe Q_i auch dann für inhomogen befunden werden kann, wenn der U -Wert nicht signifikant ist. Damit ist der Test bedingt auch in der Lage, Versatzzinhomogenitäten zu detektieren.

2.5.5 Homogenitätstest nach Potter

POTTER [73, 1981] wendet einen Test auf Niederschlagsreihen an, welche Jahreswerte enthalten. Dazu benötigt er jeweils eine homogene Referenzreihe, welche mit der zu untersuchenden unabhängigen Reihe korreliert ist. Dieser Test stellt eine Inhomogenität fest und schätzt mit der *Maximum-Likelihood*-Methode den Zeitpunkt der Bruchstelle und das Ausmass der Inhomogenität ab. Ausserdem resultiert aus der Untersuchung eine Testgrösse, deren graphisch dargestellter, zeitlicher Verlauf hilfreich für die Interpretation der Testresultate sein kann.

Die Anwendbarkeit des Tests beruht auf folgenden Annahmen: (X_i, Y_i) sei eine Reihe von n zweidimensionalen, binormalverteilten Zufallsvektoren mit unabhängigen Reihen X_i und Y_i . Zwar gilt für Sonnenscheinreihen in der Regel, dass sie näherungsweise normalverteilt sind, aber daraus lässt sich nicht ableiten, dass (X_i, Y_i) binormalverteilt ist. Die Annahme der reihenweisen Unabhängigkeit trifft für Reihen der relativen Sonnenscheindauer nicht zu, weil diese generell mehr oder weniger ausgeprägt autokorreliert sind (vgl. Kapitel 3.2). Gemäss POTTER darf der Test aber auch dann angewendet werden, wenn die Annahmen nicht vollständig erfüllt sind.

Die Nullhypothese für den zweiseitigen Test (entwickelt von MARONNA und YOHAI [58, 1978]) ist gegeben durch H_0 : (X_i, Y_i) haben alle dieselbe bivariate Normalverteilung $N(\mu_X, \mu_Y, \sigma_X^2, \sigma_Y^2)$. Die Alternativhypothese H_A lautet dann: Für einige $0 < k_0 < n$ und $d \neq 0$ ist die Verteilung von (X_i, Y_i)

$$H_A : \begin{cases} N(\mu_X, \mu_Y, \sigma_X^2, \sigma_Y^2) & k \leq k_0 \\ N(\mu_X, \mu_Y + d, \sigma_X^2, \sigma_Y^2) & k > k_0 \end{cases}$$

Das Testen der Alternativhypothese (H_0 gegen H_A) basiert auf folgender Statistik:

$$S_X = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad (2.5)$$

$$S_Y = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (2.6)$$

$$S_{XY} = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) \quad (2.7)$$

$$X_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_i \quad (2.8)$$

$$Y_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Y_i \quad (2.9)$$

$$F_k = S_X - (X_k - \bar{X})^2 \frac{n \cdot k}{n - k} \quad (k < n) \quad (2.10)$$

$$D_k = [S_X(\bar{Y} - Y_k) - S_{XY}(\bar{X} - X_k)] \frac{n}{F_k(n - k)} \quad (2.11)$$

$$T_k = \frac{k(n - k)D_k^2 F_k}{S_X S_Y - S_{XY}^2} \quad (2.12)$$

S_X , S_Y und S_{XY} sind statistische Momente; X_k , Y_k , F_k , D_k und T_k entsprechen Zeitreihen ($k = 1, 2, \dots, n$; n : Länge der Zeitreihen). Die Testgrösse ist dann durch

$T_0 = \max\{T_k\}$ ($k < n$) gegeben. Falls T_0 bei vorgegebenem Signifikanzniveau grösser als der kritische Wert von T_0 ist, dann wird die Nullhypothese H_0 zugunsten der Alternativhypothese H_A verworfen. Y_i ist dann signifikant inhomogen an der Stelle $k = k_0$ von T_k . Andernfalls wird für Y_i die Annahme der Homogenität akzeptiert. Die kritischen Werte von T_0 sind unter der Annahme der Nullhypothese $N(0, 0, 1, 1)$ simuliert worden. Wenn also bei vorgegebenem Signifikanzniveau T_0 mit dem kritischen Wert (Schwellenwert) von T_0 verglichen werden soll, ist es im allgemeinen notwendig, die Reihen X_i und Y_i zu standardisieren. Im übrigen ist D_{k_0} eine Schätzung für das Ausmass der Inhomogenität.

2.5.6 Standard Normal Homogeneity Test (SNHT)

Der *Standard Normal Homogeneity Test* (SNHT), dessen Entwicklung auf ALEXANDERSSON [2, 1986] zurückgeht, wurde schon 1984 vorerst für Versatzinhomogenitäten entwickelt und auf Niederschlagsdaten, später auch auf andere Klimaparameter angewendet (DREBS [31, 1994]). Schliesslich sind im Anschluss SNHT-Versionen entwickelt worden, die in Klimareihen Varianzänderungen und Trendinhomogenitäten zu lokalisieren vermögen (ALEXANDERSSON [4, 1995], ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996]).

2.5.6.1 Shift-SNHT

In einem ersten Schritt ist beim Shift-SNHT (Versatz-SNHT) die Reihe Q_i zu standardisieren (z -Transformation) gemäss $Z_i = \frac{Q_i - \bar{Q}}{\sigma_Q}$ (mit σ_Q : $(n-1)$ -gewichtete Standardabweichung von Q_i). Die Nullhypothese lautet dann $H_0 : Z_i \in N(0, 1) (\forall i)$, was bedeutet, dass Z_i standardnormalverteilt ist mit Mittelwert Null und Standardabweichung Eins. Die Annahme, Z_i sei normalverteilt, trifft natürlich nicht zu, wenn die Verteilung von Q_i nicht normal oder nicht annähernd normal ist. Die Alternativhypothese H_A lautet

$$H_A : \begin{cases} Z_i \in N(\mu_1, 1) & i \in \{1, \dots, a\} \\ Z_i \in N(\mu_2, 1) & i \in \{a+1, \dots, n\} \end{cases}$$

wobei $\mu_1 \neq \mu_2$. Die Alternativhypothese besagt, dass der Mittelwert der Teilreihe $Y_{1, \dots, a}$ sich signifikant von demjenigen der Teilreihe $Y_{a+1, \dots, n}$ unterscheidet. Vereinfachend wird angenommen, dass die Standardabweichung der Reihe Y_i ($\forall i$) identisch bleibt. Es gilt nun, eine Testgrösse zu definieren, die für jede Stelle a in Q_i die Signifikanz einer potentiellen Inhomogenität angibt. Basierend auf den beiden Hypothesen kann diejenige Testgrösse abgeleitet werden, welche die Nullhypothese H_0 von der Alternativhypothese H_A unterscheidet. Dies geschieht in der Regel, indem das Verhältnis der Wahrscheinlichkeit, dass bei gegebener Reihe Z_i die Alternativhypothese H_A zutrifft, zur Wahrscheinlichkeit, dass die Nullhypothese H_0 anzunehmen ist, formuliert wird. Aus einigen Umformungen dieses Wahrscheinlichkeitsverhältnisses (ALEXANDERSSON [2, 1986]) resultiert die Testgrösse

$$T_0 = \max\{T_a\} = \max\{a\bar{Z}_1^2 + (n-a)\bar{Z}_2^2\}, \quad (1 \leq a < n) \quad (2.13)$$

wobei

$$\bar{Z}_1 = \frac{1}{a} \sum_{i=1}^a Z_i \quad \text{und} \quad \bar{Z}_2 = \frac{1}{n-a} \sum_{i=a+1}^n Z_i \quad (2.14)$$

Wenn T_0 bei vorgegebenem Signifikanzniveau grösser als der kritische Wert (Schwellenwert) von T_0 ist, dann muss die Nullhypothese H_0 zugunsten der Alternativhypothese H_A verworfen werden. Y_i ist dann signifikant relativ inhomogen an der Stelle $a = a_0$ von T_a . Andernfalls ist Y_i signifikant homogen. Ist also z. B. T_0 grösser als der Schwellenwert, der dem 95%-Signifikanzniveau entspricht, dann beträgt das Risiko, fälschlicherweise die Nullhypothese H_0 abzulehnen, höchstens 5%. Im weiteren ist T_a eine Zeitreihe, deren graphische Darstellung durch den Charakter der Reihe Q_i bestimmt ist, was unter Umständen hilfreich für die Interpretation der Reihe Q_i sein kann. ALEXANDERSSON [2, 1986] weist im übrigen darauf hin, dass a nicht gleichverteilt ist, weshalb in einer homogenen Reihe Y_i die Stelle a die Tendenz hat, am Reihenanfang oder -ende aufzutreten.

Gemäss späteren Publikationen (ALEXANDERSSON [3, 1994], ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996]) fliesst nicht mehr die Reihe Q_i in die Untersuchung ein, sondern

$$\tilde{Q}_i = (Y_i \cdot \sum_{j=1}^k \rho_j^2) / \sum_{j=1}^k \frac{\rho_j^2 X_{ji} \bar{Y}}{\bar{X}_j} \quad (2.15)$$

beziehungsweise

$$\tilde{Q}_i = Y_i - \frac{\sum_{j=1}^k \rho_j^2 (X_{ji} - \bar{X}_j + \bar{Y})}{\sum_{j=1}^k \rho_j^2} \quad (2.16)$$

X_{ji} ist die j -te von total k benachbarten Referenzstationen, und ρ_j ist der Korrelationskoeffizient zwischen Y_i und der j -ten benachbarten Referenzstation X_{ji} . Wenn wie in der vorliegenden Arbeit nur mit einer Referenzstation die relative Homogenität der Reihe Y_i getestet werden soll, dann vereinfachen sich die Formeln 2.15 und 2.16 zu

$$\tilde{Q}_i = Y_i - (X_i - \bar{X} + \bar{Y}) = (Y_i - \bar{Y}) - (X_i - \bar{X}) \quad (2.17)$$

beziehungsweise

$$\tilde{Q}_i = \frac{Y_i}{X_i} \cdot \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} \quad (2.18)$$

Die z -transformierte Reihe Z_i berechnet sich dann gemäss

$$Z_i = \frac{\tilde{Q}_i - \bar{\tilde{Q}}}{\sigma_{\tilde{Q}}} \quad (2.19)$$

Ausserdem geben ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] zwei weitere Varianten des Shift-SNHT. Die erste Variante formuliert die Alternativhypothese gemäss

$$H_A : \begin{cases} Z_i \in N(\mu_1, \sigma) & i \in \{1, \dots, a\} \\ Z_i \in N(\mu_2, \sigma) & i \in \{a+1, \dots, n\} \end{cases}$$

In diesem Fall entspricht die Standardabweichung der beiden Grundgesamtheiten nicht der Einheitsstandardabweichung, sondern bedingt durch die Mittelwertänderung einem etwas kleineren Wert. Die Testgrösse ist dann

$$T_0 = \max\{T_a\} = \max\{-2n \ln \sigma - 1\} \quad (1 \leq a < n - 1) \quad (2.20)$$

wobei

$$\sigma = \sqrt{\frac{n - 1 - (a\bar{Z}_1^2 + (n - a)\bar{Z}_2^2)}{n}}$$

Die zweite Variante des Shift-SNHT, im folgenden als Shift/Var-SNHT bezeichnet, berücksichtigt, dass die Varianz in der Alternativhypothese vor und nach dem Bruch in der Reihe Y_i nicht identisch sein muss. Die Alternativhypothese lautet dann

$$H_A: \begin{cases} Z_i \in N(\mu_1, \sigma_1) & i \in \{1, \dots, a\} \\ Z_i \in N(\mu_2, \sigma_2) & i \in \{a + 1, \dots, n\} \end{cases}$$

Die entsprechende Testgrösse beträgt

$$T_0 = \max\{T_a\} = \max\{-2a \ln \sigma_1 - 2(n - a) \ln \sigma_2 - 1\} \quad (2 \leq a \leq n - 2) \quad (2.21)$$

wobei

$$\sigma_1 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^a Z_i^2 - \frac{\sum_{i=1}^a Z_i^2}{a}}{a}} \quad \text{und} \quad \sigma_2 = \sqrt{\frac{\sum_{i=a+1}^n Z_i^2 - \frac{\sum_{i=a+1}^n Z_i^2}{n-a}}{n-a}}$$

Ein Nachteil des Shift/Var-SNHT besteht laut ALEXANDERSSON und MOBERG darin, dass er im letzten Abschnitt homogener Zeitreihen gerne signifikante Inhomogenitäten vermutet. Wenn nämlich einige wenige Werte am Enden der Reihe Q_i tiefe Varianzwerte aufweisen, führt ein sehr kleiner Wert σ_1 oder σ_2 zu einem sehr grossen Wert des ersten oder zweiten Terms in Gleichung 2.21.

2.5.6.2 Trend-SNHT

Trendinhomogenitäten sind im allgemeinen schwerer festzustellen als Versatzzininhomogenitäten. Trends, welche durch Instrumentendrift verursacht werden, sind wiederum schwieriger aufzudecken als Trends infolge städtebaulicher Entwicklungen. ALEXANDERSSON [4, 1995] und ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] entwickelten in neuster Zeit eine Variante des *Standard Normal Homogeneity Test*, welche in der Lage ist, einen Trend in der Reihe Y_i zu detektieren. Das zugrunde liegende Modell geht von der Annahme aus, dass sich der Mittelwert in der Reihe Y_i vom Zeitpunkt a bis zum Zeitpunkt b linear verändert, wobei $1 \leq a < b \leq n$. Die Hypothesen sind dann festgelegt durch

$$H_0 : Z_i \in N(0, 1) \quad \forall i$$

$$H_A : \begin{cases} Z_i \in N(\mu_1, 1) & i \in \{1, \dots, a\} \\ Z_i \in N(\mu_1 + \frac{(i-a)(\mu_2-\mu_1)}{b-a}, 1) & i \in \{a + 1, \dots, b\} \\ Z_i \in N(\mu_2, 1) & i \in \{b + 1, \dots, n\} \end{cases}$$

Die Testgrösse berechnet sich nach ALEXANDERSSON und MOBERG gemäss

$$T_0 = \max\{T_{a,b}\} = \max\{-a\mu_1^2 + 2a\mu_1\bar{Z}_1 - \mu_1^2 SB - \mu_2^2 SA + 2\mu_1 SZB + 2\mu_2 SZA - 2\mu_1\mu_2 SAB - (n-b)\mu_2\bar{Z}_2\} \quad (1 \leq a < b \leq n) \quad (2.22)$$

wobei

$$SA = \sum_{i=a+1}^b \frac{(i-a)^2}{(b-a)^2} \quad (2.23)$$

$$SB = \sum_{i=a+1}^b \frac{(b-i)^2}{(b-a)^2} \quad (2.24)$$

$$SZA = \sum_{i=a+1}^b \frac{Z_i(i-a)}{(b-a)} \quad (2.25)$$

$$SZB = \sum_{i=a+1}^b \frac{Z_i(b-i)}{(b-a)} \quad (2.26)$$

$$SAB = \sum_{i=a+1}^b \frac{(b-i)(i-a)}{(b-a)^2} \quad (2.27)$$

$$\mu_1 = \frac{a \cdot \bar{Z}_1 + SZB - SL \cdot SAB}{a + SB + SK \cdot SAB} \quad (2.28)$$

$$\mu_2 = \mu_1 \cdot SK + SL = \mu_1 \frac{-SAB}{SA + n - b} + \frac{(n-b)\bar{Z}_2 + SZA}{SA + n - b} \quad (2.29)$$

\bar{Z}_1 ist das arithmetische Mittel der Reihe Z_i für $i \in \{1, \dots, a\}$, und \bar{Z}_2 dasjenige der Reihe Z_i für $i \in \{b+1, \dots, n\}$.

Falls $b = a + 1$, reduziert sich das Problem auf die Variante Versatz, mit $\mu_1 = \bar{Z}_1$ und $\mu_2 = \bar{Z}_2$.

Eine Einschränkung des Trend-SNHT besteht darin, dass er sich vorwiegend nur für Jahreswerte einsetzen lässt, weil die Detektion von a und b rechenintensiv ist. Andererseits macht es ohnehin wenig Sinn, Trenddetektionen mit Reihen höherer zeitlicher Auflösung (Tages- oder Monatswerte) vornehmen zu wollen, da natürliche-saisonale Schwankungen allzusehr eine Trendphase vortäuschen und den Test ansprechen lassen.

2.6 Homogenisierungstechniken

Inhomogenitäten in klimatologischen Zeitreihen werden aufgrund statistischer Tests und stationsgeschichtlicher Informationen aufgedeckt (vgl. Kapitel 2.2, 2.3 und 4.3.2). Hinweise in der Stationsgeschichte bezüglich Änderung des Standortes, des Horizontes, des Instrumententyps, der Beobachtungsmethode u. ä. werden als potentielle Auslöser für Inhomogenität markiert. Homogenitätstests erlauben das Aufspüren statistisch signifikanter Inhomogenitäten, deren Grund mitunter in der Stationsgeschichte nicht dokumentiert ist.

Sind Inhomogenitäten in der klimatologischen Zeitreihe detektiert und konkreten stationsgeschichtlich dokumentierten Ereignissen zugeordnet worden, so stellt sich die Frage, wie die Bereinigung im Sinne einer Homogenisierung vorgenommen werden soll. Unabhängig davon, welche Methode gewählt wird, erheben die durchgeführten Homogenisierungen keinen Absolutheitsanspruch einer definitiven Korrektur. HEINO [43, 1994, S. 29] meint hierzu:

«In practice, data records are never fully homogenised. New information on metadata or new test methods will always reveal some need for further corrections.»

Die Bereinigung der klimatologischen Zeitreihe geschieht in der Regel durch Angleichung der Messbedingungen vor dem Bruch an diejenigen nach der Inhomogenitätsstelle. Wie schon bei den Detektionstests macht man sich die Idee der relativen Homogenität zunutze. Dabei wird davon ausgegangen, dass Fluktuationen eines klimatologischen Elementes an zwei benachbarten Stationen – beziehungsweise Schwankungen hochkorrelierender Parameter an einer Station – einen synchronen Verlauf aufweisen. Das Verhältnis (Differenz oder Quotient) zu einer homogenen Reihe dient dazu, die Anpassung vorzunehmen. Verhalten sich zwei Reihen klimatologisch ähnlich und liegen keine Inhomogenitäten vor, so wird erwartet, dass die Differenzen- beziehungsweise die Quotientenreihe, abgesehen von saisonalen Schwankungen, stationär ist. Falls eine Inhomogenität nachgewiesen ist, werden die Bedingungen der Stationarität nicht mehr erfüllt.

Oft bewirkt eine Inhomogenität einen einfachen Versatz (*single shift*) in der mittleren Verhältnisreihe. Die Abschnitte vor und nach dem Bruch sind dann in sich stationär. Die Homogenisierung erfolgt problemlos, indem das mittlere Verhältnis vor dem Bruch demjenigen nach der Inhomogenitätsstelle angeglichen wird. Ein einfacher t-Test stellt die Signifikanz des Unterschiedes fest, sollte aber mit Vorteil nur verwendet werden, falls die Einzelreihen für sich genommen keine starke Autokorrelation aufweisen (ZWIERS und VON STORCH [111, 1995]).

Macht sich die Unstetigkeit nicht als einfacher Versatz des mittleren Verhältnisses bemerkbar, liegt mitunter eine Trendinhomogenität vor. Diese wird nur dann behoben, wenn nachgewiesen ist, dass die beiden Reihen unter derselben klimatischen Entwicklung stehen müssten. Andernfalls sollte eine homogene Referenzreihe gebildet werden, welche mit der zu untersuchenden klimatologisch näher verwandt ist.

Wird eine Inhomogenität als Änderung in der Verteilungsfunktion identifiziert (z. B. Änderung in der Standardabweichung beziehungsweise Varianz), kann die Variabilität künstlich angepasst werden. Die Verteilung der monatlichen Residuen (Abweichungen zum langjährigen Jahresgang) wird dann in der Regel derjenigen vor dem Bruch angeglichen.

Kann unter Verwendung der besten verfügbaren Referenzreihe keine mathematisch einfach zu beschreibende Regelmässigkeit in längeren Teilreihen vor und nach dem

Bruch ausgemacht werden, wird die Homogenisierung schwierig. Eine Aufeinanderfolge mehrerer, die Erhebung störender Einflüsse kann eine solche Situation herbeiführen. Wenn die Abstände zwischen den Ereignissen sehr kurz sind, kann das mittlere Verhältnis nur ungenau geschätzt werden, wodurch die Homogenisierung statistisch zu schwach abgestützt ist. In krassen Fällen ist eine Interpolation des fraglichen Zeitabschnittes der Anpassung, welche auf den mittleren Verhältnissen vor und nach der Bruchstelle basiert, vorzuziehen.

In der Literatur dokumentierte Techniken beschreiben das schrittweise Vorgehen bei der Homogenisierung. Die systematische Bearbeitung wird jeweils in den Vordergrund gerückt. Illustrative Beispiele derartiger Anleitungen findet man etwa bei KARL und WILLIAMS [49, 1987], EASTERLING und PETERSON [33, 1992], BÖHM [15, 1992], RHOADES und SALINGER [74, 1993] und RHOADES und NEILL [75, 1995]. Aus Gründen der stellenweisen Redundanz einiger Ansätze beschränken sich die Ausführungen in dieser Arbeit allerdings auf die Methodik, die auf KARL und WILLIAMS zurückgeht.

2.6.1 Bereinigung nach Karl und Williams

Die Methode nach KARL und WILLIAMS [49, 1987] ist eine Prozedur, welche Zeitreihen auf der Basis von monatlichen oder saisonalen Klimareihen systematisch von Inhomogenitäten befreit. Die Methode liefert ausserdem bei frei wählbarem Signifikanzniveau Konfidenzintervalle für die Homogenisierungsfaktoren beziehungsweise -beträge, die sich für jede getätigte Anpassung als Fehlerabschätzung auf die homogenisierten Daten übertragen lassen. Die Bearbeitung stützt sich ausschliesslich auf Ereignisse, die stationsgeschichtlich belegt sind. Es wird darauf verzichtet, Homogenitätstests zur Detektion weiterer Inhomogenitäten einzusetzen. Bevor die Homogenisierung durchgeführt werden kann, vergewissern sich KARL und WILLIAMS, dass als Referenz eine geeignete Reihe verwendet wird, die einige Bedingungen erfüllen muss. Die Bearbeitung lässt sich folgendermassen gliedern:

Prüfung von Bedingungen. Zwei für eine erfolgreiche Homogenisierung wichtige Voraussetzungen müssen erfüllt sein.

- Die Korrelation von monatlichen oder saisonalen Anomalien (Abweichungen vom langjährigen Mittel; Residuen) zwischen der zu untersuchenden Reihe und den für die Bereinigung herbeigezogenen Referenzreihen soll hoch sein. Mit erhöhter Korrelation nimmt die klimatologische Ähnlichkeit zu, was zu einer besseren Homogenisierung führt.
- Die Varianzen der Stationsanomalien sollten möglichst klein sein. Falls es das Homogenisierungskonzept zulässt, kann durch die Reduktion der zeitlichen Auflösung, z.B. unter Verwendung von Saison- statt Monatswerten, die Varianz verringert werden. Wenn allerdings von Monat zu Monat zwischen den Reihen eine grosse natürliche Variabilität besteht, sollten die monatlichen Werte berücksichtigt werden.

Homogenisierungstechnik. Die homogene Referenzreihe X_i einer Nachbarstation oder eines hoch korrelierenden Parameters diene als Grundlage für die Anpassung der zu homogenisierenden Kandidatenreihe Y_i . Es wird die Verhältnisreihe Q_i gebildet (vgl. Kapitel 2.3). Die Sequenz vor dem Bruch wird an diejenige nach dem Bruch angeglichen, indem ihr der Homogenisierungsbetrag addiert beziehungsweise indem sie mit dem Homogenisierungsfaktor multipliziert wird.

Im Falle absolut skalierten Grössen wird $Q_i = Y_i/X_i$ gesetzt. Denkbar ist auch die Transformation $Q_i = \log(Y_i/X_i)$. Die Logarithmierung wird empfohlen, da die einfachen Quotienten 2 und 0.5 demselben relativen Verhältnis entsprechen, im einen Fall ist der Wert der zu testenden Reihe doppelt so gross wie derjenige der Referenzreihe, im anderen haben wir die gegenteilige Situation. Die Logarithmierung erzeugt nun bei reziprokem Verhältnis sinnvollerweise betragsmässig identische Ersatzwerte. Enthalten die Zeitreihen relativ skalierte Grössen, wird $Q_i = Y_i - X_i$ gesetzt.

Ein einfacher t-Test klärt für jeden Monat, ob die Mittelwerte der Reihe Q vor (q_b) und nach dem Bruch (q_a) statistisch signifikant verschieden sind (b: before, a: after). Der t-Test stellt an die Inputdaten die Bedingungen der Normalverteilung und der gleichen Varianzen. Sollten diese nicht erfüllt sein, kann der *Wilcoxon*-Rangsummentest verwendet werden. Falls der durchgeführte Test zum Ergebnis kommt, dass die Mittelwerte μ_{q_b} und μ_{q_a} der Sequenzen q_b und q_a signifikant voneinander verschieden sind, d. h. verschiedenen Grundgesamtheiten angehören, muss eine Homogenisierung erfolgen. Der Homogenisierungsfaktor ist dann μ_{q_a}/μ_{q_b} beziehungsweise der Homogenisierungsbetrag $\mu_{q_b} - \mu_{q_a}$. Sowohl der t-Test als auch der *Wilcoxon*-Rangsummentest liefern Konfidenzintervalle CI auf einem wählbaren Signifikanzniveau für jede durchgeführte Homogenisierung. Damit kennt man in Abhängigkeit des Signifikanzniveaus den Unsicherheitsbereich, in welchem sich die Bereinigung bewegt. CI nach dem *Student's-t*-Test berechnet sich bei absolut skalierten Grössen gemäss

$$\frac{\mu_{q_a}}{\mu_{q_b}} \pm t_{\frac{\alpha}{2}, m+n-2} \cdot s_p \cdot \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right)^{0.5} \quad (2.30)$$

und bei relativer Skalierung nach

$$\mu_{q_b} - \mu_{q_a} \pm t_{\frac{\alpha}{2}, m+n-2} \cdot s_p \cdot \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right)^{0.5} \quad (2.31)$$

mit

$$s_p = \frac{(m-1)s_b^2 + (n-1)s_a^2}{(m+n-2)^{0.5}}$$

Der Wert m entspricht der Länge der Reihe q_b , n derjenigen von q_a . Die Grösse $t_{\frac{\alpha}{2}}$ ist der kritische Wert der *Student's-t*-Verteilung mit Signifikanzniveau α und Freiheitsgrad $(m+n-2)$. Falls mehrere Referenzreihen unterschiedlicher Länge zur Verfügung stehen, folgt ein kompliziertes iteratives Komprimieren der resultierenden CI , was hier nicht dargelegt werden soll, da bei der Homogenisierung langer Zeitreihen nur selten mehr als eine brauchbare Referenzreihe verfügbar ist. Hingegen soll die Auswirkung aller vorgenommenen Homogenisierungen der Reihe Y_i , also

die Unsicherheiten CI_j in der Schätzung des resultierenden Homogenisierungsfaktors oder -betrages nach der j -ten behobenen Inhomogenität (bei gleichbleibendem Signifikanzniveau), angegeben werden.

$$\sum_{l=1}^j \frac{\bar{q}_{a_l}}{\bar{q}_{b_l}} \pm \left(\sum_{l=1}^j \frac{w_l^2}{4} \right)^{0.5} \quad \text{oder} \quad \sum_{l=1}^j (\bar{q}_{b_l} - \bar{q}_{a_l}) \pm \left(\sum_{l=1}^j \frac{w_l^2}{4} \right)^{0.5} \quad (2.32)$$

w_l ist die Breite (*range*) des Intervalls CI_l der l -ten Inhomogenität zum konstant gehaltenen Signifikanzniveau α . Vorausgesetzt wird die Unabhängigkeit der $(l-1)$ -ten von der l -ten potentiellen Inhomogenität. Im allgemeinen weisen Reihen mit vielen korrigierten Inhomogenitäten am Schluss breitere Konfidenzintervalle CI_j auf als solche mit weniger Inhomogenitäten.

Für die korrekte Berechnung von Homogenisierungsfaktoren und -beträgen wird empfohlen, möglichst lange, in sich homogene Sequenzen vor und nach dem Bruch einzubeziehen. Um gute Resultate zu erzielen, sollten es jeweils mindestens fünf Jahre sein. Natürlich hängen die Sequenzlängen der verschiedenen Q_b und Q_a auch in diesem Fall von allfälligen weiteren Inhomogenitäten in der zu untersuchenden Reihe Y_t und den Reihen der benachbarten Stationen ab. Im Absatz 4.4.1 wird ein neuentwickeltes Werkzeug vorgestellt, welches optimale Sequenzlängen vor und nach einem potentiellen Bruch zu bestimmen versucht.

Kapitel 3

Evaluierung statistischer Homogenitätstests

Natürlich gibt es unter den bekannten Homogenitätstests qualitative Unterschiede. Nicht jeder Test reagiert stets optimal. Es ist anzunehmen, dass sowohl verfahrenstechnische wie auch parameterspezifische Unterschiede und die Art der zu detektierenden Inhomogenität die Güte der Methoden beeinflussen (HEINO [43, 1994]). Es gilt nun herauszufinden, welche Tests sich für die Beurteilung von Zeitreihen der relativen Sonnenscheindauer besonders eignen und von welchen man eher absehen sollte. Im Anschluss an die Testevaluierungen von EASTERLING und PETERSON [33, 1992], [34, 1995] wird hier eine weitere, breitangelegte Testbeurteilung vorgestellt. Mehrere Detektionstests werden mit verschiedenen Inhomogenitätstypen konfrontiert.

3.1 Vorgaben für die Evaluierung

Gebräuchliche Homogenitätstests sollen gezielt einer Prüfung der relativen Sonnenscheindauer und ihrer typischen statistischen Ausprägung unterzogen werden. Dabei ist es das Ziel, die ausgewählten Homogenitätstests, welche im Kapitel 2.3 vorgestellt werden und neben der Lokalisierung des Bruches auch eine Signifikanzbeurteilung zulassen, die besten zu bestimmen. Folgende Tests werden in der Auswertung berücksichtigt:

- Homogenitätstest nach BUSHAND [26, 1982]
- Methode des Deutschen Wetterdienstes (DWD), THOMMES [103, 1991]
- Methode der kumulativen Residuen (CUMRES), BOIS [16, 1986]
- Homogenitätstest nach EASTERLING und PETERSON [34, 1995]
- Homogenitätstest nach POTTER [73, 1981]
- SNHT (*Standard Normal Homogeneity Test*):

- Shift-SNHT nach ALEXANDERSSON [2, 1986], [3, 1994]
- Shift/Var-SNHT nach ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996]
- Trend-SNHT nach ALEXANDERSSON [4, 1995], ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996]

Die Testevaluation erfordert es, eine Vielzahl von Zeitreihen zu simulieren. Die simulierten Reihen sollen die typischen Eigenschaften von wirklichen Zeitreihen der relativen Sonnenscheindauer, wie Mittelwert, Variabilität und Werteverteilung, aufweisen.

Die Idee der Testanordnung ist einfach gesagt folgende: Simulierte Zeitreihen werden mit künstlichen Brüchen versehen, einem Versatz (*Shift*), einem Versatz in Kombination mit ändernder Verteilung oder einer Trendinhomogenität. Die derart veränderten Reihen werden zusammen mit den ebenfalls simulierten Referenzreihen durch die verschiedenen Homogenitätstests geschleust, und hernach wird statistisch ausgewertet, welcher Test wie oft an der richtigen Stelle (mit einer gewissen Toleranzabweichung $a_0 \pm \Delta$) den Bruch erkennt. Ein Test wird für gut befunden, wenn er in möglichst vielen Fällen und schon bei schwachen Eingriffen die Inhomogenität an der Stelle a_0 oder in unmittelbarer Umgebung von a_0 aufdeckt.

Homogenitätstest	Versatz	Versatz/Varianz	Trend
BUISHAND	X		
DWD	X		
CUMRES	X		
EASTERLING und PETERSON			X
POTTER	X		
SNHT			
Shift-SNHT	X	X	
Shift/Var-SNHT		X	
Trend-SNHT			X

Tabelle 3.1: Evaluierte Homogenitätstests. Mit einem «X» wird gekennzeichnet, für welche Inhomogenitätstypen die Evaluation durchgeführt wird.

Wie aber werden die erforderlichen Reihen simuliert? Für die Generierung der zu untersuchenden Reihen kommen autoregressive Simulationstechniken (*Autoregressive-Integrated Moving Average-Modelle, ARIMA*) zur Anwendung.

Die homogenen Referenzreihen (vgl. Grundsatz in 4.1) indes sollen nicht als eigenständige *ARIMA*-Simulation realisiert werden, sondern werden aus der Simulation der vorläufig noch nicht mit einer Inhomogenität versehenen zu untersuchenden Reihe abgeleitet. Es wird keine separate Simulation vorgenommen, da sonst natürliche, parallel laufende Schwankungen, die es zwischen hochkorrelierenden Reihen gibt, verwischt würden. Die bessere Lösung besteht darin, die gewünschte Pseudoreihe folgendermassen zu simulieren:

Als Modell dient der Ansatz: $PrSsim = q \cdot rSsim + L(\mu, \sigma)$, wobei $PrSsim$ die simulierte Pseudoreihe der relativen Sonnenscheindauer und $rSsim$ die simulierte Reihe der relativen Sonnenscheindauer seien. Das Argument q ist der empirische Quotientenvektor aus langjährigem Jahresgang der Pseudoreihe (PrS) und langjährigem Jahresgang der relativen Sonnenscheindauer (rS) der Periode 1931 bis 1960, gemittelt aus den Stationen Basel, Bern, Genf, Sitten und Zürich. Abgesehen von der Sittener Reihe haben sich die ausgewählten Stationen schon für andere Zwecke als Grundlage für klimatologische Studien bewährt (BOSSHARD [21, 1996]). Zwischen 1931 und 1960 sind kaum einschneidende Veränderungen im Messnetz der SMA eingetreten, weshalb dieser Zeitabschnitt berücksichtigt wird.

Die Reihe q entspricht also dem Verhältnis zwischen den beiden empirischen, nicht simulierten Mittelreihen (rS und PrS) der 5 Stationen und enthält 12 Elemente (mittlere Monatswerte). Die monatliche Unterscheidung ist nötig, da ein deutlicher Jahresgang in der Beziehung besteht, die Summe der Komplemente also saisonal schwankt (SCHÜEPP [80, 1961]). $L(\mu, \sigma)$ ist die stochastische «Schüttelkomponente». Sie folgt einer Gauss-Verteilung, wobei deren Standardabweichung mittels der Korrelation der beiden Ausgangsreihen gesteuert wird (normalverteilter Zufallsterm mit Mittelwert $\mu = 0$ und Standardabweichung $\sigma = 3$). Das heisst, dass aufgrund empirischer Beziehungen zwischen wahren Klimareihen die typische Korrelationsstruktur nachgebildet werden kann. Beim späteren Testen der echten Sonnenscheindauerreihen dient in erster Priorität konsequenterweise die Stationsbewölkung beziehungsweise die Pseudoreihe der relativen Sonnenscheindauer als Referenz.

3.2 Verwendete AR-Simulationstechnik

Autoregressive Modelle (AR-Modelle) sind einfache stochastische Ansätze, welche die Abhängigkeit der Zeitreihe Y_t von ihrer unmittelbaren Vergangenheit $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ beschreiben. Die Zeitreihe Y_t wird dabei als Linearkombination ihrer eigenen Vergangenheit aufgefasst. Das einfachste AR-Modell, das AR(1)-Modell, nimmt den linearen Zusammenhang

$$Y_t = \alpha \cdot Y_{t-1} + E_t \quad (3.1)$$

an, mit E_t identisch und unabhängig (unkorreliert) verteilt (der Fehlerterm E_t heisst auch weisses Rauschen), Erwartungswert $\mathcal{E}\langle E_t \rangle = 0$ und Varianz $Var\langle E_t \rangle = \sigma^2$. Es handelt sich in diesem Fall um ein AR(1)-Modell, ein stochastischer Prozess Y_t , wo der Einfluss des Reihenelements X_{t-1} mit jedem weiteren Zeitschritt exponentiell abfällt, wenn $\alpha < 1$ ist.

AR(1)-Modelle können für die Simulation von AR(1)-Prozessen verwendet werden, eben auch von Zeitreihen, die als Datensätze für die Testevaluation dienen sollen. Es stellt sich nun die Frage, ob sich aufgrund der Inputreihe der relativen Sonnenscheindauer ein AR(1)-Prozess identifizieren lässt. Die der Ermittlung und Anpassung dienenden Kenndaten entsprechen empirischen Werten. Für die Erbringung

der Kenndaten werden die oben eingeführten überregionalen Monatsmittel rS der relativen Sonnenscheindauer verwendet.

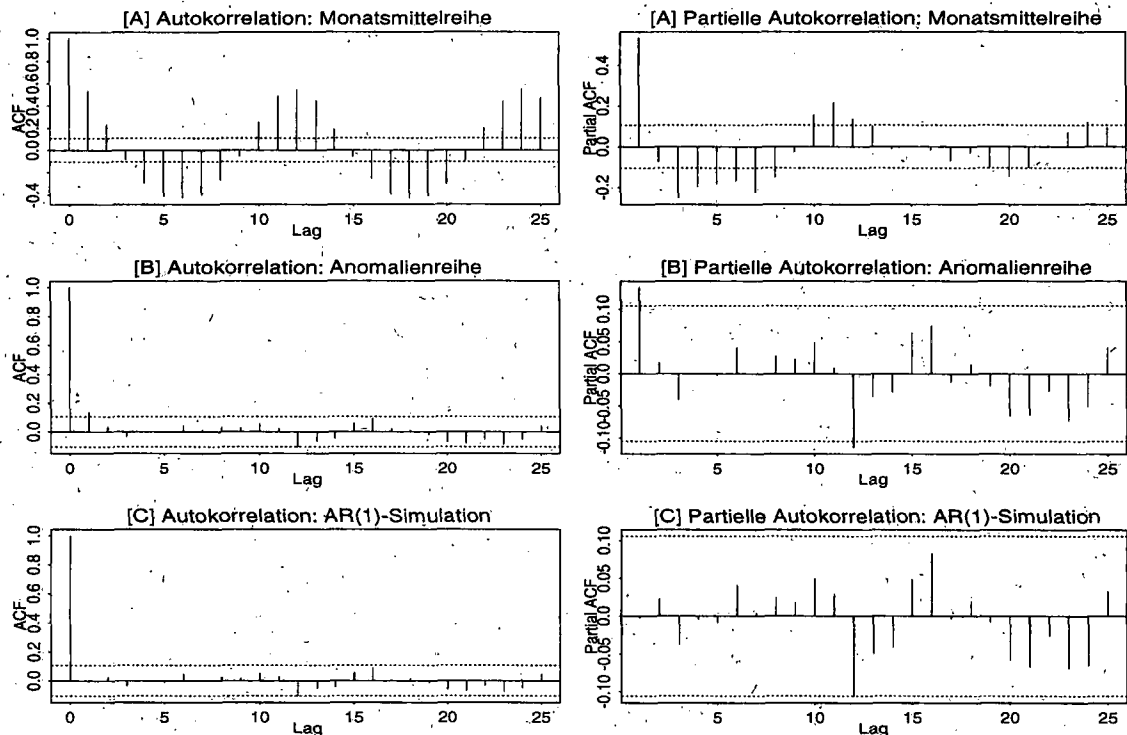


Abbildung 3.1: Autokorrelationen und partielle Autokorrelationen. [A]: Überregionales Stationsmittel der relativen Sonnenscheindauer M_i ; [B]: Empirische Anomalienreihe \tilde{M}_i . [C]: Diagnose der $AR(1)$ -Simulation. Auf dem 95 %-Niveau sind Autokorrelationen signifikant von Null verschieden, wenn die gestrichelte Linie überschritten wird.

Da vorerst die Monatsmittel als Kenndaten verwendet werden, sind Autokorrelationen höherer Ordnung enthalten (Jahresgang), und daher liegt sicherlich kein $AR(1)$ -Prozess vor (Abbildung 3.1 [A]). Erst wenn anstelle der einfachen Monatsmittelwerte M_i die Abweichungen zum mittleren Jahresgang (\tilde{M}_i , Anomalien zu langjährigen Monatsmitteln bezogen auf die Periode 1931 bis 1960) berücksichtigt werden, sind die Bedingungen für die Anpassung eines $AR(1)$ -Prozesses gegeben. Die Korrelogramme der Autokorrelationen und partiellen Autokorrelationen der Anomalienreihe zeigen, dass diese einem $AR(1)$ -Prozess entspricht (Abbildung 3.1 [B]). Somit kann ein $AR(1)$ -Modell nach einem Ansatz von BOX und JENKINS [22, 1976] an die \tilde{M}_i -Reihe der relativen Sonnenscheindauer angepasst werden. Genaugenommen wird ein *Autoregressive-Integrated Moving Average*-Modell ($ARIMA$) gebildet. Das $AR(1)$ - beziehungsweise $ARIMA(1, 0, 0)$ -Modell sieht dann wie folgt aus: $X_t = 0.1337 \cdot X_{t-1} + E_t$, wobei E_t die empirische Varianz von $\sigma^2 = 86.156$ hat. Die standardisierten Residuen von simulierten Anomalienreihen sind näherungsweise gaußverteilt mit $\mu \approx 0$ und $\sigma \approx 1$. Die Autokorrelationen ab $Lag = 1$ sind nicht signifikant von Null verschieden (Abbildung 3.1 [C]).

Die $AR(1)$ -Simulationen werden durchgeführt, indem ein Algorithmus bei gegebenem angepasstem $ARIMA(1, 0, 0)$ -Modell unter Einbezug der *Maximum-Likelihood*-Methode (JONES [47, 1980]) $AR(1)$ -Prozesse generiert. Ein simulierter $AR(1)$ -Prozess entspricht nun einer neuen Anomalienreihe. Um eine simulierte Klimareihe für die relative Sonnenscheindauer zu erhalten, muss daher den Abweichungen noch der jeweilige mittlere Jahresgang von 1931 bis 1960 überlagert werden. Die Länge der zu simulierenden Reihen kann beliebig gewählt und die daran anschließende Testevaluierung entweder auf Monats- oder Jahreswertbasis durchgeführt werden. Für die breitabgestützte Evaluation werden bei Versatzinhomogenität Monatsmittelreihen und bei Trendinhomogenität Jahresmittelreihen der Länge 60 Jahre gebildet. Um sicherzustellen, dass mit der $AR(1)$ -Modellierung ein geeigneter Simulationsansatz gewählt wird, ist in einem Vorlauf alternativ ein Vergleich mit der Markovsimulationstechnik (LUO [56, 1993], ROMANOF *et al.* [76, 1994]) angestellt worden. Die in BOSSHARD [20, 1995] festgehaltenen Resultate der Markov-Evaluation unterscheiden sich nur unwesentlich von den Ergebnissen aus der AR -Simulation. Da jedoch die $AR(1)$ -Modellierung im Gegensatz zur Markovsimulation Reihenwerte produziert, die nicht einer begrenzten willkürlich gewählten Anzahl Werteklassen zugehören, wird an dieser Stelle der autoregressive Ansatz bevorzugt.

3.3 Durchführung der Evaluierung und Resultate

In jedem zu unterscheidenden Fall werden mit dem passenden autoregressiven Modell 1000 Simulationsreihen zu 720 Monatswerten generiert. Die daraus resultierenden 1000 Anomalienreihen werden in Reihen der relativen Sonnenscheindauer $rSsim$ umgewandelt, indem ihnen der langjährige Jahresgang der Periode 1931 bis 1960 überlagert wird. Die homogenen Referenzreihen $PrSsim$ werden anschliessend gemäss den Vorgaben in Abschnitt 3.1 abgeleitet. Dann werden die zu testenden Reihen einer wohldefinierten Manipulation unterzogen, d. h., es wird eine Inhomogenität eingeführt. Die so gebildeten Reihen $rSsim'$ werden mit den ausgewählten Tests auf ihre Homogenität geprüft.

Es werden grundsätzlich zwei Arten von Inhomogenitäten eingeführt, mit jeweils sechs verschiedenen Gewichtungsstufen, wovon eine neutral sein soll.

Versatzinhomogenität. Der Bruch in der Verhältnisreihe macht sich als treppentufenartige Mittelwertsänderung bemerkbar.

- Einfacher Versatz. Jede simulierte Einzelreihe $rSsim$ wird von der zufällig gesetzten Stelle $a_0 + 1$ bis zum Ende der Reihe angehoben, indem die Sequenz mit einem Faktor f (sechs Stärkeklassen) multipliziert wird. Mit $k_1 = (1, \dots, a_0)$ und $k_2 = ((a_0 + 1), \dots, 720)$ ist $rSsim' = (rSsim_{k_1}, rSsim_{k_2} \cdot f)$.
- Einfacher Versatz kombiniert mit Änderung in der Verteilungsfunktion. Zu den sechs Versatzstufen f werden sechs Varianzänderungen eingeführt, indem

der zu untersuchenden Reihe normalverteilte Zufallsterme $L(\mu = 0, \sigma = l)$ mit Mittelwert 0 und Standardabweichung l addiert werden. Daraus ergeben sich 36 Kombinationen. Mit $k1 = (1, \dots, a_0)$ und $k2 = ((a_0 + 1), \dots, 720)$ wird die manipulierte Einzelreihe zu $rSsim' = (rSsim_{k1}, rSsim_{k2} \cdot f + L)$.

Art der Inhomogenität	Versatzstufen f (Faktor)						Varianzstufen l (in $L(0, l)$)					
Einfacher Versatz	1.00	1.02	1.04	1.06	1.08	1.10	—					
Versatz/Varianz	1.00	1.02	1.04	1.06	1.08	1.10	0	1	2	3	4	5

Tabelle 3.2: Abstufungen der Testevaluation, Versatz.

Trendinhomogenität. Der Bruch in der Verhältnisreihe manifestiert sich als einsetzende kontinuierliche Zunahme oder Abnahme des mittleren Verlaufs. Um hochfrequente, aber unbedeutende Änderungen zu unterdrücken, werden nach den Monatswertsimulationen und nach dem Einbringen der Inhomogenitäten die entsprechenden Jahresmittel berechnet. Die eigentliche Trendevaluation soll somit auf Jahreswertbasis erfolgen, und die Länge der untersuchten Reihen beträgt $n = 60$.

- Auswertung I (linearer Trend von der Stelle $a_0 + 1$ bis zum Ende der Reihe). Die Einzelreihe $rSsim$ wird von einer zufällig gezogenen Stelle $a_0 + 1$ bis zum Ende linear angehoben. Mit $k1 = (1, \dots, a_0)$ und $k2 = ((a_0 + 1), \dots, 60)$ ist $rSsim' = (rSsim_{k1}, rSsim_{k2} + t \cdot (k2 - a_0))$.
- Auswertung II (linearer Trend von der Stelle $a_0 + 1$ bis b_0). Die Einzelreihe $rSsim$ wird von einer zufällig gezogenen Stelle $a_0 + 1$ bis zur ebenfalls stochastisch bestimmten Stelle b_0 ($b_0 > a_0$) linear angehoben. Die zu untersuchende Reihe besteht somit aus einer stationären Phase, gefolgt von einem Trend und anschliessend einer zweiten stationären Phase auf erhöhtem Niveau. Mit $k1 = (1, \dots, a_0)$, $k2 = ((a_0 + 1), \dots, b_0)$ und $k3 = ((b_0 + 1), \dots, 60)$ ist $rSsim' = (rSsim_{k1}, rSsim_{k2} + t \cdot (k2 - a_0), rSsim_{k3} + t \cdot (b_0 - a_0))$.

Art der Inhomogenität	Trendstufen t [%/y] (linearer Anstieg pro Jahr)					
Trend, Auswertung I	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
Trend, Auswertung II	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0

Tabelle 3.3: Abstufungen der Testevaluation, Trend.

Dadurch, dass sechs Abstufungen für die Inhomogenitäten definiert werden, lässt sich das Verhalten der einzelnen Homogenitätstests bei verstärkter Manipulation verfolgen.

Die Auswertung der Testevaluation wird getrennt nach Art der eingebrachten Inhomogenität (Versatz und Trend) vorgestellt. Eine visuelle Beurteilung der Homogenitätstests wird durch Streudiagramme vom Typ der Abbildung 3.2 ermöglicht. Jeder Punkt im einzelnen Diagramm entspricht einer gefundenen Bruchstelle. Auf der Abszisse ist die Nummer der simulierten Reihe notiert. Die ausgezogene horizontale Linie markiert den Ort der wahren Inhomogenitätsstelle a_0 . Dargestellt werden für jeden Test die Abweichungen der detektierten von der wahren Bruchstelle bei gesteigerter Manipulation (von links nach rechts). Auf der Ordinate bedeutet ein positiver Wert, dass die detektierte Bruchstelle, verglichen mit der wahren, verspätet erkannt wird, ein negativer Wert, dass die detektierte Bruchstelle zu früh markiert wird. Um die optische Auflösung der Graphiken in vertikaler Richtung zu erhöhen, sind bei Versatzinhomogenität nur die Abweichungen von maximal ± 180 Monaten und bei Trendinhomogenität von maximal ± 30 Jahren dargestellt.

Der prozentuale Anteil der detektierten Bruchstellen a_d innerhalb variabler Toleranzabweichung $\pm \Delta$ vom wahren Bruchort a_0 bei steigender Stärke der eingebrachten Inhomogenität wird in Tabellen der Art 3.5 aufgelistet. Die Fälle, wo a_d innerhalb des Intervalls $[a_0 - \Delta, a_0 + \Delta]$ zu liegen kommt, werden ausgezählt und ins Verhältnis zur Anzahl simulierter Reihen, also 1000, gesetzt.

Art der Inhomogenität	Toleranzabweichung $\pm \Delta$								Einheit
Versatz	47	35	23	11	5	2	1	0	Monate
Trend	12	10	8	6	4	2	1	0	Jahre

Tabelle 3.4: Gewählte Toleranzabweichungen $\pm \Delta$.

3.3.1 Resultate bei Versatzinhomogenität

Die Ergebnisse der Evaluation bei Versatzinhomogenität werden getrennt nach den beiden Untergruppen «einfacher Versatz» und «einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung» präsentiert (vgl. Kapitel 3.3).

Einfacher Versatz. Speziell wird darauf hingewiesen, dass die Detektion der potentiellen Bruchstelle bei den Tests CUMRES und DWD nicht vom grössten Absolutwert der Testgrösse abgeleitet wird, sondern mit dem Ort identifiziert wird, wo die markanteste Steigungsänderung im Verlauf der Testgrösse zu verzeichnen ist (vgl. Abschnitte 2.5.2 und 2.5.3). Es werden drei Versionen des Shift-SNHT beurteilt, wo q_i als Differenzenreihe (Shift-SNHT, d), Quotientenreihe (Shift-SNHT, q) und als logarithmierte Quotientenreihe (Shift-SNHT, qlong) einfließt.

Die Abbildung 3.2 und die Tabelle 3.5 zeigen, dass alle Tests Versatzinhomogenitäten recht gut zu detektieren vermögen. Mit ansteigender Versatzstufe erkennt man eine rasche «Äquatorwanderung»; die detektierten Brüche a_d gruppieren sich mehr oder



Abbildung 3.2: Versatzevaluation: einfacher Versatz. Abweichungen zur wahren Inhomogenitätsstelle (a_0) auf der Ordinate (Monate), Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

weniger eng um die wahre Bruchstelle a_0 . Doch schon bei kleiner Versatzstufe sind deutliche Unterschiede zwischen den Tests auszumachen.

Die praktisch ebenbürtigen Tests Shift-SNHT, d und der Test nach POTTER setzen sich deutlich von den qualitativ schwächeren Ansätzen der verbleibenden Tests ab. Bei stärkster Versatzstufe ($f = 1.1$) detektieren beide Tests über 95 % aller Inhomogenitäten in unmittelbarer Nähe der wahren Bruchstelle ($|a_d - a_0| \leq 11$ Monate).

Eine Überraschung liegt in der Auswertung der drei Varianten des Shift-SNHT: Entgegen der theoretischen Annahme, die Quotientenmethode müsse bei absolut skalierten Größen die besseren Resultate zeitigen, ist es die Variante mit den Differenzen, welche die eingebrachten Brüche präziser detektiert. Die Quotientenmethode

wird zwar leicht verbessert, wenn eine Logarithmierung durchgeführt wird, sie kann aber die hervorragenden Ergebnisse der Differenzenmethode nicht konkurrenzieren. Eine interessante Situation ergibt sich für den Test mit kumulierten Summen (DWD), der zwar erst bei grossen Versätzen positiv zu reagieren beginnt, aber beim stärksten Eingriff seine Qualität demonstriert, wo er die Bruchstelle in der Mehrheit der Fälle sehr präzise aufdeckt, vereinzelt aber eine recht starke Abweichung auftritt.

Der Shift-SNHT (Differenzenvariante) und der Test nach POTTER sind für den Sonnenscheinparameter gleichermassen die geeignetsten statistischen Ansätze, um zuverlässig Inhomogenitäten zu lokalisieren. Sie reagieren schon früh mit hoher Treffsicherheit auf künstliche Veränderungen. Klimatologisch betrachtet ist die Sensitivität der beiden Tests als hoch einzustufen. Die übrigen Tests schneiden zwar schwächer ab, müssen indes nicht als unzureichend oder als unbrauchbar eingestuft werden.

Einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung. Verglichen werden die Ergebnisse aus Shift-SNHT-Varianten (Shift-SNHT, d, Shift/Var-SNHT, d/q/qlog). Die Abbildungen 3.3 und 3.4 vermitteln einen Eindruck über die Trefferquoten in Abhängigkeit variabler Versatzstufe und ändernder Verteilungsmasse. Untereinander werden die Resultate bei zunehmender Verteilungsänderung dargestellt.

Es erstaunt kaum, dass die Variante Shift-SNHT praktisch nur auf die zunehmenden Versatzfaktoren positiv reagiert. Liegen reine Versatzinhomogenitäten vor (f variabel, $l = 0$), so erbringt der Shift-SNHT, insbesondere bei grösserer Toleranzabweichung, die merklich besseren Resultate als die kombinierten Tests Shift/Var-SNHT. Dies ändert sich, wenn Varianzänderungen eingebracht werden. Die Trefferstatistik verschlechtert sich zuungunsten des Shift-SNHT über alle Klassen von Toleranzabweichungen. Nur gerade für den Fall, dass $f = 1$ und l in $L(0, l)$ variabel sind, wird eine sehr bescheidene Zunahme der Trefferquote erzielt. Überzeugend sind hingegen die Ergebnisse der Shift/Var-SNHT. Bei Konstanthaltung der mittleren Reihenwerte (kein Versatz beziehungsweise $f = 1$) ist die Dreiergruppe der Shift/Var-SNHT in der Lage, eingebrachte Varianzänderungen mit einiger Zuverlässigkeit, d. h. mit hoher Trefferquote, zu identifizieren. So wird beispielsweise für Shift/Var-SNHT, d in über zwei Dritteln der Fälle bei $f = 1$, $l = 5$ und zugelassenen Abweichungen von maximal ± 11 Monaten die eingebrachte Varianzhomogenität erkannt.

Liegen reine Versatzinhomogenitäten vor (f variabel, $l = 0$), so erbringt der Shift-SNHT insbesondere bei grösserer Toleranzabweichung die besseren Resultate, als der kombinierte Test Shift/Var-SNHT. Noch deutlicher als schon bei der zuvor präsentierten Auswertung ist es auch hier die Differenzenmethode der Shift/Var-SNHT, welche dominiert.

Die Resultate werden durch die Tabellen 3.6 und 3.7 bestätigt. Auf die tabellarische Wiedergabe der Resultate der Varianten Shift-SNHT/Var, q und qlog wird an dieser Stelle verzichtet, da sich daraus keine neuen Erkenntnisse ergeben.

Homogenitätstest	Faktor f	Statistischer Anteil der Treffer [%] bei maximaler Toleranzabweichung von $\pm\Delta$ Monaten							
		47	35	23	11	5	2	1	0
BUISHAND	1.00	11.0	7.5	4.7	2.3	1.1	0.1	0.1	0.0
	1.02	54.3	48.0	39.9	26.3	15.4	7.6	5.5	2.1
	1.04	76.2	71.5	64.6	50.5	34.3	19.2	13.7	6.1
	1.06	84.0	81.1	74.5	64.4	47.5	28.4	20.5	8.7
	1.08	87.3	85.1	80.6	70.9	54.6	32.9	24.8	11.6
	1.10	90.4	88.3	84.7	76.4	60.3	38.1	29.4	14.5
DWD	1.00	12.5	10.1	7.4	2.8	1.4	0.3	0.2	0.1
	1.02	15.7	13.1	10.5	7.1	3.8	1.6	1.1	0.5
	1.04	27.0	24.6	22.7	20.3	15.4	7.6	5.5	1.6
	1.06	54.0	52.6	51.6	49.0	41.8	24.9	16.6	4.1
	1.08	75.1	74.5	73.9	71.4	63.9	41.8	27.9	8.4
	1.10	87.2	86.8	86.3	84.5	79.2	53.7	36.3	10.9
CUMRES	1.00	12.0	8.5	5.8	2.4	1.2	0.2	0.2	0.1
	1.02	15.3	11.9	9.0	6.1	3.2	1.9	1.5	0.4
	1.04	25.1	22.1	19.6	17.2	13.1	6.6	4.1	1.0
	1.06	45.9	43.8	42.0	39.3	33.4	18.7	12.2	3.3
	1.08	64.0	62.2	60.9	58.4	51.8	33.1	21.0	5.8
	1.10	80.1	79.4	78.1	76.3	69.8	46.4	29.6	9.2
POTTER	1.00	8.5	6.2	3.7	1.8	0.4	0.2	0.1	0.1
	1.02	48.4	41.7	33.3	23.1	11.0	5.7	3.2	0.7
	1.04	89.1	84.8	77.6	60.8	40.7	23.3	15.7	6.5
	1.06	96.6	95.6	93.5	81.0	60.6	36.9	28.0	12.8
	1.08	98.5	97.9	96.7	90.1	73.5	47.3	35.5	18.3
	1.10	98.9	98.6	98.3	95.4	82.0	53.3	41.8	22.4
Shift-SNHT, d	1.00	8.8	6.4	4.9	2.3	0.5	0.4	0.2	0.1
	1.02	56.2	48.8	39.9	27.2	14.9	7.1	4.9	1.6
	1.04	92.7	89.9	84.4	68.0	47.8	26.7	18.4	8.5
	1.06	98.3	97.6	95.8	85.7	65.0	37.8	28.0	12.7
	1.08	98.9	98.6	98.1	93.6	74.1	45.3	34.0	15.7
	1.10	98.9	98.6	98.4	96.1	81.2	51.2	38.7	21.0
Shift-SNHT, q	1.00	10.5	7.0	4.9	2.6	0.8	0.3	0.3	0.1
	1.02	34.9	30.1	23.2	15.6	8.5	4.4	2.6	1.1
	1.04	73.3	67.3	59.9	47.2	31.9	19.6	13.5	5.6
	1.06	86.9	83.9	79.1	67.2	49.5	30.3	22.9	10.0
	1.08	90.6	88.9	86.8	78.8	62.2	38.3	28.9	14.0
	1.10	93.6	93.1	91.2	87.5	74.0	48.1	37.9	19.7
Shift-SNHT, qlog	1.00	10.6	7.5	5.5	3.3	0.9	0.1	0.1	0.0
	1.02	36.0	30.1	23.0	15.6	7.4	4.0	2.1	0.7
	1.04	78.2	73.0	65.0	50.6	33.2	19.7	13.3	5.9
	1.06	93.5	91.2	86.7	73.2	54.3	31.1	22.9	10.4
	1.08	96.7	95.7	93.7	85.0	65.9	39.5	30.1	14.2
	1.10	98.5	97.8	96.7	92.3	77.5	50.1	38.2	19.9

Tabelle 3.5: Teststatistik einfacher Versatz. Prozentualer Anteil bei Abweichung $|a_d - a_0| \leq \Delta$ und Versatzfaktor f , basierend auf 1000 Simulations- und Testdurchläufen.

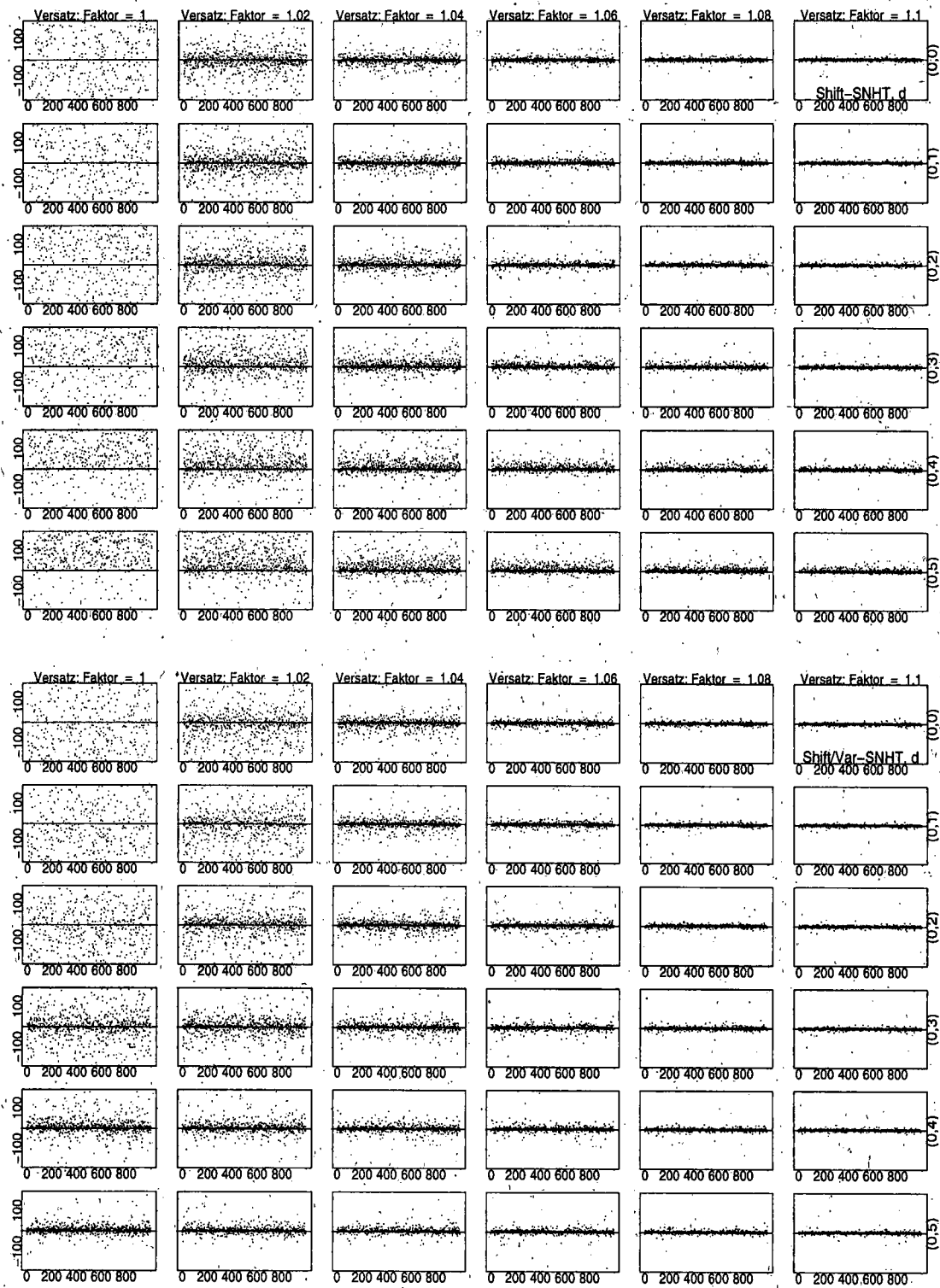


Abbildung 3.3: Versatzevaluation: einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift-SNHT, d und Shift/Var-SNHT, d . Nach rechts: zunehmende Versatzstufe f , nach unten: verstärkte Varianz l . Abweichungen zur wahren Inhomogenitätsstelle (a_0) auf der Ordinate (Monate), Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.



Abbildung 3.4: Versatzevaluation: einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift/Var-SNHT, q und $qlog$. Nach rechts: zunehmende Versatzstufe f , nach unten: verstärkte Varianz l . Abweichungen zur wahren Inhomogenitätsstelle (a_0) auf der Ordinate (Monate), Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

Mit dem neuen Shift/Var-SNHT, der auch Varianzänderungen beurteilt, hat man in der Tat ein potentes Detektionswerkzeug zur Verfügung, welches in Ergänzung des üblichen Shift-SNHT in die operationelle Homogenitätsprüfung integriert werden sollte.

Für die herausgegriffene moderate Toleranzabweichung $\Delta = \pm 11$ Monate gibt die 3-D-Graphik 3.5 den Vergleich zwischen den Ergebnissen von Shift-SNHT, d und Shift/Var-SNHT, d. Dargestellt sind für die beiden Tests die prozentualen Trefferanteile als Funktion des Versatzfaktors f und der Varianzsteuergrösse l .

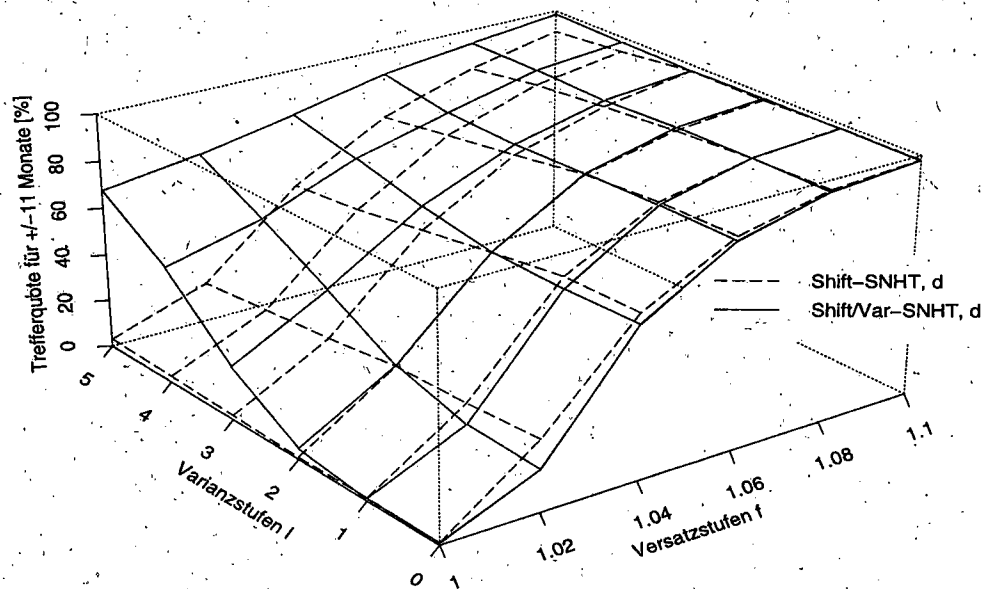


Abbildung 3.5: Trefferquoten: einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung, Shift-SNHT, d und Shift/Var-SNHT, d für ausgewählte Toleranzabweichung $\Delta = \pm 11$ Monate. Klar erkennbar ist, wie sich mit steigender Varianzstufe die Teststatistik von Shift/Var-SNHT, d gegenüber Shift-SNHT, d verbessert.

3.3.2 Resultate bei Trendinhomogenität

Die Ergebnisse der Evaluation bei Trendinhomogenität werden auf Jahresmittelbasis in zwei Teilen präsentiert. Auswertung I beinhaltet die Resultate, wo einer stationären Phase ein linearer Anstieg bis ans Ende der Reihe folgt. In Auswertung II schliesst an den Trendabschnitt wieder eine stationäre Phase an (vgl. Kapitel 3.3). Der Trend-SNHT und der Test nach EASTERLING und PETERSON (E & P) werden beurteilt. Die Streudiagramme der Abbildungen 3.6 und 3.7 und die Tabelle 3.8 und 3.9 lassen wiederum Aussagen zur statistischen Güte der Homogenitätstests zu. Neu ist zu beachten, dass die Einheit der angegebenen Abweichungen $a_d - a_0$ sowie der Toleranzabweichungen $\pm \Delta$ ganze Jahre sind.

Homogenitätstest bei l in $L(0, l)$	Faktor f	Statistischer Anteil der Treffer [%] bei maximaler Toleranzabweichung von $\pm\Delta$ Monaten							
		47	35	23	11	5	2	1	0
Shift-SNHT, d bei $l = 0$	1.00	7.0	5.5	2.9	1.1	0.4	0.1	0.0	0.0
	1.02	64.5	58.7	48.4	30.3	17.9	7.9	4.4	1.9
	1.04	94.3	92.6	85.9	68.3	47.9	24.6	15.8	7.1
	1.06	99.2	98.8	96.3	87.5	66.7	37.2	24.8	12.3
	1.08	100.0	99.9	99.2	95.9	77.1	45.7	31.1	16.8
	1.10	100.0	100.0	99.8	98.3	83.7	52.5	37.4	19.5
Shift-SNHT, d bei $l = 1$	1.00	7.2	5.6	3.2	1.3	0.5	0.2	0.1	0.1
	1.02	61.8	55.1	45.5	28.1	17.7	8.0	4.7	1.8
	1.04	94.1	91.9	84.6	67.6	46.7	24.6	15.1	6.8
	1.06	99.3	98.8	96.7	87.2	65.3	36.9	25.0	11.4
	1.08	99.9	99.7	98.9	95.1	76.1	44.8	31.2	16.2
	1.10	100.0	100.0	99.7	98.2	83.8	51.5	36.7	19.6
Shift-SNHT, d bei $l = 2$	1.00	7.8	5.5	2.8	0.9	0.2	0.0	0.0	0.0
	1.02	58.3	51.6	42.0	26.8	15.9	7.3	4.2	1.5
	1.04	92.4	89.3	82.2	63.0	43.5	21.7	13.7	6.3
	1.06	98.0	97.5	95.1	85.1	63.0	34.9	23.4	9.9
	1.08	99.6	99.5	98.9	93.7	74.8	43.3	29.3	15.1
	1.10	99.9	99.8	99.5	97.1	82.8	50.6	35.8	17.8
Shift-SNHT, d bei $l = 3$	1.00	10.1	7.7	4.6	1.9	0.9	0.3	0.2	0.0
	1.02	51.6	46.2	37.1	22.7	14.5	7.0	3.5	1.4
	1.04	88.4	85.0	76.6	58.0	40.0	21.1	13.1	5.4
	1.06	97.6	96.8	92.7	79.9	57.7	33.9	22.1	10.7
	1.08	99.1	99.1	96.9	91.0	71.6	40.6	27.3	12.9
	1.10	99.7	99.7	99.6	97.1	80.1	49.9	35.1	18.0
Shift-SNHT, d bei $l = 4$	1.00	11.1	8.7	5.4	2.7	1.1	0.1	0.1	0.1
	1.02	46.3	40.2	30.9	19.6	11.4	4.5	2.6	0.7
	1.04	84.7	80.0	70.4	52.8	36.3	17.6	10.6	4.6
	1.06	96.7	94.6	88.9	75.5	56.1	32.6	21.4	10.0
	1.08	99.4	98.4	95.0	87.8	68.1	39.4	25.3	12.6
	1.10	99.7	99.3	98.5	93.5	75.6	45.5	32.3	15.6
Shift-SNHT, d bei $l = 5$	1.00	11.3	8.5	5.5	3.0	1.6	0.8	0.4	0.1
	1.02	38.3	33.2	26.7	16.6	8.9	3.8	2.3	1.0
	1.04	80.4	73.9	65.8	49.7	31.3	17.2	10.9	3.8
	1.06	94.8	91.2	84.3	70.5	50.5	27.5	19.0	8.5
	1.08	98.7	97.3	94.3	83.1	63.1	38.1	26.1	12.2
	1.10	99.4	98.8	97.0	90.6	72.4	44.3	31.5	15.8

Tabelle 3.6: Teststatistik einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift-SNHT, d. Prozentualer Anteil bei Abweichung $|a_d - a_0| \leq \Delta$, Versatzfaktor f und Varianzsteuergröße l , basierend auf 1000 Simulations- und Testdurchläufen.

Homogenitätstest bei l in $L(0, l)$	Faktor f	Statistischer Anteil der Treffer [%] bei maximaler Toleranzabweichung von $\pm\Delta$ Monaten							
		47	35	23	11	5	2	1	0
Shift/Var-SNHT, d bei $l = 0$	1.00	7.5	6.4	3.7	0.9	0.2	0.1	0.1	0.1
	1.02	42.4	37.5	30.5	17.6	9.6	3.9	2.5	0.9
	1.04	90.4	87.5	81.7	64.0	43.6	22.4	14.3	6.1
	1.06	98.3	97.8	95.6	85.9	63.5	35.0	23.6	10.8
	1.08	99.8	99.7	99.0	95.1	75.1	44.6	31.1	15.7
	1.10	100.0	100.0	99.6	97.7	83.2	51.8	37.1	20.7
Shift/Var-SNHT, d bei $l = 1$	1.00	8.6	7.0	4.3	1.2	0.3	0.0	0.0	0.0
	1.02	43.7	38.8	31.5	19.2	10.8	5.2	2.9	0.7
	1.04	90.6	87.6	81.2	62.4	41.8	22.2	14.1	5.8
	1.06	98.5	97.9	95.2	85.9	62.6	34.6	23.2	10.3
	1.08	99.9	99.8	99.2	95.1	74.9	44.0	31.0	14.7
	1.10	100.0	100.0	99.7	97.9	82.0	50.7	37.1	19.8
Shift/Var-SNHT, d bei $l = 2$	1.00	16.5	13.4	9.5	4.4	1.9	0.8	0.7	0.2
	1.02	55.6	50.3	42.3	27.5	15.5	7.8	5.1	1.7
	1.04	91.2	87.5	80.9	62.9	41.3	21.6	14.7	5.8
	1.06	98.3	97.2	94.3	85.2	62.7	34.3	24.1	11.5
	1.08	99.5	99.4	99.0	94.8	73.5	44.1	31.1	16.1
	1.10	100.0	100.0	99.6	97.8	82.8	51.8	37.1	19.8
Shift/Var-SNHT, d bei $l = 3$	1.00	49.4	42.6	35.6	22.8	12.8	6.9	4.3	1.2
	1.02	76.5	69.6	61.4	43.5	25.2	11.3	7.6	2.9
	1.04	92.4	88.8	83.9	68.2	46.0	25.0	16.8	6.8
	1.06	98.2	97.2	94.8	84.2	61.4	35.5	25.0	11.7
	1.08	99.7	99.5	98.5	93.7	73.8	43.2	30.9	16.2
	1.10	99.9	99.9	99.7	97.2	81.1	51.7	37.0	20.9
Shift/Var-SNHT, d bei $l = 4$	1.00	79.9	74.4	65.6	48.7	31.6	17.3	11.4	4.3
	1.02	89.6	85.4	78.3	59.3	40.3	23.4	16.2	5.9
	1.04	95.9	93.6	88.8	74.8	52.8	30.7	21.4	9.2
	1.06	98.9	97.4	95.3	84.9	64.6	39.7	29.2	14.7
	1.08	99.7	99.7	98.9	94.2	74.3	46.5	35.0	18.6
	1.10	100.0	100.0	100.0	97.8	82.7	52.3	38.7	20.8
Shift/Var-SNHT, d bei $l = 5$	1.00	94.0	90.8	84.6	67.8	46.0	28.1	20.0	7.9
	1.02	96.4	94.1	89.0	73.4	53.3	33.4	24.0	12.1
	1.04	98.1	96.6	93.9	80.9	60.5	37.5	27.6	13.5
	1.06	99.0	98.5	96.8	89.4	68.5	45.0	34.6	17.0
	1.08	99.8	99.8	98.8	93.8	76.8	50.8	38.6	20.3
	1.10	99.9	99.9	99.8	98.1	81.7	53.2	41.0	21.3

Tabelle 3.7: Teststatistik einfacher Versatz kombiniert mit Varianzänderung für Shift/Var-SNHT, d. Prozentualer Anteil bei Abweichung $|a_d - a_0| \leq \Delta$, Versatzfaktor f und Varianzsteuergröße l , basierend auf 1000 Simulations- und Testdurchläufen.

Auswertung I. Der Trend-SNHT wird erneut in drei Varianten getestet (Differenzen, Quotienten und logarithmierte Quotienten). Beim Test nach E & P wird mit der Differenzenmethode gearbeitet.

Auf einen Blick wird klar, dass E & P nicht mit den Trend-SNHT mithalten kann (Abbildung 3.6). Bei steigender Trendstufe verdichtet sich die Punktwolke von E & P im Vergleich viel schwächer um die wahre Stelle. Zwischen der Differenzen- und Quotientenmethode des Trend-SNHT gibt es qualitative Unterschiede, wenn auch ungleich schwächer als bei der Versatzevaluation, wobei Trend-SNHT, d und q praktisch äquivalent sind. Hingegen schneidet die Methode mit untransformierten Quotienten im Gegensatz zur Versatzauswertung besser ab als der Ansatz mit logarithmierten Quotienten. Dieser tendiert nämlich dazu, Brüche zu früh anzusetzen. Die Abweichung der detektierten Brüche von der wahren Stelle a_0 bei stärkstem Trend (0.5%/Jahr) beträgt für die Trend-SNHT, d und q in über 95% der Fälle höchstens zwei Jahre. Aber auch schon bei schwächeren Trends werden durchaus hohe Trefferquoten erzielt, so wird z. B. durch den Trend-SNHT, d bei einem Trend von nur 0.2%/Jahr die Inhomogenität zu rund 50% aller Fälle mit einer maximalen Abweichung von ± 1 Jahr lokalisiert, während E & P mit 14.4% deutlich zurückliegt (vgl. Tabelle 3.8).

Trendinhomogenitäten können relativ gut lokalisiert werden, wobei nicht vergessen werden darf, dass eine detektierte Stelle a_d bald einmal einige Jahre von der wahren Bruchstelle a_0 abweichen kann. Beim Studium der Metadaten ist dieser Umstand zu berücksichtigen; nicht nur Ereignisse, die in unmittelbarer Nähe von a_d dokumentiert werden, können die Ursache von Trendinhomogenitäten sein.

Bei sehr schwachem Trendverhalten, wie etwa beim altersbedingten «Erblinden» der Glaskugeln (schleichende Trübung) von Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen, ist es fraglich, ob die zur Verfügung stehenden Testalgorithmen die Bruchstelle korrekt markieren werden. Falls dann eine Trendbereinigung stattfinden soll, wird andererseits trotz unsicherer Bruchlokalisierung kein bedeutender Fehler eingeführt, da die Korrektur ohnehin sehr schwach sein dürfte.

Auswertung II. Da von den anderen Ansätzen keine neuen Einsichten erwartet werden, wird der Trend-SNHT nur noch in der Version mit Quotienten erörtert. Die Streudiagramme der Abbildung 3.7 und die Tabelle 3.9 stellen die Ergebnisse der Homogenitätstests bei eingebrachter Trendinhomogenität von der Stelle a bis zur Stelle b dar (a und b zufällige Ziehungen gleichgewichteter Wahrscheinlichkeit, wobei stets $b > a$).

In den Auswertungen werden die wahren Bruchstellen als a_0 und b_0 bezeichnet, die detektierten als a_d und b_d . Man achte in der Graphik auf die gegenüber Auswertung I geänderten Trendstufen, wie sie in Tabelle 3.3 aufgelistet sind.

Der Trend-SNHT ist so konzipiert, dass er Trendbeginn und -ende bestimmt, wohingegen E & P nur *einen* Trendbruch zu erkennen vermag (Beginn oder Ende). Deshalb werden die Resultate von E & P von vornherein schlechter ausfallen müssen als diejenigen des Trend-SNHT.

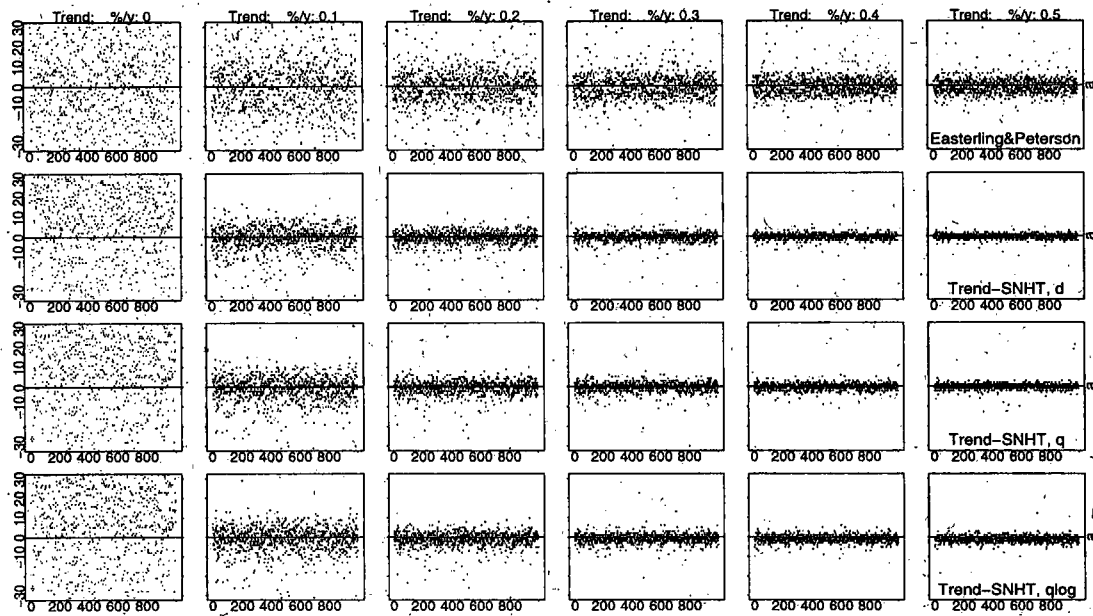


Abbildung 3.6: Trendevaluation Auswertung I. Abweichungen zur wahren Inhomogenitätsstelle (a_0) auf der Ordinate (Jahre), Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

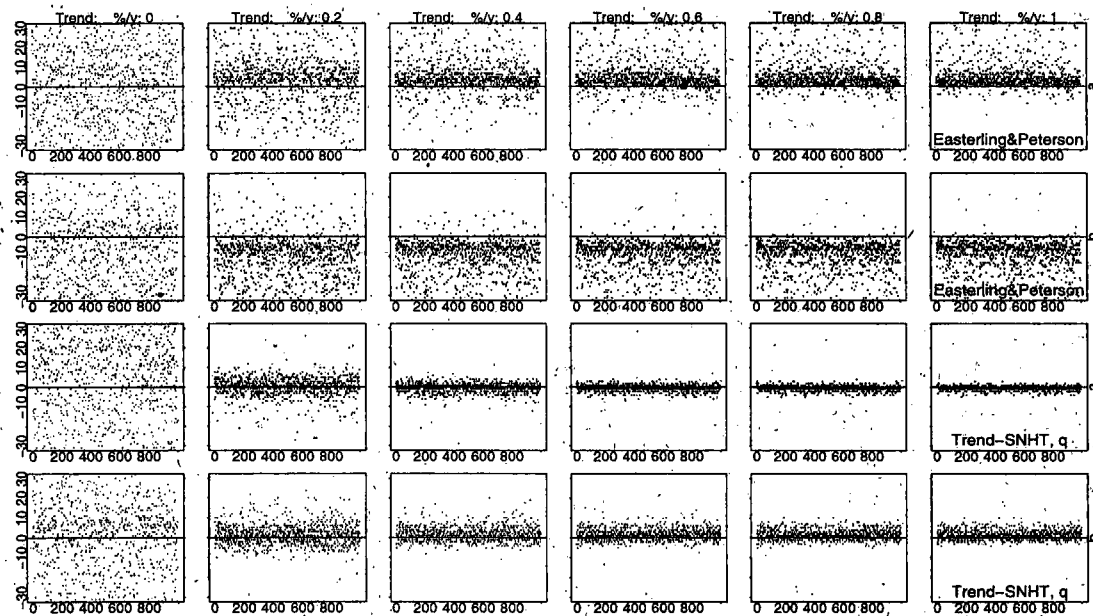


Abbildung 3.7: Trendevaluation Auswertung II. Abweichungen zur wahren Inhomogenitätsstelle (a_0 bzw. b_0) auf der Ordinate (Jahre), Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

Homogenitätstest	Trend- stufe t [%/y]	Statistischer Anteil der Treffer [%] bei maximaler Toleranzabweichung von $\pm\Delta$ Jahren							
		12	10	8	6	4	2	1	0
E & P	0.0	39.6	33.5	28.1	21.4	15.1	8.7	5.1	2.0
	0.1	60.6	53.8	45.4	36.0	25.5	13.6	8.1	2.2
	0.2	85.4	80.2	73.3	61.3	45.7	24.8	14.4	4.0
	0.3	93.8	91.4	86.9	78.0	60.0	32.2	18.6	4.8
	0.4	96.9	95.8	93.8	89.3	74.7	43.1	24.8	7.5
	0.5	97.9	97.5	96.3	93.6	83.8	51.5	30.4	9.1
Trend-SNHT, d	0.0	28.5	23.4	19.0	14.5	8.8	5.5	3.1	0.6
	0.1	92.7	90.1	84.9	76.6	64.0	44.7	27.0	9.4
	0.2	98.9	98.3	97.8	95.3	88.8	70.8	49.4	18.7
	0.3	99.8	99.7	99.4	99.0	96.9	85.6	66.5	28.3
	0.4	100.0	100.0	99.9	99.5	98.8	93.8	79.6	37.2
	0.5	100.0	100.0	99.9	99.8	99.6	97.6	87.7	45.9
Trend-SNHT, q	0.0	29.0	24.3	20.3	15.0	9.2	4.9	2.8	0.7
	0.1	92.4	89.4	82.8	74.6	60.3	39.8	24.5	9.7
	0.2	98.1	97.6	96.8	94.2	87.3	67.7	45.7	18.4
	0.3	99.8	99.6	99.2	98.4	95.2	82.4	62.4	25.6
	0.4	100.0	99.9	99.8	99.6	98.6	91.2	74.3	32.2
	0.5	100.0	100.0	99.9	99.8	99.5	96.1	83.6	39.7
Trend-SNHT, qlog	0.0	28.7	23.9	20.1	15.1	9.0	5.0	2.8	0.7
	0.1	92.0	88.9	82.4	74.3	59.8	38.9	24.2	9.6
	0.2	98.1	97.5	96.5	93.8	85.8	66.0	43.5	17.6
	0.3	99.8	99.6	99.2	98.0	93.9	79.7	56.7	21.9
	0.4	100.0	99.9	99.8	99.2	96.8	84.1	62.6	23.5
	0.5	100.0	100.0	99.9	99.8	98.4	86.0	62.6	23.1

Tabelle 3.8: Teststatistik Trend, Auswertung I. Prozentualer Anteil bei Abweichung $|a_d - a_0| \leq \Delta$ und Trendstufe t , basierend auf 1000 Simulations- und Testdurchläufen.

Tatsächlich ist es keine Überraschung, dass die Ergebnisse von E & P nicht mit dem Trend-SNHT, q Schritt halten können. Immerhin lässt sich aussagen, dass E & P dazu tendiert, den Beginn des eingebrachten Trends a_0 zu erkennen, wenn auch des öfteren zu spät. Die Stelle b_0 zu detektieren fällt dem Test noch bedeutend schwerer. Der Trend-SNHT spürt die Stelle a_0 sehr genau auf, bei der Detektion des Trendendes b_0 muss eine etwas grössere Streuung, Abweichungen von mehreren Jahren, in Kauf genommen werden. Der Grund für diesen Sachverhalt liegt möglicherweise darin, dass die Positionen a_0 und b_0 nicht unabhängige Ziehungen aus demselben Kollektiv sind. Für die Bestimmung von a_0 stehen stets mehr Elemente zur Verfügung als für b_0 (in der Testanordnung folgendermassen festgelegt: $a_0 \in \{1, 2, \dots, n-5\}$ und $b_0 \in \{a_0+5, a_0+6, \dots, n\}$).

Interessant ist die Tatsache, dass von der Trendstufe 0.6% pro Jahr zu 1.0% pro Jahr nur noch eine bescheidene Verbesserung der Treffergenauigkeit eintritt. Abschliessend ist die Bilanz zu ziehen, dass der Trend-SNHT auf Jahreswertbasis einen sehr potenten Test darstellt, Trendanfang und -ende in den Reihen schon bei relativ harmlosen Eingriffen zu erkennen.

Homogenitätstest	Trendstufe t [%/y]	Statistischer Anteil der Treffer [%] bei maximaler Toleranzabweichung von $\pm\Delta$ Jahren							
		12	10	8	6	4	2	1	0
E & P Trendbeginn a	0.0	39.6	33.2	26.7	20.2	14.0	7.1	4.5	1.3
	0.2	69.8	63.9	55.2	43.3	29.8	13.3	7.5	2.6
	0.4	82.5	79.1	73.3	63.0	45.8	22.7	12.8	4.2
	0.6	84.2	82.0	77.7	69.8	53.3	29.2	16.4	4.7
	0.8	85.2	83.1	78.8	72.2	57.2	32.8	18.2	5.9
	1.0	85.4	83.0	79.6	72.8	59.2	34.2	18.8	6.0
Trend-SNHT, q Trendbeginn a	0.0	33.2	26.7	20.8	15.6	11.4	5.8	4.0	1.7
	0.2	97.1	96.0	93.4	87.9	75.8	52.5	35.7	13.6
	0.4	99.9	99.7	99.4	98.6	95.5	78.5	58.7	23.8
	0.6	100.0	99.9	99.9	99.8	98.6	89.3	72.2	32.1
	0.8	100.0	100.0	100.0	100.0	99.6	93.6	79.0	39.1
	1.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.8	96.1	83.5	42.8
E & P Trendende b	0.0	39.8	35.2	30.7	25.4	17.5	9.9	6.0	2.1
	0.2	58.4	51.6	43.8	32.3	19.4	7.9	4.5	1.1
	0.4	69.1	63.1	54.8	41.1	22.6	7.8	3.5	0.4
	0.6	71.2	65.8	57.4	43.8	22.8	7.3	3.5	0.7
	0.8	72.2	66.5	58.0	44.0	23.1	8.2	3.9	0.7
	1.0	72.5	67.4	58.6	45.1	23.4	8.4	3.9	0.6
Trend-SNHT, q Trendende b	0.0	44.3	39.2	32.9	25.3	16.3	8.2	5.1	1.4
	0.2	96.5	94.3	91.2	83.7	67.7	42.4	26.3	9.5
	0.4	99.0	98.1	96.5	92.7	80.2	56.9	38.4	13.5
	0.6	99.7	99.5	98.6	95.9	84.6	63.8	45.8	17.7
	0.8	100.0	100.0	99.5	96.8	87.0	67.4	49.5	19.7
	1.0	100.0	100.0	99.6	97.2	89.4	71.0	53.2	21.4

Tabelle 3.9: Teststatistik Trend, Auswertung II. Prozentualer Anteil für Trendbeginn und Trendende bei Abweichung $|a_d - a_0| \leq \Delta$ beziehungsweise $|b_d - b_0| \leq \Delta$ und Trendstufe t , basierend auf 1000 Simulations- und Testdurchläufen.

Kapitel 4

Aufbereitung der Sonnenscheindauer

4.1 Grundsätze für die Bearbeitung

Der ausführlich vorzustellenden Methodik liegen einige Entscheide zugrunde, die als Leitlinien für die Bearbeitung zu verstehen sind und begründet werden. Diese betreffen die Wahl des Klimaparameters, die zeitliche Auflösung, die Wahl der zu verwendenden Homogenitätstests und der Referenzreihen und wesentliche daraus ableitbare Konsequenzen:

Beobachtungsperiode. Die zu berücksichtigende Beobachtungsperiode umfasst die Zeitspanne vom Beginn der instrumentellen Registrierung der Sonnenscheindauer bis 1990. Es wird darauf verzichtet, bis 1995 zu homogenisieren, da die Ansicht vertreten wird, Homogenisierungen seien auf das Ende einer dreissig Jahre dauernden offiziellen Klimaperiode anzusetzen.

Klimaparameter. Es soll nicht der Klimaparameter der *absoluten*, sondern derjenige der *relativen* Sonnenscheindauer Gegenstand der Untersuchung sein. Dabei gilt, dass die relative Sonnenscheindauer (rS) dem prozentualen Anteil der absoluten (aS) bezogen auf die maximal mögliche Sonnenscheindauer (mS) entspricht: $rS = 100 \cdot aS/mS$. Die relative Sonnenscheindauer nimmt somit die Werte zwischen 0 und 100 % an. Die Begründung für das Bevorzugen der relativen Sonnenscheindauer findet sich in der praktischen klimatologischen Aussagekraft des Parameters sowie in einer vorteilhaften Ausgangslage für den Homogenisierungsvorgang:

- Die räumliche Persistenz der relativen Sonnenscheindauer ist bedeutend stärker als diejenige der absoluten, wodurch die Stationsreihe für die Region repräsentativer wird (SCHÜEPP [80, 1961]). Sowohl für eine Aufstellung in freiem Gelände als auch bei eingegängten Horizontverhältnissen hat dieselbe Reihe Gültigkeit. Kleinere Stationsverschiebungen verursachen somit nicht zwangsläufig einen Bruch in der Reihe der relativen Sonnenscheindauer.

- Sind die historischen Stationshorizonte mit gewisser Sicherheit bekannt, so erreicht man mit der relativen Sonnenscheindauer früher einen homogenen Zustand als mit der absoluten, da mögliche Horizonteinengungen und -erweiterungen in die Berechnung der relativen Sonnenscheindauer bereits einfließen, in der absoluten aber nicht enthalten sind.

Beispiel: Die absolute Sonnenscheindauer habe vor einer stationsgeschichtlich dokumentierten Horizonteinengung den Wert aS_a , danach den deutlich kleineren Wert aS_b . Die relative Sonnenscheindauer habe zuvor den Wert rS_a , hinterher den Wert rS_b . Die Grösse rS_b muss nun nicht notgedrungen einen deutlich kleineren Wert als rS_a aufweisen, kann mitunter sogar gleich sein wie rS_a , da durch die Horizonteinengung nicht nur die effektiv gemessene Sonnenscheindauer reduziert werden kann, sondern auch die maximal mögliche Sonnenscheindauer.

- Aus den homogenisierten Reihen der relativen Sonnenscheindauer lassen sich jederzeit für einen beliebigen Horizont die Absolutwerte ableiten.

Zeitliche Auflösung bei der Datenvorverarbeitung. Grundsätzlich soll die Vorverarbeitung (Interpolation, Umrechnung und Plausibilisierung) auf Tageswertbasis erfolgen. Der Hauptgrund hierfür ist dadurch gegeben, dass die Klimadatenbank der SMA im Falle der Sonnenscheindauer die Tageswerte beinhaltet. Monats- und Jahreswertauszüge aus der Datenbank basieren stets auf den Tageswerten und werden jeweils vor der Ausgabe berechnet. Korrekturen der Vorverarbeitung können somit direkt Eingang in die Datenbank finden.

Grunddaten. Die zu verwendenden Grunddaten sollen möglichst den dokumentierten Originalerhebungen entsprechen. Früher vorgenommene Homogenisierungen, also systematische Veränderungen an den Ausgangs- oder Rohwerten, werden nicht berücksichtigt. Damit wird einerseits eine einheitliche Handhabung über die gesamte Länge der Zeitreihe angestrebt und werden andererseits frühere, womöglich unbefriedigende Homogenisierungen neutralisiert.

Interpolation. Die Interpolation fehlender Werte wird grundsätzlich nur für Lücken bis zu einer Länge von höchstens einem Jahr vorgenommen. Die Interpolation längerer Abschnitte wird wegen der wachsenden Unsicherheit der Schätzungen als nicht opportun erachtet.

Homogenitätstests. Zur statistischen Detektion von Inhomogenitäten werden die *Standard Normal Homogeneity Tests* (SNHT) verwendet, wobei die Differenzmethode dem Ansatz mit Quotienten vorgezogen wird. Dies erfolgt im Einklang mit den Evaluierungsergebnissen des Kapitels 3.3. Auf die Verwendung weiterer Homogenitätstests wird verzichtet.

Referenzreihe. Als Bezug für die Homogenitätsprüfung kann eine «Pseudoreihe» der relativen Sonnenscheindauer, gewonnen aus der homogenisierten Stationsbewölkung, oder die homogenisierte Reihe der relativen Sonnenscheindauer einer anderen, klimatologisch ähnlichen Station verwendet werden. Die Bewölkung und die relative Sonnenscheindauer sind sogenannten komplementäre Parameter, wodurch die allgemein starke (negative) Korrelation begründet wird (STEINHAUSER [99, 1954], NAGEL [69, 1955], HOYT [46, 1977], HARRISON und COOMBES [39, 1986]). Ausgedrückt in Prozenten, ergänzen sich das Bewölkungsmittel und die relative Sonnenscheindauer mehr oder weniger zu 100 %. 100 % minus das prozentuale Bewölkungsmittel ergibt dann die als potentielle Referenz zu verstehende Pseudoreihe der relativen Sonnenscheindauer. Es zeigt sich, dass im Normalfall die Korrelation zwischen der relativen Sonnenscheindauer und ihrer Pseudoreihe deutlich höher ausfällt als zwischen der relativen Sonnenscheindauer zweier Stationen. Dies trifft besonders bei geringer Stationsdichte zu, wie man sie notgedrungen bei der Bearbeitung längerer Klimareihen vorfindet. Der Entscheid, welcher Referenzreihe (Reihe der relativen Sonnenscheindauer einer anderen Station oder Pseudoreihe der relativen Sonnenscheindauer) der Vorzug gegeben wird, hängt von der gegebenen Korrelationsstruktur ab.

Zeitliche Auflösung bei der Homogenisierung. Die Homogenisierungen sollen nur auf Monatswertbasis (einfaches arithmetisches Mittel aus den Tageswerten der relativen Sonnenscheindauer) vollzogen werden. Es zeigt sich, dass eine Homogenisierung auf Tageswertbasis mitunter zu unbefriedigenden Resultaten führt. Vor allem örtlich stark begrenzte extreme Witterungsverhältnisse, wie etwa lokale Gewitterherde, sorgen für eine erschwerte, geradezu unzulässige Homogenisierung. An geographisch isolierten Stationen sind regionalklimatische Fluktuationen nur schwer von Inhomogenitäten zu unterscheiden (RHOADES und SALINGER [74, 1993]).

Die Homogenisierung auf der Basis von Monatsmitteln mag die Anwendbarkeit für einige wissenschaftliche Fragestellungen zeitlich hochaufgelöster Art einschränken, wird sich aber für andere, und das wird der überwiegende Teil sein, als entscheidender Vorteil erweisen, denn direkt auf Monatsmittelbasis homogenisierte Daten sind der nachträglichen Bildung von Monatswerten aus zweifelhaft homogenisierten Tageswerten allemal vorzuziehen. Natürlich lassen sich aus den homogenisierten Monatsmittelreihen vorbehaltlos solche niedrigerer zeitlicher Auflösung berechnen (Saison-, Jahresmittel u. ä.). Als problematisch erweist sich die Umlagerung von monatlichen Homogenisierungsbeträgen oder -faktoren auf die Tageswerte.

Homogenisierungsfaktoren. Die notwendigen Manipulationen an den Monatsmittelreihen werden in der Regel in Form von Homogenisierungsfaktoren in Erscheinung treten, da es sich bei der relativen Sonnenscheindauer um einen absolut skalierten Klimaparameter handelt. Dies geschieht im Einklang mit einer in der Klimatologie allgemeinen Praxis (PETERSON und EASTERLING [72, 1994]).

4.2 Prozesseinheiten

Der Weg von den dem Original möglichst nahestehenden Rohwerten bis hin zu den homogenisierten Zeitreihen der relativen Sonnenscheindauer gliedert sich in einzelne, in sich abgeschlossene Bereiche oder Prozesseinheiten. Diese werden in den folgenden Abschnitten Schritt für Schritt vorgestellt. Am Beispiel der Stationsreihen von Bern, Genf und Sitten werden die entsprechenden Zwischenresultate diskutiert.

Die der Homogenisierung vorangehenden Prozesselemente der Aufbereitung der Stationsgeschichte und der Grunddatenerstellung können nicht ausgeklammert werden und bilden einen integralen Bestandteil der vollständigen Bearbeitungskette. Sie werden folglich ebenfalls dargelegt.

Die Abbildung 4.1 gibt eine Übersicht der Vorverarbeitung. Das Schema 4.2 stellt das Flussdiagramm der Homogenisierungsabläufe dar.

4.3 Datenvorverarbeitung

Die Vorverarbeitung setzt sich aus der *Datengewinnung* und der *Grunddatenerstellung* zusammen. Diese wiederum lassen sich in die Bereiche *Studium der Datenquellen* und *Aufbereitung der Stationsgeschichten* respektive in die Prozesselemente *Zusammenstellen der Ausgangsreihen*, *Interpolation fehlender Daten*, *Umrechnung in Reihen relativer Sonnenscheindauer*, *Plausibilisierung* und schliesslich *Monatswertbildung* untergliedern. Die Vorverarbeitung bereitet das Datenmaterial soweit auf, dass die Klimareihen der Homogenisierung zugeführt werden können. Es sind bis zum Erreichen dieses Zeitpunktes entscheidende und recht aufwendige Prozeduren notwendig, die im einzelnen vorgestellt werden.

4.3.1 Datenquellen

Längere Klimareihen setzen sich oft aus Abschnitten unterschiedlicher Messbedingungen und Quellen zusammen. Es gilt vorerst, einzelne Sequenzen zusammenzutragen, deren Herkunft festzustellen und zu deklarieren. Schon früher digitalisierte Daten und solche, die zusätzlich erfasst werden, sind gleichermassen bedeutend für das weitere Vorgehen. Daten des ausgehenden 19. Jahrhunderts ausgewählter Klimastationen sind systematisch digitalisiert worden und finden Eingang in die «Rückerfassungsdatenbank». Damit ist der Anschluss an das bereits vor Projektstart digital verfügbare Datenmaterial gewährleistet. Ein internes SMA-Dokument beschreibt diesen Teil der Vorbereitungsarbeiten (DOCTOR [30, 1995]).

Als Datenquellen sind je nach Verfügbarkeit die Originalbelege (Schwarze Bände, Beobachterformulare), die SMA-Klimadatenbank (Klima-DB), die SMA-Stundenwertdatenbank (Stundenwert-DB), die SMA-Synop-Datenbank (Synop-DB), ältere, an der SMA archivierte Magnetbänder, die Annalen der SMA und andere Publikationen verwendet worden.

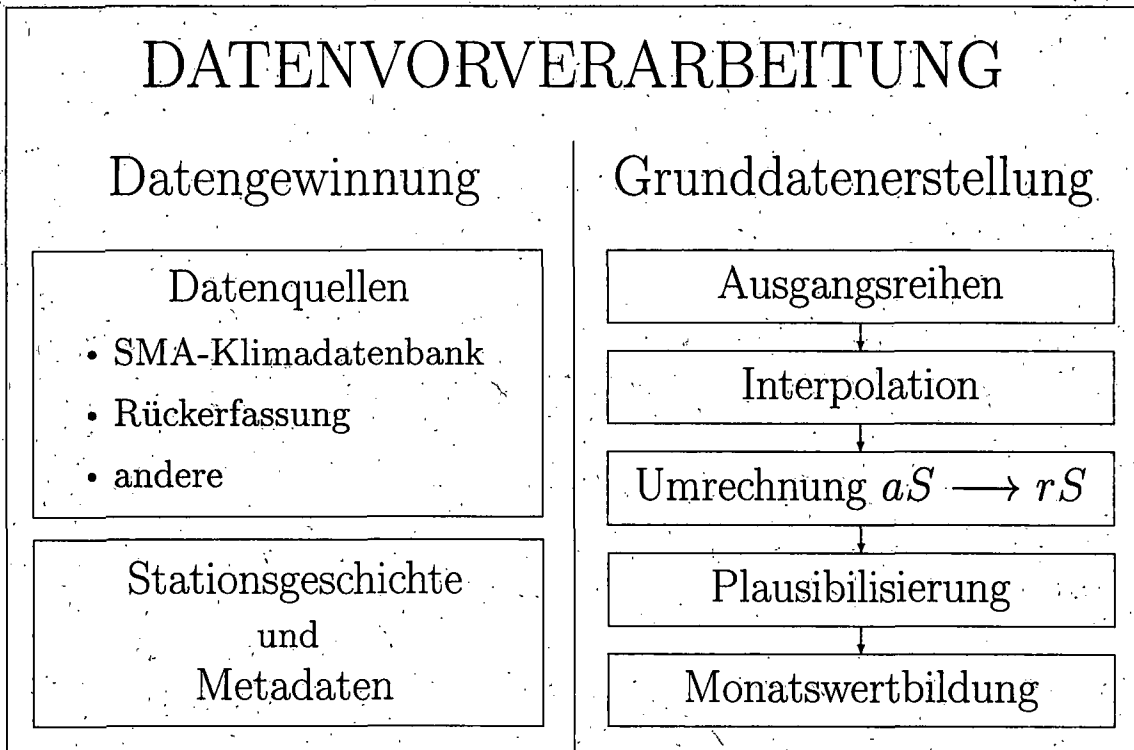


Abbildung 4.1: Datenvorverarbeitung.

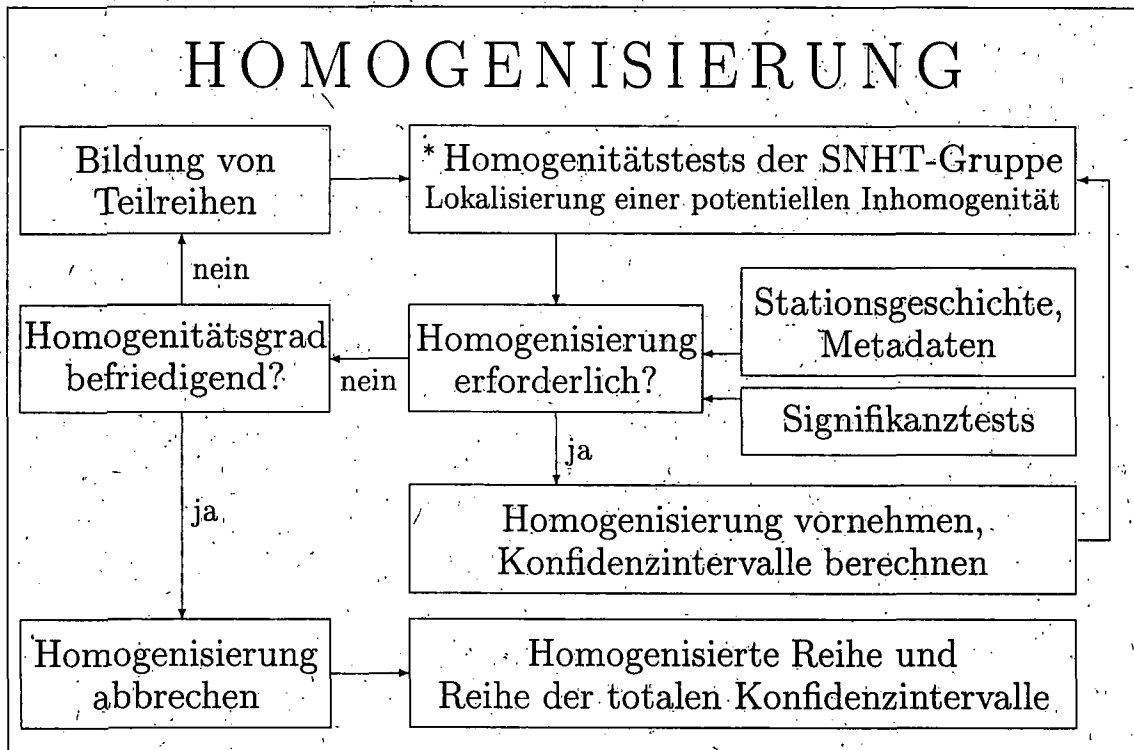


Abbildung 4.2: Homogenisierung, Prozessablauf. * Prozesseinstieg.

Grundsätzlich werden in den Datenbanken die Tagessummen der absoluten Sonnenscheindauer auf Zehntelstunden genau festgehalten. Systematische Neuerfassungen sind entsprechend dieser Vorgabe durchgeführt worden. Schliesslich waren auch einige Nacherfassungen ab Originalbelegen und publizierten Klimatabellen notwendig. Parallelmessungen, also doppelt geführte Klimaerhebungen, an gleicher Stelle oder unweit entfernt erhoben, sind als besonders wertvoll einzustufen, da diese oft im Zusammenhang mit Gerätewechseln oder Standortverschiebungen angeordnet werden und den Übergang zu neuen Bedingungen empirisch dokumentieren. Die Station Genf erwies sich diesbezüglich als vorbildlich, denn einschneidende, die Sonnenscheindauer betreffende Änderungen der Messbedingungen gaben in den meisten Fällen Anlass zu Parallelmessungen.

4.3.2 Aufbereitung der Stationsgeschichten

Voraussetzung für eine sinnvolle Homogenisierung ist eine detaillierte Sammlung von Metadaten – im engeren Sinne eine brauchbar aufbereitete Stationsgeschichte (vgl. Kapitel 2.2). Generell wird die Entwicklung seit Beginn des systematischen Messbetriebes im Jahre 1864 verfolgt. Dabei interessieren in dieser Arbeit insbesondere die herrschenden Verhältnisse und Änderungen, welche die Sonnenscheindauermessung betreffen. Die Registrierung der Sonnenscheindauer setzte allerdings erst rund 20 Jahre später ein.

Die eigens für die Homogenisierung zusammengestellten Stationsdokumentationen von Bern, Genf und Sitten beruhen auf verschiedensten Quellen. Als Grundstock dienten die Registereinträge der SMA-eigenen Stationsgeschichten verschiedener Messnetze der Sektion Daten, eine systematische, aber für unsere Zwecke zu lückenhafte Zusammenstellung relevanter Ereignisse.

Für jede Station wurde mit einem Textverarbeitungsprogramm die Stationsgeschichte tabellarisch als chronologische Abfolge von belegten Ereignissen und Zustandsmeldungen erstellt. Es konnte darauf verzichtet werden, eine Datenbankstruktur aufzubauen, da eine überschaubare Anzahl von Stationen und Klimaparametern berücksichtigt wurde, was einen schnellen Zugriff auf die gespeicherten Daten auch mit einfachsten Mitteln erlaubt. Soll operationell eine grössere Anzahl langer Klimareihen stationsgeschichtlich aufbereitet werden, so wird sich der Aufbau oder die Erweiterung einer bestehenden Meta-Datenbank lohnen.

Die aufbereiteten Stationsgeschichten (BAUDENBÄCHER *et al.* [8, 1996]) enthalten vornehmlich Angaben, welche die Elemente Sonnenscheindauer, Bewölkung, Temperatur und Niederschlag betreffen. Durch das zusätzliche Studium umfangreicher Primärquellen konnten wertvolle Einsichten gewonnen und festgehalten werden. Die Informationsdichte wird damit gegenüber der ursprünglichen Dokumentation wesentlich erhöht. Die wichtigsten Quellen für die erweiterten, projektbezogenen Stationsgeschichten seien hier zusammengestellt:

- Bemerkungen auf Original-Erhebungsbögen. Die früher in der Schweiz üblichen Erhebungsbögen, auf welchen die Mess- und Beobachtungsdaten hand-

schriftlich eingetragen und zu sogenannten «Schwarzen Bänden» gebunden wurden, enthalten Ergänzungen und Bemerkungen, die Aufschluss über so manche Änderung und Störung der Messbedingungen geben. Ein illustratives Beispiel findet man auf dem Originalbogen der Station Sitten (Kapuzinerkloster) vom April 1967: Der diensthabende Mönch schreibt (vgl. Eintrag in [90, 1967]):

«Unser Kloster befindet sich gegenwärtig in einem riesigen Umbau. (...) Der Baukran spielt uns hie und da einen Streich: Sein Schatten kommt gerade auf die Linse [Campbell-Stokes-Glaskugel; Anmerkung des Autors], so dass das Walliser Wetter offiziell weniger Sonne hat als in Wirklichkeit.»

- Inspektionsbericht. Stationsbesuche durch Inspektoren der SMA werden als Inspektionsberichte schriftlich festgehalten und enthalten oft nützliche Hinweise. So zeugt der Bericht vom 26. August 1909 für die Station Siders von guten Bedingungen für die Sonnenscheinregistrierung (SMA [86, 1909]): «Der Heliograph befindet sich auf der Umfassungsmauer (gegen Süden) im Friedhof, vollständig frei exponiert.»
- Korrespondenz. Ein umfangreicher Briefwechsel zwischen den Beobachtungsstationen und der nationalen Zentrale in Zürich bildet eine wichtige Informationsquelle. Prof. Forster vom Tellurischen Observatorium in Bern gibt etwa in einem Brief [83, 1895] bekannt, dass technische Veränderungen an einem mangelhaften Sonnenscheinautographen keine Verbesserung gebracht hätten und das Gerät infolgedessen ersetzt werden musste.
- Jubiläums- und Gedenkschriften. Beispiele sind die *Hochschulgeschichte Berns 1528–1984* [77, 1984], welche zur 150-Jahr-Feier der Universität Bern erschien, und die Festschrift *Schweizerische Meteorologische Anstalt 1881–1981* [93, 1981], die eine Rückschau auf die 100jährige Vergangenheit hält.
- Meteorologische Jahrbücher. Hier sind vor allem die *Annalen* der SMA angesprochen, aber auch Werke wie das über längere Zeit jährlich erschienene *Résumé Météorologique pour Genève et le Grand Saint-Bernard*, ein Auszug aus den *Archives des sciences physiques et naturelles* der *Bibliothèque Universelle*.
- Messvorschriften, Anleitungen. Schriftlich festgehaltene Instruktionen für den Beobachter geben Auskunft über die jeweils geltenden Beobachtungs- und Auswertemodalitäten. Im Falle der Sonnenscheindauerbeobachtung sind die Instruktionen während der Campbell-Stokes-Ära erfreulicherweise praktisch unverändert geblieben (SMA [85, 1893], [88, 1932], [91, 1970]).
- Weitere Publikationen von Instituten und Körperschaften. Zu nennen sind beispielsweise die *Publications de l'Observatoire de Genève*, die *Arbeitsberichte der SMA*, die Beihefte zu den *Annalen Klimatologie der Schweiz* und generell Artikel meteorologischer Zeitschriften.

- Weitere Unterlagen der SMA. Eine wertvolle Hilfe sind unveröffentlichte Papiere und Berichte wie Eichprotokolle, Zwischenresultate früher vorgenommener Korrekturen und Homogenisierungen, Witterungsberichte und chronologische Zusammenstellungen gewisser parameterspezifischer Kenngrößen einer Station, Unterlagen, welche von der SMA erstellt werden.
- Zeitungsartikel, Produktkataloge, Bildbände und mündliche Mitteilungen momentaner und ehemaliger Angestellter der SMA.

Neben Textdokumenten bilden natürlich auch Photographien, Situationspläne, Skizzen und Kartenwerke einen Bestandteil der Stationsgeschichte. Hierzu zählen etwa Baupläne von Gebäuden, welche den Sonnenscheinautographen des *Observatoire* in der Stadt Genf möglicherweise beschatten konnten (Unterlagen freundlicherweise zur Verfügung gestellt durch das *département municipal des constructions et de la voirie, Ville de Genève*).

Die nächsten Abschnitte vermitteln eine Übersicht der Ereignisse und Besonderheiten, welche die Geschichte der drei Stationen Bern, Genf und Sitten bezüglich der Sonnenscheinregistrierung kennzeichnen. Die Quellen werden hier nur vereinzelt explizit genannt, um den Textfluss nicht unnötig zu belasten. Die vollständigen Projektstationsgeschichten (BAUDENBACHER *et al.* [8, 1996]) enthalten hingegen alle Quellenangaben.

Stationsgeschichte von Bern. Die vorwiegend als gut einzustufenden Messkonditionen lassen auf ein qualitativ hochwertiges klimatologisches Datenmaterial schliessen. Die über 100jährige Sonnenscheindauerreihe ist im wesentlichen nur zwei verschiedenen Standorten zuzuordnen. Der erste ist bezüglich des Schweizer Kilometer-Koordinatensystems ein spezieller Ort: 600.000/200.000 (7° 26' E, 46° 57' N). Abgesehen von einer kurzen Unterbrechung wird hier die Sonnenscheindauer bis 1977 gemessen. An einer der ersten ANETZ-Stationen wird in Bern-Liebefeld die Reihe seit 1978 fortgeführt. Mit dem Umzug wird die Registriertechnik modernisiert. Der Glaskugelastronautograph nach Campbell-Stokes weicht dem Sonnenscheindetektor des Typs Haenni. Der Austausch von Geräten ist nicht in jedem Fall ausreichend dokumentiert, da und dort fehlen präzise Angaben zum Zeitpunkt der Ablösung und zum Gerätetyp. In der Zeit der konventionellen Klimabeobachtung zeichnet sich die Station durch geringe Personalfuktuationen aus, was sich positiv auf die Kontinuität der Datengewinnung auswirkt. Bis 1977 ist die Universität Bern für die konventionelle Beobachtung zuständig. Seit 1978 betreuen Angestellte der eidgenössischen Forschungsanstalt für Agrikulturchemie FAC (heutiger Name: Institut für Umweltschutz und Landwirtschaft IUL) die ANETZ-Station.

Bedeutsame Einträge in der Geschichte der Berner Sonnenscheinregistrierung seien aufgelistet:

- Schon vor Inbetriebnahme des nationalen Messnetzes im Jahr 1864 beherbergte die alte Sternwarte der Berner Universität auf der *Grossen Schanze* neben

astronomischen Gerätschaften auch das Instrumentarium für meteorologische Beobachtungen. Ende 1871 übernimmt Prof. Dr. A. Forster die Leitung der Station bis zu seinem Tod im Jahr 1926.

- Die Sternwarte wird 1876 abgebrochen. An gleicher Stelle wird das im Volksmund weiterhin *Alte Sternwarte* genannte Tellurische (geophysikalische) Observatorium errichtet, welches im Januar 1878 seinen Betrieb aufnimmt. Astronomische Beobachtungen werden vollständig aufgegeben. Der Neubau bleibt bis zum Jahr 1958 der Standort des physikalischen Instituts, wo auch weiterhin die Wetterbeobachtungen angestellt werden (WANNER [107, 1988]).
- Der Beginn der Sonnenscheinregistrierung fällt auf den März 1886. Somit ist Emma Wydler die erste Beobachterin der Station, welche Bekanntschaft mit dem Sonnenscheinautographen Campbell-Stokes macht.
- Schon ganz zu Anfang (1887) ergeben sich technische Probleme mit dem Registriergerät englischer Herkunft. Zum Zeitpunkt des höchsten Sonnenstandes werfe der Kugelhalter einen Schatten auf den Registrierstreifen, wodurch die Aufzeichnung unterbrochen werde. In Briefen von 1892 und 1893 hält Forster fest, dass auch technische Veränderungen am Gerät keine Verbesserung bringen. Das Problem bestehe darin, dass die Achse des Autographen nicht gekippt werden könne. Die Anschaffung eines neuen Gerätes wird diskutiert, aber dann weitere Jahre hinausgezögert. Erst 1895, als Emma Wydler von Elise Scheidegger abgelöst wird, welche dann 24 Jahre lang, 7 Tage die Woche, im Dienst bleibt, wird der Autograph zur Reparatur nach Zürich gesandt.
- Das in der Folge erhaltene Ersatzgerät erweist sich als unbrauchbar und wird sogleich zurückgeschickt. Die Registrierungen für die Monate Juni, Juli und teilweise auch August 1895 fallen aus, bis das alte Instrument repariert und wieder einsatzbereit ist. Doch die alten Mängel bleiben offenbar bestehen. Forster beklagt sich 1901 erneut über den Apparat, der zweimal im Jahr gerichtet werden müsse, um einigermassen korrekt zu funktionieren.
- Im August 1904 gönnt sich die zuverlässige Beobachterin Scheidegger einen dreiwöchigen Urlaub – ihre erste längere Abwesenheit seit 1895.
- Für die folgenden Jahre enthält die Stationsgeschichte keine relevanten, die Sonnenscheindauer betreffenden Einträge. Erst wieder folgende Meldung kann bei der Homogenisierung von Bedeutung sein: Mit dem Ausbruch des ersten Weltkrieges werde die Beobachtertätigkeit allgemein beeinträchtigt, wodurch Verzögerungen in der Übermittlung vorkommen. Die Stationsgeschichte verschweigt jedoch nicht, dass Forster schon Jahre zuvor regelmässig aufgefordert werden musste, fällige Monatstabellen und Jahresübersichten an die Zentralanstalt in Zürich zu schicken.

- Anna Knaus tritt die Nachfolge der im Dezember 1919 verstorbenen Elise Scheidegger an. Sie wird über zwei Jahrzehnte, bis 1940, die meteorologischen Beobachtungen vornehmen (SCANDOLA [77, 1984]).
- Der Gesundheitszustand des herzkranken Direktors Forster verschlechtert sich zusehends. Er führt jedoch die Station bis zu seinem Tod im Jahre 1926 weiter. Der neue Leiter des Tellurischen Observatoriums, Prof. Dr. H. Greinacher, empfindet die meteorologischen Aktivitäten zunächst als unnötige Last. Im Jahr 1930 beantragt er gar die Aufhebung der Berner Station, was die Meteorologische Zentralanstalt jedoch zu verhindern weiss.
- Im Herbst 1927 bleibt Anna Knaus erstmals dem Observatorium ferienhalber für fünf Wochen fern. Nach ihrer Rückkehr teilt sie mit, dass nächstens mit der Renovation des Observatoriums begonnen werde. 1929 ist es dann soweit, nach einer weiteren Ferienabwesenheit der Beobachterin wird das Gebäude einer Aussenrenovation unterzogen.
- 1930 wird die Station in den zentraleuropäischen synoptischen Dienst integriert. Die Beobachtertätigkeit wird entsprechend erweitert.
- Erstmals wird 1934 in den Annalen der SMA notiert, dass der eingesetzte Sonnenscheinautograph von der englischen Firma Negretti & Zambra stamme. Dieser ist nicht zwingend identisch mit dem ursprünglichen Gerät, denn seit rund dreissig Jahren wird nichts mehr über die irreparablen Mängel des alten Autographen berichtet. Ein Gerätetausch scheint daher wahrscheinlich. Über den Zeitpunkt einer eventuellen Ablösung ist bedauerlicherweise nichts bekannt.
- 1940 verlässt Anna Knaus die Station. Ihre Amtsnachfolgerin Frieda Kurz und eine weitere meteorologische Assistentin, Erika Blatt, sorgen für den Fortbestand der Messungen. Frau Blatt ist gegen Ende des zweiten Weltkrieges alleinige Beobachterin des Observatoriums. Als diese 1944 als Luftschutzsoldatin rekrutiert werden soll, sind die Aufzeichnungen gefährdet. Ein bewilligtes Dispensationsgesuch erspart ihr schliesslich den Militärdienst.
- Direktor Greinacher berichtet, dass im Sommer 1946 die Ferienstellvertretung die Wetterbeobachtungen schlecht ausführt. Grösstenteils müssen die Daten überprüft und korrigiert werden.
- Seit dem 1. Mai 1950 ist Frau Klara Gygax für die Synop-Beobachtungen zuständig.
- Auf März 1952 geht der Direktorensessel an Prof. M. Schürer.
- Mit Einführung des 24-Stunden-Dienstes werden 1953 zwei vollbesoldete Beobachter in den Dienst aufgenommen. Meteorologisch ausgebildet werden sie aber erst im Dezember 1957.

- Im November 1955 wird der alte Sonnenscheinautograph durch ein Gerät der Firma Lambrecht ersetzt.
- Das Tellurische Observatorium wird 1958 gesprengt. Es weicht dem Neubau, dem sogenannten Institut für exakte Wissenschaften (ExWi), welches den meteorologischen Betrieb erst zu Beginn des Jahres 1962 wieder aufnimmt. In der Zwischenzeit werden die meteorologischen Beobachtungen an verschiedenen provisorischen Standorten mit einem erweiterten Beobacherteam vorgenommen. Während der Zeit des Umbaus auf der Grossen Schanze wird die Messung der Sonnenscheindauer vermutlich zum kleinen Astronomiegebäude an der Müesmattstrasse 25 verlegt.
- In der Zeit vom Juli 1961 bis Ende 1977 ist der Autograph auf dem Dach des ExWi am Windmast installiert, rund 14 Meter über dem Boden.
- Auf 1974 wird ein neues Instrument, Modell Fuess, eingesetzt, womit dasjenige des Herstellers Lambrecht ersetzt wird.
- Die Station bei der Universität wird dem Geographischen Institut überlassen, als die SMA auf Januar 1978 den neuen Standort in Bern-Liebefeld bezieht. Ein Sonnenscheingeber Haenni Solar 111 wird hier erstmals eingesetzt.
- In den Jahren 1979, 1980, 1982, 1983 und 1986 wird das jeweilige Gerät durch ein anderes des gleichen Herstellers ersetzt. Die Begründung ist nur beim Austausch von 1986 eindeutig dokumentiert: Ein durch Blitzschlag verursachter Defekt erzwingt den Ersatz des Instrumentes.

Stationsgeschichte von Genf. Die knapp 100jährige Sonnenscheindauerreihe von Genf ist stationsgeschichtlich hervorragend dokumentiert. Wie in Bern sind es auch hier anfänglich Astronomen, die sich der Meteorologie widmen. 1896 wird auf ein Dachgerüst des Observatoriums im Zentrum der Stadt der Campbell-Stokes-Sonnenscheinautograph montiert. Die Zeitreihe ist lediglich von einer bedeutenden Stationsverschiebung betroffen. Offiziell setzen ab 1962 die meteorologischen Erhebungen der Flughafenstation Genf-Cointrin diejenigen des 1967 abgerissenen *Observatoire* fort. Eine Zweigstelle der SMA, das *Centre de Météorologie de Genève* (CMG), besorgt heute den Unterhalt der automatischen Station. Sowohl personell wie instrumentell zeichnet sich die konventionelle Phase, wo mittels Autographen des Typs Campbell-Stokes gemessen wird, durch ihre Konstanz aus. Die rege wissenschaftliche Aktivität wird durch zahlreiche Veröffentlichungen des Observatoriums und der *Bibliothèque Universelle* belegt. Die Stationsgeschichte ist dementsprechend dicht. Wertvolle Parallelmessungen in Phasen markanter Änderungen erleichtern die Homogenisierungsarbeiten wesentlich.

Die wichtigsten, die Sonnenscheindauer seit Messbeginn betreffenden Einträge seien wiederum aufgelistet:

- Das vornehmlich der beobachtenden Astronomie dienende Observatorium wird zwischen 1829 und 1831 erbaut und im Westteil 1879 um einen kleinen Anbau erweitert.
- Das Observatorium wird seit 1889 durch Prof. Dr. R. Gautier geführt.
- Im November 1896 wird auf dem Observatorium ein Campbell-Stokes-Sonnenscheinautograph des Zürcher Herstellers Usteri-Reinacher, knapp 3 Meter über dem Flachdach des Anbaus, westlich der kleinen Kuppel, montiert. Der Horizont ist nur unmerklich eingeschränkt: lediglich die höchsten Dächer einer Häuserzeile im Nordwesten und die Glockentürme der St.-Peters-Kirche ragen geringfügig über den natürlichen Horizont.
- Im *Résumé Météorologique pour Genève et le Grand Saint-Bernard* werden die Messungen publiziert, ebenso ab 1898 im Anhang der Annalen der Meteorologischen Anstalt.
- 1899 beginnt in rund 50 Metern Entfernung, im Südwesten des Observatoriums, der Bau des Museums für Kunst und Geschichte, welches im fertigen Zustand in winterlichen Abendstunden den Horizont leicht überhöht. Die Baustapen erstrecken sich bis ins Jahr 1916.

- Im Herbst 1907 überwirft sich Gautier mit den städtischen Behörden. Streitobjekt ist das neue Museum oder, je nach Gesichtspunkt, das Observatorium. Es wird öffentlich diskutiert, ob das Observatorium einer Parkanlage weichen müsse, da es angeblich den Blick auf das architektonisch bedeutsame Museum behindere.

Gautier ist brüskiert und wehrt sich entschieden gegen eine Ausquartierung. Er sieht zwar gewisse Vorteile, wenn ausserhalb der Stadt, bei reduzierter Lufttrübung, der astronomischen Beobachtung nachgegangen werde. Die damit in Kauf genommene grosse Distanz zur Universität, welche untrennbar mit den Arbeiten am Observatorium verbunden sei, und die gewiss hohen finanziellen Aufwendungen für einen Neubau würden eindeutig gegen eine Verlegung sprechen. Zudem müsse eine Standortverschiebung der meteorologischen Beobachtung aus Gründen der Homogenität unbedingt vermieden werden (GAUTIER [36, 1907]).

Gautier erzielt einen Teilerfolg, denn das Observatorium bleibt vorläufig am alten Platz. Hingegen werden seine Pläne bezüglich einer Erweiterung der Bauten und einer Modernisierung der technischen Hilfsmittel ausgeschlagen.

- Ein neuer, empfindlicherer Sonnenscheinautograph, Modell Negretti & Zambra, mit leicht grösserer Fokussierkugel, tritt ab Februar 1909 an die Stelle des alten Gerätes. Jenes liefert allerdings noch Parallelmessungen bis 1928. Die *Résumés Météorologiques pour Genève et le Grand Saint-Bernard* der Jahre 1909 bis 1928 enthalten neben den Tagessummen für das neue Instrument

auch monatliche Mittelwerts- und Tagesgangtabellen für beide Autographen. Die Unterschiede zwischen den Instrumenten werden in einer Publikation von GAUTIER [37, 1931] zusammengestellt.

Aus Bestellungen geht hervor, dass die beiden Sonnenscheinautographen unterschiedliche Brennstreifen verwenden. Sicher ist, dass in das alte Gerät hellblaue und in das neue dunkelblaue eingepasst werden. Erst gegen Ende der Parallelmessung werden beide Geräte mit denselben, dunkelblauen Brennstreifen ausgerüstet.

- Der Astronom Pidoux berichtet im Dezember 1912, dass Direktor Gautier und der meteorologische Beobachter und Hausmeister Münch schwer erkrankt seien und sich die Erstellung der Monatstabellen verzögern werde.
- Der Direktor erholt sich allmählich von seiner Krankheit. Münch hingegen stirbt. Die Witwe übernimmt auf unbestimmte Zeit die Beobachtertätigkeit. Skeptisch meint Pidoux dazu, dass Frau Münch die Terminbeobachtungen zwar *«pro forma»* mache, er die Einträge aber täglich kontrollieren müsse. Seine Geringschätzung für den selbstlosen Einsatz der Witwe kommt in folgendem Zitat deutlich zum Ausdruck (SMA [87, 1913]): *«Die neuen Registrierapparate leisten gute Dienste, und es ist besser, Geräte zu bedienen als Beobachter zu überwachen.»*
- Im Verlauf des Jahres 1913 tritt J. Vallier seine neue Stelle als Wetterbeobachter des *Observatoire* an. Schliesslich wird er das Amt über 30 Jahre ausüben.
- Zwischen 1916 und 1928 wird vermutlich ein Umbau am Museum vorgenommen. Andernfalls ist der Unterschied am Gebäude durch eine ungenaue Darstellung im amtlichen Kartenblatt von 1916 zu erklären.
- 1929 wird am Genfer Flughafen eine Synop-Station eingerichtet. Die Sonnenscheinregistrierung wird aber erst 1958 ins Programm aufgenommen.
- Am Observatorium sinkt der Stellenwert der Meteorologie merklich. Die direkten Beobachtungen werden 1929 auf drei Termine pro Tag beschränkt, und die *Archives des sciences physiques et naturelles* reduzieren die meteorologischen Jahresberichte auf ein Minimum.
- Im April 1931 stirbt Direktor R. Gautier nach über 40jähriger akademischer Tätigkeit. Wiederholt setzte er sich engagiert für das Observatorium ein, wo die drei Wissenschaften Astronomie, Meteorologie und Chronographie praktiziert werden: Nachfolger Gautiers wird Prof. Dr. G. Tiercy.
- In Richtung der russisch-orthodoxen Kirche, im Südosten des Observatoriums, wird in den Jahren 1936/37 der Wohnkomplex *«Tour de Rive»* gebaut. Vom Standort des Autographen aus betrachtet erhebt sich das Gebäude merklich über den natürlichen Horizont und schränkt im Winter die maximal mögliche

Sonnenscheindauer am Morgen um maximal eine halbe Stunde ein (vgl. Kapitel 4.3.4, Abbildung 4.3/4.4).

- Im September 1937 bittet Tiercy die Meteorologische Zentralanstalt (MZA) in Zürich um einen zusätzlichen Sonnenscheinautographen, um Parallelmessungen anstellen zu können. Er sucht nach einem besseren Standort für die Registrierung und gedenkt, auf der *Tour de Rive* ein Jahr lang Vergleichsmessungen vorzunehmen. Tags darauf erhält er einen negativen Bescheid, die MZA habe selber nur noch ein Ersatzgerät, welches für andere Zwecke bestimmt sei.
- Das Observatorium leidet unter grossem Spardruck, was sich dadurch bemerkbar macht, dass Tiercy 1938 anweist, die meteorologischen Publikationen für den Grossen St. Bernhard (sogenannt korrespondierende Station) einzustellen.
- Der meteorologische Beobachter der Station, J. Vallier, entschuldigt sich für sein erstmaliges Fernbleiben, bedingt durch ein militärisches Aufgebot im September 1939 (vgl. Ausführungen im Kapitel 2.2).
- Der Ausbruch des zweiten Weltkrieges bringt den Grossteil der wissenschaftlichen Arbeiten am Observatorium zum Erliegen. Das gesamte Personal wird vorübergehend zum Militärdienst eingezogen. Einzig der Direktor verbleibt auf seinem Posten.
- Im Frühjahr 1943 stirbt der langjährige Beobachter Vallier.
- Zwischen 1943 und 1956 sind keine idealen Bedingungen für die meteorologische Beobachtung gegeben. Der neue Hauswart mache die Erhebungen nicht mit der notwendigen Sorgfalt und wird unzureichend für die Aufgabe instruiert. Die Datenqualität dürfte allgemein in dieser Periode geringer sein als zu Zeiten Valliers.
- 1955 übernimmt M. Golay das Observatorium. Er setzt sich dafür ein, dass die meteorologischen Monatstabellen nicht mehr in Genf berechnet werden. Die MZA fordert ihn jedoch auf, diese Arbeit weiterhin auszuführen.
- Unter der Leitung von Golay wird 1956 eine graphische Horizontaufnahme samt Darstellung der Tagbögen (Sonnenelevation) für den Standort des Sonnenscheinautographen erstellt, was sich als grosser Glücksfall für die Rekonstruktion der Horizontverhältnisse erweist und eine präzise Bestimmung der absolut möglichen Sonnenscheindauer zu jener Zeit erlaubt.
- M. Baumann, der neue Mechaniker, führt seit Mitte 1957 zuverlässig die meteorologischen Beobachtungen durch. Damit ist die relativ unsichere Periode seit dem Ableben Valliers beendet.
- An der Flughafenstation registriert seit 1958 ein Campbell-Stokes-Sonnenscheinautograph neuerer Serie der Hersteller Negretti & Zambra. Er wird 1972

im Zuge einer allgemeinen Netzvereinheitlichung durch ein Instrument der Firma Fuess ersetzt. Der Fuess-Sonnenscheinautograph ist noch bis Ende 1995 zu Vergleichszwecken im Einsatz.

Zwei Standorte sind massgebend, der eine von 1958 bis 26. August 1962, zwischen Start- und Landepisten, mit den Schweizer Kilometerkoordinaten 497.700 / 121.760; der andere seit dem 27. August 1962 auf dem Terrassengeländer des Beobachterpostens am nordöstlichen Pistenrand, auf ca. 6 Metern über Grund, Kilometerkoordinaten 498.930 / 122.720.

- Ab 1962 wird die Genfer Klimastation offiziell auf dem Flughafen Cointrin weitergeführt. Am städtischen *Observatoire* wird bis kurz vor Abbruch des Gebäudes die Sonnenscheindauer mit Unterbrüchen noch bis gegen Ende 1967 registriert.
- Ab Mitte 1979 (offiziell erst ab Januar 1980) ist ein Haenni Solar 111 Teil der automatischen Messeinrichtungen der neuen ANETZ-Station Genf-Cointrin. Das Gerät ist auf der oberen Plattform des Beobachterpostens montiert, rund 5 Meter über dem konventionellen Campbell-Stokes-Sonnenscheinautographen.
- Im Mai 1980 wird der Haenni-Sonnenscheindetektor wegen Eichschwierigkeiten durch ein typengleiches Gerät ersetzt.
- Keine zwei Jahre später muss erneut ein Austausch vorgenommen werden. Nach einem im Januar 1982 entdeckten Defekt wird das Ersatzgerät installiert, welches alljährlich geeicht wird und bis nach 1990 funktionstüchtig bleibt.

Stationsgeschichte von Siders und Sitten. Die Sonnenscheindauer wird in Sitten erst seit 1940 gemessen. Um für das Wallis wenigstens eine längere Reihe verfügbar zu haben, zielt die Homogenisierung darauf ab, die Sonnenscheinreihen von Siders und Sitten aneinanderzufügen. Die Reihe wird aber auch nach einer gelungenen Zusammenfügung nicht zu den wirklich langen gehören, da sie erst 1906 beginnt. Zudem lassen die uneinheitliche Datengrundlage und häufige Komplikationen die Aufbereitung zu einem nicht eben einfachen Unterfangen werden.

Die Wetterbeobachtung in Siders obliegt seit Messbeginn im Jahr 1892 dem Gemeindepfarrer. Offenbar wird bis 1924 recht vorbildlich gearbeitet. Die beiden Amtsnachfolger haben jedoch keine spezielle Beziehung zur Wetterkunde und lassen die Ableisungen ausfallen oder von einer ganzen Mannschaft von Vertretern vornehmen. Dies führt dazu, dass 1928 die Station in den Garten des Bezirksspitals von Siders verlegt wird. Hier werden die Beobachtungen vom Personal des Spitals vorgenommen. Unhaltbare Verhältnisse an der Klimastation Siders zwingen die Meteorologische Zentralanstalt im Jahr 1940 dazu, die Wetterbeobachtung am Ort einzustellen. Sodann wird die Kantonshauptstadt Sitten zur Klimahauptstation aufgewertet, indem die Beobachtungspalette entsprechend erweitert wird. In Sitten wird von 1940 bis

1977 die Sonnenscheindauer von Kapuzinerinnen aufgezeichnet, bevor die ASTA (Automatische Station) des Militärflugplatzes von Sitten die Registrierung übernimmt.

Eine Auflistung der relevanten Ereignisse seit 1906 soll die Geschichte der Sonnenscheinregistrierung in Siders und Sitten erhellen.

- In Siders wird im Februar 1906 im Garten des Pfarrhauses ein Campbell-Stokes-Sonnenscheinautograph aufgestellt. Pfarrer J. Lager wird mit der Messung betraut. Ein halbes Jahr später verlässt er die Stadt, und Pfarrer F. de Courten übernimmt die Wetterbeobachtung.
- Die Aufstellung wird in einem Schreiben vom September 1906 bemängelt, weil das Gerät jeden Tag bis gegen zwei Stunden durch nicht näher definierte Hindernisse abgeschattet wird.
- Eine Bemerkung auf dem Originalerhebungsbogen vom März 1907 weist darauf hin, dass die Sonne am Morgen erst rund eine Stunde nach Sonnenaufgang hinter einem Gebäude erscheint. Im Mai wird notiert, dass am Abend ein Baum die Registrierung behindere.
- Am 7. Juli 1907 wird das Instrument in rund 100 Metern Entfernung vom früheren Standort auf die Kirchhofmauer montiert, vollständig frei exponiert, 2,5 Meter über Boden.
- Die meteorologischen Aufzeichnungen vom Juni 1924 bis Ende Jahr fehlen, da Courten das Kloster verlässt und sein Stellvertreter, Vikar G. Obrist, fast alle Beobachtungen ausfallen lässt. Der neue Beobachter, Pfarrer L. Pont, trägt die Sonnenscheinregistrierungen erst wieder ab Mai 1925 in die Monatstabellen ein. Pont setzt ein ständig wechselndes Beobachterpersonal ein. Zudem werden da und dort Messungen unterlassen, oder die Registrierstreifen sollen entwendet worden sein. Bei der Notierung der täglichen Sonnenscheindauer wählt er eine völlig unzureichende zeitliche Auflösung – die kleinste Einheit ist eine Viertelstunde, und oft rundet er die Tagessumme gar auf ganze Stunden, was die Aufzeichnungen mehr oder weniger unbrauchbar macht. Bis im März 1928 hält der desolate Zustand an. Erst als eine Alternative in Aussicht steht, wird Pfarrer Pont der Beobachterauftrag entzogen.
- Ab 7. April 1928 werden die meteorologischen Beobachtungen im neuen Bezirksspital von Siders vorgenommen. Die neue Station steht in einer freien Lage, etwas mehr gegen Sitten, ausserhalb der Stadt Siders. Die Beobachter, die Oberschwester, eine Buchhaltungssekretärin und der Gärtner, werden drei Tage lang instruiert. Eine Photographie (Postkarte) und Zeichnungen verdeutlichen die günstige Lage der Instrumentenaufstellung, insbesondere für den Sonnenscheinautographen. Der Heliograph befindet sich rund 40 Meter vom

Spitalgebäude entfernt, montiert auf die Stahlplatte eines 2 Meter hohen Pfahles.

Anlässlich einer Inspektion an der neuen Station, kurz nach Inbetriebnahme, wird der Sonnenscheinautograph in schlechtem Zustand angetroffen. Die Fokussierkugel liegt am Boden, und der Kugelhalter ist verbogen. So gut wie möglich wird der Apparat neu gestellt.

- Am 16. April 1928 wird als Ersatz des beschädigten Gerätes der ausgediente Heliograph von Arosa in Siders installiert. Obwohl belegt ist, dass am Bezirksspital seit April 1928 die Sonnenscheindauer gemessen wird, fehlen weiterhin die entsprechenden Einträge in den Originalbeobachterbögen.
- Die Datenlücke in der Sonnenscheinregistrierung erstreckt sich insgesamt über die Zeitspanne vom Juni 1924 bis Dezember 1930.
- Im August 1934 wird rapportiert, dass der Campbell-Stokes-Autograph schlecht positioniert sei, da eine nahe Baumgruppe den Horizont einengt und zeitweise für eine unerwünschte Beschattung sorgt. Eine Versetzung des Instrumentes wird diskutiert.
- In den nächsten Jahren wird klar, dass das Bezirksspital von Siders keine optimalen Messbedingungen garantieren kann. Die im Garten befindlichen meteorologischen Instrumente sind laut Einschätzung der Inspektoren zu sehr der handgreiflichen Neugierde gelangweilter Patienten ausgesetzt. Die Beobachtungen im Spital werden im Laufe der Zeit so schlecht, dass hier ab 1941 nur noch eine Regenmessstation aufrechterhalten werden soll.
- Am 24. April 1940 wird der Usteri-Sonnenscheinautograph von Siders nach Sitten verlegt. Im südlich gelegenen Gartenteil des Kapuzinerklosters wird das Gerät auf einen Untersatz mit Betonsockel montiert. Eine Gruppe interessierter Mönche widmet sich der meteorologischen Beobachtung.
- Im Oktober 1940 wird vermutet, dass sich der Streifenhalter des Sonnenscheinautographen aus seiner korrekten Position gelöst oder der Sockel sich nach Norden geneigt habe. Den Hinweis geben die Brennsuren, welche seit einiger Zeit nicht parallel zu den Streifenrändern verlaufen.
- Die Sonnenscheindauer von Sitten erscheint ab 1941 in den Annalen der Meteorologischen Zentralanstalt. Hier wird belegt, dass es sich beim eingesetzten Autographen um ein Gerät der Firma Usteri handelt. Es ist dies immer noch das alte Instrument, welches 1928 von Arosa übernommen wurde.
- Im Dezember 1943 vermerkt der diensthabende Beobachter, dass im Winter Bäume des Klostersgartens zwischen 10.30 Uhr und 11.30 Uhr Schatten auf das Registrierinstrument werfen. Ebenso verursachen in den Morgenstunden Reparaturarbeiten beziehungsweise ein elektrischer Schaltkasten ab Februar 1944

Unterbrüche in der Aufzeichnung der Sonnenscheindauer. Im Juli 1944 wird zudem berichtet, dass am Abend ein Dachvorsprung die Registrierung unterbreche. Das Problem der Abschattung ist zwar bekannt, und eine Versetzung wird diskutiert, trotzdem bleibt das Gerät vorerst am alten Standort.

- Im November 1946 wird der Sonnenscheinautograph provisorisch innerhalb des Gartenareals versetzt. Am 26. Juni 1947 wird das Instrument schliesslich auf den Dachfirst des Klosters montiert, wo die Horizontverhältnisse günstiger sind.
- Eine ruhige, ereignisarme Zeit folgt auf die bis anhin turbulente Geschichte der Sonnenscheinregistrierung. Erst Mitte März 1961 wird wieder ein Meilenstein gesetzt: Der alte Usteri-Autograph wird durch ein Gerät der Firma Fuess ersetzt.
- Im Dezember 1965 wird mitgeteilt, dass sich das Kloster in Renovation befindet. Da der Dachstuhl entfernt werden soll, ist die Aufstellung des Sonnenscheinautographen betroffen. Im März 1966 wird der Fuess-Autograph auf dem neuen Dachbau des Klosters installiert.
- Im April 1967 wird notiert, dass die Umbauarbeiten immer noch in vollem Gang seien. Ein schattenwerfender Baukran behindere die korrekte Aufzeichnung der Sonnenscheindauer.
- Die ANETZ-Station am Militärflugplatz von Sitten, ausserhalb der Stadt, wird im November 1977 eingerichtet. Sie führt die offizielle Klimareihe von Sitten fort. Das Flugplatzpersonal betreut die automatische Station. Ein Haenni-Sonnenscheindetektor Solar 111 gehört zur Grundausstattung. Der Geber wird jedes Jahr neu geeicht.
- Im Kapuzinerkloster werden die meteorologischen Beobachtungen noch bis gegen Ende 1978 durchgeführt.
- Im Juli 1983 wird der Haenni-Detektor ausgetauscht, weil die routinemässige Eichung unbefriedigende Resultate liefert.
- Da am Haenni-Geber die Empfindlichkeit nicht eingestellt werden kann, wird das Gerät im September 1987 durch ein anderes ersetzt.
- Das Potentiometer des Haenni-Gebers kann nicht reguliert werden, also wird das Instrument Anfang Juli 1988 ersetzt.
- Aufgrund eines technischen Defekts wird auch in der Nacht Sonnenschein registriert. Daher wird keine zwei Monate später, im August 1988, ein weiterer Gerätetausch notwendig.
- Im September 1990 erzwingt ein Defekt am Drehbügel des Haenni-Gebers einen erneuten Instrumentenwechsel.

4.3.3 Ausgangsreihen

Die Ausgangsreihen (Rohdatenfiles) der drei Stationen mit ihren Besonderheiten werden kurz angesprochen.

Ausgangsreihen von Bern. Da die entsprechenden Einträge in den Schwarzen Bänden von Bern fehlen, sind die Tagessummen der Sonnenscheindauer vom 12. März 1886 bis 31. Dezember 1899 auf der Basis der in den Annalen der SMA publizierten Werte digitalisiert worden. In diese Zeit fällt eine Datenlücke von rund drei Monaten (1. Juni bis 22. August 1895), die zu interpolieren ist.

Die Daten des 20. Jahrhunderts werden von der Klima-DB übernommen. Als die SMA auf Januar 1978 den neuen Standort in Bern-Liebefeld bezieht, werden rund ein halbes Jahr lang Parallelmessungen durchgeführt, die angesichts ihrer bescheidenen Dauer in dieser Arbeit unberücksichtigt bleiben.

Im Unterschied zu den Stationen Genf und Siders/Sitten beruht die Berner Datengrundlage auf unkomplizierten, leicht nachvollziehbaren Verhältnissen.

Ausgangsreihen von Genf. Die Sonnenscheindauer vom Dezember 1896 bis Dezember 1900 wurde zu Beginn des Projektes auf Tagessummenbasis digitalisiert. Als Quelle dienten die originalen Handeinträge des Schwarzen Bandes *Genf 1891 bis 1900*.

Ab 1901 enthält die Klima-DB die lückenlosen Daten. Die Datenbankeinträge von 1901 bis 1908 entsprechen aber einer von M. Schüepp Mitte der 70er Jahre angeregten und im Juni 1986 in modifizierter Form vorgenommenen Homogenisierung. Die absolute Sonnenscheindauer wurde damals für die fragliche Periode generell um 8% angehoben. Dabei wurden – wie es heute heisst – aus speichertechnischen Gründen die originalen Werte überschrieben (vgl. Mutationsbelege der SMA [84]). Gemäss den Bearbeitungsgrundsätzen in Kapitel 4.1 sollen die zu verwendenden Basisdaten möglichst den Originalerhebungen entsprechen, und früher durchgeführte, als Homogenisierung zu wertende Arbeiten sind rückgängig zu machen. Die Rückführung in den originalen Zustand könnte rechnerisch einfach vorgenommen werden. Um Rundungsfehler auszuschliessen, ist es aber von Vorteil, anstelle der mutierten Sequenz einen Auszug eines alten Datensatzes auf Magnetband zu verwenden, welcher seit den 70er Jahren unverändert geblieben ist.

Eine Nacherfassung der Sequenz von 1962 bis November 1967 aus den Schwarzen Bänden des Genfer Observatoriums und aus SMA-Archivtabellen führt zu einer brauchbaren Parallelmessreihe bezüglich derjenigen des Genfer Flughafens. Trotzdem bleiben einzelne zu interpolierende Lücken verschiedener Länge in der *Observatoire*-Reihe bestehen.

Die Daten der konventionellen Sonnenscheindauermessung am Flughafen Cointrin von 1958 bis 1990 wurden von der SMA-Sektion Daten zur Verfügung gestellt. Für die Zeit von 1962 bis 1979 sind diese auch in der Klima-DB enthalten.

Schliesslich bleibt die ANETZ-Sequenz 1980 bis 1990, die wiederum aus der Klima-DB geholt wird. Die entsprechenden Daten sind auf Tagessummen verdichtete ANETZ-Datenbank-Werte.

Eine publizierte mehrjährige Parallelmessung, die sich infolge eines Gerätewechsels im Jahre 1909 ergab, wurde zusätzlich erfasst (GAUTIER [37, 1931]).

Ausgangsreihen von Siders und Sitten. Das Datenmaterial setzt sich bekanntlich aus Teilreihen von Siders (1906 bis 1940) und Sitten (1940 bis 1990) zusammen. Die wichtigste Datenquelle ist einmal mehr die Klima-DB. Die bestehenden Tagessummen der absoluten Sonnenscheindauer können grösstenteils übernommen werden. Einige Datenlücken in der Klima-DB werden durch eine gezielte Nacherfassung ab Originalbelegen behoben. Da die Erhebung der Sonnenscheindauer erst 1906 beginnt, war keine Rückerfassung von Messungen aus dem letzten Jahrhundert durchzuführen.

In der Zeitspanne von 1906 bis 1924 entsprechen die Werte in der Klima-DB den Tagestotalen aus der Stundenwert-DB, nicht aber den Eintragungen in den Schwarzen Bänden von Siders, wo einzelne markante Differenzen immer wieder auftreten. Es wird vermutet, dass an der Meteorologischen Zentralanstalt in Zürich die Sonnenstreifen unabhängig von den Originaleinträgen in den Schwarzen Bänden ausgewertet und später digitalisiert wurden. Zwischen 1924 und 1940 ist die Messung der Sonnenscheindauer in den Schwarzen Bänden nur sehr lückenhaft und streckenweise überhaupt nicht dokumentiert.

Abgesehen von wenigen krassen Unterschieden sind in der Zeitspanne von 1940 bis Februar 1959 die Werte der Klima-DB annähernd identisch mit denjenigen der Schwarzen Bände von Sitten. Ab März 1959 sind keine Differenzen zu den Originaleinträgen mehr auszumachen.

Parallelmessungen ausreichender Dauer wurden nie durchgeführt, weder bei den Stationswechselln vom Siderser Pfarrhaus zum Bezirksspital und von dort zum Sittener Kapuzinerkloster noch beim Umzug auf den Militärflugplatz von Sitten. Zwar existiert eine 11monatige Simultanmessung im Jahr 1978 am Kloster und auf dem Flugplatz, wegen der sehr kurzen Laufzeit lassen sich allerdings höchstens qualitative Aussagen machen. Der statistisch zu geringe Datenumfang lässt keine vertretbare Reduktion der konventionell erhobenen Daten auf die ANETZ-Phase zu. Die turbulente Stationsgeschichte des Reihenpaares Siders/Sitten lässt die Datenqualität oft fragwürdig erscheinen. Die Voraussetzung für eine erfolgreiche Homogenisierung ist damit bestimmt keine optimale. Um die Grenzen der Homogenisierbarkeit zu ertasten, sollen die Daten trotzdem der stufenweisen Bearbeitung unterzogen werden.

4.3.4 Interpolation von Datenlücken

Die Interpolation ersetzt fehlende oder mangelhafte Reihenwerte durch plausible Daten. Dem Grundsatz in Abschnitt 4.1 folgend, werden in der Projektarbeit lediglich Lücken geschlossen, die nicht mehr als ein Jahr umfassen.

In der Literatur werden verschiedenste Techniken für die Behebung von Datenlücken eingesetzt. Einfache lineare und nichtlineare Ansätze sowie Reduzier- und Regressionstechniken kommen zum Einsatz (CONRAD und POLLAK [27, 1950], SCHÜEPP [81, 1980], LAMARQUE [53, 1994]). Manchmal kann auch die Nacherfassung von Daten bisher unberücksichtigt gebliebener Quellen einzelne Lücken schliessen.

Es wird bewusst darauf verzichtet, zu verwendende Ansätze verbindlich festzulegen, da eine der jeweiligen Situation angepasste Variante gewählt werden soll. In der Tabelle 4.1 werden für die drei Stationen Bern (BER), Genf (GVE) und Sitten (SIO) alle vorgenommenen Interpolationseingriffe aufgelistet und wird auf die konkrete Technik verwiesen.

Es sei erwähnt, dass unter Umständen auch die Modellansätze der unter 4.3.6 geschilderten Plausibilitätstests für die Interpolation verwendet werden können, indem die fehlenden Daten durch idealisierte Funktionswerte ersetzt werden. Damit werden allerdings Werte der *relativen* und nicht, wie es hier bevorzugt geschieht, Daten der *absoluten* Sonnenscheindauer interpoliert.

Station	Lücke	Interpolationsmethode
BER ₁	1. 6. – 22. 8. 1895	multivariante Regression
GVE ₁ (Observatoire)	1. 3. – 31. 8. 1962	lineare Einfachregression
GVE ₂ (Observatoire)	1. 10. – 31. 10. 1962	lineare Einfachregression
GVE ₃ (Observatoire)	29. 7. – 31. 7. 1966	lineare Einfachregression
GVE ₄ (Observatoire)	1. 12. 1966 – 30. 6. 1967	lineare Einfachregression
GVE ₅ (Observatoire)	1. 7. – 30. 11. 1967	Nacherfassung SMA-Archiv
GVE ₆ (Observatoire)	1. 12. – 31. 12. 1967	lineare Einfachregression
SIO ₁ (Siders)	1. 9. 1918 – 30. 4. 1919	Nacherfassung Schwarze Bänder
SIO ₂ (Siders)	1. 6. 1924 – 31. 12. 1930	Lücke wird nicht interpoliert

Tabelle 4.1: Datenlücken-Interpolation der *absoluten* Sonnenscheindauer.

Die Lücke BER₁ wird mit einem linearen Regressionsansatz mit mehreren erklärenden Variablen (Sonnenscheindauer der Stationen Basel und Zürich und quadrierte mittlere tägliche Bewölkung von Bern) behoben. Die Lücken GVE_{1, 2, 3, 4, 6} werden unter Verwendung eines einfachen Regressionsmodells mit der Station Genf Cointrin interpoliert. GVE₅ und SIO₁ können durch die Nacherfassung eines Archivdokumentes der SMA beziehungsweise von Einträgen in Schwarzen Bändern ergänzt werden. Die mehrere Jahre andauernde Datenlücke SIO₂ wird keiner Interpolation zugeführt.

4.3.5 Von der absoluten zur relativen Sonnenscheindauer

Den allgemeinen Grundsätzen für die Bearbeitung entsprechend (vgl. Aufzählung in 4.1) wird die Umrechnung von der absoluten zur relativen Sonnenscheindauer vorgenommen.

Die maximal mögliche Sonnenscheindauer wird durch die Bahnparameter der Sonne und durch die Horizontverhältnisse um die Messstelle gesteuert. Um diese zu bestimmen und schliesslich die relative Sonnenscheindauer abzuleiten, wird es nötig sein, die aktuellen wie die historischen Stationshorizonte zu kennen. Das ursprünglich militärischen Zwecken dienende digitale Geländemodell RIMINI/RITAF mit einer Maschenweite von 250 Metern, ist in einem Programmpaket der SMA eingebettet und ermöglicht die genaue Bestimmung der Zeitpunkte von Sonnenaufgang und -untergang, was natürlich die maximal mögliche Sonnenscheindauer festlegt (vgl. ZELEŒKA *et al.* [110, 1991]). Daraus ergibt sich die gewünschte Umrechnung. Künstliche Horizontüberhöhungen können hierbei berücksichtigt werden. Für die Stationen Bern, Genf und Sitten werden die Zeitreihen der relativen Sonnenscheindauer gebildet.

Unter guten Voraussetzungen gelingt es, die Horizonte präzise nachzubilden. So etwa im Fall von Genf, wo vor Ort für das Jahr 1956 eine zeitgenössische Horizontaufnahme mitsamt Tagbogen der Sonne existiert (Abbildung 4.3, *Observatoire de Genève*). Die Graphik dient als Vorlage für die Horizontrekonstruktion (Abbildung 4.4), von welcher die maximal mögliche Sonnenscheindauer für jeden Kalendertag abgeleitet wird. Wo vorhanden, sind auch Horizontvermessungen und Fischaugaufnahmen des den Messort umgebenden Geländes wertvoll. Für die Zeit vor Inbetriebnahme des Automatischen Messnetzes der SMA (ANETZ) gibt es keine systematischen Horizontregistrierungen und Photographien. Deshalb sind in der Regel das digitale Geländemodell, Hinweise aus der Stationsgeschichte und allenfalls bauhistorische Dokumente (etwa Baupläne für Neubauten) Grundlage für die Rekonstruktion früherer Horizonte und damit auch der täglichen maximalen Sonnenscheindauer.

In der Tabelle 4.2 werden die festgelegten Horizonte aufgelistet. Unter der Spalte «Höhe» ist die Höhe über Meer des Messinstrumentes zu verstehen. Da die wahre Höhe des Messortes von derjenigen aus dem digitalen Geländemodell abweichen kann, muss im Programminput diese Differenz bei der Angabe der Instrumentenhöhe berücksichtigt werden.

Für die Station Bern (BER) werden vier Zustände definiert, drei davon in der Stadt (BERs) (vgl. Stationsgeschichte in 4.3.2). Die Phase BERl bezieht sich auf den Standort Bern-Liebefeld. Künstliche Horizontüberhöhungen sind keine erforderlich. An der Station Genf (GVE) müssen für die Zeit am *Observatoire* (GVEo) drei Horizonte eingeführt werden. Bis zum Endausbau des Museums im SW des Messortes reduziert im Sommer nur die Kathedrale im NW die maximal mögliche Sonnenscheindauer. Später wird der natürliche Horizont noch durch den Bau der *Tour de Rivé* überhöht. Am Genfer Flughafen Cointrin (GVEc) sind wegen Verlegungen wiederum drei Horizonte zu bestimmen. Ein naher Wald engt den natürlichen Horizont kaum merklich ein.

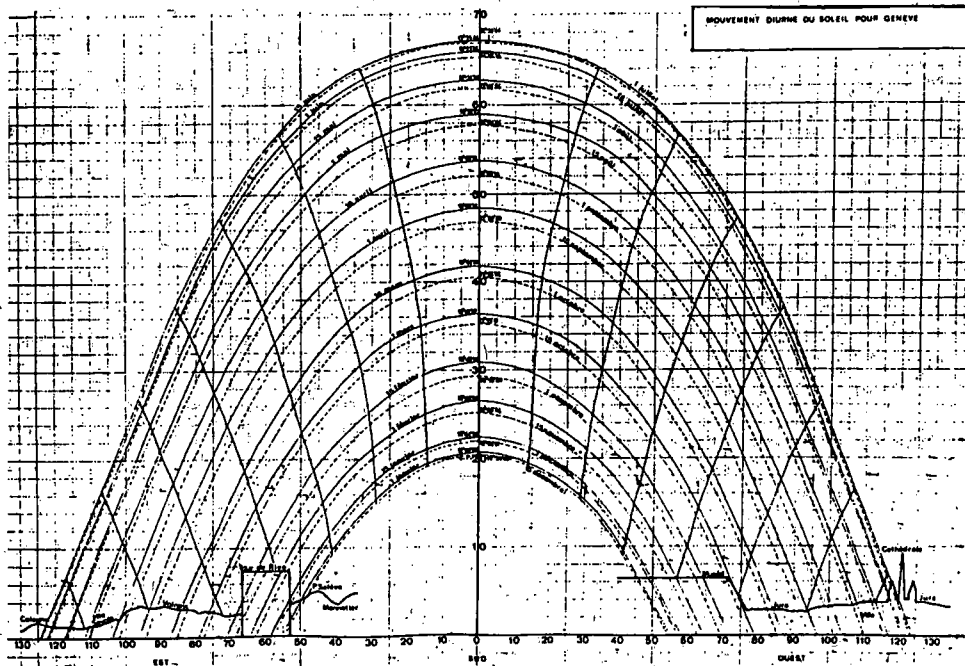


Abbildung 4.3: Horizontaufnahme Genf 1956. Mit Tagbogen der Sonne für den 1. und 15. Tag jedes Monats, vom Ort des Sonnenscheinautographen. Überreicht im Mai 1994 durch M. Golay, ehemaliger Direktor des *Observatoire*.

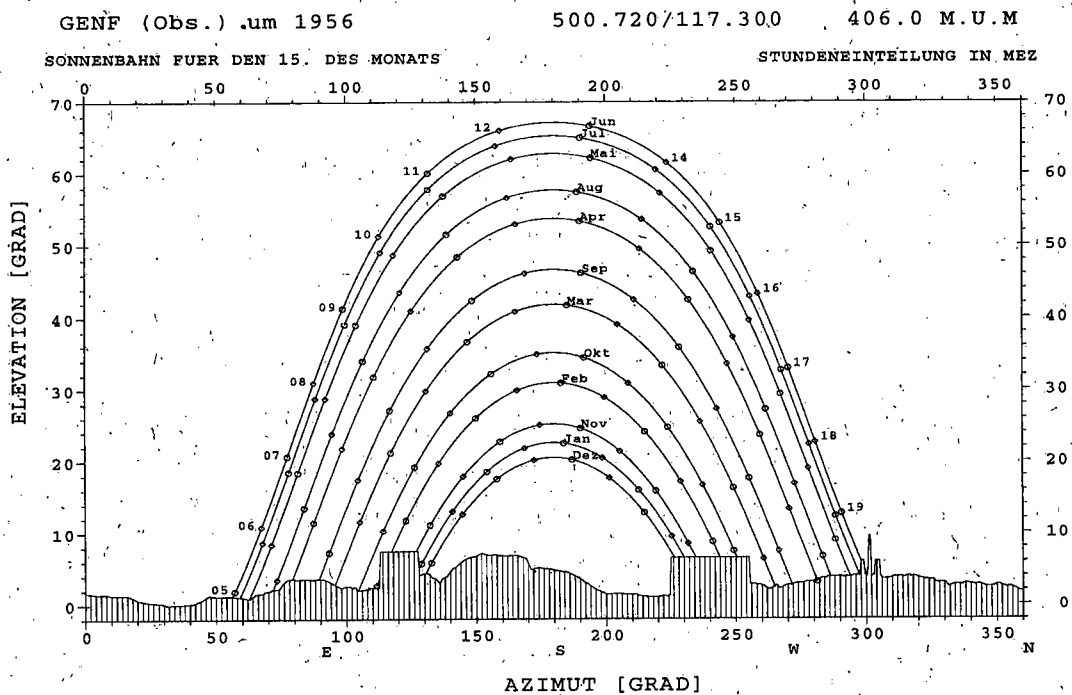


Abbildung 4.4: Rekonstruktion der Horizontaufnahme Genf 1956. Mit Tagbogen der Sonne für den 15. Tag jedes Monats. Die genaue Rekonstruktion ermöglicht die präzise Bestimmung der maximal möglichen und somit der relativen Sonnenscheindauer.

Station (Phase)	Kilometer- Koordinaten	Zeitspanne	Höhe [m ü. M.]	Künstliche Hindernisse
BERs	600.000/200.000	3. 1886 – 9. 1958	580	keine
BERs	599.175/200.150	10. 1958 – 7. 1961	567	keine
BERs	600.000/200.000	8. 1961 – 12. 1977	580	keine
BERI	598.610/197.470	1. 1978 – 12. 1990	568	keine
GVEo	500.720/117.300	12. 1896 – 12. 1915	406	Kathedrale (NW)
GVEo	500.720/117.300	1. 1916 – 12. 1935	406	↔ Museum (SW)
GVEo	500.720/117.300	1. 1936 – 12. 1967	406	↔ <i>Tour de Rive</i> (SE)
GVEc	497.700/121.760	1. 1958 – 8. 1962	438	keine
GVEc	498.930/122.720	9. 1962 – 12. 1990	422	Wald (SE)
GVEc	498.930/122.720	1. 1980 – 12. 1990	427	Wald (SE)
SIOcc	593.850/120.700	3. 1906 – 12. 1977	552	keine
SIOa	592.200/118.625	1. 1978 – 12. 1990	482	keine

Tabelle 4.2: Inputgrössen für die Horizontbestimmung. Die Höhenangaben beziehen sich auf das Messinstrument, und das Symbol «↔» bedeutet, dass die bestehende Horizontüberhöhung erweitert wird.

Für die Station Sitten werden lediglich zwei Horizonte fixiert. Einer am *Couvent des Capucins* (SIOcc) und der andere ausserhalb der Stadt, am Sittener *Aérodrome* (SIOa). Auf die Bestimmung von Horizonten für die Standorte in Siders wird verzichtet. Es wäre mehr als problematisch, für die ständig wechselnden Verhältnisse der Zeit zwischen 1906 und April 1940 in Siders eigene Horizonte zu rechnen. Die absolute Sonnenscheindauer von Siders wird demnach mit dem Horizont von Sitten in die Zeitreihe der relativen Sonnenscheindauer umgewandelt. Die Unsicherheiten, die man sich durch diese Massnahme einhandelt, werden als vertretbar eingeschätzt und sind durch die anschliessenden Homogenisierungsschritte zu kompensieren.

4.3.6 Plausibilisierung

Das Ziel von Plausibilitätskontrollen ist es, unsinnige und klimatologisch unmögliche oder wenig wahrscheinliche Einzelwerte aufzudecken und durch plausible Daten zu ersetzen. Je nach Klimaparameter kommen unterschiedliche Plausibilitätstests zum Einsatz.

Im Falle der relativen Sonnenscheindauer rS sind neben einem banalen Limitencheck ($0\% \leq rS \leq 100\%$) kaum standardmässig durchgeführte Verfahren der Plausibilitätsprüfung formuliert worden. Da in erster Linie geographisch isolierte Einzelreihen zu homogenisieren sind, kommen nur selten Vergleichsmessungen mit Nachbarstationen für die Beurteilung der Plausibilität in Frage. Stattdessen soll anhand einer komplementären Klimavariablen derselben Station die Konsistenz der Reihe geprüft werden.

Diese Rolle kann aus naheliegenden Gründen von der mittleren täglichen Bewölkung mB (einfaches arithmetisches Dreiermittel aus den Terminwerten) eingenommen werden. Basierend auf diesem Grundsatz kann ein erster Plausibilitätstest formuliert werden, der allerdings eine recht beschränkte Qualitätsbeurteilung zulässt (BOSSHARD [19, 1994] und [17, 1994]). Bei diesem Test wird davon ausgegangen, dass der statistische Zusammenhang zwischen der relativen Sonnenscheindauer und dem mittleren täglichen Bedeckungsgrad der Bewölkung verwendet werden kann, um die interparametrische Konsistenz zu beurteilen. Für jeden Monat i wird einzeln ein Modell zweiter Ordnung angepasst, mit

$$rS = 1 - a_i \cdot (mB)_i - b_i \cdot (mB)_i^2 + E_i$$

wobei a_i und b_i zu bestimmende Modellparameter sind und E_i der Fehlerterm ist. Um als plausibel eingestuft zu werden, dürfen die Residuen zum empirisch ermittelten idealisierten Funktionsgraphen $(rS)_{mod} = 1 - a_i \cdot (mB) - b_i \cdot (mB)^2$ einen bestimmten Toleranzwert u (z. B. $u = 3\sigma$) nicht überschreiten, $|rS - rS_{mod}| \leq u$.

Eine Weiterführung dieser Idee bezieht zusätzlich Globalstrahlungsmessungen in das Modell ein (BOSSHARD [18, 1994]). Der entsprechende, neu entwickelte Test eignet sich natürlich nur für die Beurteilung von Zeitreihen relativer Sonnenscheindauer, wenn parallel dazu Globalstrahlungsmessungen vorliegen. Sollen lange Klimareihen homogenisiert werden, so wird folglich dieser Test trotz verbesserter Modellanpassung (multivariate Regression) von untergeordneter Bedeutung sein.

Der effektiv verwendete Plausibilitätstest soll nun vorgestellt werden. Die tägliche relative Sonnenscheindauer rS und die mittlere tägliche Bewölkung mB seien in der %-Einheit abgelegt. Es wird über die ganze Reihenlänge eine Indexreihe ($I = rS + mB$) gebildet. Da I einen Jahresgang aufweist, wird für jeden Tag des Jahres das langjährige Mittel (I_j) sowie die Standardabweichung (I_σ) bestimmt. Beide Reihen werden mit einem gleichgewichteten Monatsfilter (31 Elemente, mit Gewicht von $1/31$) geglättet. Auf diese Weise erhält man die mittleren Jahresgänge (I_j) der Indexreihe I und deren Standardabweichung ($I_{\sigma,j}$). Die Glättung wird einmal wiederholt, um dem Kurvenverlauf das Aussehen einer (fast) stetigen Funktion zu verleihen. Dann wird I_j von der ursprünglichen Indexreihe I subtrahiert. Die resultierende Reihe der Länge $366 \cdot \text{Anzahl Jahre}$ kann als Residuenreihe gegen den gemittelten Jahresgang aufgefasst werden. Indexwerte, welche ausserhalb eines bestimmten Toleranzwertintervalls $I_j \pm u$ zu liegen kommen, werden als potentielle Fehlwerte markiert, und die entsprechenden Originalwerte werden herausgeschrieben. Für plausible Werte hingegen gilt: $|I - I_j| \leq u$. Als zumutbare Abweichung u wird in der Praxis die vierfache mittlere Standardabweichung der Residuenreihe gesetzt. Zur Illustration sei der Plausibilitätstest für die Station Bern in der Abbildung 4.5 graphisch wiedergegeben.

Die derart erhaltenen suspekten Fälle werden einzeln überprüft, indem verschiedene Datenquellen verglichen werden. Nur in denjenigen Fällen, wo ein Wert als fehlerhaft identifiziert werden kann (meist Erfassungsfehler), wird eine Korrektur angebracht.

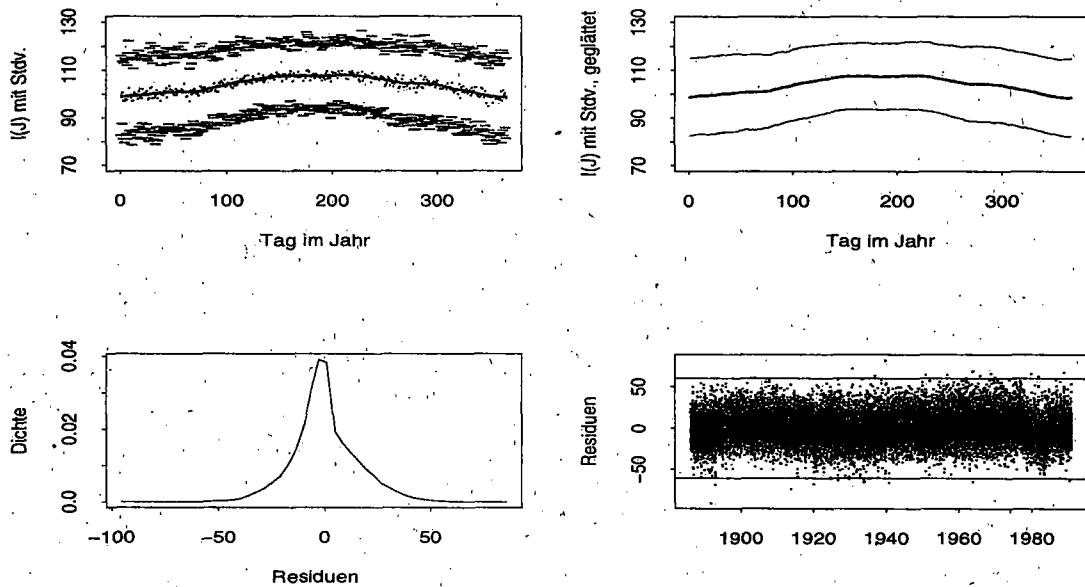


Abbildung 4.5: Plausibilitätstest Bern, relative Sonnenscheindauer. Oben links: Mittelwert I_j und Standardabweichung $\pm\sigma$ von $I = rS + mB$ für jeden Tag im Jahr. Oben rechts: dito I_j und $\pm I_{\sigma,j}$, mit gleichgewichtetem Monatsfilter. Unten links: Dichtekurve der Residuen. Unten rechts: Residuen mit $\pm 4\sigma$ -Schranken.

Wo nicht korrigiert wird, muss davon ausgegangen werden, dass die Inkompatibilität eine Folge fehlerhafter Bewölkungsdaten ist. Die Tabelle 4.3 enthält eine Statistik über die Anzahl detektierter unplausibler Fälle und der effektiv durchgeführten Korrekturen. Dabei stellt sich heraus, dass die Reihe von Sitten/Siders mit Abstand am häufigsten unplausible Werte hervorbringt.

An die Plausibilisierung schliesst die Monatswertbildung an, die in unserem Fall dem einfachen arithmetischen Monatsmittel gleichkommt.

Station	Anzahl unplausible Tageswerte		Anzahl korrigierte Tageswerte		Anzahl Tageswerte absolut
	absolut	relativ [%]	absolut	relativ [%]	
Bern	31	0.081	14	0.037	38 280
Genf*	41	0.098	24	0.057	42 033
Siders/Sitten	67	0.234	51	0.178	28 582

Tabelle 4.3: Statistik der Plausibilisierung. * Da für Genf mehrere Parallelmessungen vorliegen, übertrifft die Gesamtzahl der Tageswerte diejenige von Bern.

4.4 Homogenisierung

In Abbildung 4.2 ist ein gangbarer Weg des eigentlichen Homogenisierungsprozesses für den Sonnenscheinparameter skizziert. Die Resultate dieses Prozesses sind homogenisierte, im besten Fall auch statistisch homogene Klimareihen. Der Unterschied zwischen den Begriffen «homogenisiert» und «homogen» besteht darin, dass eine homogenisierte Reihe nicht zwingend statistisch homogen sein muss. Es treten Fälle auf, wo die Homogenisierungsiterationen abgebrochen werden, bevor ein homogener Zustand erreicht wird (z. B., wenn eine verbleibende Inhomogenität nicht einem stationengeschichtlichen Ereignis zugeordnet werden kann). Wird aufgrund der Stationsgeschichte oder der Signifikanztests keine Homogenisierung vorgenommen, obwohl der Homogenitätsgrad nicht befriedigt, so können Teilsequenzen der Reihe auf ihre Homogenität geprüft und bearbeitet werden.

Im folgenden werden pro Station die Resultate der einzelnen Reduktionsschritte, die aufgrund der Detektionstests und der Ereignisse in den Metadaten vorzunehmen sind, in tabellarischer Form dargestellt. Das Vorgehen im Homogenisierungsprozess lehnt sich an die in Kapitel 2.6.1 erläuterten Schritte an. Die Methode wird durch einen Ansatz ergänzt, welcher Sequenzlängen optimiert.

4.4.1 Homogenisierungsansatz mit optimierbaren Sequenzlängen

Unter Homogenisierungswerkzeugen werden Hilfsmittel verstanden, welche der Homogenisierung dienlich sind. Für die korrekte Berechnung von Homogenisierungsfaktoren und -beträgen wird in Kapitel 2.6 empfohlen, möglichst lange, in sich homogene Sequenzen vor und nach dem Bruch einzubeziehen. Die zu wählenden Reihenabschnitte werden natürlich durch weitere Inhomogenitäten in der zu untersuchenden Reihe Y_i und der Referenzreihe X_i beschränkt. Es wird nun ein neu entwickeltes Homogenisierungswerkzeug vorgestellt, welches optimale Sequenzlängen vor und nach einem potentiellen Bruch zu bestimmen versucht. Im Zweifelsfall lässt das Verfahren dem Bearbeiter einen Ermessensspielraum, wobei die Interpretation einer Graphik und Einträge in der aufbereiteten Stationsgeschichte für die Wahl entscheidend sind. Die Periodenlängen von q_b und q_a (B und A , Einheit: Jahre) werden so festgelegt, dass die Testgrösse eines Homogenitätstests (z. B. Shift-SNHT) nach vorgenommener Homogenisierung basierend auf Paaren von Sequenzlängen (Tupel $\{B, A\}$) klein bleibt. Dabei werden die Sequenzen vor und nach dem Bruch unabhängig voneinander variabel gehalten, sollen aber auf der Basis von Monatswerten beidseits der Inhomogenitätsstelle mindestens drei ganze Jahre umfassen. Aus praktischen Gründen wird die maximale Sequenzlänge auf 40 Jahre festgelegt, so dass B und $A \in \{3, 4, \dots, 40\}$. Für jedes mögliche Wertetupel $\{B, A\}$ werden die monatlichen Homogenisierungsfaktoren beziehungsweise -beträge berechnet und angebracht. Anschliessend wird die Homogenität jeder bereinigten Reihenversion mit Längen $B + A$ neu beurteilt. Es wird erwartet, dass die Homogenisierung ein schlechteres Resultat

liefert, sobald eine aktuelle Sequenzlänge B oder A eine zusätzliche Inhomogenität einschliesst. Die Testgrösse wird in Abhängigkeit vom aktuellen Tupel $\{B, A\}$ ausgegeben. Es soll für die definitive Homogenisierung nicht blind dasjenige Tupel $\{B, A\}$ gewählt werden, welches die tiefste Testgrösse ausweist. Da lange Sequenzlängen vor und nach der Bruchstelle, bei in sich ungestörten Verhältnissen, die bessere Anpassung erwarten lassen als kurze, muss auch die absolute Sequenzlänge in die Beurteilung einfließen. Das Kriterium für die Wahl des definitiven $\{B, A\}$ -Tupels wird folgendermassen formuliert:

Für die definitive Homogenisierung wird dasjenige $\{B, A\}$ -Tupel gewählt, welches dem Zustand unmittelbar vor einem starken, nachhaltig wirkenden Anstieg der Testgrösse zuzuordnen ist, vom Bruch aus gesehen sowohl in Richtung Vergangenheit (b) wie in Richtung Zukunft (a). Ist kein wesentlicher Anstieg der Testgrösse zu verzeichnen, kann in der entsprechenden Richtung die ganze zur Verfügung stehende Periode verwendet werden.

Der dem Kriterium entsprechende Entscheid wird durch die 3-D-Graphik erleichtert, welche die Testgrösse bei variablen Sequenzlängen darstellt. Ein Beispiel wird in der Abbildung 4.6 gegeben, wo $B = 30$ und $A = 20$ Jahre resultiert. Unter Verwendung dieser Methodik stösst man automatisch auf allenfalls vorhandene weitere Inhomogenitäten, welche die Sequenzen verkürzen. Fällt der Entscheid trotz Graphik schwer, soll im Bereich sich anbietender Abbruchstellen in der Stationsgeschichte nach unterstützenden Hinweisen gesucht werden.

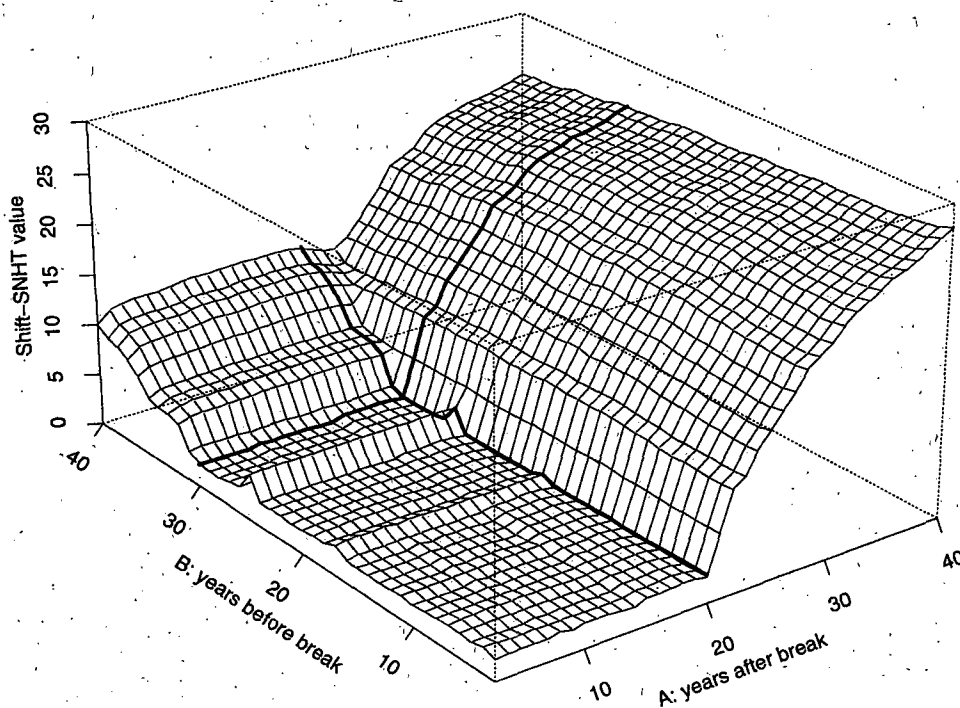


Abbildung 4.6: Beispiel optimierbarer Sequenzlängen. Shift-SNHT-Testgrösse als Funktion variabler Sequenzlängen $\{B, A\}$. Hiernach werden die Sequenzlängen optimal die Werte $\{B = 30$ Jahre, $A = 20$ Jahre} annehmen.

4.4.2 Durchführung der Homogenisierung

Die Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer stützt sich gleichermassen auf die Ergebnisse von Homogenitätstests und auf die Stationsgeschichten. In erster Priorität wird in Übereinstimmung mit den Grundsätzen in Kapitel 4.1 als Referenzreihe X_i die monatlich gemittelte Bewölkungsreihe Bew beziehungsweise die «Pseudoreihe» der relativen Sonnenscheindauer PrS eingesetzt, falls sowohl rS als auch Bew in der %-Einheit vorliegen, gemäss $PrS = 100 - Bew$.

Soll also PrS als Referenzreihe verwendet werden, bedingt dies, dass die Bewölkungsreihe vorgängig ebenfalls einer Bereinigung unterzogen wird. Ihr wiederum dient das überregionale Bewölkungsmittel der Stationen Basel, Bern, Genf, Sitten und Zürich als Referenz für die Homogenisierung. Die relative Sonnenscheindauer und die Bewölkung sind komplementäre Parameter. Wegen ihrer starken klimatologischen Verwandtschaft wird es als vertretbar erachtet, die Homogenisierungsschritte der Bewölkungsreihen (Detektion und Bruchbehebung) in analoger Weise durchzuführen.

Falls Gründe vorliegen, die es ratsam erscheinen lassen, auf die jeweilige Bewölkungsreihe zu verzichten, soll in zweiter Priorität auf eine benachbarte (eventuell schon homogenisierte) Reihe der relativen Sonnenscheindauer zurückgegriffen werden.

Ein vollständiger iterativer Homogenisierungszyklus wird nach folgendem Muster durchlaufen:

1. Es wird abgeklärt, ob über die Grundgesamtheit aller Reihenelemente eine ausreichende Korrelation zwischen der Kandidatenreihe und möglichen Referenzreihen besteht.
2. Die Eingangsreihe wird auf ihre Homogenität geprüft, und ein potentieller Bruch wird lokalisiert. In Übereinstimmung mit den Resultaten der Testevaluation (Kapitel 3) ist die Gruppe der *Standard Normal Homogeneity Tests* SNHT für die Detektion und Signifikanzbeurteilung von Inhomogenitäten einzusetzen (Shift-SNHT, Shift/Var-SNHT auf Monatsmittelbasis und Trend-SNHT auf Jahreswertbasis). Die entsprechende Testgrösse gibt Auskunft über die Signifikanz des gefundenen Reihenbruches.
3. In den Metadaten wird nach einem Grund für die detektierten Brüche gesucht. Es wird entschieden, ob und an welcher Stelle eine Homogenisierung erfolgen soll.
4. Die der Homogenisierung dienenden optimalen Sequenzlängen werden bestimmt (Abschnitt 4.4.1). Es kann in einzelnen Fällen vorkommen, dass die Periodenlängen q_b vor und q_a nach dem Bruch kürzer als fünf Jahre, im schlechtesten Fall sogar kürzer als drei Jahre sind, was sich auf die Qualität der Bereinigung niederschlägt.
5. Sind die zu wählenden Sequenzlängen bekannt, wird für jeden Monat gesondert ermittelt, ob eine günstige Korrelationsstruktur gegeben ist und ob die

Verhältnisreihen vor und nach dem Bruch ähnliche Verteilungsmasse aufweisen (gefordert wird Normalverteilung). Monatsweise wird mit dem *Student's-t*-Test und dem *Wilcoxon*-Rangsummentest die Signifikanz des Unterschieds auf dem 95 %-Niveau zwischen dem Zustand vor und nach dem Bruch bestimmt. Dabei ist zu berücksichtigen, ob vor und nach dem Bruch Varianzgleichheit besteht.

6. Die monatlichen Homogenisierungsfaktoren samt Konfidenzintervallen bezüglich der 95 %-Signifikanzschwelle werden berechnet.
7. Die Kandidatenreihe wird in der Regel von Beginn weg bis zur Inhomogenitätsstelle mit den signifikanten Homogenisierungsfaktoren multipliziert. Monate, für welche die Unterschiede untersignifikant sind (bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % beziehungsweise $p\text{-value} > 0,1$), werden nicht reduziert. Das bedeutet, dass Faktoren auf den Wert 1, das Vertrauensintervall auf ± 0 gesetzt werden.

Nach der letzten Homogenisierungsiteration wird die Zeitreihe der totalen Konfidenzintervalle gemäss Formel 2.32 bestimmt.

Die Bearbeitungsparameter der Homogenisierungsiterationen pro Station sind in den Tabellen 4.4, 4.6, 4.7 und 4.9 gegeben. Im Kopf der Tabellen bedeuten:

H_i	Nummer der Homogenisierungsiteration
Y_i	Kandidatenreihe
X_i	Referenzreihe
Bruch _d	Detektierte Bruchstelle (in der Regel Shift-SNHT)
Metadaten	Stationsgeschichtlich dokumentierter potentieller Grund für den detektierten Bruch
H	Soll homogenisiert werden (ja/nein)?
Bruch _p	Plazierte Bruchstelle (Interaktion des Bearbeiters)
B	Optimierte Sequenzlänge vor Bruchstelle (Jahre)
A	Optimierte Sequenzlänge nach Bruchstelle (Jahre)

Einzelne Abkürzungen und Symbole bedeuten:

$BewB, BewG, BewS$	Bewölkungsmonatsmittelreihe von Bern, Genf, Sitten
$BewR$	Überregionales Bewölkungsmonatsmittel
rSB, rSG, rSS	Monatsmittel der relativen Sonnenscheindauer von Bern, Genf, Sitten
$rSGt_1$	rSG_1 , trendbereinigt
$(\dots)_i$	Reihe (...) des i -ten Iterationsdurchlaufs

Der erreichte Homogenitätsgrad gestattet es, die im Projekt aufbereiteten Zeitreihen für künftige Klimastudien vorbehaltlos zu verwenden. Zudem können sie für weitere Homogenisierungen als verlässliche Referenzreihen dienen. Im Anhang finden sich die Tabellen mit den homogenisierten Monatsmittelreihen und den totalen Konfidenzintervallen. Es wird betont, dass die Vertrauensintervalle lediglich das Ausmass der Unsicherheit ausdrücken, welche durch die Homogenisierungen eingeführt wird. Unbekannte systematische und weitere stochastische Fehlerterme werden davon nicht erfasst (z. B. Ablesefehler und Streubereiche, die durch mangelhafte oder unterlassene Homogenisierungen verursacht werden).

Auf eine klimatologische Analyse der aufbereiteten Zeitreihen wird hier verzichtet. Es sei indes darauf verwiesen, dass die in dieser Arbeit homogenisierten Reihen in der Nationalfonds-Publikation von BAERISWYL und WINISTÖRFER [7, 1996] klimatologisch ausführlich besprochen werden.

4.4.2.1 Station Bern

Die Bewölkungsreihe der Station Bern muss von einigen Ungereimtheiten befreit werden, bevor diese für die Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer verwendet wird. Gründe für detektierte und zu behebende Brüche sind etwa unterschiedliche Erfassungsquellen (H_6), wo vor 1891 die Daten aus den Annalen der SMA und danach aus den Schwarzen Bänden von Bern erfasst worden sind. Auch Stationsverlegungen haben Inhomogenitäten hervorgerufen: 1962 wird die Station am Institut für exakte Wissenschaften (ExWi) bezogen (H_1), 1978 folgt der Umzug nach Bern-Liebefeld, wo auch die ANETZ-Neuinstrumentierung stattfindet (H_2). Die Übernahme der WMO-Wolkencodierung und der entsprechenden Beobachterinstruktionen und Meldekriterien um 1984 bedingt eine weitere Anpassung (H_3). In der Zeitspanne von 1920 bis 1940, in welcher die Beobachterin Anna Knaus tätig ist, sind zwei weitere Reduktionsrechnungen unumgänglich (H_4 und H_5).

Die Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer ist nach wenigen Iterationszyklen beendet. Zweimal sind Instrumentenwechsel Grund für einen Eingriff (H_8 und H_9). Ein starker Bruch im Juni 1912 wird keiner Homogenisierung zugeführt, da die Pseudoreihe aus den Bewölkungsdaten in der fraglichen Zeit nur bedingt eine gute Referenz sein kann: Weltweit wird die Atmosphäre für mehrere Monate bis Jahre durch ausgeworfene Asche des Vulkans Katmai auf Alaska vom 6. bis 12. Juni 1912 getrübt (WEICKMANN [108, 1913], MAURER und DORNO [64, 1914], BILLWILLER [14, 1913]). Während als Folge des Ausbruchs die Sonnenscheindauer vor allem bei tiefem Sonnenstand durch eine Dunstschicht mit schwefeliger Säure merklich reduziert wird, erfährt die Bewölkung «(...) in Gestalt von zarten, hellen hohen Dunstwolken (...)» (MAURER und DORNO [64, 1914, S. 53]) kaum eine Zunahme.

Im Oktober 1912 klart die Atmosphäre teilweise wieder auf. Im Winter 1912/13 folgt eine neuerliche Eintrübung. Erst in den 1920er Jahren pendelt sich ein ungestörtes, stabiles Verhältnis zwischen der relativen Sonnenscheindauer und der Bewölkung ein, weshalb eine Angleichung der Periode vor dem Vulkanausbruch an diejenige

lange danach erforderlich ist (H_{11}). Nach dieser Operation sind keine signifikanten Brüche mehr in der Reihe enthalten.

Die Tabelle 4.4 gibt eine Gesamtschau der durchlaufenen Homogenisierungszyklen. In Ergänzung werden in der Tabelle 4.5 die Homogenisierungsfaktoren der einzelnen Iterationen aufgelistet.

Die homogenisierte Reihe der relativen Sonnenscheindauer von Bern zeichnet sich im mittleren Verlauf durch einen schwachen negativen Trend aus, welcher sich auf die zunehmende Lufttrübung durch Aerosole zurückführen lassen dürfte. Die Zeitreihe zeigt zudem die für den Parameter in unseren Breiten typische Eigenschaft einer starken Biennialität. Jahre überdurchschnittlicher Sonnenscheindauer folgen sehr oft auf Jahre mit unternormalen Werten (BOSSHARD [21, 1996]).

H_i	Y_i	X_i	Bruch _d	Metadaten	H	Bruch _p	B/A
1	<i>BewB</i>	<i>BewR</i>	1. 1978	Stationsverlegung	ja	1. 1978	16/7
2	<i>BewB₁</i>	<i>BewR</i>	1. 1962	Stationsverlegung	ja	1. 1962	21/22
3	<i>BewB₂</i>	<i>BewR</i>	9. 1984	Übernahme WMO-Code	ja	9. 1984	40/7
4	<i>BewB₃</i>	<i>BewR</i>	12. 1919	Beobachterwechsel	ja	12. 1919	28/20
5	<i>BewB₄</i>	<i>BewR</i>	9. 1939	Beobachterwechsel	ja	4. 1940	16/30
6	<i>BewB₅</i>	<i>BewR</i>	7. 1891	neue Datenquelle	ja	1. 1891	4/22
7	<i>BewB₆</i>	<i>BewR</i>	9. 1892	untersignifikant	nein	—	—
8	<i>rSB</i>	<i>BewB₆</i>	5. 1895	Gerätewechsel	ja	5. 1895	8/17
9	<i>rSB₁</i>	<i>BewB₆</i>	9. 1955	Gerätewechsel	ja	12. 1955	40/26
10	<i>rSB₂</i>	<i>BewB₆</i>	6. 1912	Vulkanausbruch Katmai	nein	—	—
11	<i>rSB₂</i>	<i>BewB₆</i>	—	Angleichung	ja	1911/25	19/40
12	<i>rSB₃</i>	<i>BewB₆</i>	8. 1887	untersignifikant	nein	—	—

Tabelle 4.4: Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Bern.

Homogenisierungsfaktoren												
H_i	Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1	0.934	0.932	0.882	0.877	0.901	0.893	0.875	0.879	0.861	0.894	0.928	0.939
2	1.029	1.046	1.017	1.026	1	1	1.033	1.024	1.032	1.033	1.028	1
3	1	1	1.034	1.042	1.024	1.038	1.056	1.035	1.028	1.046	1.039	1.066
4	0.954	0.945	0.939	0.925	0.952	0.969	0.943	0.941	0.926	0.927	0.963	0.960
5	1	1.026	1.066	1.074	1.049	1.049	1.046	1.033	1.055	1.075	1.033	1.024
6	1	1	1.074	1.096	1.068	1.039	1.115	1.052	1	1.090	1	1
8	1	1.214	1	1	1	1.118	1	1.045	1	1	1.176	1.374
9	1.091	1.051	1	1.053	1.086	1.016	1	1.023	1	1	1	1.119
11	1	1	1	1	0.960	0.941	0.961	1	1	0.961	0.935	1

Tabelle 4.5: Homogenisierungsfaktoren, Bern. Der Faktor 1 bedeutet, dass der entsprechende Test in der monatlichen Quotientenreihe q_i zwischen der Sequenz vor und nach der Bruchstelle keine signifikante Mittelwertänderung feststellt.

4.4.2.2 Station Genf

Weil verschiedene Parallelmessungen vorliegen, wird in einem ersten Schritt eine zusammenhängende Reihe produziert. Dabei werden nach der üblichen Reduktionstechnik monatsweise die Homogenisierungen vorgenommen, allerdings auch hier nur dann, wenn signifikant unterschiedliche Niveaus vorliegen. Die Reihe der konventionellen Messungen am Flughafen $rSGk$ von 1958 bis 1990 wird bei einer Überschneidung von 11 Jahren den Verhältnissen der Genfer ANETZ-Reihe $rSGa$ von 1980 bis 1990 angeglichen. Anschliessend folgt die Anpassung der Campbell-Stokes-Reihe des *Observatoire* $rSGo$ von 1896 bis 1967 an die reduzierte konventionelle Flughafenreihe $rSGk_1$ bei einer Überschneidung von 10 Jahren, woraus die Reihe $rSGo_1$ resultiert.

H_i	Y_i	X_i	Überschneidung
1	$rSGk$	$rSGa$	1. 1980 – 12. 1990
2	$rSGo$	$rSGk_1$	1. 1958 – 12. 1967

Tabelle 4.6: Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Genf Teil I.

Die neue Ausgangsreihe rSG von 1896 bis 1990 wird nun aus Sequenzen von $rSGo_1$, $rSGk_1$ und $rSGa$ wie folgt zusammengesetzt:

Dezember 1896 bis Dezember 1957: von $rSGo_1$
 Januar 1958 bis Dezember 1979: von $rSGk_1$
 Januar 1980 bis Dezember 1990: $rSGa$

Die Bewölkungsreihe von Genf kann nur bis zu einem unbefriedigend hohen Grad homogenisiert werden. Durch die Stationsgeschichte nicht erklärable Fluktuationen sind nicht ohne weiteres zu entfernen. Da eine höhere Korrelation mit der homogenisierten Reihe der relativen Sonnenscheindauer von Bern zu verzeichnen ist, soll diese als Bezugsreihe für die Homogenisierung dienen (vgl. Referenzreihe in Abschnitt 4.1). Die Iterationszyklen H_3 bis H_5 der Tabelle 4.7 bleiben daher für den weiteren Verlauf bedeutungslos.

Die Genfer Reihe rSG wird demnach auf ihre Homogenität bezüglich der homogenen Berner Reihe rSB_3 getestet. Es erstaunt, dass nur gerade ein weiterer Iterationszyklus durchlaufen werden muss, bis ein akzeptabler Homogenitätsgrad erreicht wird (H_6 in Tabelle 4.7). Der dokumentierte Gerätewechsel von 1909 löst bei der entsprechenden Homogenisierung einen radikalen Eingriff aus. Die Monatswerte werden dabei um 16 bis 92% angehoben (vgl. Tabelle 4.8). Neben der Berner Reihe als Referenz ist auch die von GAUTIER [37, 1931] publizierte Parallelmessung von 1909 bis 1928 der beiden Instrumente herangezogen worden, um den Übergang vom alten zum neuen Gerät zu entwickeln. Der daraus hervorgehende Homogenisierungsgrad bleibt aber weit hinter dem Ergebnis mit der Berner Reihe als Referenz zurück, weshalb die Reduktion aufgrund der Parallelmessung fallengelassen wird.

H_i	Y_i	X_i	Bruch _d	Metadaten	H	Bruch _p	B/A
3	$BewG$	$BewR$	2. 1914	Beobachtermodus	ja	1. 1914	5/18
4	$BewG_1$	$BewR$	9. 1957	Stationsverlegung	ja	2. 1962	38/29
5	$BewG_2$	$BewR$	5. 1898	—	nein	—	—
6	rSG	rSB_3	2. 1909	Gerätewechsel	ja	2. 1909	12/22
7	rSG_1	rSB_3	10. 1946	Trendbruch; T_a : 1936, T_b : 1986	nein	—	—
8	$rSGt_1$	rSB_3	1. 1898	untersignifikant	nein	—	—

Tabelle 4.7: Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Genf Teil II.

Homogenisierungsfaktoren												
H_i	Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1	1	1	1	0.938	0.893	0.902	0.909	0.926	1	1	1	1.041
2	0.885	0.941	1	0.919	0.895	0.890	0.885	0.912	1	0.930	0.837	0.905
3	0.912	1	0.908	1	0.895	0.874	1	0.900	1	0.885	1	1
4	1	1.041	1	1.064	1.122	1.097	1.093	1.093	1	1.050	1	1
6	1.661	1.161	1.250	1.258	1.231	1.215	1.195	1.189	1.214	1.201	1.261	1.929

Tabelle 4.8: Homogenisierungsfaktoren, Genf. Der Faktor 1 bedeutet, dass der entsprechende Test in der monatlichen Quotientenreihe q_i zwischen der Sequenz vor und nach der Bruchstelle keine signifikante Mittelwertänderung feststellt.

Der Trend-SNHT klärt im Schritt H_7 eindeutig über die Situation nach der vollzogenen Homogenisierung H_6 auf: Es wird ein über längere Zeit anhaltender negativer Trend in der Genfer Reihe festgestellt (vgl. H_7). Die lineare Abnahme beginnt spätestens 1936 und endet frühestens 1986. Ein Vergleich mit der Berner Reihe zeigt, dass in der Genfer Reihe mitunter ein *globaler* Trend enthalten ist (1896 bis 1990). Dies bedeutet, dass die homogenisierte Berner Reihe nur noch dann als Referenzreihe verwendet werden kann, wenn die Genfer Reihe provisorisch trendbereinigt wird ($rSGt_1$). Ein entsprechendes Vorgehen ergibt, dass die Genfer Sonnenscheinreihe als homogen einzustufen ist (H_8). Die Verstärkung hat sich demnach an den beiden Stationen unterschiedlich stark bemerkbar gemacht. Während in Genf seit Messbeginn ein recht markanter Rückgang der relativen Sonnenscheindauer beobachtet wird, wahrscheinlich bedingt durch die kontinuierlich zunehmende Lufttrübung, ist in Bern nur ein schwacher negativer Trend seit ca. 1949 zu verzeichnen.

4.4.2.3 Station Sitten

Die Bewölkungsreihe von Sitten bedarf nur *einer* Homogenisierungsrunde. Einzig die Stationsverlegung auf den Sittener Flugplatz von 1978 gibt Anlass für einen Eingriff (H_1). In der Bilanz der Korrelationspartner unserer Sonnenscheindauerreihe übertrifft die Pseudoreihe aus der Bewölkung die schon homogenisierten Reihen der relativen Sonnenscheindauer von Bern und Genf. Als Referenz ist deshalb die

Pseudoreihe von Sitten vorzuziehen. Dies erstaunt um so mehr, als für die Berechnung der Pseudoreihe für die Sequenz 1906 bis 1924 nicht die Daten von Siders verwendet werden, sondern bereits die Sittener Bewölkung. Die klimatischen Unterschiede zu Bern und Genf wirken sich offenbar in der Korrelation gravierender aus als die Verwendung einer benachbarten Bewölkungsreihe.

Erwartungsgemäss wird eine erste Homogenisierungsiteration der relativen Sonnenscheindauer notwendig, bedingt durch die Stationsverlegung vom April 1940 von Siders nach Sitten (H_3). Weitere Iterationen werden durchgeführt, verursacht durch einen Instrumentenwechsel (H_4), durch zwei Standortwechsel (H_5 und H_9) und durch eine schlechte Aufstellung, wo künstliche Hindernisse in der Nähe eine Abschattung des Autographen bewirken (H_6). Schliesslich wird die Sequenz 1906 bis 1924 an den Abschnitt nach der grossen Datenlücke von 1925 bis 1930 angeglichen (H_8). So sind hier beispielsweise die Dezemberwerte vor der Lücke um rund 42% anzuheben (vgl. Tabelle 4.10)! Da der Übergang vom Siderser Bezirksspital zum Kapuzinerkloster von Sitten schon mit der Homogenisierung H_3 vollzogen wird und die Reihe von dort zum Sittener Militärflugplatz überraschenderweise keiner Korrektur bedarf, leitet H_8 direkt über zur ANETZ-Reihe.

Im allgemeinen treten die Anpassungen sehr selektiv in Erscheinung, was bedeutet, dass sich die Quotientenreihen vor und nach dem Bruch oft nur für wenige Monate signifikant voneinander unterscheiden. Die Homogenisierungsiteration H_6 verdeutlicht den Sachverhalt, wo Reduktionen lediglich für die Monate Oktober und Dezember zu rechnen sind und die gleichwohl ausserordentlich starke Eingriffe bedeuten (vgl. Tabelle 4.10).

Abgesehen von der nach wie vor präsenten Datenlücke kann die Reihe nach der Bearbeitung H_8 als Ganzes für hinreichend homogen erklärt werden. Gleichzeitig muss betont werden, dass mit der Homogenisierung des Stationspaares Siders/Sitten wohl die Grenzen einer sinnvollen Homogenisierung erreicht worden sind. Einige Kunstgriffe sind angewandt worden, um zum Ziel vorzustossen. Umrechnungen von der absoluten zur relativen Sonnenscheindauer sind teilweise mit fremden Stationshorizonten vollzogen worden, die Plausibilität der Siderser Sonnenscheindauer von 1906 bis 1924 ist mit der Stationsbewölkung von Sitten geprüft worden, und Ergebnisse, welche Inhomogenitäten verursachen können, sind in hoher Kadenz eingetreten. Möglicherweise haben sich kurz aufeinanderfolgende Brüche in ihrer Wirkung gegenseitig neutralisiert beziehungsweise werden von Homogenitätstests nur ungenügend erfasst (untersignifikante Bruchdetektion), worauf keine Anpassungen vorgenommen werden.

Die praktisch trendfreie homogenisierte Zeitreihe der relativen Sonnenscheindauer von Sitten zeichnet sich durch ihre im Vergleich zu den Stationen Bern und Genf markant höheren Werte aus. Bei einem arithmetischen Jahresmittel von 55% gegenüber 39% in Bern und 41% in Genf ist eindeutig ein anderes klimatisches Umfeld gegeben. Das niederschlagsarme Wallis weist niedrige mittlere Bedeckungsgrade der Bewölkung auf und damit eine attraktive Sonnenscheinstatistik. Hier erweist es sich wieder einmal als sinnvoll, von der relativen Sonnenscheindauer zu sprechen, denn

gerade im zerklüfteten Gelände der Walliser Alpen kann selbst ein hoher Prozentwert der Sonnenscheindauer eine geringe Absolutdauer bedeuten. Für Sitten selbst gilt diese Einschränkung freilich nicht, da der Stationshorizont im breiten Rhonetal nur schwach durch die umliegenden Bergkämme eingengt wird.

H_i	Y_i	X_i	Bruch _d	Metadaten	H	Bruch _p	B/A
1	<i>BewS</i>	<i>BewR</i>	1. 1978	Stationsverlegung	ja	1. 1978	23/13
2	<i>BewS₁</i>	<i>BewR</i>	2. 1907	untersignifikant	nein	—	—
3	<i>rSS</i>	<i>BewS₁</i>	2. 1941	Stationsverlegung	ja	5. 1940	9/19
4	<i>rSS₁</i>	<i>BewS₁</i>	2. 1959	Gerätewechsel	ja	4. 1961	25/30
5	<i>rSS₂</i>	<i>BewS₁</i>	2. 1947	Standortwechsel	ja	4. 1947	11/20
6	<i>rSS₃</i>	<i>BewS₁</i>	3. 1936	Aufstellungsmängel	ja	1. 1936	4/31
7	<i>rSS₄</i>	<i>BewS₁</i>	3. 1936	untersignifikant	nein	—	—
8	<i>rSS₄</i>	<i>BewS₁</i>	—	Angleichung	ja	1924/31	10/29
9	<i>rSS₅</i>	<i>BewS₁</i>	2. 1908	Standortwechsel	ja	8. 1907	1/4
10	<i>rSS₆</i>	<i>BewS₁</i>	10. 1911	untersignifikant	nein	—	—

Tabelle 4.9: Homogenisierung der relativen Sonnenscheindauer, Sitten.

Homogenisierungsfaktoren												
H_i	Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1	1.050	1	1.123	1.108	1.082	1.053	1	1	1.063	1.117	1	1
3	1	1.177	1	1	1.089	1.127	1.108	1.070	1.176	1	1.166	1.182
4	1.082	1	1.097	1.093	1	1	1	1.040	1.053	1	1.045	1.167
5	1.122	1	1	1	1	1	1	1.032	1	1	1	1
6	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.206	1	1.269
8	1.255	1.200	1	1	1.145	1	1	1.151	1.113	1	1.236	1.424
9	1	1.047	1.287	1	1.134	1.227	1.269	1.107	1.260	1	0.975	1.219

Tabelle 4.10: Homogenisierungsfaktoren, Sitten. Der Faktor 1 bedeutet, dass der entsprechende Test in der monatlichen Quotientenreihe q_i zwischen der Sequenz vor und nach der Bruchstelle keine signifikante Mittelwertänderung feststellt.

Kapitel 5

Ausblick

Untersuchungen im Forschungsbereich der Klimatologie sind auf homogene beziehungsweise homogenisierte lange Klimareihen angewiesen. Die vorliegende Arbeit kann als richtungsweisend für künftige Bereinigungen und Homogenisierungen der relativen Sonnenscheindauer verstanden werden. In absehbarer Zukunft wird zudem eine Arbeit von Mathias Baudenbacher erscheinen, welche sich der Homogenisierung länger Temperaturmessreihen widmet. Sollen weitere Klimaparameter Bestandteil einer operationellen Bearbeitung sein, lassen sich analoge Prozeduren ableiten. Die Untersuchung weiterer Klimaparameter schliesst auch die Evaluierung der Homogenitätstests mit ein. Die Evaluierung ist insofern von grosser Bedeutung, als die verschiedenen Tests je nach Parameter unterschiedlich reagieren. Hinzu kommt, dass die Detektion der Bruchstelle und die Bestimmung der Signifikanz einer Inhomogenität ebenfalls von der Wahl des Klimaparameters abhängen.

Neueste mathematische Ansätze, wie sie zurzeit etwa bei *Météo France* unter Verwendung der aufkommenden *Bayes*-Statistik entwickelt werden, lassen erwarten, dass sowohl in der Detektionstechnik als auch im Bereinigungsverfahren Fortschritte erzielt werden. Die sogenannte *multiple breakpoint detection* (simultane Detektion mehrerer Brüche) wird zusehends an Bedeutung gewinnen.

Für eine weiterführende, operationelle Bearbeitung langer Klimareihen empfiehlt sich eine Automatisierung des gesamten Prozessablaufs oder zumindest von Teilbereichen. Dies betrifft nur die Programmabläufe, nicht jedoch gewisse Entscheide. Explizit soll die Interaktionsmöglichkeit des Bearbeiters erhalten bleiben. Damit wird vor allem der Bedeutung von Metadaten Rechnung getragen, die nur schwer in einen Automatisierungsprozess einbezogen werden können.

Die in der jetzigen tabellarischen Form zur Verfügung stehenden Stationsgeschichtsdokumentationen sind in eine bessere Struktur einzubringen, falls die Bearbeitung weiterer langer Klimareihen bevorsteht. Die operationelle Aufbereitung, Bereinigung und Homogenisierung einer grösseren Anzahl langer Klimareihen erfordert deshalb die Einrichtung einer Metadatenbank. Diesbezüglich muss darauf geachtet werden, dass Datenbankauszüge die angesteuerten Informationen und Ereignisse auch in chronologischer Übersicht wiedergeben.

Wenn in Zukunft ein dichteres Stationsnetz mit langen Klimareihen verfügbar ist, werden verschiedene Anpassungen hinsichtlich des Homogenisierungsprozesses notwendig sein, weil sich dann unter Umständen mehrere Nachbarstationen zur Referenzreihenbildung anbieten.

Schliesslich gestattet es der ausnahmslos zufriedenstellende Homogenitätsgrad, die im Projekt bereinigten Klimareihen für künftige Klimastudien vorbehaltlos zu verwenden. Zudem können sie für weitere Homogenisierungen als verlässliche Referenzreihen dienen.

Anhang A

Station Bern, 1886 bis 1990

Bern: Homogenisierte Monatsmittelwerte mit Konfidenzintervall (95 %-Niveau) der relativen Sonnenscheindauer [%]														
Jahr	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun. ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±	
1886	—	—	51 0	41 2	58 4	34 3	61 3	57 3	61 0	32 4	35 5	19 3	—	
1887	20 1	67 5	31 0	49 -2	33 2	76 6	56 2	68 3	48 0	36 4	22 3	30 4	44.7 2.7	
1888	27 2	18 1	27 0	23 1	64 4	48 3	42 2	54 3	39 0	51 6	21 2	44 6	38.2 2.5	
1889	24 2	26 2	22 0	42 2	36 3	35 3	54 2	55 3	49 0	21 2	23 3	17 2	33.7 2	
1890	30 2	34 3	52 0	44 2	46 3	49 4	47 2	51 3	60 0	45 5	32 4	7 1	41.4 2.4	
1891	35 2	79 6	33 0	33 2	32 2	45 3	38 2	57 3	61 0	48 6	30 4	50 7	45.1 3.1	
1892	16 1	32 2	32 0	49 2	55 4	47 3	55 2	72 4	49 0	22 3	20 2	13 2	38.5 2.1	
1893	29 2	31 2	64 0	83 4	56 4	62 4	44 2	80 4	44 0	48 5	17 2	30 4	49 2.8	
1894	20 1	55 4	54 0	48 2	36 2	56 4	53 2	55 3	38 0	34 4	22 3	33 5	42 2.5	
1895	20 1	41 3	31 0	54 3	48 3	48 3	61 3	68 2	75 0	40 5	18 2	16 2	43.3 2.2	
1896	25 2	34 2	31 0	35 2	49 3	39 2	50 2	41 1	43 0	27 3	19 2	5 1	33.2 1.7	
1897	14 1	28 2	32 0	36 2	47 3	57 3	53 2	51 2	36 0	35 4	28 3	23 3	36.7 2.1	
1898	20 1	32 2	27 0	37 2	32 2	38 2	56 2	72 3	64 0	30 3	14 1	27 3	37.4 1.8	
1899	16 1	65 4	48 0	34 2	50 4	55 3	56 2	74 3	41 0	44 5	41 4	22 2	45.5 2.5	
1900	18 1	22 1	34 0	45 2	44 3	55 3	57 3	58 2	53 0	45 5	14 1	20 2	38.8 1.9	
1901	31 2	40 2	23 0	41 2	64 4	50 3	56 2	55 2	39 0	24 3	23 2	21 2	38.9 2	
1902	36 3	19 1	38 0	42 2	25 2	46 3	61 3	50 2	42 0	20 2	18 2	15 2	34.3 1.8	
1903	29 2	44 3	46 0	24 1	59 4	32 2	45 2	63 2	51 0	37 4	11 1	8 1	37.4 1.8	
1904	13 1	26 2	26 0	35 2	53 4	48 3	66 3	65 2	38 0	32 4	34 3	18 2	37.8 2.2	
1905	41 3	47 3	29 0	39 2	41 3	48 3	68 3	51 2	34 0	34 4	19 2	17 2	39 2.2	
1906	30 2	31 2	45 0	45 2	48 3	57 3	52 2	71 2	67 0	48 5	20 2	21 2	44.6 2.1	
1907	19 1	30 2	48 0	38 2	44 3	47 3	53 2	71 3	48 0	32 4	20 2	32 4	40.2 2.2	
1908	22 2	34 2	29 0	39 2	58 4	58 4	55 2	64 2	42 0	47 5	18 2	21 2	40.6 2.2	
1909	24 2	45 3	28 0	60 3	64 4	41 3	46 2	56 2	45 0	37 4	27 3	21 2	41.2 2.3	
1910	22 2	39 2	40 0	36 2	40 3	45 3	48 2	58 2	37 0	33 4	22 2	15 2	36.2 2	
1911	29 2	42 2	33 0	51 2	44 3	48 3	77 3	78 3	54 0	34 4	28 3	18 2	44.7 2.2	
1912	20 1	48 3	39 0	46 2	47 3	48 2	44 0	30 1	25 0	25 0	27 0	31 3	35.8 1.2	
1913	17 1	54 3	39 0	36 2	47 2	40 2	38 0	54 2	36 0	36 0	10 0	23 3	35.8 1.2	
1914	16 1	37 2	24 0	53 3	27 1	45 2	40 0	53 2	45 0	37 0	29 0	29 3	36.2 1.2	
1915	17 1	22 1	25 0	42 2	45 2	51 2	50 0	61 2	38 0	18 0	26 0	18 2	34.4 1	
1916	39 3	26 1	22 0	43 2	45 2	37 1	42 0	57 2	38 0	40 0	22 0	10 1	35.1 1	
1917	13 1	33 2	23 0	38 2	49 2	60 2	52 0	53 2	60 0	25 0	29 0	23 3	38.2 1.2	
1918	35 2	44 3	52 0	20 1	60 3	53 2	60 0	61 2	39 0	33 0	26 0	24 3	42.2 1.3	
1919	17 1	29 2	30 0	26 1	65 3	61 2	40 0	74 3	60 0	27 0	18 0	18 2	38.8 1.2	
1920	35 2	58 3	46 0	26 1	49 2	45 2	55 0	56 2	34 0	21 0	22 0	5 1	37.7 1.1	
1921	33 2	51 3	56 0	38 2	42 2	59 2	69 0	55 2	56 0	63 0	12 0	19 2	46.1 1.2	
1922	12 1	33 2	29 0	22 -1	66 3	48 2	52 0	53 2	37 0	17 0	26 0	26 3	35.1 1.2	
1923	23 2	19 1	26 0	37 2	54 2	40 2	63 0	69 2	55 0	33 0	19 0	13 1	37.6 1	
1924	27 2	25 1	48 0	34 2	46 2	50 2	47 0	39 1	45 0	39 0	20 0	19 2	36.6 1	
1925	37 3	41 2	28 0	33 2	50 2	70 3	51 0	57 2	47 0	41 0	11 0	25 3	40.9 1.4	
1926	31 2	33 2	28 0	52 -3	38 2	41 2	47 0	69 2	66 0	38 0	30 0	11 1	40.3 1.2	
1927	20 1	41 2	35 0	42 2	59 3	50 2	50 0	51 2	40 0	50 0	26 0	10 1	39.5 1.1	
1928	26 2	50 3	28 0	39 2	48 2	55 2	76 0	57 2	39 0	33 0	24 0	13 1	40.7 1.2	
1929	21 1	40 2	55 0	38 2	47 2	51 2	60 0	51 2	72 0	28 0	26 0	34 4	43.6 1.2	
1930	28 2	32 2	31 0	36 2	29 1	56 2	40 0	55 2	37 0	32 0	31 0	16 2	35.2 1.1	
1931	28 2	30 2	41 0	41 2	45 2	55 2	44 0	39 1	41 0	55 0	27 0	38 4	40.3 1.2	
1932	27 2	58 3	31 0	41 2	42 2	46 2	35 0	63 2	42 0	27 0	20 0	14 2	37.2 1.2	
1933	19 1	34 2	43 0	48 2	40 2	39 1	64 0	68 2	47 0	29 0	12 0	16 2	38.2 1	
1934	15 1	64 4	25 0	50 2	59 2	51 2	63 0	47 2	57 0	43 0	30 0	16 2	43.3 1.2	
1935	22 2	25 1	48 0	26 1	47 2	60 2	66 0	52 2	59 0	15 0	26 0	12 1	38.2 0.9	
1936	18 1	32 2	46 0	29 1	50 2	33 1	39 0	56 2	36 0	33 0	11 0	22 2	33.8 0.9	
1937	33 2	19 1	28 0	38 2	51 2	44 2	54 0	50 2	34 0	37 0	30 0	22 2	36.7 1.1	
1938	14 1	35 2	70 0	65 3	42 2	57 2	52 0	49 2	45 0	37 0	44 0	16 2	43.8 1.2	
1939	22 2	40 2	31 0	39 2	20 1	42 2	51 0	47 2	35 0	15 0	19 0	15 2	31.3 1.1	
1940	18 1	21 1	39 0	41 2	53 2	46 2	45 0	59 2	46 0	21 0	26 0	12 1	35.6 0.9	

Tabelle A.1: Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Bern 1886–1940.

Bern: Homogenisierte Monatsmittelwerte mit Konfidenzintervall (95 %-Niveau) der relativen Sonnenscheindauer [%]

Jahr	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1941	10 1	26 2	44 0	39 2	39 2	53 2	56 0	45 2	50 0	26 0	13 0	33 4	36.2 1.2
1942	20 1	19 1	32 0	49 2	48 2	62 2	50 0	58 2	57 0	45 0	23 0	22 2	40.4 1
1943	32 2	47 3	45 0	55 3	53 2	51 2	58 0	63 2	35 0	41 0	22 0	13 1	42.9 1.2
1944	33 2	16 1	32 0	47 2	56 2	47 2	48 0	65 2	34 0	25 0	22 0	21 2	37.2 1.1
1945	16 1	35 2	44 0	63 3	62 3	68 3	66 0	50 2	55 0	44 0	17 0	16 2	44.7 1.3
1946	26 2	22 1	37 0	52 3	44 2	39 2	57 0	57 2	55 0	30 0	28 0	8 1	37.9 1.1
1947	29 2	19 1	20 0	57 3	41 2	63 2	61 0	73 3	64 0	42 0	32 0	18 2	43.2 1.2
1948	20 1	30 2	69 0	49 2	55 2	45 2	35 0	44 2	53 0	37 0	28 0	29 3	41.2 1.2
1949	42 3	68 4	48 0	54 3	28 1	68 3	72 0	60 2	53 0	51 0	20 0	19 2	48.6 1.5
1950	24 2	32 2	54 0	32 2	56 2	65 3	61 0	54 2	39 0	39 0	14 0	13 1	40.2 1.2
1951	16 1	27 2	27 0	45 2	36 2	44 2	59 0	46 2	41 0	32 0	23 0	43 5	36.6 1.3
1952	24 2	29 2	30 0	51 2	65 3	58 2	67 0	58 2	33 0	26 0	15 0	9 1	38.8 1.2
1953	20 1	33 2	67 0	47 2	56 2	32 1	49 0	61 2	47 0	32 0	23 0	15 2	40.2 1
1954	13 1	25 1	46 0	31 2	48 2	46 2	45 0	43 2	43 0	44 0	31 0	19 2	36.2 1
1955	8 1	15 1	38 0	62 3	54 2	44 2	42 0	52 2	43 0	38 0	25 0	24 0	37.1 0.9
1956	16 0	35 0	42 0	41 0	53 0	40 0	53 0	39 0	54 0	31 0	15 0	36 0	37.9 0
1957	34 0	30 0	51 0	38 0	38 0	45 0	47 0	55 0	44 0	58 0	11 0	25 0	39.7 0
1958	21 0	30 0	38 0	35 0	47 0	50 0	57 0	56 0	53 0	24 0	6 0	14 0	35.9 0
1959	28 0	57 0	33 0	51 0	57 0	46 0	66 0	58 0	56 0	38 0	18 0	25 0	44.4 0
1960	31 0	36 0	35 0	46 0	60 0	54 0	43 0	50 0	35 0	31 0	28 0	16 0	38.8 0
1961	10 0	43 0	63 0	37 0	40 0	47 0	54 0	59 0	57 0	40 0	16 0	20 0	40.5 0
1962	28 0	28 0	37 0	48 0	37 0	67 0	52 0	74 0	53 0	47 0	22 0	11 0	42 0
1963	24 0	31 0	39 0	33 0	44 0	38 0	61 0	41 0	39 0	42 0	32 0	25 0	37.4 0
1964	10 0	36 0	13 0	40 0	48 0	52 0	69 0	51 0	51 0	21 0	11 0	10 0	34.3 0
1965	16 0	46 0	37 0	28 0	39 0	44 0	39 0	45 0	38 0	31 0	13 0	16 0	32.7 0
1966	25 0	25 0	41 0	35 0	51 0	55 0	46 0	42 0	51 0	29 0	18 0	14 0	36 0
1967	21 0	39 0	34 0	44 0	43 0	51 0	63 0	51 0	38 0	60 0	18 0	25 0	40.6 0
1968	23 0	27 0	40 0	49 0	39 0	52 0	53 0	39 0	42 0	37 0	9 0	15 0	35.4 0
1969	22 0	26 0	22 0	34 0	48 0	38 0	60 0	48 0	45 0	52 0	36 0	14 0	37.1 0
1970	14 0	15 0	35 0	32 0	38 0	48 0	50 0	43 0	57 0	39 0	26 0	15 0	34.3 0
1971	35 0	39 0	29 0	53 0	36 0	39 0	71 0	53 0	62 0	51 0	29 0	25 0	43.5 0
1972	17 0	26 0	41 0	26 0	30 0	42 0	41 0	48 0	47 0	39 0	37 0	27 0	35.1 0
1973	9 0	29 0	37 0	34 0	45 0	47 0	46 0	50 0	50 0	32 0	32 0	15 0	35.5 0
1974	16 0	14 0	26 0	49 0	38 0	47 0	56 0	52 0	40 0	12 0	12 0	26 0	32.3 0
1975	17 0	48 0	18 0	37 0	33 0	40 0	58 0	43 0	34 0	35 0	22 0	19 0	33.7 0
1976	26 0	28 0	44 0	53 0	53 0	71 0	49 0	55 0	34 0	34 0	19 0	18 0	40.3 0
1977	11 0	24 0	31 0	25 0	34 0	38 0	47 0	43 0	45 0	27 0	23 0	18 0	30.5 0
1978	19 0	17 0	27 0	31 0	25 0	37 0	40 0	47 0	58 0	47 0	29 0	20 0	33.1 0
1979	25 0	25 0	21 0	35 0	43 0	37 0	47 0	43 0	51 0	29 0	29 0	27 0	34.3 0
1980	20 0	36 0	26 0	30 0	31 0	26 0	30 0	51 0	61 0	36 0	26 0	35 0	34 0
1981	27 0	44 0	26 0	39 0	28 0	34 0	34 0	57 0	24 0	27 0	53 0	16 0	34.1 0
1982	20 0	31 0	31 0	53 0	44 0	33 0	43 0	34 0	51 0	25 0	29 0	21 0	34.6 0
1983	38 0	23 0	39 0	23 0	21 0	33 0	64 0	38 0	49 0	47 0	23 0	34 0	36 0
1984	22 0	25 0	50 0	47 0	20 0	47 0	59 0	45 0	37 0	38 0	33 0	14 0	36.4 0
1985	24 0	28 0	27 0	41 0	29 0	40 0	56 0	61 0	72 0	51 0	15 0	38 0	40.2 0
1986	25 0	12 0	42 0	16 0	35 0	48 0	54 0	49 0	50 0	44 0	46 0	28 0	37.4 0
1987	18 0	13 0	30 0	47 0	35 0	32 0	35 0	48 0	56 0	21 0	22 0	16 0	31.1 0
1988	21 0	35 0	19 0	37 0	33 0	43 0	54 0	53 0	45 0	28 0	29 0	23 0	35 0
1989	40 0	44 0	53 0	21 0	59 0	54 0	45 0	56 0	42 0	58 0	41 0	20 0	44.4 0
1990	42 0	46 0	48 0	27 0	55 0	36 0	60 0	63 0	52 0	38 0	21 0	28 0	43 0

Tabelle A.2: Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Bern 1941–1990.

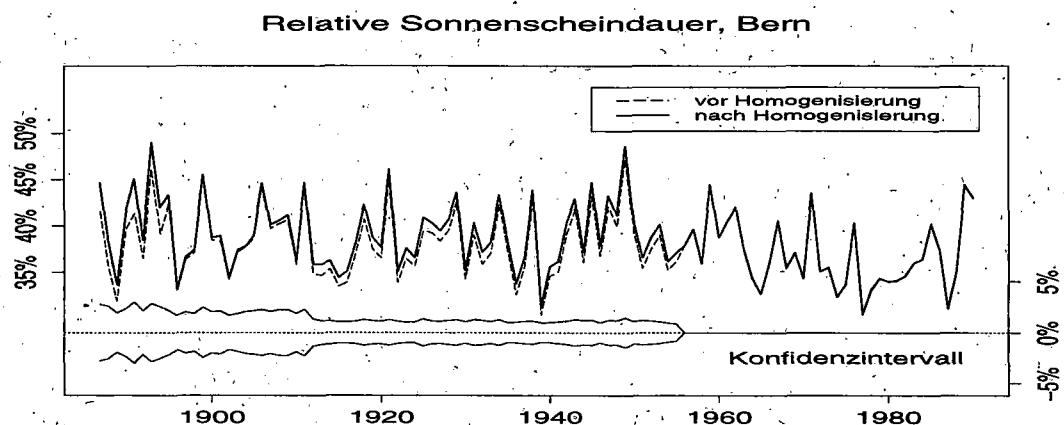


Abbildung A.1: Bern 1887 bis 1990: Jahresmittel der relativen Sonnenscheindauer vor und nach der Homogenisierung und mittlere Konfidenzintervalle.

Anhang B

Station Genf, 1896 bis 1990

Genf: Homogenisierte Monatsmittelwerte mit Konfidenzintervall (95 %-Niveau) der relativen Sonnenscheindauer [%]													
Jahr	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1896												15 1	
1897	9 1	27 3	47 4	34 3	51 4	60 3	58 3	53 3	46 4	38 4	19 4	16 2	38.2 3.2
1898	15 2	41 5	34 3	46 5	35 3	45 3	66 4	73 4	89 8	33 4	12 2	47 6	44.7 4.1
1899	24 3	58 7	64 5	39 4	55 4	60 3	60 3	79 4	63 6	41 4	37 8	14 2	49.5 4.4
1900	26 3	18 2	44 4	56 6	48 4	57 3	68 4	58 3	60 6	58 6	22 4	23 3	44.8 4
1901	23 3	42 5	26 2	44 4	65 5	57 3	58 3	62 3	48 4	27 3	28 6	30 4	42.5 3.8
1902	33 4	16 2	46 4	50 5	33 2	54 3	69 4	59 3	61 6	27 3	16 3	17 2	40.1 3.4
1903	34 4	42 5	57 5	38 4	59 4	36 2	55 3	68 4	62 6	45 5	15 3	8 1	43.2 3.8
1904	9 1	27 3	37 3	45 5	50 4	54 3	71 4	72 4	40 4	33 3	37 7	23 3	41.5 3.7
1905	39 5	47 5	33 3	43 4	42 3	50 3	70 4	59 3	43 4	44 5	24 5	14 2	42.3 3.8
1906	33 4	34 4	54 4	49 5	53 4	68 4	61 3	79 4	76 7	53 6	25 5	27 4	51 4.5
1907	23 3	23 3	59 5	49 5	40 3	54 3	61 3	75 4	62 6	33 4	20 4	36 5	44.6 4
1908	9 1	36 4	36 3	46 5	54 4	59 3	57 3	68 4	60 6	43 5	17 3	13 2	41.5 3.6
1909	35 4	42 2	38 0	64 2	66 3	46 1	56 2	63 2	53 0	37 2	27 3	17 3	45.3 2
1910	20 2	38 2	49 0	37 1	40 2	52 1	50 2	58 2	46 0	38 3	25 3	22 4	39.6 1.8
1911	21 2	49 3	37 0	51 1	52 2	55 1	76 2	76 3	63 0	31 2	28 3	16 3	46.2 1.8
1912	19 2	45 2	49 0	61 2	55 2	53 1	52 2	40 1	47 0	26 2	33 4	19 3	41.6 1.8
1913	12 1	48 3	46 0	42 1	51 2	51 1	43 1	60 2	49 0	40 3	22 3	25 4	40.8 1.8
1914	11 1	17 1	34 0	50 1	37 1	55 1	48 1	53 2	57 0	38 3	23 3	32 6	37.9 1.7
1915	25 3	26 1	43 0	48 1	44 2	49 1	56 2	66 2	49 0	25 2	20 2	17 3	39 1.6
1916	30 4	20 1	22 0	42 1	48 2	46 1	52 2	61 2	51 0	43 3	24 3	12 2	37.6 1.8
1917	16 2	26 1	33 0	49 1	39 2	61 1	59 2	56 2	73 0	34 2	31 4	23 4	41.7 1.8
1918	23 3	43 2	63 0	32 1	61 2	58 1	67 2	71 3	50 0	43 3	12 1	18 3	45.1 1.8
1919	21 2	23 1	35 0	35 1	62 2	63 1	55 2	76 3	70 0	33 2	20 2	22 4	42.9 1.7
1920	31 4	54 3	55 0	39 1	49 2	57 1	61 2	66 2	47 0	19 1	18 2	8 1	42 1.6
1921	33 4	52 3	68 0	59 2	45 2	67 1	71 2	59 2	61 0	65 4	17 2	27 5	52 2.2
1922	14 2	39 2	37 0	23 1	62 2	56 1	59 2	60 2	52 0	24 2	26 3	24 4	39.7 1.8
1923	27 3	18 1	36 0	43 1	52 2	54 1	65 2	71 3	65 0	31 2	18 2	17 3	41.4 1.7
1924	30 4	34 2	54 0	44 1	50 2	57 1	51 2	44 2	56 0	43 3	16 2	13 2	41 1.8
1925	21 2	49 3	39 0	39 1	47 2	68 1	51 2	62 2	60 0	48 3	18 2	23 4	43.8 1.8
1926	28 3	34 2	44 0	49 1	41 2	43 1	52 2	69 2	75 0	40 3	30 4	11 2	43 1.8
1927	18 2	45 2	37 0	46 1	59 2	52 1	56 2	50 2	48 0	51 3	23 3	10 2	41.2 1.7
1928	33 4	49 3	33 0	43 1	50 2	55 1	73 2	61 2	51 0	41 3	24 3	21 4	44.5 2.1
1929	27 3	35 2	64 0	49 1	55 2	55 1	64 2	58 2	75 0	38 3	26 3	37 7	48.6 2.2
1930	25 3	36 2	41 0	41 1	35 1	54 1	49 2	60 2	56 0	27 2	34 4	18 3	39.7 1.8
1931	24 3	37 2	44 0	50 1	53 2	64 1	51 2	44 2	58 0	53 4	20 2	25 4	43.6 1.9
1932	12 1	47 2	35 0	42 1	39 2	50 1	38 1	67 2	53 0	38 3	17 2	2 0	36.7 1.2
1933	20 2	43 2	46 0	59 2	45 2	39 1	64 2	76 3	54 0	32 2	16 2	12 2	42.2 1.7
1934	13 2	61 3	34 0	50 1	62 2	61 1	66 2	56 2	75 0	50 3	26 3	16 3	47.5 1.8
1935	26 3	30 2	54 0	33 1	49 2	63 1	68 2	56 2	68 0	25 2	17 2	14 3	41.9 1.7
1936	24 3	37 2	49 0	30 1	50 2	45 1	46 1	64 2	48 0	43 3	16 2	22 4	39.5 1.8
1937	28 3	29 2	31 0	42 1	51 2	54 1	65 2	60 2	40 0	39 3	32 4	21 4	41 2
1938	19 2	34 2	84 0	78 2	40 2	61 1	60 2	53 2	51 0	48 3	25 3	15 3	47.3 1.8
1939	24 3	29 2	45 0	41 1	33 1	49 1	57 2	54 2	46 0	21 1	19 2	19 3	36.4 1.5
1940	13 1	22 1	53 0	43 1	53 2	50 1	53 2	68 2	54 0	30 2	29 3	11 2	39.9 1.4
1941	11 1	31 2	51 0	47 1	43 2	52 1	63 2	51 2	62 0	34 2	19 2	43 8	42.2 1.9
1942	17 2	17 1	35 0	47 1	50 2	63 1	59 2	65 2	59 0	54 4	25 3	18 3	42.4 1.8
1943	17 2	52 3	55 0	60 2	50 2	59 1	58 2	71 3	44 0	44 3	26 3	15 3	45.9 2
1944	27 3	18 1	53 0	54 2	60 2	56 1	58 2	66 2	43 0	26 2	24 3	22 4	42.2 1.8
1945	17 2	41 2	56 0	64 2	58 2	68 1	68 2	51 2	67 0	47 3	17 2	20 4	47.8 1.8
1946	18 2	29 2	46 0	53 2	39 2	47 1	63 2	60 2	65 0	35 2	20 2	10 2	40.4 1.6
1947	19 2	19 1	26 0	62 2	43 2	64 1	66 2	72 3	71 0	42 3	28 3	17 3	44.1 1.8
1948	18 2	38 2	74 0	48 1	48 2	45 1	45 1	48 2	61 0	42 3	23 3	13 2	41.9 1.6
1949	30 4	62 3	58 0	52 1	36 1	60 1	66 2	66 2	57 0	40 3	21 2	15 3	46.9 1.8
1950	23 3	30 2	58 0	40 1	53 2	65 1	67 2	59 2	52 0	46 3	14 2	14 3	43.4 1.8

Tabelle B.1: Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Genf 1896–1950.

Genf: Homogenisierte Monatsmittelwerte mit Konfidenzintervall (95 %-Niveau) der relativen Sonnenscheindauer [%]

Jahr	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1951	18 2	25 1	32 0	45 1	38 1	48 1	62 2	50 2	51 0	30 2	27 3	24 4	37.5 1.6
1952	25 3	33 2	32 0	48 1	64 3	63 1	69 2	59 2	46 0	32 2	20 2	15 3	42.2 1.8
1953	17 2	33 2	70 0	43 1	55 2	38 1	56 2	65 2	54 0	31 2	16 2	13 2	40.9 1.5
1954	21 2	25 1	50 0	34 1	43 2	53 1	51 2	45 2	53 0	55 4	37 4	12 2	39.9 1.8
1955	5 1	29 2	43 0	72 2	54 2	44 1	50 2	59 2	56 0	43 3	19 2	17 3	40.9 1.7
1956	22 3	36 2	49 0	44 1	57 2	48 1	54 2	40 1	66 0	33 2	17 2	31 6	41.4 1.8
1957	23 3	33 2	63 0	50 1	46 2	45 1	55 2	58 2	60 0	54 4	12 1	15 3	42.8 1.8
1958	10 0	32 0	41 0	39 4	44 2	50 3	52 2	57 2	58 0	27 0	6 0	13 0	35.8 1.1
1959	32 0	62 0	39 0	49 4	56 3	51 3	64 2	62 2	52 0	41 0	15 0	21 1	45.3 1.2
1960	26 0	39 0	42 0	58 5	61 3	58 3	45 2	53 2	38 0	30 0	27 0	17 1	41.2 1.3
1961	13 0	35 0	72 0	40 4	46 2	47 3	52 2	64 2	61 0	34 0	21 0	26 1	42.6 1.2
1962	29 0	33 0	42 0	50 5	44 2	68 4	53 2	76 2	59 0	43 0	28 0	8 0	44.4 1.2
1963	23 0	26 0	41 0	39 4	48 2	38 2	62 2	46 1	43 0	51 0	28 0	12 0	38.1 0.9
1964	5 0	49 0	20 0	44 4	47 2	54 3	69 2	58 2	56 0	28 0	18 0	5 0	37.8 1.1
1965	20 0	54 0	41 0	34 3	44 2	43 2	45 2	50 2	40 0	25 0	10 0	17 1	35.2 1
1966	22 0	29 0	52 0	40 4	52 3	53 3	51 2	46 1	56 0	34 0	19 0	18 1	39.3 1.2
1967	30 0	46 0	42 0	51 5	43 2	58 3	65 2	56 2	41 0	55 0	24 0	26 1	44.8 1.2
1968	20 0	25 0	46 0	52 5	39 2	52 3	58 2	40 1	47 0	43 0	9 0	16 1	37.2 1.2
1969	22 0	40 0	28 0	37 3	46 2	35 2	57 2	51 2	55 0	49 0	38 0	14 1	39.3 1
1970	15 0	20 0	36 0	34 3	43 2	47 3	54 2	52 2	66 0	39 0	31 0	17 1	37.8 1.1
1971	14 0	42 0	44 0	57 5	37 2	42 2	68 2	61 2	66 0	51 0	27 0	6 0	42.9 1.1
1972	16 0	24 0	42 0	34 3	37 2	44 2	49 2	52 2	51 0	43 0	23 0	17 1	36 1
1973	17 0	28 0	55 0	43 4	42 2	46 3	48 2	49 2	57 0	37 0	43 0	23 1	40.7 1.2
1974	18 0	14 0	24 0	52 5	36 2	43 2	57 2	53 2	42 0	19 0	12 0	29 1	33.2 1.2
1975	17 0	43 0	20 0	43 4	37 2	45 3	63 2	41 1	36 0	26 0	18 0	7 0	33 1
1976	33 0	22 0	51 0	56 5	53 3	69 4	52 2	57 2	40 0	33 0	26 0	13 0	42.1 1.3
1977	12 0	24 0	35 0	27 2	31 2	37 2	49 2	49 2	57 0	26 0	31 0	13 1	32.6 0.9
1978	22 0	20 0	25 0	38 3	32 2	39 2	44 1	52 2	62 0	41 0	19 0	17 1	34.2 0.9
1979	26 0	20 0	20 0	39 4	44 2	44 2	63 2	51 2	59 0	22 0	29 0	25 1	36.8 1.1
1980	20 0	34 0	32 0	40 0	33 0	25 0	37 0	54 0	63 0	36 0	25 0	21 0	35 0
1981	20 0	24 0	26 0	37 0	26 0	43 0	40 0	58 0	29 0	29 0	41 0	14 0	32.2 0
1982	15 0	30 0	40 0	70 0	47 0	38 0	48 0	46 0	54 0	19 0	26 0	21 0	37.8 0
1983	29 0	15 0	43 0	22 0	19 0	48 0	65 0	43 0	55 0	49 0	14 0	31 0	36.1 0
1984	22 0	19 0	46 0	56 0	21 0	50 0	65 0	49 0	40 0	36 0	18 0	16 0	36.5 0
1985	15 0	29 0	29 0	47 0	30 0	44 0	64 0	66 0	80 0	54 0	16 0	32 0	42.2 0
1986	19 0	8 0	37 0	16 0	38 0	53 0	61 0	49 0	52 0	41 0	38 0	14 0	35.5 0
1987	10 0	12 0	24 0	51 0	39 0	36 0	42 0	56 0	61 0	17 0	21 0	10 0	31.6 0
1988	15 0	33 0	29 0	39 0	33 0	49 0	58 0	59 0	54 0	31 0	23 0	30 0	37.8 0
1989	26 0	17 0	56 0	21 0	62 0	61 0	54 0	60 0	48 0	61 0	30 0	13 0	42.4 0
1990	25 0	41 0	52 0	33 0	54 0	44 0	67 0	67 0	64 0	36 0	17 0	28 0	44 0

Tabelle B.2: Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Genf 1951-1990.

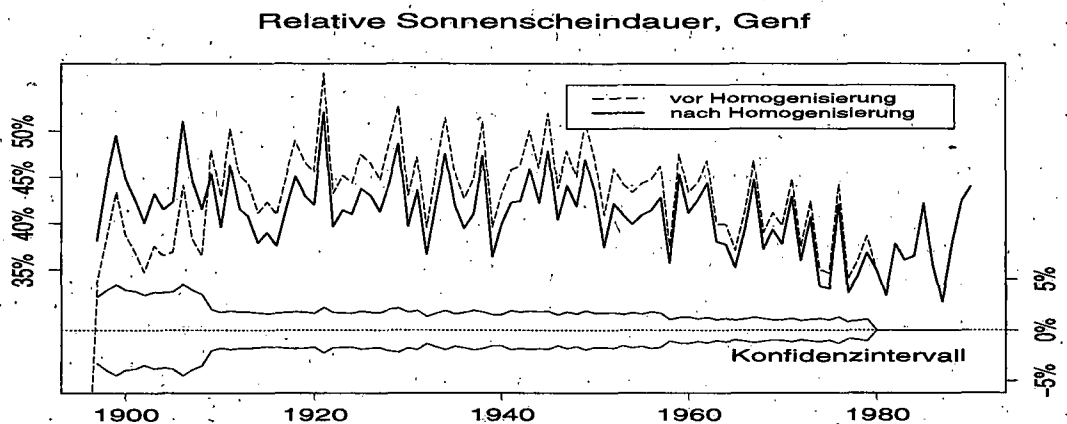


Abbildung B.1: Genf 1896 bis 1990: Jahresmittel der relativen Sonnenscheindauer vor und nach der Homogenisierung und mittlere Konfidenzintervalle.

Anhang C

Station Sitten, 1906 bis 1990

Sitten: Homogenisierte Monatsmittelwerte mit Konfidenzintervall (95 %-Niveau) der relativen Sonnenscheindauer [%]

Jahr	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1906	—	—	59 0	43 0	62 5	72 0	65 4	83 5	91 6	61 0	52 4	56 4	—
1907	42 2	63 4	69 0	45 0	52 4	59 0	71 5	71 5	64 5	32 0	56 4	47 4	55.9 2.8
1908	70 4	46 3	42 0	39 0	64 6	57 0	57 4	70 5	64 5	72 0	61 5	77 6	59.9 3.2
1909	60 4	62 4	30 0	61 0	71 6	45 0	60 4	71 5	62 5	54 0	53 4	46 4	56.2 3
1910	45 3	50 3	55 0	45 0	50 5	54 0	58 4	68 4	52 4	55 0	26 2	50 4	50.7 2.4
1911	56 3	60 4	49 0	59 0	48 4	50 0	78 5	78 5	71 6	56 0	57 4	43 3	58.8 2.8
1912	33 2	51 3	47 0	52 0	58 5	46 0	50 3	41 3	53 4	43 0	50 4	66 5	49.2 2.4
1913	41 2	68 4	46 0	41 0	55 5	51 0	48 3	66 4	54 4	54 0	34 3	65 5	51.9 2.5
1914	55 3	53 3	31 0	54 0	47 4	52 0	53 3	67 4	67 5	53 0	54 4	51 4	53.1 2.5
1915	38 2	51 3	45 0	48 0	56 5	46 0	55 4	75 5	68 5	44 0	42 3	31 3	49.9 2.5
1916	63 4	31 2	30 0	54 0	58 5	50 0	60 4	63 4	57 5	51 0	42 3	26 2	48.8 2.4
1917	41 2	72 5	37 0	51 0	48 4	64 0	59 4	66 4	77 6	44 0	59 5	45 4	55.2 2.8
1918	54 3	77 5	64 0	37 0	71 6	55 0	71 5	74 5	50 4	49 0	59 5	42 3	58.6 3
1919	60 4	54 3	44 0	47 0	72 7	61 0	57 4	83 6	79 6	45 0	24 2	34 3	55 2.9
1920	46 3	79 5	53 0	42 0	59 5	54 0	66 4	70 5	51 4	40 0	64 5	37 3	55.1 2.8
1921	54 3	79 5	65 0	52 0	50 5	65 0	75 5	67 4	77 6	78 0	71 5	49 4	65.2 3.1
1922	32 2	46 3	39 0	27 0	73 7	56 0	58 4	65 4	49 4	32 0	59 5	55 4	49.2 2.8
1923	48 3	36 2	51 0	44 0	62 6	46 0	70 5	79 5	65 5	41 0	40 3	31 3	51.1 2.7
1924	52 3	67 4	57 0	46 0	51 5	—	—	—	—	—	—	—	—
1925	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1926	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1927	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1928	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1929	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1930	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1931	49 3	49 4	48 4	55 4	53 6	66 5	55 3	47 4	64 6	67 12	49 5	89 13	57.6 5.8
1932	57 4	93 7	40 3	56 4	47 6	53 4	42 2	74 6	61 6	40 7	45 4	62 9	55.8 5.2
1933	48 3	42 3	60 4	68 4	45 5	40 3	73 4	79 6	47 5	37 7	21 2	50 7	50.8 4.4
1934	48 3	72 6	37 3	64 4	60 7	49 3	58 3	53 4	60 6	59 10	60 6	36 5	54.7 5
1935	46 3	25 2	50 4	27 2	49 6	70 5	78 4	58 5	70 7	37 7	44 4	22 3	48 4.8
1936	29 2	59 5	50 4	38 2	59 7	42 3	52 3	73 6	55 5	58 0	58 5	77 8	54.2 4.2
1937	53 4	24 2	36 3	54 4	57 7	61 4	69 4	61 5	50 5	44 0	60 6	51 5	51.7 4.1
1938	41 3	68 5	84 6	77 5	43 5	71 5	67 4	66 5	55 5	60 0	74 7	37 4	61.9 4.5
1939	43 3	72 6	49 4	50 3	35 4	53 4	62 3	61 5	72 7	29 0	41 4	56 6	51.9 4.1
1940	43 3	44 3	53 4	57 4	54 0	50 0	56 0	74 5	57 3	52 0	45 2	38 2	51.9 2.2
1941	29 2	40 0	67 5	55 4	47 0	60 0	65 0	57 4	72 4	47 0	42 2	67 4	54 2.1
1942	28 2	41 0	52 4	57 4	51 0	65 0	61 0	66 4	61 3	59 0	54 2	54 3	54.1 1.8
1943	48 3	58 0	66 5	68 4	53 0	56 0	60 0	81 5	52 3	73 0	46 2	57 3	59.8 2.1
1944	70 5	53 0	59 4	65 4	65 0	58 0	58 0	67 4	45 3	40 0	35 2	43 2	54.8 2
1945	51 3	51 0	71 5	72 5	63 0	69 0	71 0	57 4	68 4	68 0	56 3	31 2	60.7 2.2
1946	51 3	38 0	58 4	64 4	42 0	48 0	65 0	64 4	69 4	62 0	49 2	31 2	53.4 1.9
1947	59 4	40 0	33 2	70 5	46 0	66 0	70 0	77 3	78 4	62 0	43 2	34 2	56.5 1.8
1948	35 2	50 0	85 6	62 4	54 0	51 0	51 0	53 2	76 4	60 0	60 3	74 4	59.2 2.1
1949	63 3	81 0	70 5	61 4	40 0	69 0	77 0	74 3	63 4	71 0	43 2	47 3	63.2 2
1950	57 3	34 0	76 6	48 3	52 0	71 0	72 0	61 2	59 3	70 0	28 1	32 2	55 1.7
1951	46 2	39 0	50 4	66 4	46 0	51 0	69 0	57 2	63 4	59 0	38 2	72 4	54.7 1.8
1952	48 2	48 0	50 4	64 4	65 0	69 0	77 0	63 2	52 3	42 0	27 1	22 1	52.2 1.4
1953	70 3	60 0	88 6	60 4	60 0	35 0	63 0	73 3	58 3	56 0	76 3	51 3	62.5 2.1
1954	37 2	41 0	62 5	46 3	53 0	52 0	56 0	56 2	58 3	66 0	64 3	54 3	53.8 1.8
1955	29 1	35 0	64 5	79 5	60 0	48 0	51 0	60 2	68 4	62 0	56 3	46 3	54.8 1.9
1956	39 2	50 0	56 4	49 3	56 0	51 0	60 0	46 2	68 4	60 0	44 2	69 4	54 1.8
1957	58 3	39 0	76 6	60 4	47 0	47 0	59 0	59 2	59 3	80 0	55 3	67 4	58.8 2.1
1958	53 3	40 0	56 4	60 4	50 0	51 0	61 0	69 2	69 4	48 0	28 1	36 2	51.8 1.7
1959	46 2	86 0	50 4	64 4	61 0	55 0	70 0	68 2	62 3	64 0	56 3	45 3	60.6 1.8
1960	46 2	45 0	58 4	66 4	64 0	60 0	49 0	62 2	50 3	39 0	38 2	43 3	51.7 1.7

Tabelle C.1: Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Sitten 1906–1960.

Sitten: Homogenisierte Monatsmittelwerte mit Konfidenzintervall (95 %-Niveau) der relativen Sonnenscheindauer [%]																										
Jahr	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±	±												
1961	35	2	52	0	87	6	48	0	56	0	60	0	62	0	74	0	70	0	57	0	59	0	41	0	58.4	0.7
1962	40	0	53	0	52	0	59	0	57	0	75	0	66	0	85	0	68	0	71	0	42	0	40	0	59	0
1963	42	0	48	0	44	0	52	0	56	0	50	0	71	0	55	0	53	0	74	0	42	0	56	0	53.6	0
1964	52	0	62	0	26	0	52	0	55	0	63	0	77	0	62	0	67	0	53	0	39	0	38	0	53.8	0
1965	32	0	77	0	54	0	45	0	53	0	53	0	58	0	53	0	52	0	70	0	24	0	17	0	49	0
1966	45	0	36	0	60	0	52	0	59	0	65	0	60	0	55	0	71	0	46	0	39	0	27	0	51.2	0
1967	55	0	57	0	46	0	60	0	53	0	59	0	74	0	66	0	48	0	79	0	52	0	33	0	56.8	0
1968	31	0	46	0	61	0	60	0	58	0	62	0	70	0	46	0	56	0	69	0	45	0	39	0	53.6	0
1969	44	0	49	0	46	0	46	0	61	0	49	0	69	0	58	0	59	0	77	0	49	0	48	0	54.6	0
1970	32	0	23	0	41	0	47	0	56	0	58	0	70	0	56	0	78	0	63	0	52	0	55	0	52.6	0
1971	53	0	60	0	54	0	63	0	44	0	49	0	78	0	68	0	76	0	80	0	48	0	59	0	61	0
1972	42	0	35	0	56	0	49	0	48	0	53	0	60	0	60	0	59	0	63	0	48	0	61	0	52.8	0
1973	39	0	58	0	68	0	57	0	53	0	58	0	57	0	59	0	66	0	58	0	58	0	41	0	56	0
1974	37	0	38	0	44	0	64	0	46	0	54	0	65	0	67	0	54	0	37	0	39	0	49	0	49.5	0
1975	46	0	83	0	41	0	63	0	50	0	53	0	70	0	53	0	52	0	66	0	50	0	51	0	56.5	0
1976	44	0	59	0	62	0	66	0	64	0	78	0	55	0	63	0	55	0	45	0	53	0	43	0	57.2	0
1977	31	0	33	0	49	0	41	0	42	0	49	0	59	0	54	0	68	0	55	0	53	0	44	0	48.2	0
1978	34	0	34	0	39	0	46	0	42	0	48	0	54	0	64	0	73	0	75	0	79	0	40	0	52.3	0
1979	49	0	45	0	40	0	56	0	59	0	51	0	68	0	66	0	68	0	48	0	59	0	35	0	53.7	0
1980	40	0	55	0	49	0	55	0	40	0	40	0	46	0	60	0	81	0	50	0	43	0	54	0	51.1	0
1981	48	0	66	0	38	0	62	0	37	0	54	0	50	0	72	0	40	0	39	0	60	0	28	0	49.5	0
1982	52	0	61	0	52	0	76	0	58	0	48	0	61	0	52	0	68	0	50	0	52	0	46	0	56.3	0
1983	48	0	45	0	51	0	38	0	35	0	53	0	72	0	52	0	66	0	66	0	62	0	60	0	54	0
1984	33	0	50	0	67	0	68	0	33	0	55	0	72	0	56	0	55	0	69	0	41	0	59	0	54.8	0
1985	43	0	34	0	50	0	55	0	53	0	54	0	70	0	73	0	87	0	79	0	39	0	59	0	58	0
1986	31	0	53	0	56	0	31	0	51	0	65	0	64	0	65	0	62	0	69	0	63	0	42	0	54.3	0
1987	31	0	39	0	47	0	61	0	47	0	46	0	51	0	62	0	72	0	41	0	48	0	52	0	49.8	0
1988	37	0	49	0	35	0	53	0	43	0	45	0	73	0	64	0	66	0	49	0	62	0	51	0	52.2	0
1989	75	0	53	0	66	0	34	0	65	0	66	0	56	0	70	0	60	0	74	0	64	0	64	0	62.2	0
1990	78	0	51	0	65	0	45	0	58	0	50	0	71	0	72	0	65	0	54	0	52	0	59	0	60	0

Tabelle C.2: Homogenisierte Monatsmittel mit Konfidenzintervall, Sitten 1961–1990.

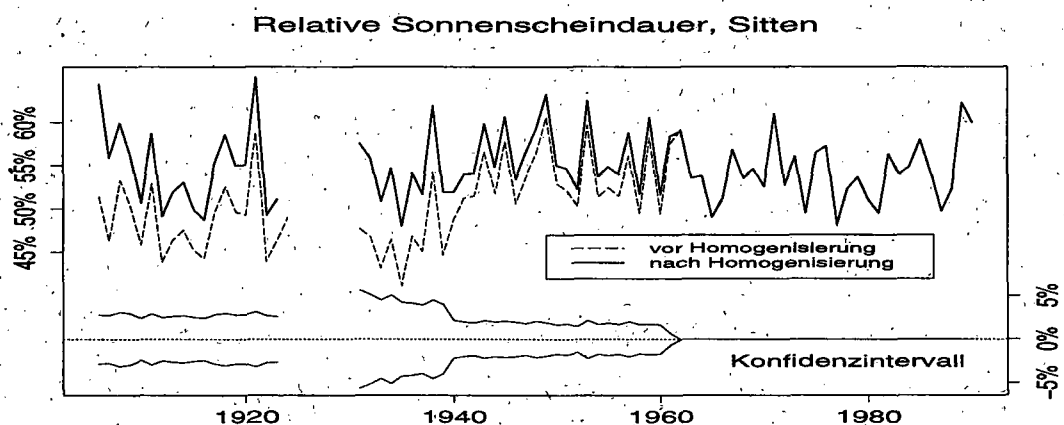


Abbildung C.1: Sitten 1906 bis 1990: Jahresmittel der relativen Sonnenscheindauer vor und nach der Homogenisierung und mittlere Konfidenzintervalle.

Literaturverzeichnis

- [1] ABBOT, P. F. (1986): Guidelines on the quality control of climatological data. World Climate Programme WCP-85, WMO/TD-No. 111, 55 S. plus Appendix, World Meteorological Organization.
- [2] ALEXANDERSSON, H. (1986): A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology*, 6 (6): 661–675.
- [3] ALEXANDERSSON, H. (1994): Climate series – a question of homogeneity. In: 19th *Nordic Meteorological Meeting*. Proceedings, S. 25–31, NMM 1994. Kristiansand, Norway (DMNI).
- [4] ALEXANDERSSON, H. (1995): Homogeneity testing, multiple breaks and trends. In: 6th *International Meeting on Statistical Climatology*. Proceedings, S. 439–441. Galway, Ireland, 19–23 June 1995.
- [5] ALEXANDERSSON, H., A. MOBERG (1996): Homogenization of Swedish temperature data. Part I: A homogeneity test for linear trends. In: A. Moberg (Hrsg.), *Temperature Variations in Sweden since the 18th Century*. Volume No. 5 of *Dissertation Series*. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Stockholm.
- [6] AUER, I. (1992): Experiences with the completion and homogenization of longterm precipitation series in Austria. Central Institute for Meteorology and Geodynamics, Austria. *Middle European Research Initiative, Project Group Meteorology*, 7 S., Working Paper 1. Vienna, 1992.
- [7] BAERISWYL, P.-A. A. WINISTÖRFER (1996): *Répartition spatiale des modifications climatiques dans le domaine alpin. Volet II*. Schweizerischer Nationalfonds. Projekt Nr. 4031-038271 des Nationalen Forschungsprogramms Nr. 31: Klimaänderung und Naturkatastrophen.
- [8] BAUDENBACHER, M., W. BOSSHARD, M. DOCTOR, O. GISLER (1996): *Stationsgeschichten der Klimastationen Bern, Genf, Grosser St. Bernhard und Sitten, 1864 bis 1990*. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion KLS. Unter besonderer Berücksichtigung der Klimaelemente Temperatur, Sonnenscheindauer und Niederschlag. Unveröffentlicht.

- [9] BAUDENBACHER, M., W. BOSSHARD, O. GISLER (1996): *Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messreihen des 19. und 20. Jahrhunderts*. Schweizerischer Nationalfonds. Projekt Nr. 4031-035881 des Nationalen Forschungsprogramms Nr. 31: Klimaänderung und Naturkatastrophen, 90 S.
- [10] BAUMGARTNER, T. (1979): Die Schwellenintensität des Sonnenscheinautographen Campbell-Stokes an wolkenlosen Tagen. Arbeitsbericht Nr. 84, Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [11] BIDER, M. (1959): Über die Genauigkeit der Registrierungen des Sonnenscheinautographen Campbell-Stokes. *Archiv für Meteorologie, Geophysik und Bioklimatologie*, Serie B, Band IX: 199–130.
- [12] BIDER, M., M. SCHÜEPP, H. VON RUDLOFF (1959): Die Reduktion der 200jährigen Basler Temperaturreihe. *Archiv für Meteorologie, Geophysik und Bioklimatologie*, Serie B, Band IX: 360–412.
- [13] BILLWILLER, R. (1888): Vergleichende Resultate der durch Schätzung erhaltenen Daten über den mittleren Bewölkungsgrad des Himmels und der Aufzeichnungen des Sonnenscheinautographen. *Vierteljahrsschrift der Zürcher Naturforschenden Gesellschaft*, S. 293–307.
- [14] BILLWILLER, R. (1912): Übersicht über den Witterungsverlauf in der Schweiz im Jahre 1912. *Annalen der Meteorologischen Zentralanstalt*, 7 S.
- [15] BÖHM, R. (1992): Description of the procedur of homogenizing temperature time series in Austria. Central Institute for Meteorology and Geodynamics, Austria. *Middle European Research Initiative, Project Group Meteorology*, 14.S., Working Paper 2. Vienna, 1992.
- [16] BOIS, P. (1986): Contrôle des séries chronologiques corrélées par l'étude du cumul des résidus de la corrélation. In: *Colloques et séminaires, 2èmes journées hydrologiques de l'ORSTOM*, annexe 3, septembre 1986.
- [17] BOSSHARD, W. (1994): From cloudiness to relative sunshine duration. In: Reino Heino (Hrg.), *Climate Variations in Europe*. Proceedings of the European Workshop on Climate Variations, 15–18 May 1994, Kirkkonummi (Majvik), Finland, S. 249–255. Publications of the Academy of Finland 3/94, Painatuskeskus.
- [18] BOSSHARD, W. (1994): Reproduzierbarkeit von Tageswerten der relativen Sonnenscheindauer unter Zuhilfenahme von Globalstrahlungsmessungen und mittleren täglichen Bedeckungsgraden der Bewölkung. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion KLS. Unveröffentlicht.

- [19] BOSSHARD, W. (1994): Skizzierung einer Idee zur Plausibilitätsprüfung der relativen Sonnenscheindauer unter Verwendung von Bewölkungsdaten. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion KLS. Unveröffentlicht.
- [20] BOSSHARD, W. (1995): Evaluierung statistischer Homogenitätstests, unter Verwendung Markov-simulierter Zeitreihen. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion KLS. Unveröffentlicht.
- [21] BOSSHARD, W. (1996): Periodicity of some swiss relative sunshine duration time series. In: *Climate Dynamics and the Global Change Perspective*. Proceedings of the International Conference, 17–20 October 1995, at Cracow, Poland, S. 383–388.
- [22] BOX, G. E. P., G. M. JENKINS (1976): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, Oakland, California.
- [23] BRÁZDIL, R., P. ŠTĚPÁNEK, M. BUDÍKOVÁ (1996): Homogenized air temperature and precipitation series of Brno in 1891–1993. In: *Climate Dynamics and the Global Change Perspective*. Proceedings of the International Conference, 17–20 October 1995, at Cracow, Poland, S. 85–91.
- [24] BROOKS, C. E. P., N. CARRUTHERS (1953): *Handbook of Statistical Methods in Meteorology*. Meteorological Office, 412 S.
- [25] BRÜCKMANN, W. (1914): Zur Frage der Glaskugel-Sonnenscheinautographen. *Veröffentlichungen des Königlich Preussischen Meteorologischen Instituts*, (272): 102–107. Sonderabdruck.
- [26] BUSHAND, T. A. (1982): Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology*, 58: 11–27.
- [27] CONRAD, V., W. POLLAK (1950): *Methods in Climatology*. Harvard University Press, 459 S.
- [28] CRADDOCK, J. M. (1979): Methods for comparing annual rainfall records for climatic purposes. *Weather*, 34 (No. 9): 332–346.
- [29] CROWE, M. (1995): Metadata and its importance to climate monitoring. *The Global Climate System Review*, Climate System Monitoring, June 1991 – November 1993. WMO–No. 819, S. 140–141.
- [30] DOCTOR, M. (1995): Aquisition, documentation et correction des données. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion KLS. Arbeitsdokumentation über NFP31 Datenerfassung. Unveröffentlicht.

- [31] DREBS, A. (1994): Metadaten und Stationsgeschichte als Brücke zur Klimaforschung. In: *PIK Reports No. 1*, S. 61–64, 3. Deutsche Klimatagung, Potsdam. Tagungsband der Vorträge und Poster. Potsdam Institute for Climate Research (PIK), 11.–14. April 1994.
- [32] DUFOUR, H. (1903): L'insolation en Suisse. 1^{re} partie: Mesures héliographiques. *Bibliothèque Universelle. Archives des sciences physiques et naturelles*, (Tome XVI): 417–434.
- [33] EASTERLING, D. R., T. C. PETERSON (1992): Techniques for detecting and adjusting for artificial discontinuities in climatological time series: a review. In: *Fifth International Meeting on Statistical Climatology*, S. J28–J32, Toronto, Ontario, June 22–26.
- [34] EASTERLING, D. R., T. C. PETERSON (1995): A new method for detecting undocumented discontinuities in climatological time series. *International Journal of Climatology*, 15: 369–377.
- [35] FMI (1992): *NACD list of Elements and Digital Station History*. Report of the meeting of NACD Working group on Data and Metadata, 7–8 December 1992, Helsinki. Finnish Meteorological Institute.
- [36] GAUTIER, R. (1907): *La Question de l'Observatoire*. Imprimerie du Journal de Genève. Extraits du Journal de Genève, 45 S.
- [37] GAUTIER, R. (1931): Mesure de l'insolation à l'Observatoire de Genève. *Publications de l'Observatoire de Genève*, (Série M Météorologie, fascicule 3).
- [38] HAENNI (1983): *Messgeräte*. Produktkatalog der Firma Haenni & Cie. AG, Jegenstorf, Ausgabe 1983.
- [39] HARRISON, A. W., C. A. COOMBES (1986): Empirical relationship of cloud shade to point cloudiness (Canada). *Solar Energy*, 37 (No. 6): 417–421.
- [40] HEIMO, A. (1985): Mesures de rayonnement du réseau ANETZ. In: *Charakteristiken der ANETZ-Daten*, Beiträge zum ANETZ-Daten Kolloquium vom 17. April 1985 in Zürich, S. 22–27. Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [41] HEIMO, A. (1987): Durée d'insolation. I: Etude de l'influence du seuil de sensibilité – nouveaux instruments. Arbeitsbericht Nr. 144, Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [42] HEIMO, A. (1990): Durée d'insolation. II: Mesure de l'influence du seuil de sensibilité. Arbeitsbericht Nr. 158, Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [43] HEINO, R. (1994): Climate in Finland during the period of meteorological observations. Technical report 12, Finnish Meteorological Institute, Contributions, 209 S.

- [44] HEINO, R. (1996): Data homogeneity and metadata. In: *Climate Dynamics and the Global Change Perspective*. Proceedings of the International Conference, 17–20 October 1995, at Cracow, Poland, S. 13–21.
- [45] HELLMANN, G. (1913): Anleitung zur Anstellung und Berechnung meteorologischer Beobachtungen. *Veröffentlichungen des Königlich-Preussischen Meteorologischen Instituts*, (268): S. 40–45. Zweiter Teil. Besondere Beobachtungen und Instrumente.
- [46] HOYT, D. V. (1977): Percent of possible sunshine and the total cloud cover. *Monthly Weather Review*, 105 (5): 648–652.
- [47] JONES, R. H. (1980): Maximum likelihood fitting of ARMA models to time series with missing observations. *Technometrics*, (22): 389–395.
- [48] JOSS, J. (1989): Stellungnahme zum «Schlussbericht WMO-120» von A. Heimo: Aktennotiz der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt.
- [49] KARL, T. R., C. N. WILLIAMS, JR. (1987): An approach to adjusting climatological time series for discontinuous inhomogeneities. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 26: 1744–1763.
- [50] KOLLER, M. A. (1949): On the use of double-mass analysis for testing the consistency of meteorological records and for making required adjustments. *Bulletin American Meteorological Society*, 30 (No. 5): 188–189.
- [51] KÖPPEN, W., R. GEIGER (1936): *Handbuch der Klimatologie*. Bornträger. Allgemeine Klimalehre. Band I.
- [52] LAMARQUE, P. (1993): Etude des longues séries climatologiques dans le cadre de l'évolution climatique. Météo France. Note de travail de l'E.N.M.
- [53] LAMARQUE, P. (1994): Study of some French long time series. In: *Climate Variations in Europe*. Proceedings of the European Workshop on Climate Variations held in Kirkkonummi (Majvik), Finland, S. 340–347, May 15–18.
- [54] LILJEQUIST, G. H., K. CEHAK (1984): *Allgemeine Meteorologie*. Vieweg, 3. Auflage, 396 S.
- [55] LINACRE, E. (1992): *Climate, Data and Resources. A reference and guide*. Routledge, 366 S.
- [56] LUO, J. (1993): *Konditionale Markovsimulation 2-dimensionaler geologischer Probleme*. Berliner geowissenschaftliche Abhandlungen, Reihe D, Band 4, Selbstverlag Fachbereich Geowissenschaften, FU Berlin, 103 S.
- [57] MALBERG, H. (1994): *Meteorologie und Klimatologie. Eine Einführung*. 2. Auflage, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, 332 S.

- [58] MARONNA, R., V. J. YOHAI (1978): A bivariate test for the detection of a systematic change in mean. *Journal of the American Statistical Association*, (73): 640-645.
- [59] MARTEN, W. (1931): Ein Vorschlag zur Verbesserung des Glaskugelauto-graphen Campbell-Stokes. *Meteorologische Zeitschrift*, (48): 504-506.
- [60] MAURER, J. (1909): Über die Mängel unserer Glaskugel-Sonnenscheinauto-graphen. *Meteorologische Zeitschrift*, (26): 461-463.
- [61] MAURER, J. (1911): Aus 25jährigen Aufzeichnungen der Sonnenscheindauer in der Schweiz. *Meteorologische Zeitschrift*, (5): 193-200.
- [62] MAURER, J. (1911): Neue Versuche zur Registrierung der Sonnenscheindauer. *Meteorologische Zeitschrift*, (28): 518-520.
- [63] MAURER, J. (1914): Der Sonnenscheinchronograph. *Meteorologische Zeitschrift*, (31): 193-196.
- [64] MAURER, J., C. DORNO (1914): Über den Verlauf und die geographische Verbreitung der atmosphärisch-optischen Störung 1912-1913. *Meteorologische Zeitschrift*, (2): 49-62.
- [65] MAURER, J., R. BILLWILLER, C. HESS (1910): *Das Klima der Schweiz. Auf Grundlage der 37jährigen Beobachtungsperiode 1864-1900*. Preisschrift der Stiftung von Schnyder von Wartensee mit Unterstützung der Schweizerischen Meteorologischen Zentralanstalt. In zwei Bänden, Kommissionsverlag von Huber & Co., Frauenfeld. 302 S. und 217 S.
- [66] MERCANTON, P.-L. (1934): De l'estimation de la durée d'insolation par l'héliographe de Campbell-Stokes à boule de verre. *Annalen der Meteorologischen Zentralanstalt*, Anhang Nr. 7, 1934.
- [67] MOBERG, A. (1996): *Temperature Variations in Sweden since the 18th Century*, volume No. 5 of *Dissertation Series*. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Stockholm.
- [68] MÜLLER, G. (1989): Schwellwert für Sonnenscheindauermessungen ANETZ. Bericht und Antrag z. H. GKS vom 11. 12. 1989. Aktennotiz der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, NET.
- [69] NAGEL, E. (1955): La relation entre la nébulosité et la durée d'insolation et ses conséquences pour la climatologie appliquée de la Suisse. *Annalen der Meteorologischen Zentralanstalt*, Anhang Nr. 8, 1955.

- [70] NIEDŹWIEDŹ, T. (1996): Long-term variability of the zonal circulation index above the central Europe. In: *Climate Dynamics and the Global Change Perspective*. Proceedings of the International Conference, 17–20 October 1995, at Cracow, Poland, S. 213–219.
- [71] PAESLER, M. (1983): Statistische Methoden der Klimatologie. Homogenisierung. *Promet. Meteorologische Fortbildung*, (Nr. 1/2): 3–7.
- [72] PETERSON, T. C., D. R. EASTERLING (1994): Creation of homogeneous composite climatological reference series. *International Journal of Climatology*, (14): 671–679.
- [73] POTTER, K. W. (1981): Illustration of a new test for detecting a shift in mean in precipitation series. *Monthly Weather Review*, 109: 2040–2045.
- [74] RHOADES, D. A., M. J. SALINGER (1993): Adjustment of temperature and rainfall records for site changes. *International Journal of Climatology*, 13: 899–913.
- [75] RHOADES, D. A., W. A. NEILL (1995): The effect of station drift on the estimation of shifts in meteorological records due to site changes. *International Journal of Climatology*, 15: 207–220.
- [76] ROMANOF, N., R. COTARIU, I. SANDU (1994): A Markov Chain Model for wind speed and sunshine duration time series. *Romanian Journal of Meteorology*, 1 (1): 9–12.
- [77] SCANDOLA, P. (1984): *Hochschulgeschichte Berns 1528–1984, Zur 150-Jahr-Feier der Universität Bern*. Universität Bern, Bern. 800 S.
- [78] SCHMIDT, A. (1921): Über die Frage nach der Häufigkeit von Monatsfolgen gleichsinniger Temperaturabweichungen. *Meteorologische Zeitschrift*, (38): 50–53.
- [79] SCHÖNWIESE, C.-D. (1983): Statistische Methoden der Klimatologie. zur Einführung. *Promet. Meteorologische Fortbildung*, (1/2): 1–3.
- [80] SCHÜEPP, M. (1961): Sonnenscheindauer. Beiheft zu den Annalen der Schweizerischen Meteorologischen Zentralanstalt, Klimatologie der Schweiz, I, 1. Teil.
- [81] SCHÜEPP, M. (1980): Methoden und Probleme der Bearbeitung langjähriger meteorologischer Beobachtungsreihen. In: H. Oeschger, B. Messerli, M. Svilar (Hrsg.), *Das Klima. Analysen und Modelle – Geschichte und Zukunft*. Springer-Verlag, S. 191–206.
- [82] SCHÜEPP, W., CH. URFER-HENNEBERGER (1994): Die Sonnenscheindauer in Basel 1886 bis 1990. Sonnenscheindauer und Bewölkung in Basel. Die

- 100jährige Messreihe der Sonnenscheindauer von Basel. Arbeitsbericht Nr. 179, Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [83] SMA: *Korrespondenz Bern 1864–1923* Stationsdokumentation. Archiv der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt.
- [84] SMA: Mutationsbelege der SMA-Klimadatenbank, Sektion KLS. Unveröffentlicht. Verwendung hausintern. Datenbankdokumentation der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, KLS.
- [85] SMA (1893): *Instructionen für die Beobachter der meteorologischen Stationen der Schweiz*. Schweizerische Meteorologische Centralanstalt, Zürich.
- [86] SMA (1909): *Visitationsbuch Nr. IV*. Gebundene Inspektionsberichte. Archiv der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt.
- [87] SMA (1913): *Brief von J. Pidoux vom 5. 5. 1913*. Stationsdokumentation. Archiv der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt.
- [88] SMA (1932): *Instruktionen für die Beobachter der meteorologischen Stationen der Schweiz*. Schweizerische Meteorologische Zentralanstalt, Zürich.
- [89] SMA (1939): *Postkarte von J. Vallier vom 8. 9. 1939*. Stationsdokumentation. Archiv der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt.
- [90] SMA (1967): *Schwarzer Band Sitten 1961–1970*. Bemerkungen zum Erhebungsbogen vom April 1967. Gebundene Original-Erhebungsbögen. Archiv der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt.
- [91] SMA (1970): *Anleitung für die Beobachter der Klimastationen der MZA*. Beobachtungsprogramm und Ausfüllen der Tabellen. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Zürich.
- [92] SMA (1981): *ADOC 19d. Unterhalt, Kontrolle, Störungsbehebung an ANETZ-Stationen*. Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [93] SMA (1981): *Schweizerische Meteorologische Anstalt 1881–1981*. Schweizerische Meteorologische Anstalt, 99 S.
- [94] SMA (1984): Protokoll der Schwellenwertbestimmung des Sonnenscheinsensors 12. ASTA Nr. 32, Zürich-Kloten, 3. 4. 84. Aktennotiz der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, NET.
- [95] SMA (1990): Sonnenscheindetektor Haenni SOLAR 111 B. Hauptsächlichste Fehler. Aktennotiz der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, NET.
- [96] SMA (1996): Bereinigte Zeitreihen. Die Ergebnisse des Projekts KLIMA90. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion DAT, Klimatologie der Schweiz, Klimatologie 1961–1990. In 4 Bänden.

- [97] SNEYERS, R. (1975): Sur l'analyse statistique des séries d'observations. Organisation Météorologique Mondiale. Note technique No. 143, OMM-No. 415, World Meteorological Organization.
- [98] SOLOW, A. (1987): Testing for climatic change: an application of the two-phase regression model. *Journal of Climatology and Applied Meteorology*, 26: 1401-1405.
- [99] STEINHAUSER, F. (1954): Über die Beziehung zwischen Sonnenscheinregistrierungen und Bewölkungsschätzungen und ihre Verwertungsmöglichkeit für die Berechnung der Sonnenscheindauer aus Bewölkungsbeobachtungen. *Wetter und Leben*, 6 (Heft 7-9): 139-145.
- [100] STRUB, W. (1910): Über Mängel des Campbell-Stokesschen Sonnenscheinautographen. *Meteorologische Zeitschrift*, (27): 175-178.
- [101] SZENTIMREY, T. (1994): Statistical problems connected with the homogenization of climatic time series. In: *Climate Variations in Europe*. Proceedings of the European Workshop on Climate Variations held in Kirkkonummi (Majvik), Finland, S. 330-339, May 15-18.
- [102] THOM, H. C. S. (1966): Some methods of climatological analysis. Technical Note No. 81 WMO-No. 199. TP. 103, World Meteorological Organization.
- [103] THOMMES, W. (1991): Homogenitäts- und Repräsentanzuntersuchungen. *REKLIP*, Mitteilungen Nr. 5: 18-21. Regio-Klima-Projekt, Projet climatologique de la région trinationale du Rhin supérieur.
- [104] TUOMENVIRTA, H., A. DREBS (1994): Homogeneity testing and management of metadata in Finland. In: *Climate Variations in Europe*. Proceedings of the European Workshop on Climate Variations held in Kirkkonummi (Majvik), Finland, S. 321-324, May 15-18.
- [105] URFER-HENNEBERGER, CH. (1992): Vergleich der Sonnenscheindauer des automatischen Meßnetzes (ANETZ) mit den Auswertungen von Campbell-Stokes (Konventionelles Klimanetz). Arbeitsbericht Nr. 172, Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [106] UTTINGER, H. (1945): Neue Mittel- und Extremwerte der wichtigsten klimatischen Elemente von einigen meteorologischen Stationen der Schweiz. *Annalen der Meteorologischen Zentralanstalt*, Anhang Nr. 7, 1945.
- [107] WANNER, H. (1988): *Geschichte der Meteorologie und Klimatologie an der Universität Bern*. Geographisches Institut der Universität Bern, Vorabdruck.
- [108] WEICKMANN, L. (1912): Die Trübung der Atmosphäre durch Vulkanasche im Sommer und Herbst 1912. *Beobachtungen der meteorologischen Stationen im Königreich Bayern*, (XXXIV): 8 S.

- [109] WMO (1992): Commission des instruments et des méthodes d'observation. Rapport final abrégé de la huitième session. Mexico, 19–30 octobre 1981. Recommandation No. 10: Dispositifs d'enregistrement de la durée de l'insolation. CIMO VIII, OMM-No. 590, World Meteorological Organization.
- [110] ZELENKA, A., H. BANTLE, D. LAZIC (1991): Horizons apparents ainsi qu'arcs diurnes calculés et observés pour les héliomètres du réseau ANETZ de l'ISM. Arbeitsbericht Nr. 166, Schweizerische Meteorologische Anstalt.
- [111] ZWIERS, F. W., H. VON STORCH (1995): Taking serial correlation into account in tests of the mean. *Journal of Climate*, 8: 336–351.

Liste der Veröffentlichungen der SMA

Nr.	Verfasser	Titel	Seiten	Jahr
1a	Uttinger H., Ambrosetti F.	Die Niederschlagsstunden in Zürich	22	1962
1b	Ambrosetti F.	Die Niederschlagsstunden in Locarno-Monti	12	1965
2	Thams J.C. et al	Die Ergebnisse des Grossversuches III zur Bekämpfung des Hagels im Tessin in den Jahren 1957-1963 (vergriffen)	32	1966
3	Grütter M.	Die bemerkenswertesten Niederschläge der Jahre 1948-1964 in der Schweiz	20	1966
4	Schram K., Thams J.C.	9. Internationale Tagung für Alpine Meteorologie in Brig und Zermatt, 14.- 17. Sept. 1966	366	1967
5	Ambrosetti F., Thams J.C.	Die direkte Sonnenstrahlung auf die Flächen eines nach Süden orientierten Würfels ohne Grundfläche in Locarno-Monti	16	1967
6	Schram K., Thams J.C.	Der Tagesgang der Abkühlungs- und Aufwärmegrösse in Locarno-Monti (vergriffen)	20	1968
7	Ambrosetti F., Schram K., Thams J.C.	Die Intensität der direkten Sonnenstrahlung in verschiedenen Spektralbereichen in Locarno-Monti (vergriffen)	13	1968
8	Uttinger H.	Die Zahl der Tage mit Windspitzen von mindestens 20 Metern pro Sekunde in Zürich (1934-1967)	22	1968
9	Mäder F.	Untersuchung über die Windverhältnisse in Bodennähe bei verschiedenen Wetterlagen	42	1968
10	Schram K.	Die Windverhältnisse in der bodennahen Luftschicht an einem Hang von etwa 25 Grad Neigung (vergriffen)	13	1968
11	Schüepp M.	Kalender der Wetter- und Witterungslagen von 1955 bis 1967	44	1968
12	Ackermann P.	Die neue Radiosondenstation Payerne der MZA (vergriffen)	36	1968
13	Junod A.	Contribution à la méthodologie granulométrique des aérosols amicroscopiques	70	1969
14	Joss J., Schram K. et al.	Untersuchungen zur quantitativen Bestimmung von Niederschlagsmengen mittels Radar (vergriffen)	37	1969
15	Courvoisier H.W.	Die quantitative Niederschlagsprognose winterlicher zykloner Witterungslagen auf der Alpenordseite der Schweiz (vergriffen)	15	1970
16	Schram K., Thams J.C.	Die kurzweilige Globalstrahlung und die diffuse Himmelsstrahlung auf dem Flugplatz Zürich-Kloten	18	1970

Nr.	Verfasser	Titel	Seiten	Jahr
17	Kasser P., Schram K., Thams J.C.	Die Strahlungsverhältnisse im Gebiet der Baye de Montreux	46	1970
18	Gutermann Th.	Vergleichende Untersuchungen zur Föhnhäufigkeit im Rheintal zwischen Chur und Bodensee	68	1970
19	Ginsburg Theo	Die statistische Auswertung von langjährigen Tem- peraturreihen	42	1970
20	Primault B.	Du risque de gel et de sa prévision	20	1971
21	Piaget A.	Utilisation de l'ozone atmosphérique comme traceur des échanges entre la troposphère et la stratosphère	72	1971
22	Zenone E.	Die Gewitterverhältnisse in den südlichen Zentralal- pen und Voralpen	24	1971
23	Kirchhofer W.	Abgrenzung von Wetterlagen im zentralen Alpen- raum	72	1971
24	Primault B.	Le climat, élément du plan d'aménagement Das Klima, eine der Grundlagen der Landesplanung The climate as an element of the land management	28 1 Karte	1971
25	Fröhlich C., Wierzejewski H.	Die verschiedenen Messverfahren zur Bestimmung der Strahlungsintensität mit dem Kompensationspyr- heliometer und die Entwicklung eines verbesserten Modells	36	1972
26	Bouët M.	Le foehn du Valais	12	1972
27	Zenone E.	Die Gewitterverhältnisse in den südlichen Zentral- alpen und Voralpen	32	1972
28	Catzefflis J., Primault B., Strehler H.	Analyse de la pluviosité dans le Valais central	15	1972
29	Courvoisier H.W.	Die Niederschlagswirksamkeit markanter, hochrei- chender Kaltlufteinbrüche im Sommer in der Schweiz	11	1973
30	Sevruk B.	Erfahrungen mit Totalisatoren mit schiefen, geneig- ten und bodenebenen Auffangflächen im Einzugsge- biet der Baye de Montreux. Einfluss der Temperatur auf die Messung des Niederschlages mit Totalisator	44	1973
31	Strehler H.	Beziehungen zwischen Witterung und Zuckerrüben- merkmalen im Spätsommer	20	1975
32	Courvoisier H.W.	Katalog objektiv-statistischer Wetterprognosen für die Alpensüdseite und das Oberengadin	24	1975
33	Primault B.	Essais d'évaluation climatologique du risque de gel	28	1975
34	Kirchhofer W.	Stationsbezogene Wetterlagenklassifikation	50	1976
35	Piaget A.	L'évolution orageuse au nord des Alpes et la tornade du Jura vaudois du 26 aout 1971	114	1976

Nr.	Verfasser	Titel	Seiten	Jahr
36	Bouët M.	Contribution à l'étude de la variation diurne de pression en Suisse romande	23	1976
37	Zenone E.	Die Gewitterverhältnisse in den südlichen Zentralalpen und Voralpen	60	1976
38	Primault B., Quiby J.	Diagrammes psychrométriques différenciés en altitude	36	1977
39	Courvoisier H.W.	Katalog objektiv-statistischer Wetterprognosen für die Alpennordseite, das Wallis sowie Nord- und Mittelbünden	58	1978
40	Gutermann Th., Mäder F. (Redaktion)	15. Internationale Tagung für alpine Meteorologie, Grindelwald 19. - 23. September 1978, Tagungsbericht 1. Teil	332	1978
41	Gutermann Th., Mäder F. (Redaktion)	15. Internationale Tagung für alpine Meteorologie, Grindelwald 19. - 23. September 1978 Tagungsbericht 2. Teil	63	1979
42	Courvoisier H.W.	Starkniederschläge in der Schweiz in Abhängigkeit vom Druck-, Temperatur- und Feuchtefeld	59	1981
43	Urfer Ch.	Mittlere Temperatur- und Windverteilung im Dischmatal bei Davos bei typischen sommerlichen Witterungslagen	32	1981
44	Altherr, J.-D., Dupanloup M., Ganter Y., Junet E.	Prévision objective des hauteurs de précipitations et de l'ensoleillement relatif au moyen de l'analyse discriminante	43	1982
45	Courvoisier H.W.	Abgeschlossene Höhentiefs und ihre Wetterauswirkungen in der Schweiz	44	1984
46	Perret R.	Une classification des situations météorologiques à l'usage de la prévision	127	1987
47	Courvoisier H.W.	Regionale Wetterauswirkung und Prognose von Staulagen in der Schweiz	22	1988
48	Gutermann Th., Mäder F. (Redaktion)	21. Internationale Tagung für alpine Meteorologie, Engelberg, 17. - 21. September 1990 Tagungsbericht 1. Teil	437	1990
49	Gutermann Th., Mäder F. (Redaktion)	21. Internationale Tagung für alpine Meteorologie, Engelberg 17. - 21. September 1990 Tagungsbericht 2. Teil	135	1991
50	Defila C.	Pflanzenphänologie der Schweiz	238	1991
51	Binder P.	Aspects of precipitation simulation in numerical weather prediction Towards an operational mesoscale NWP model	148	1992
52	Brändli J.	Niederschlag, Verdunstung und Wasserbilanz der Station Zürich SMA von 1901-1990	109	1993

Nr.	Verfasser	Titel	Seiten	Jahr
53	de Montmollin A.	Comparaisons de différentes méthodes de calcul de la température journalière dans leurs influences sur les longues séries d'observations	144	1993
54	Fankhauser Gregori A.	Einfluss der Witterung auf den Ertrag und die Qualität von Zuckerrübenkulturen	116	1993
55	Wolfensberger Hermann	Chronik der Totalisatoren, Handbuch zu den Niederschlags-Totalisatoren	390	1994
56	Schraff Christoph H.	Data Assimilation and Mesoscale Weather Prediction: A Study with a Forecast Model for the Alpine Region	138	1996
57	Bosshard Walter	Homogenisierung klimatologischer Zeitreihen, dargestellt am Beispiel der relativen Sonnenscheindauer	136	1996