

Nr. 58

Mathias Baudenbacher

**Homogenisierung langer Klimareihen,
dargelegt am Beispiel der Lufttemperatur**

Veröffentlichungen

Bestellungen an:
Stab und Dienste, Koordination und Information

SMA	Schweizerische Meteorologische Anstalt	Krähbühlstrasse 58	Telefon	01/256 91 11
ISM	Institut suisse de météorologie	Postfach	Telefax	01/256 92 78
ISM	Istituto svizzero di meteorologia	CH-8044 Zürich		
SMI	Swiss Meteorological Institute			
ISM	Institut svizzer da meteorologia			

Mathias Baudenbacher

Homogenisierung langer Klimareihen, dargelegt am Beispiel der Lufttemperatur

Die vorliegende Arbeit wurde von der Philosophisch-naturwissenschaftlichen Fakultät der Universität Bern im Wintersemester 1996/97 auf Antrag von Prof. H. Wanner, Dr. W. Kirchhofer und Prof. P. Messerli als Inauguraldissertation angenommen. Sie erscheint gleichzeitig unter demselben Titel als Dissertation der Universität Bern.

Der Text wurde im Satzsystem \LaTeX geschrieben. Auswertungen und Graphiken sind mit S-PLUS und Fortran 77 erstellt worden.

Vorwort

Diese Arbeit befasst sich mit der Bereinigung und Homogenisierung langer Temperaturreihen im Forschungsprojekt «Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messreihen des 19. und 20. Jahrhunderts» der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt (SMA), Sektion Klimatologie (KLS). Dieses Projekt ist Teil des Nationalen Forschungsprogrammes NFP 31 «Klimaänderungen und Naturkatastrophen».

Zum sehr angenehmen und herzlichen (Arbeits-) Klima trugen mehrere Personen und Institutionen Wesentliches bei und ermöglichten es mir, die vorliegende Arbeit zu einem erfreulichen Ende zu bringen, wofür ich mich herzlich bedanke.

Unzählige anregende Diskussionen sowie zeitweise eine intensive Zusammenarbeit mit Walter Bosshard förderten einen gesunden und kreativen Teamgeist zu Tage.

Der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt (SMA), wo ich in der Sektion Klimatologie (KLS) integriert war, sei dafür gedankt, dass ich über Jahre von einer hervorragenden Infrastruktur und von einem motivierenden Weiterbildungsangebot profitieren konnte. Namentlich gilt mein Dank den Herren Dres. O. Gisler (Projektleitung) und W. Kirchhofer (Sektionschef), welche mit fachlichen und organisatorischen Anregungen und Ratschlägen einen kompetenten Beitrag an die Arbeit geleistet haben. Weiter war Herr H. Bantle im Zusammenhang mit EDV-Problemen und -Fragen eine hilfreiche Stütze.

Prof. H. Wanner hat die Arbeit von der Hochschuleseite in verdankenswerter Weise betreut. Den KLIMET-Gruppenmitgliedern am Geographischen Institut der Universität Bern und speziell Herrn Dr. U. Neu für die fachliche Durchsicht der Arbeit sowie Frau Dr. E. Schüpbach für die Überarbeitung der englischen Zusammenfassung bin ich zu Dank verpflichtet.

Herr M. Hürzeler vom Seminar für Statistik der Eidgenössischen Technischen Hochschule Zürich stand mir in einer wichtigen Phase der Arbeit mit seinem profunden Fachwissen bezüglich der Zeitreihenanalyse und -modellierung beratend zur Seite.

Mein Dank gilt auch dem Schweizerischen Nationalfonds, der das Projekt unterstützt und überhaupt erst ermöglicht hat.

Frau Dr. E. Schild-Dürr danke ich herzlich für die Durchsicht und Korrektur des Textes. Schliesslich sei meinen Eltern herzlich gedankt, die mich während der ganzen Projektphase in lebenswürdiger Weise moralisch und ideell unterstützt haben und zusammen mit meinen Geschwistern und meinem Freundeskreis auch in heiklen Phasen stets einen sicheren Rückhalt boten.

Bern, im November 1996

Mathias Baudenbacher

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	VII
Tabellenverzeichnis	IX
Zusammenfassung	XI
Summary	XIII
Résumé	XV
Riassunto	XVII
1 Einleitung	1
1.1 Problemstellung	2
1.2 Zielsetzung	3
2 Der Klimaparameter Lufttemperatur	5
2.1 Die Messung der Lufttemperatur	5
2.1.1 Beobachterinstruktionen	7
2.1.2 Messinstrumente und -einrichtungen	8
3 Statistische Methoden zur Homogenitätsprüfung	15
3.1 Begriffe und Definitionen	16
3.2 Ausgewählte Homogenitätstests	18
3.2.1 Vorzeichenfolgetest	19
3.2.2 Homogenitätstest nach Helmert	20
3.2.3 Homogenitätstest nach Abbe	20
3.2.4 Double-Mass Analysis	21
3.2.5 Homogenitätstest nach Craddock	21
3.2.6 Homogenitätstest nach Potter	22

3.2.7	Homogenitätstest nach Buishand	24
3.2.8	Standard Normal Homogeneity Test (SNHT)	25
3.2.8.1	Shift-Standard Normal Homogeneity Test (Shift-SNHT)	26
3.2.8.2	Trend-Standard Normal Homogeneity Test (Trend-SNHT)	29
3.2.9	Methode der kumulierten Summen	30
3.2.9.1	Kumulierte Summen von Abweichungen r_i	30
3.2.9.2	Kumulierte Summen von Residuen ε	31
3.2.10	Homogenitätstest nach Easterling und Peterson	31
4	Zur Homogenisierung von Klimareihen	33
4.1	Homogenisierung nach Karl und Williams	34
4.1.1	Homogenisierung mit Konfidenzintervall	35
4.1.1.1	Optimierbare Sequenzlängen	36
4.1.1.2	Homogenisierungsprozess	36
4.2	Homogenisierung nach Böhm	39
4.3	Homogenisierung nach Rhoades und Salinger	39
4.3.1	Homogenisierung mit Nachbarstationen	40
4.3.1.1	Schätzung des Reduktionsbetrages	40
4.3.2	Homogenisierung einer isolierten Station	42
4.3.2.1	Verfahren mit Jahreswerten	42
4.3.2.2	Verfahren mit subjährlichen Werten	42
4.4	Homogenisierung nach Rhoades und Neill	43
4.4.1	Modell mit Berücksichtigung einer Trendkomponente	43
4.5	Homogenisierung nach Tuomenvirta und Alexandersson	44
5	Evaluierung ausgewählter Homogenitätstests	46
5.1	Markovsimulationen	47
5.1.1	Markovkette und Markov-Eigenschaft	47
5.1.2	Markovketten-Analyse und Markovsimulation	48
5.1.2.1	Definition und Codierung der Zustände	50
5.1.2.2	Berechnung und Analyse der Markov-Matrix	51
5.1.2.3	Markovsimulation	54
5.1.2.4	Auswertung der Simulationsergebnisse	55
5.2	Simulationen mit einem autoregressiven Modell	56
6	Datenvorverarbeitung	58
6.1	Datengewinnung	58

6.2	Aufbereitung der Stationsgeschichten	60
7	Datenbereinigung	62
7.1	Qualitätsprüfung	62
7.1.1	Plausibilitätskontrolle	62
7.1.2	Identifikation von Ausreisserwerten	63
7.2	Mutation	65
7.3	Monatswertbildung	65
7.4	Interpolation	66
7.5	Homogenisierung	68
8	Metadaten	70
8.1	Station Bern	70
8.2	Station Genf	75
8.3	Station Grosser St. Bernhard	78
8.4	Station Sitten	82
9	Resultate der Testevaluation	85
9.1	Zeitreihenmodellierung	85
9.2	Eingebrachte Inhomogenitäten	86
9.2.1	Einfacher Mittelwertversatz (Shift)	86
9.2.2	Einfacher Mittelwert- und Varianzversatz	86
9.2.3	Linearer Trend	87
9.3	Testqualität	87
9.4	Resultate bei einfacher Shift-Inhomogenität	88
9.5	Resultate bei einfacher Varianzversatzinhomogenität	96
9.6	Resultate bei linearem Trend	100
9.6.1	Auswertung I	100
9.6.2	Auswertung II	104
9.7	Zusammenfassende Beurteilung	106
10	Resultate der Homogenisierungen	107
10.1	Bewertung des Homogenisierungsprozesses	108
10.1.1	Bildung der Referenzreihe	109
11	Ausblick	115
	Literaturverzeichnis	117

Anhang	124
A Homogenisierte Daten 1864–1990	124
A.1 Station Bern: 07-Termin MEZ	125
A.2 Station Bern: 13-Termin MEZ	127
A.3 Station Bern: 19-Termin MEZ	129
A.4 Station Genf: 07-Termin MEZ	131
A.5 Station Genf: 13-Termin MEZ	133
A.6 Station Genf: 19-Termin MEZ	135
A.7 Station Grosser St. Bernhard: 07-Termin MEZ	137
A.8 Station Grosser St. Bernhard: 13-Termin MEZ	139
A.9 Station Grosser St. Bernhard: 19-Termin MEZ	141
A.10 Station Sitten: 07-Termin MEZ	143
A.11 Station Sitten: 13-Termin MEZ	145
A.12 Station Sitten: 19-Termin MEZ	147
B Graphiken der homogenisierten Reihen 1864–1990	149
C Reduktionsbeträge	154
C.1 Station Bern	154
C.2 Station Genf	155
C.3 Station Grosser St. Bernhard	155
C.4 Station Sitten	156
D P^r-Diagramme	157

Abbildungsverzeichnis

2.1	Zinkblechgehäuse	10
2.2	Wild'sche Hütte	11
2.3	Englische Hütte	12
2.4	VHT	13
4.1	Beispiel optimierbarer Sequenzlängen	37
5.1	Schema Simulation einer Temperaturreihe	46
5.2	Korrelogramme	49
5.3	Lagged Scatterplot	50
5.4	Diagramm p_{1t}^r gegen r	53
5.5	ARIMA-Modell	57
6.1	Prozesselemente	59
7.1	Homogenisierung	69
9.1	Mittelwertversatzevaluation I, Monat	92
9.2	Mittelwertversatzevaluation II, Monat	93
9.3	Mittelwertversatzevaluation, Jahr	95
9.4	Varianzversatzevaluation	98
9.5	Varianzversatzevaluation II	99
9.6	Trendevaluation I der Stelle a_0	103
9.7	Trendevaluation II der Stelle a_0	103
9.8	Trendevaluation I der Stellen a_0 und b_0	105
9.9	Trendevaluation II der Stellen a_0 und b_0	105
B.1	Jahrestemperaturen, Station Bern	150
B.2	Jahrestemperaturen, Station Genf	151
B.3	Jahrestemperaturen, Station Grosser St. Bernhard	152
B.4	Jahrestemperaturen, Station Sitten	153

D.1	Diagramme p_{kl}^r gegen r ($k = 1, 2, \dots, 16$)	158
D.2	Diagramme p_{kl}^r gegen r ($k = 17, 18, \dots, 32$)	159
D.3	Diagramme p_{kl}^r gegen r ($k = 33, 34, \dots, 46$)	160

Tabellenverzeichnis

3.1	Kritische Werte von T_0 nach Potter	24
3.2	Kritische Werte von T_1 und T_2 nach Buishand	25
3.3	Kritische Werte von T_0 für den SNHT	26
3.4	Kritische Werte von T_0 für den SNHT und grosse n	27
3.5	Kritische Werte von T_0 für den Shift-SNHT3	29
3.6	Kritische Werte von T_0 für den SNHT und kleine n	30
5.1	Quantile der Markov-Matrizenschätzwerte	53
7.1	Einzelwertmutationen	66
7.2	Datenlücken-Interpolation	67
9.1	Shift-Vergleich AR(1)-Prozess und Markovkette	89
9.2	Shift-Vergleich AR(1)-Prozess	90
9.3	Shiftdetektion auf Monatswertbasis	91
9.4	Shiftdetektion auf Jahreswertbasis	94
9.5	Shift-Varianz-Detektion auf Monatswertbasis	97
9.6	Trend-Vergleich AR(1)-Prozess und Markovkette	101
9.7	Trend-Vergleich Markovkette	102
9.8	Trenddetektion der Stelle a_0	103
9.9	Trenddetektion der Stellen a_0 und b_0	104
10.1	Abkürzungen der Temperaturhomogenisierung	108
10.2	Reduktionen Station Bern	109
10.3	Reduktionen Station Genf	110
10.4	Reduktionen Station Grosser St. Bernhard	111
10.5	Reduktionen Station Sitten	113
10.6	Testresultate der SNHT-Gruppe	114
A.1	Homogenisierte 07-Terminreihe Bern	125

A.2	Homogenisierte 13-Terminreihe Bern	127
A.3	Homogenisierte 19-Terminreihe Bern	129
A.4	Homogenisierte 07-Terminreihe Genf	131
A.5	Homogenisierte 13-Terminreihe Genf	133
A.6	Homogenisierte 19-Terminreihe Genf	135
A.7	Homogenisierte 07-Terminreihe Grosser St. Bernhard	137
A.8	Homogenisierte 13-Terminreihe Grosser St. Bernhard	139
A.9	Homogenisierte 19-Terminreihe Grosser St. Bernhard	141
A.10	Homogenisierte 07-Terminreihe Sitten	143
A.11	Homogenisierte 13-Terminreihe Sitten	145
A.12	Homogenisierte 19-Terminreihe Sitten	147
C.1	Reduktionsbeträge, Station Bern	154
C.2	Reduktionsbeträge, Station Genf	155
C.3	Reduktionsbeträge, Station Grosser St. Bernhard	155
C.4	Reduktionsbeträge, Station Sitten	156

Zusammenfassung

Für den Klimaparameter *Lufttemperatur* werden die notwendigen Aufbereitungsschritte diskutiert, welche von Rohdaten bis hin zu homogenisierten Zeitreihen führen. Es wird explizit auf die Bearbeitung langer Klimareihen eingegangen, wobei der berücksichtigte Zeitbereich von 1864 bis 1990 reicht. Die einzelnen Schritte werden am Beispiel der Stationsreihen von Bern, Genf, vom Grossen St. Bernhard und von Sitten demonstriert.

Die *Datengewinnung* ab Datenbanken und Nacherfassungen, das Studium der verschiedenen Datenquellen sowie die *Qualitätskontrolle* bilden die Schwerpunkte der Aufbereitung, bevor die Daten dem Homogenisierungsprozess zugeführt werden können. Zur Qualitätsprüfung der digital in Datenbanken gespeicherten täglichen Temperaturdaten zählen die eigens für den Temperaturparameter entwickelten *Plausibilitäts- und Ausreissertests*. Aufgrund dieser Tests waren mehrere hundert Einzelwertkorrekturen (Mutationen) notwendig, die in Mutationslisten dokumentiert sind.

Ein spezielles Augenmerk ist den Prozesselementen *Aufbereitung der Stationsgeschichte*, *Detektion von Inhomogenitäten* und *Behebung von Inhomogenitäten* gewidmet. Eine gut dokumentierte *Stationsgeschichte* gibt Auskunft über den allgemeinen Zustand und alle potentiell relevanten Änderungen betreffend Lage, Urbanisierungsgrad, Instrumentierung, Beobachterpersonal und Instruktionsgrundsätze. Die im Rahmen dieser Arbeit aufbereiteten Stationsgeschichten enthalten vornehmlich Angaben, welche die Elemente Lufttemperatur, Niederschlag, Sonnenscheindauer und Bewölkung betreffen. Durch das Studium umfangreicher Primärquellen konnten wertvolle Einsichten gewonnen und festgehalten werden. Die Informationsdichte wird damit gegenüber der ursprünglich an der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt SMA vorhandenen Dokumentation wesentlich erhöht.

Zur *Evaluierung verschiedener Homogenitätstests* wurden zwei Methoden entwickelt, die einerseits auf der Simulationstechnik von *Markovketten* und andererseits auf der *AR-Simulationstechnik autoregressiver Modelle* beruhen. Eine Vielzahl simulierter Klimareihen wurde künstlich mit Inhomogenitäten der Typen *einfacher Mittelwertversatz (Shift)*, *einfacher Varianzversatz in Kombination mit einfachem Shift* sowie *linearer Trend* versehen, und zusammen mit ebenfalls simulierten homogenen Referenzreihen einer Auswahl statistischer Homogenitätstests zugeführt. Deren Aufgabe ist es, potentielle Bruchstellen in Klimareihen zu lokalisieren. Für die Beurteilung der Testevaluation im Zusammenhang mit einer einfachen *Shift-Inhomogenität* wurden mehrere Tests einbezogen. Für die einfache Varianz- beziehungsweise Trendinhomogenität waren es mangels mathematischer Ansätze nur ein Test (Varianzinhomogenität) beziehungsweise zwei (Trendinhomogenität). Bei der Detektion von Brüchen in Zeitreihen der Lufttemperatur dominieren die Testalgorith-

men der SNHT-Gruppe (*Standard Normal Homogeneity Tests*) sowie der Test nach Potter (*Shift-Detektion*). Es wird empfohlen, die Detektions- und Signifikanztests der SNHT-Gruppe bei der operationellen Bearbeitung einzusetzen. Allerdings sind neue Homogenitätstests in Entwicklung, welche die sogenannte *multiple breakpoint detection* (simultane Detektion mehrerer Inhomogenitäten) ermöglichen sollen.

Gestützt auf die Homogenisierungstechnik nach Karl und Williams wird der eigentliche *Homogenisierungsprozess* festgelegt. Die Resultate der zu Ende geführten Bereinigung und Homogenisierung sind homogenisierte, im besten Fall statistisch homogene Klimareihen. Hier wird als wichtige Ergänzung eine Abschätzung des Konfidenzintervalles für die anzubringenden Homogenisierungsbeträge angegeben. Die in der vorliegenden Arbeit mit einem ausnahmslos befriedigenden Homogenitätsgrad bereinigten und homogenisierten Klimareihen gestatten es, für künftige Klimastudien vorbehaltlos verwendet zu werden. Zudem können sie für weitere Homogenisierungen als verlässliche *Referenzreihen* dienen. Die Reihen und ihre Vertrauensintervalle sind im Anhang A als Zahlentabellen zusammengestellt. Zusammenfassend sind als Ergebnisse die neu festgelegten prinzipiellen Vorgehensschritte, die auf Monatswertbasis (06 UTC, 12 UTC, 18 UTC; UTC: *Universal time coordinated*) homogenisierten Klimareihen der Stationen Bern, Genf, Grosser St. Bernhard und Sitten, die Resultate der Testevaluation sowie die aufbereiteten Stationsgeschichten zu verzeichnen.

Summary

The necessary steps to process records of *air temperature* from measured raw data into homogenized time series are discussed. Methods for the preparation of long-term climatological records are presented; the period being considered is from 1864 to 1990. Every single processing element is discussed using the station series at Berne, Geneva, Grosser St. Bernhard and Sitten as examples.

Getting the data from the data bank, and from further digitization, the study of different data sources, and *quality control* are the focal points of the data preparation before they can be homogenized. Among the quality tests for digitised daily temperature data, the *plausibility and outlier tests* have specifically been developed for temperature. Several hundred corrections of single values (mutations) were necessary; these are documented in the lists of mutation.

A special focus is on the steps *preparing station history*, *detection of inhomogeneities*, and *homogenization techniques*. A well-documented *station history* provides information on the general situation and all potentially relevant changes with regard to the location, the degree of urbanisation, instruments, observation people, and instructions. The station histories prepared in the framework of this study contain mainly information on air temperature, precipitation, sunshine duration and cloudiness. Valuable insight could be gained by the study of extensive primary sources; this new know-how has been documented. Compared to the original documentation available at the Swiss Meteorological Institute (SMI) the information density of the station histories could be enhanced significantly.

For *evaluating different homogeneity tests* two methods were developed; these are based on *Markov-processes* simulation techniques and on *AR-simulation techniques of autoregressive models*. A big number of simulated climatic records were provided with different inhomogeneities (considered types were *single shift*, *single shift with simultaneous change in the variance*, and *linear trend*), and a selected number of homogeneity tests designed to detect potential inhomogeneities were carried out on these, and on simulated homogeneous reference, time series. Whereas several tests were used to evaluate shift discontinuities, only one and two tests, respectively, were used to evaluate changes in the variance and the linear trends, because no other procedures exist. For the detection of inhomogeneities in temperature records, the test algorithms of the SNHT group (Standard Normal Homogeneity Tests) and Potter (shift-detection) come of best. The tests of the SNHT group are thus recommended for operational use. However, new homogeneity tests are currently being developed; these allow the detection of so-called multiple breakpoints.

The *homogenization procedure* is firmly established, based on the homogenization technique by Karl and Williams. When suitable, the results of implemented processes are

homogeneous climatological time series. In these cases, an estimate of the confidence interval is provided for use with the homogenization. The degree of homogeneity achieved in the climatological time series of air temperature is thus satisfactory. The homogenized time series may be used for future climate studies, and as a reliable *reference series* for other records. The homogenized climatological time series and their corresponding confidence intervals are tabulated in Appendix A. In summary, the new results found in this study are developed principal homogenization procedures, homogenized monthly climatological time series from observations made at 06 UTC, 12 UTC, 18 UTC (UTC: Universal time coordinated) at Berne, Geneva, Grosser St. Bernhard and Sitten, findings on the test evaluations, and station histories.

Résumé

Les étapes nécessaires au traitement du paramètre *température* de l'air allant des données brutes aux séries homogénéisées sont discutées. Le traitement de longues séries climatiques de la période allant de 1864 1990 est explicitement abordé. Les stations de Berne, Genève, Grand Saint-Bernard et Sion servent d'exemples illustrant les différentes étapes du traitement des données.

La *récolte des données* à partir des banques de données et de saisies ultérieures, l'étude des différentes sources de données ainsi que le *contrôle de qualité* sont les points principaux du traitement précédant le processus d'homogénéisation des données. Les *tests de plausibilité et d'inconsistance* spécialement développés pour le paramètre température font partie du contrôle de qualité effectué sur les données de température journalières stockées sous forme digitale dans les banques de données. Sur la base de ces tests, plusieurs centaines de corrections de valeurs individuelles (mutations) ont été nécessaires. Une documentation des listes de mutations a été établie.

Une attention particulière a été apportée aux processus concernant la *mise à jour de l'histoire des stations*, la *détection d'inhomogénéités* et leurs *suppressions*. La documentation exacte de *l'histoire des stations* livre des informations sur l'état général et tous les changements potentiellement importants concernant l'emplacement, le degré d'urbanisation, l'instrumentation, le personnel d'observation et les principes fondamentaux d'instruction. Les histoires des stations traitées dans cette étude contiennent avant tout des informations concernant les éléments température de l'air, précipitation, durée d'ensoleillement et nébulosité. Des constatations importantes ont pu être faites grâce à l'étude des volumineuses sources originales d'informations. Par rapport à la documentation disponible à l'Institut Suisse de Météorologie, la densité d'information a été fortement augmentée.

Deux méthodes destinées à *l'évaluation des différents tests d'homogénéités* ont été développées. Ces méthodes reposent d'une part sur la technique de simulation des *chaînes de Markov* et d'autre part sur la technique de simulation des *modèles autoregressifs*. Des inhomogénéités de différents types (*déplacement simple de la moyenne ou shift, déplacement simple de la variance combiné avec un shift simple* ou une *tendance linéaire*), ainsi que des séries de références homogènes simulées provenant d'un choix de tests d'homogénéités ont été introduits artificiellement dans un grand nombre de séries climatiques simulées dans le but de localiser des cassures potentielles au sein des séries climatiques. Plusieurs tests ont été appliqués pour juger de la qualité des test d'évaluation en rapport avec les inhomogénéités de déplacement simple. En ce qui concerne l'évaluation des inhomogénéités simples de variance et de tendance linéaire, l'absence d'outils mathématiques adéquats a limitée cette analyse à l'application d'un seul test pour les inhomogénéités de variance et

deux tests pour les inhomogénéités de tendance. Les algorithmes du groupe SNHT (*Standard Normal Homogeneity Tests*), ainsi que le test selon Potter (Détection de *shift*) sont les plus efficaces pour la détection de cassures dans les séries climatiques de la température de l'air. L'application des tests de détection et de signification du groupe SNHT est recommandée pour le traitement opérationnel des données. Toutefois, de nouveaux tests d'homogénéités susceptibles de permettre la détection simultanée de plusieurs inhomogénéités (*multiple breakpoint detection*) sont en développement.

Le processus effectif d'homogénéisation a été établi sur la base de la technique de Karl et Williams. Les résultats finaux de la correction et de l'homogénéisation sont des séries climatiques homogénéisées et, dans les cas les meilleurs, statistiquement homogènes. L'estimation de l'intervalle de confiance pour les valeurs d'homogénéisation constitue un complément important. Les séries climatiques corrigées et homogénéisées à un degré satisfaisant sans exception permettent d'utiliser ces données sans restriction lors d'études climatiques ultérieures. De plus, elles peuvent servir de *séries de références* pour d'autres homogénéisations. Les séries et leurs intervalles de confiance figurent dans l'annexe A sous forme de tableau numérique. En résumé, les principales étapes procédurales nouvellement établies, les séries climatiques homogénéisées basées sur les valeurs mensuelles (06 UTC, 12 UTC, 18 UTC; UTC: *Universal time coordinated*) des stations Berne, Genève, Grand Saint-Bernard et Sion, les résultats des tests d'évaluation ainsi que la mise à jour de l'histoire des stations constituent l'ensemble des résultats obtenus.

Übersetzung: Dr. Christophe Voisard

Riassunto

Per il parametro climatologico della *temperatura* dell'aria vengono discussi tutti i passi di lavoro necessari per trasformare una serie di dati grezza in una serie di dati omogeneizzata. Particolare attenzione viene rivolta al trattamento di lunghe serie climatologiche di dati. Il periodo preso in considerazione per il parametro della temperatura va dal 1864 al 1990. I diversi passi di lavoro vengono illustrati sull'esempio dei dati delle stazioni di misura di Berna, Ginevra, Gran san Bernardo e Sion.

La preparazione dei dati da omogeneizzare comprende *l'estrazione* dalle banche dati, lo studio delle diverse fonti da cui essi provengono come pure il controllo di qualità dei dati. Il *controllo della qualità* dei valori giornalieri della temperatura disponibili in forma digitale comprende *il test di plausibilità e il test per eccezioni* elaborati dall'autore. In base ai risultati dei test sopracitati si è resa necessaria la correzione di diverse centinaia di dati singoli. Queste correzioni (mutazioni) sono documentate in un apposito elenco.

Particolare attenzione viene rivolta *all'aggiornamento della cronaca delle stazioni, alla ricerca di inomogeneità* come pure *all'omogeneizzazione stessa*. Una *cronaca dettagliata delle stazioni* di misura contiene informazioni sullo stato generale delle stazioni oltre a tutte le mutazioni che possono influenzare la qualità dei dati, quali uno spostamento della stazione di misura, il grado di urbanizzazione, la sostituzione degli strumenti di misura e cambiamenti nel personale di osservazione. Nelle cronache elaborate nell'ambito del presente lavoro sono stati considerati in particolare i fattori che influenzano la misura della temperatura dell'aria, delle precipitazioni, del soleggiamento e della nuvolosità. Lo studio accurato della fonte dei dati ha fornito delle informazioni molto importanti. Rispetto alla documentazione dell'istituto Svizzero di Meteorologia (ISM), la densità di informazioni riscontra un netto miglioramento.

Per la *valutazione dei test di omogeneizzazione* l'autore ha elaborato due test: il primo si basa sulla tecnica di simulazione delle *catene di Markov*, il secondo si serve della tecnica di simulazione *AR per modelli autoregressivi*. Vengono introdotte artificialmente inomogeneità di diverso tipo (*traslazione semplice (shift)*, *traslazione semplice della varianza combinata con un shift semplice* e una *tendenza lineare*) in un gran numero di serie climatologiche simulate. Le serie climatologiche così ottenute e le serie omogenee di riferimento pure simulate vengono esaminate tramite dei test di omogeneità atti a scoprire delle possibili discontinuità. L'efficacia dei test atti alla ricerca di traslazioni semplici è stata valutata tramite diversi test appositi. Per quel che riguarda l'evaluazione di inomogeneità semplici della varianza e della tendenza lineare, essa si è limitata ad un test per le inomogeneità della varianza e a due test per le inomogeneità della tendenza lineare. Ciò è dovuto alla mancanza di metodi matematici adeguati. Gli algoritmi del gruppo SNHT (*Standard*

Normal Homogeneity Tests) come pure il test di Potter sono i più efficaci nella ricerca di discontinuità nelle serie climatologiche della temperatura dell'aria. Per il trattamento operativo di serie climatologiche viene raccomandata l'applicazione dei test di detezione e di significatività. Test atti alla ricerca contemporanea di più inomogeneità (*multiple breakpoint detection*) sono in fase di sviluppo.

Il *processo effettivo di omogeneizzazione* è fondato sul metodo secondo Karl e Williams. Il risultato finale della correzione ed omogeneizzazione dei dati consiste in serie climatologiche di dati omogeneizzati, nel migliore dei casi addirittura omogenei dal punto di vista statistico. Una stima dell'intervallo di confidenza per i valori di omogeneizzazione rappresenta inoltre un complemento importante. Il grado d'omogeneità raggiunto permette di utilizzare senza riserva le serie climatologiche omogeneizzate nell'ambito di questo lavoro per studi sul clima. Queste serie possono inoltre servire come *serie di riferimento* per ulteriori lavori di omogeneizzazione. Le serie climatologiche con i rispettivi intervalli di confidenza sono riportate nell'appendice A. Il presente lavoro comprende infine modo riassuntivo una definizione del metodo di lavoro da seguire per omogeneizzare serie climatologiche di dati, le serie climatologiche omogeneizzate di dati mensili, (06 UTC, 12 UTC, 18 UTC; UTC: *Universal time coordinated*) delle stazioni di misura di Berna, Ginevra, Gran san Bernardo e Sion, i risultati della valutazione di svariati test di omogeneizzazione come pure un'accurata cronaca delle stazioni di misura prese in considerazione.

Übersetzung: Stefano Zanini

Kapitel 1

Einleitung

Die vorliegende Arbeit ist im Forschungsprojekt «Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messreihen des 19. und 20. Jahrhunderts» eingebunden. Dieses Projekt ist Teil des Nationalen Forschungsprogrammes NFP 31 «Klimaänderungen und Naturkatastrophen». Das NFP 31 dient zur Erforschung der Auswirkungen möglicher künftiger Klimaänderungen auf Umwelt und Gesellschaft in der Schweiz. Das dynamische System Umwelt ist einerseits kurzfristig steten Änderungen ausgesetzt, hervorgerufen z. B. durch Extremereignisse (Naturkatastrophen). Andererseits ist es langfristig dauernden Änderungen z. B. infolge des sogenannten Treibhauseffektes (Klimaprozess) unterworfen. Extremereignisse wirken räumlich begrenzt, d. h. lokal oder regional. Klimaänderungen beeinflussen hingegen das System Umwelt grossräumig und damit längerfristig auch die ökonomischen und sozialen Bereiche des Menschen (NFP 31 info 1 [67, 1992]). Wichtig im Zusammenhang mit Forschungstätigkeiten im Bereich dieser Klimaproblematik ist die Erarbeitung von Grundlagen über den Zusammenhang zwischen dem globalen Klima und demjenigen des Alpenraumes sowie über lokale Unterschiede innerhalb des Alpenraumes. Diese Grundlagen dienen nicht nur der Erstellung von Klimaprognosen, sondern auch als Basis zur Interpretation klimageschichtlicher Informationen (NFP 31 info 2 [61, 1992]). Als Datenbasis für die oben erwähnten Forschungsaufgaben sind oft sogenannte lange Klimamessreihen von grosser Bedeutung. Gerade im Zusammenhang mit Klimamodellen (*General Circulation Models* GCM's), aber auch mit anderen klimaabhängigen Prozessen, liefern sie einen wertvollen Informationsbeitrag. Im Fall von Klimamessreihen wie auch bei allen übrigen Datenerhebungen zum Zweck wissenschaftlicher Analysen und Interpretationen ist die Datenqualität von zentraler Bedeutung. Für eine qualitativ hochstehende Datenerhebung (Messung und Beobachtung) ist der nationale Wetterdienst, die Schweizerische Meteorologische Anstalt SMA, verantwortlich. Seit dem Jahr 1864 unterstützt der Bund der Schweizerischen Eidgenossenschaft zuverlässige meteorologische Messungen und Beobachtungen und seit dem Jahr 1881 leitet er das Netz regelmässiger Messungen und Beobachtungen. Für die daraus resultierenden teilweise recht langen Klimamess- und -beobachtungsreihen unterhält die Sektion Klimatologie KLS der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt seit Mitte der 1970er Jahre eine Klimadatenbank. Qualitätsgeprüfte Mess- und Beobachtungsdaten verschiedener meteorologischer Stationen — in der Regel drei Tageterminwerte pro Klimaparameter, frühestens ab 1901 — sind darin für ein breites Interessenpublikum aus Forschung und Praxis digital erfasst und verfügbar.

1.1 Problemstellung

Trotz den hohen Anforderungen an die Datenerhebung und den damit verbundenen hohen Ansprüchen an die Datenqualität ist es unerlässlich, die Mess- und Beobachtungsdaten im Anschluss an die Datenerfassung auf ihre Plausibilität sowie die aus den Mess- und Beobachtungsdaten resultierenden Klimamessreihen auf sprunghafte und/oder allmähliche systematische Veränderungen zu analysieren.

Ein einzelner Messwert kann grundsätzlich mit zwei Arten von Fehlern behaftet sein:

- Systematische Fehler resultieren aus unzureichenden oder unzulänglichen Messverfahren, falsch geeichten Messinstrumenten und anderen Faktoren, welche das Messergebnis stets in derselben Weise verfälschen.
- Eine Vielzahl unkontrollierbarer Faktoren bewirken zufällige oder statistische Fehler. Diese Faktoren beeinflussen die Messung so, dass das Messergebnis rein zufällig zu gross oder zu klein ausfällt.

Damit nun der hohe Qualitätsanspruch an die meteorologischen Messungen und Beobachtungen gewährleistet ist, muss das Experiment, d. h. die Erhebung eines Mess- beziehungsweise Beobachtungswertes die Ausschaltung der systematischen Fehler zum Ziel haben. Zufällige oder statistische Fehler sind hingegen unvermeidbar. Die sogenannte Fehler- oder Ausgleichsrechnung leitet jedoch einen Schätzwert für die Messgrösse her, der sich der Messung möglichst gut anpasst, und gibt ausserdem ein Mass für die Genauigkeit des Schätzwertes an. Der einzelne Messwert einer klimatologischen Reihe ist nun allerdings nicht das Resultat wiederholbarer Experimente. Vielmehr handelt es sich, aus statistischer Sicht betrachtet, um eine einzige Ziehung, also um eine Stichprobe, welche nur ein Element enthält. Es ist deshalb unmöglich, ein exaktes Mass für die Genauigkeit des Messwertes anzugeben. Der Betrag des stochastischen Fehlerterms des einzelnen Messwertes bleibt damit unbekannt, ebenso wie die Verteilungsfunktion der Grundgesamtheit, aus der die Ziehung stammt. Einzig mit simultanen Messungen unter Einbezug mehrerer typengleicher Instrumente wäre man in der Lage, einen Schätzwert herzuleiten. In der Praxis würde dies bedeuten, dass beispielsweise die Temperaturreihe einer Klimastation simultan aus den Messungen mehrerer, d. h. möglichst vieler unabhängiger Temperaturfühler zu ermitteln wäre, was natürlich viel zu aufwendig ist.

Im weiteren stellen die Daten einer klimatologischen Messreihe nicht das Resultat eines Experimentes dar, welches unter gewissen konstant gehaltenen, kontrollierten Bedingungen stattfindet. Es besteht somit die Gefahr, dass der Verlauf der Zeitreihe nicht ausschliesslich der Entwicklung eines zu betrachtenden Klimaelementes entspricht, sondern auch andere unerwünschte Effekte widerspiegelt, welche überhaupt nichts mit dem Witterungsablauf oder dem Klima zu tun haben. Stationsverschiebungen, Beobachtungsterminänderungen, Geräte- und Beobachterwechsel sowie etliche andere Gründe können ebenfalls die Qualität einer Klimareihe beeinträchtigen. In diesen Fällen ist die sogenannte Homogenität der Zeitreihe in Frage gestellt. Diesem Umstand muss vor allem in der aktuellen Diskussion über allfällige Klimaänderungen Rechnung getragen werden. Klimastudien, welche auf inhomogenen klimatologischen Messreihen beruhen, können unter Umständen zu falschen Schlüssen kommen, indem z. B. instrumentell- oder lagebedingte Umstellungen als Klimaänderungen interpretiert werden. Eine Homogenisierung mit dem Ziel, klimatologische

Aufzeichnungen möglichst von störenden, den wahren klimatischen Verlauf beeinträchtigenden Effekten zu befreien, ist daher von grosser Bedeutung.

Allgemein formuliert bedürfen Klimareihen immer einer mehr oder weniger aufwendigen Bereinigung und Homogenisierung, bevor sie für wissenschaftliche Studien verwendet werden können. Es stellt sich also die Frage nach methodischen Verfahren, welche einerseits die Plausibilität der Messwerte prüfen und andererseits klimatologische Messreihen in dem Sinn modifizieren, dass die Schwankungen der Reihen möglichst nur noch meteorologischen und/oder klimatischen Verhältnissen zuzuschreiben sind, andere, unerwünschte Effekte also eliminiert werden.

Die Fragestellung nach methodischen Verfahren zur Bereinigung von Klimareihen ist nicht neu. Sämtliche Daten auf der Klimadatenbank haben vorgängig eine Plausibilitätskontrolle durchlaufen, welche von Mitarbeitern der SMA entwickelt wurde. Ausserdem sind in früheren Jahren einige Klimareihen ausgewählter meteorologischer Stationen von 1901 bis 1960 und in neuerer Zeit solche von 1961 bis 1990 ebenfalls von Mitarbeitern der SMA homogenisiert worden. Die Daten auf der Klimadatenbank entsprechen demnach in den wenigsten Fällen den «wahren Werten» (tatsächlich gemessenen Werten). Ebenso enthalten etliche Publikationen der SMA bereinigte Monatstabellen für den Zeitraum von 1864 bis 1960. Arbeiten im Zusammenhang mit der Bereinigung längerer Klimareihen, z. B. von 1864 bis 1990, sind in der Schweiz bis anhin nur wenige gemacht worden. Diese Bereinigungsarbeiten stützen sich erst noch auf verschiedene, teilweise veraltete und nicht in jedem Fall vergleichbare Methoden ab.

1.2 Zielsetzung

Im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit steht die Bereinigung und Homogenisierung ausgewählter langer Temperaturmessreihen der Westschweiz und des Wallis für den Zeitraum 1864 bis 1990. 1864 bedeutet die Gründung und den Beginn des schweizerischen Messnetzes mit meteorologischen Beobachtungsstationen. 1990 ist das Ende der von der *World Meteorological Organisation* WMO festgelegten 30jährigen Klimabeobachtungsperiode 1961–1990.

Diese Arbeit soll auch als allgemeine technische Anleitung zur Bereinigung und Homogenisierung langer Temperaturmessreihen in der Schweiz dienen. Im Vorfeld der Bereinigung und Homogenisierung müssen die entsprechenden klimatologischen Messreihen aus den Daten zusammengestellt werden, welche im Prinzip den ursprünglichen Messwerten entsprechen. Anschliessend sollen diese Messreihen soweit bereinigt und homogenisiert werden, dass ihre Schwankungen möglichst nur auf meteorologische und/oder klimatologische Einflüsse an der betreffenden Station zurückzuführen sind. Eine bereinigte und homogenisierte Reihe beinhaltet

- eine umfassende Dokumentation der Messdaten sowie ihrer Entstehung,
- eine vollständige Beschreibung der korrigierten und homogenen beziehungsweise homogenisierten Daten sowie
- einen digitalen Datensatz mit homogenen beziehungsweise homogenisierten Messdaten, falls Kenntnisse über die Ursachen der festgestellten Inhomogenitäten vorhan-

den sind; andernfalls bleibt es bei der Feststellung der Inhomogenität. Mit der Berechnung von Konfidenzintervallen für homogene beziehungsweise homogenisierte Messdaten soll ausserdem die durch den Vorgang der Homogenisierung verursachte Unsicherheit in den homogenen beziehungsweise homogenisierten Daten ausgedrückt werden.

Eine wichtige Grundlage zur Bewältigung dieser Aufgaben bildet eine möglichst lückenlose Dokumentation der im Hinblick auf die Reihenbearbeitung stationsgeschichtlich relevanten Ereignisse. Die Stationsgeschichte liefert Informationen über die Bedingungen, unter welchen die Messung des einzelnen Wertes zustande kommt. Umfangreiche Recherchen in Literatur- und Archivbeständen der SMA sind notwendig, um zu wichtigen Hinweisen über Stationsverlegungen, Beobachtungsterminänderungen, Geräte- und Beobachterwechsel etc. zu gelangen. Mit dem aus den Recherchen resultierenden Informationsmaterial lassen sich die Eigenschaften der Temperaturreihen (Quelle, historisches Umfeld; Stationslage, Beobachter, Instrumente usw.) beschreiben.

Zusätzlich zu den stationsgeschichtlichen Dokumentationen sind sogenannte Homogenitätstests in der Lage, Inhomogenitätsstellen in einer klimatologischen Messreihe festzustellen. Neben einer Übersicht über verschiedene Testmethoden sollen ausgewählte Tests, welche Inhomogenitätsstellen in klimatologischen Messreihen detektieren, in einem Evaluationsprozess auf ihre Eignung für den Klimaparameter Temperatur untersucht werden. Der eigentliche Homogenisierungsprozess soll schliesslich verschiedene Inhomogenitäten in den Reihen beheben.

Zusammenfassend soll die vorliegende Arbeit eine Vorgehensweise beschreiben, die aufzeigt, wie lange Reihen des Klimaparameters Temperatur bereinigt und homogenisiert werden können, wobei die vorgeschlagene Methodik als Leitfaden für künftig durchzuführende Bereinigungen und Homogenisierungen verwendet werden kann. Insbesondere wird auch Wert darauf gelegt, dass die im einzelnen vorgestellten Arbeitsschritte möglichst objektiven Kriterien genügen sollen. Reihen anderer Klimaparameter können unter gewissen Einschränkungen ebenfalls nach diesem Konzept bearbeitet werden. Im weiteren wird nicht der Anspruch erhoben, die Methodik als einzige valable Vorgehensweise zur Bereinigung und Homogenisierung von Temperaturmessreihen zu deklarieren. Sie ist aber auf ein breites Argumentarium abgestützt und stellt damit ein erprobtes, wenn auch aufwendiges Verfahren dar.

Kapitel 2

Der Klimaparameter Lufttemperatur

Wie in Kapitel 1 erwähnt, befasst sich die vorliegende Arbeit mit dem Klimaparameter Lufttemperatur. Gemeint ist die Temperatur in der untersten Luftschicht der Atmosphäre. Gemäss international vereinbarten Normen erfolgt die Messung der Temperatur zwei Meter über Grund und in genügend grossem Abstand von Gebäuden, Bäumen und anderen den Luftraum einengenden Einrichtungen. Damit der unmittelbare Untergrund — in der Regel eine Rasenfläche — die Messung der Lufttemperatur nicht wesentlich beeinflusst, muss diese ausserhalb der bodennahen Luftschicht, dem Wirkungsbereich der Unterlage als Reibungs- und Heiz- beziehungsweise Abkühlungsfläche, erfolgen. Die Instrumente zur Messung der Lufttemperatur sind normalerweise in sogenannten Wetterhütten untergebracht. Eine Wetterhütte ist ein weissgestrichener Holzkasten aus Doppeljalousien, so dass die Luft hindurchstreichen, aber die direkte Strahlung nicht auf das Thermometer einfallen kann. Die Hütte soll so auf einer schattenlosen Rasenfläche plaziert sein, dass sich die Instrumente im Hütteninnern in rund zwei Metern über Grund befinden und die Tür auf der Nordhalbkugel nach Norden weist (WEISCHET [86, 1983]).

2.1 Die Messung der Lufttemperatur

Verschiedene Autoren (vgl. z. B. SNEYERS [78, 1976], DHÉRENT und PETIT-RENAUD [24, 1994]) geben einen Überblick über die Geschichte der Temperaturmessung. Die ersten, einfachen Versuche, den Wärmezustand der Luft zu erfassen, gehen ins zweite bis erste Jahrhundert vor dem Beginn unserer Zeitrechnung zurück: Weil sich in einem geschlossenen flaschenähnlichen Glasgefäss, welches Wasser und Luft enthält, erwärmte Luft ausdehnt und abgekühlte Luft zusammenzieht, fällt oder steigt der Wasserspiegel innerhalb des Gefässes je nach Lufttemperatur. Bereits im zweiten Jahrhundert nach Beginn unserer Zeitrechnung entstand die Idee, den Skalenbereich von kalt bis warm eines Flüssigkeitsgemisches in Beziehung zu schmelzendem Eis (kalt) und siedendem Wasser (warm) zu setzen. Die praktische Umsetzung dieser Idee und damit die Verwirklichung des Prinzips durch das sogenannte Thermometer geschahen erst 1714 durch FAHRENHEIT. Zuverlässige und vergleichbare Thermometermessungen lassen sich allerdings erst seit der Einführung der

Centigradeinteilung erzielen. Das Thermometer mit Centigradeinteilung wurde 1742 von CELSIUS an der Universität von Uppsala, Schweden perfektioniert und 1750 von einem Universitätskollegen in die heutige Form des allgemein bekannten Quecksilberthermometers entwickelt.

Obwohl das herkömmliche Quecksilberthermometer nach einem einfachen, physikalischen Prinzip funktioniert, ergeben sich grundsätzliche Probleme aus dem Messvorgang der Lufttemperatur:

- WEISCHET [86, 1983, S. 97 f.] hält fest: «Das reine Messproblem hängt damit zusammen, dass die Luft eine extrem kleine spezifische Wärme pro Masseneinheit und eine ebenso extrem niedrige Wärmeleitfähigkeit besitzt. Demgegenüber hat der Messkörper eines Thermometers (...) bei relativ grosser Masse eine vergleichsweise grosse spezifische Wärme.» Daraus lässt sich ableiten, dass der Messkörper des Thermometers während des Messvorganges nicht im Wärmeleitungsgleichgewicht mit der Luft steht. Diese Feststellung trifft allerdings nicht zu, wenn das Thermometer ventiliert, d. h. wenn eine genügend grosse Menge Luft zu- und abgeführt wird. Die heutigen modernen Thermometer sind im Gegensatz zu herkömmlichen Thermometern meistens ventiliert.
- Im Fall einer rasch ablaufenden Temperaturänderung verhält sich das konventionelle Thermometer träge, d. h. es hinkt der Temperatur, welche die Luft unmittelbar nach der Änderung angenommen hat, hintennach. Der Grund dieses Verhaltens liegt in der relativ grossen Wärmekapazität der Thermometersubstanz, die längere Zeit braucht, um sich den neuen Temperaturverhältnissen in der Luft anzupassen. Dieser Umstand ist allerdings im Zusammenhang mit der Temperaturmessung nicht unbedingt ein Nachteil, weil es ja darum geht, einen durchschnittlichen Wert der Lufttemperatur zum Beobachtungszeitpunkt zu erfassen. Dank der Trägheit des Thermometers werden nämlich schnelle beziehungsweise kurzperiodische Temperaturschwankungen in vermindertem Ausmass beziehungsweise gar nicht wiedergegeben (vgl. LILJEQUIST und CEHAK [47, 1984]).
- WEISCHET [86, 1983, S. 98] ergänzt, dass «(...) der Messkörper im Normalfall noch allen möglichen Einflüssen der Energieübertragung durch Wärmestrahlung ausgesetzt [ist].» Aus diesem Grund müssen Thermometer strahlungsgeschützt sein.
- Die Ablesung am herkömmlichen Thermometer erfolgt auf 0.1 °C genau. Es kann der Fall eintreten, dass die Temperatur um 0.1 °C zu hoch oder zu tief abgelesen wird. Dies führt zu zufälligen Fehlern in den Messdaten.

Mit gezielten Messvorkehrungen können Probleme beim Messvorgang vermindert oder gar vermieden werden. Mit diesen Vorkehrungen allein ist allerdings die Vergleichbarkeit von Lufttemperaturmessungen untereinander oder zwischen verschiedenen Klimastationen nicht gewährleistet. Dazu bedarf es der Beachtung und Einhaltung international vereinbarter Normen. Diese Normen werden heute von der *World Meteorological Organisation* WMO empfohlen. In der Schweiz sind Messvorkehrungen und Normen in den sogenannten Instruktionen für die Beobachter der schweizerischen meteorologischen Stationen niedergeschrieben.

2.1.1 Beobachterinstruktionen

Von der Gründung und Einrichtung des schweizerischen Messnetzes mit meteorologischen Beobachtungsstationen im Jahr 1864 erwartete man nicht nur Antworten zu verschiedenen Fragen der Meteorologie, sondern auch eine Vereinheitlichung der meteorologischen Beobachtungen und Messsysteme und damit eine Verbesserung der Mess- und Beobachtungsdaten. Damit 1864 und in den nachfolgenden Jahren sichere und zuverlässige Messungen durchgeführt werden konnten, mussten folgende, z. T. auch international gebräuchliche Bedingungen erfüllt sein (MOUSSON [58, 1863, S. 3]):

- «Anstellung der Beobachtungen nach einem einheitlichen Plan.»
- «Anwendung von genauen und zuverlässigen, sorgfältig geprüften und verglichenen Instrumenten von möglichst gleicher Qualität.»
- «Zweckmässige Aufstellung der Instrumente an den Beobachtungsorten nach übereinstimmenden Principien.»
- «Möglichst unveränderte Erhaltung der Instrumente in ihrem ursprünglichen Zustande während der Zeitdauer der Beobachtungen.»
- «Gewissenhafte Beobachtungen zu den festgesetzten Terminen mit genauer Befolgung der speciellen einheitlichen Vorschriften.»
- «Reduction und Verarbeitung der Beobachtungen nach denselben Regeln.»

Im folgenden ist nur noch vom klimatologischen Messnetz die Rede. Spezialnetze wie z. B. das synoptische fallen nicht in die weiteren Betrachtungen. Die direkten Ablesungen an den Instrumenten einer klimatologischen Beobachtungsstation erfolgten zu Beginn um 7 Uhr, 13 Uhr und 21 Uhr der gewöhnlichen bürgerlichen Zeit des betreffenden Ortes. Unter Berücksichtigung der Längendifferenz gegen Bern und der mittleren Berner Zeit liess sich die gewöhnliche bürgerliche Zeit des betreffenden Ortes herleiten. Umgerechnet in die heutige Zeiteinteilung wurden die meteorologischen Messungen und Beobachtungen wenige Minuten vor (östlich von Bern) und nach (westlich von Bern) 7 Uhr 30, 13 Uhr 30 und 21 Uhr 30 mitteleuropäischer Zeit MEZ durchgeführt. Die Beobachtungszeiten änderten allerdings im Verlauf der Jahre 1864 bis 1990. Eine Ablesung galt nur dann als richtig (MOUSSON [58, 1863, S. 5]), «(...) wenn sie genau zur vorgeschriebenen Zeit oder wenigstens innerhalb fünf Minuten vor oder nach derselben gemacht worden ist.» Wegen der Empfindlichkeit des Thermometers durfte kein Körper oder Gegenstand, dessen Temperatur sich von derjenigen der umgebenden Luft unterschied, während der Ablesung zu nahe an das Thermometer gelangen. Die abgelesenen Werte waren in die monatlichen Beobachtungstabellen einzutragen. An den eingetragenen Werten waren vom Beobachter sogenannte Reduktionen vorzunehmen, weil der ursprünglich abgelesene Wert nur bedingt der «wahren Lufttemperatur» entsprach. Im Fall des Quecksilberthermometers war es z. B. möglich, dass sich dessen Nullpunkt im Verlauf seines Einsatzes unter anderem auf Grund elastischer Veränderungen im Glas verschob. Die von Zeit zu Zeit am betreffenden Thermometer ermittelte und dem Beobachter bekannte sogenannte Nullpunktkorrektur musste zum Ursprungswert addiert und das Resultat in einer speziellen Rubrik der Tabellen vermerkt werden. Aus den sogenannten reduzierten Werten berechnete der Beobachter

schliesslich die Tages- und Monatsmittel. Am Ende des Monats erhielt die zentrale Stelle (SMA) die ausgefüllten Tabellen zugesandt. Die Tabellen wurden später zu sogenannten Schwarzen Bänden gebunden und in der SMA archiviert. Die in den Schwarzen Bänden eingetragenen Klimadaten sind für die SMA die Originaldaten. Gemäss diesen Instruktionen wurde nun während vieler Jahrzehnte bis in die 70er Jahre des 20. Jh. hinein der Betrieb des klimatologischen Messnetzes aufrechterhalten.

2.1.2 Messinstrumente und -einrichtungen

Die Instrumente zur Messung der Lufttemperatur, welche an den klimatologischen Beobachtungsstationen nach der Gründung und Einrichtung des schweizerischen Messnetzes 1864 im Einsatz standen, waren das sogenannte Psychrometer und an einigen wenigen Stationen das einzelne Quecksilberthermometer. Das ursprüngliche Psychrometer von Geissler in Bonn bestand aus einem «trockenen» und «feuchten» Quecksilberthermometer mit 0.2 °C-Teilung der Milchglasskala von -33 °C bis +40 °C (FRISCH [29, 1969] und MOUSSON [59, 1864]). Die beiden Thermometer wurden an ihren oberen Enden in Metallfassungen, die an einem leichten Rahmen befestigt waren, eingekittet. Das kugelförmige Quecksilbergefäss des «feuchten» Thermometers umhüllte stets ein feucht gehaltenes Leinwandsäcklein. Diese Anordnung erlaubte nicht nur die Ablesung der Lufttemperatur am «trockenen» Thermometer, sondern auch die Bestimmung des Dampfdruckes, der relativen Feuchte und des Taupunktes. Die Erhaltung der Feuchtigkeit sowie die Verdunstung des feuchten Leinwandsäckleins waren allerdings im Zusammenhang mit der Temperaturmessung nicht unproblematisch.

Die Verdunstung der Flüssigkeit (Wasser) aus dem nassen Leinwandsäcklein des feuchten Thermometers benötigt Wärmeenergie. Diese wird anfänglich teilweise von der Thermometerkugel abgeführt, bis sich ein Gleichgewichtszustand einstellt. Dadurch kühlt die Thermometerkugel ab und das feuchte Thermometer zeigt eine niedrigere Temperatur (die Feuchttemperatur) als das trockene Thermometer. Wenn der Gleichgewichtszustand erreicht ist, wird die Wärme der vorbeiströmenden Luft im Hütteninnern entnommen. Die Lufttemperatur (Messung am trockenen Thermometer) sowie die Temperaturdifferenz des trockenen und feuchten Thermometers lässt sich zur Bestimmung der Luftfeuchtigkeit verwenden (LILJEQUIST und CEHAK [47, 1984]).

Das Psychrometer oder das einzelne Thermometer wurde nach der Einrichtung des schweizerischen Messnetzes 1864 während vieler Jahre in einem nach unten offenen, 45 cm hohen und 30 cm breiten Zinkblechgehäuse (Abbildung 2.1, S. 10) als sogenannte Hausaufstellung vor einem Fenster am Beobachterhaus installiert. Damit konnte der Arbeitsaufwand für die Ablesungen an den Instrumenten klein gehalten werden. Das Zinkblechgehäuse selber bestand aus einem hervortretenden, konischen Dach und drei durch weite, der Luft zugänglichen Lücken getrennten Wandteilen. Die Aufstellung des Zinkgehäuses an der Nordfassade eines Gebäudes vor einem Fenster im ersten Stock genügte damit den damaligen Anforderungen und Bedingungen, weil insbesondere die Messeinrichtung strahlungsgeschützt und gut durchlüftet war. Das Gehäuse wurde an einem beweglichen, horizontalen Arm befestigt. War das Zinkblechgehäuse im Verlauf des Tages der direkten Sonnenstrahlung ausgesetzt, wurde ein Schutzdach angebracht oder auf eine sich zum Ablesetermin im Schatten befindende Hilfsaufstellung ausgewichen. Trotzdem liessen sich Rückstrahlungseffekte von

Hauswänden nicht immer vermeiden. Ausserdem entwickelten sich an verschiedenen Stationen im Lauf der Jahrzehnte eine Anzahl unterschiedlicher Modelle aus dem ursprünglich einheitlichen Zinkblechgehäuse. Einzelne Stationen wichen sogar bezüglich der oben beschriebenen Messinstrumente und -einrichtungen ab. So z. B. in Bern, wo der berühmte Schweizer Physiker und Meteorologe HEINRICH WILD von 1858–1868 einen Lehrstuhl innehatte und sich u. a. durch die Entwicklung sogenannter selbstregistrierender Instrumente auszeichnete. Aus diesem Grund standen in Bern zusätzlich selbstregistrierende Instrumente im Einsatz, für die Messung der Temperatur das sogenannte Metallthermometer mit thermometrischer Spirale. Die Spirale bestand aus zwei zusammengelöteten, dünnen Metallstreifen mit verschiedenen Ausdehnungskoeffizienten. Im Fall einer Temperaturänderung änderten sich die beiden Metalle unterschiedlich stark in ihrer Ausdehnung, was zu einer Krümmung der Spirale führte. Die Krümmungsbewegung übertrug sich auf eine drehende Registriertrommel. Die daraus resultierenden Aufzeichnungen stellten den Verlauf der Temperatur dar. Das Metallthermometer befand sich in einer Höhe von fünf Metern über dem Erdboden in einem Zinkblechgehäuse, das wiederum in einem doppelwandigen Holzkasten aufgestellt war (WILD [87, 1867]). Die Verwendung von Metallthermometern war wegen ihrer Trägheit problematisch im Zusammenhang mit rasch ablaufenden Temperaturänderungen. Je grösser das Produkt aus spezifischer Wärme und Gewicht der thermometrischen Spirale war, desto bedeutender blieben die Angaben des Metallthermometers hinter denjenigen des Quecksilberthermometers zurück (MAURER [50, 1883]).

Kam schliesslich eine Hausaufstellung aus bestimmten Gründen nicht in Frage, konnte das Zinkblechgehäuse mit Psychro- oder Thermometer in einem grösseren, gut durchlüfteten Holzgehäuse plaziert werden, welches auf einem Pfahl im Freien stand. Das Holzgehäuse befand sich mit Vorteil ungefähr 20 Schritte von der Nordfassade des Beobachterhauses, entfernt im Garten mit einem vertikalen Abstand von ca. 1.5 m über dem Grund. Was die Klimastation Bern betraf, wurde das Zinkblechgehäuse in einem geräumigen, nach Norden und nach unten offenen, doppelwandigen Holzgehäuse installiert, das in einer Höhe von drei Metern über Grund an zwei Pfählen befestigt war.

Trotz den in Kapitel 2.1.1 formulierten Bedingungen zur Realisierung sicherer und zuverlässiger Messungen konnten mit den oben geschilderten Einrichtungen nicht immer zufriedenstellende Beobachtungen angestellt werden. Die in der zweiten Hälfte des 19. Jh. an internationalen meteorologischen Kongressen getroffenen Vereinbarungen und Beschlüsse vermochten daran auch nicht viel zu ändern, obschon sich aus neuen Erkenntnissen und gewonnenen Erfahrungen verschiedene, allerdings z. T. bereits bekannte Vorkehrungen für die «optimale» Thermometeraufstellung ableiten liessen (vgl. PARKER [64, 1994]):

- das Thermometer muss vor direkter Sonnenstrahlung geschützt sein,
- die zirkulierende Luft muss das Thermometer ungehindert umströmen können,
- das Thermometer darf nicht vom Regen nass oder von Schnee bedeckt sein,
- das Material des Zinkblech- oder Holzgehäuses sollte die Temperaturmessung nicht beeinflussen (keine Absorptionseffekte),
- der Einfluss von Rückstrahlungseffekten muss ausgeschlossen werden,

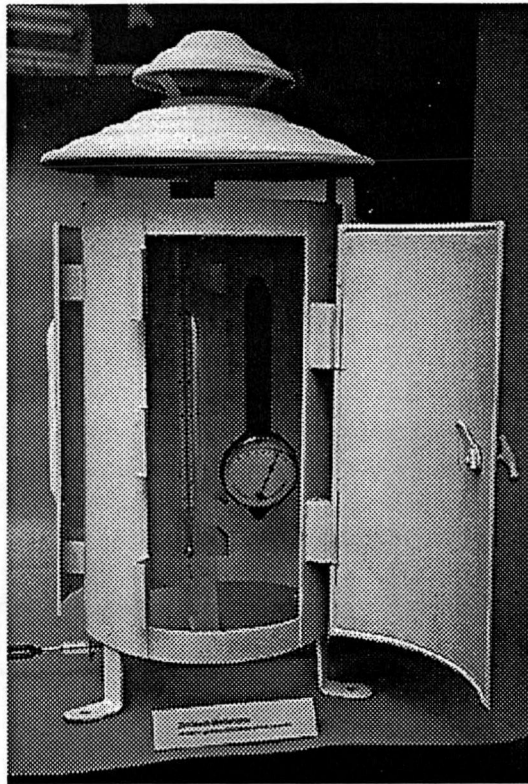


Abbildung 2.1: Modell des Zinkblechgehäuses der alten Hausaufstellung der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt in Zürich (Archiv).

- andere äussere Einflüsse (z. B. durch Hausfeuerung) müssen vermieden werden,
- die Aufwärmung im Gehäuse soll klein sein, um Differenzen zwischen der Temperatur im Innern des Gehäuses und der «wahren» Lufttemperatur ausserhalb zu minimieren und
- der Ort der Temperaturmessung muss im Hinblick auf dessen Klima repräsentativ für einen grösseren Umkreis um die Messstelle sein.

In den Anleitungen zur Anstellung klimatologischer Beobachtungen von 1893 (BILLWILLER [12]) wurde die Notwendigkeit betont, dass v. a. Temperaturbeobachtungen möglichst an derselben Stelle sorgfältig und ununterbrochen durchzuführen sind. War trotzdem eine Verlegung der Station oder teilweise Änderung bezüglich der Aufstellung notwendig, dann nur im Einverständnis mit der SMA. Was die Installation des Zinkblechgehäuses betraf, wurden folgende Verbesserungen vorgeschlagen: Das Gehäuse soll vor dem Fenster eines ungeheizten Raumes angebracht sein, und das Fenster darf bis nach der Abendablesung nie von der Sonne beschienen werden. Dies traf im Fall eines freistehenden Gebäudes nur auf die Nordwestfassade zu. Unmittelbar vor der Ablesung am Thermometer musste das Fenster ausserdem mindestens eine halbe Stunde geschlossen bleiben.

Insgesamt resultierte aus den Temperaturmessungen mit der Hausaufstellung an der schattigen Nord- oder Nordwestfassade im Vergleich mit der «wahren» Lufttemperatur eine

deutliche Dämpfung der Extremwerte (Tagesminimum und -maximum) und daraus wiederum ein abgeschwächter Tagesgang.

Eine vollständige Beseitigung der verschiedenen Messprobleme gelang auch nicht mit der Einführung der vom Meteorologen HEINRICH WILD entwickelten, freistehenden Wild'schen Hütte (Abbildung 2.2) an Stelle der üblichen Hausaufstellung an den Hauptstationen des klimatologischen Messnetzes in den 1890er Jahren. Die nach Norden und gegen den Erdboden offene Hütte besass eine einfache Jalousie zur Abschirmung der Sonnenstrahlung. Die solid aus Eisen gebaute Hütte war weiss gestrichen. Sie ergraute jedoch mit der Zeit, was allerdings nicht von grosser Bedeutung für die Temperaturmessung war. Ausserdem ermöglichte die Hütte eine gute Durchlüftung, so dass sich die Temperatur im Hütteninnern rasch neuen Temperaturverhältnissen anpassen konnte, im Gegensatz zum später verwendeten internationalen Hüttenmodell. Nicht vernachlässigbar waren hingegen die Strahlungsfehler, weshalb im Fall von Sonnenschein etwas überhöhte Temperaturmaxima — bis zu einigen Graden Celsius über einer frischen Schneedecke — gemessen wurden. Die ermittelte Tagesschwankung vergrösserte sich daher im Vergleich mit derjenigen der Hausaufstellung (SCHÜEPP [76, 1980]).

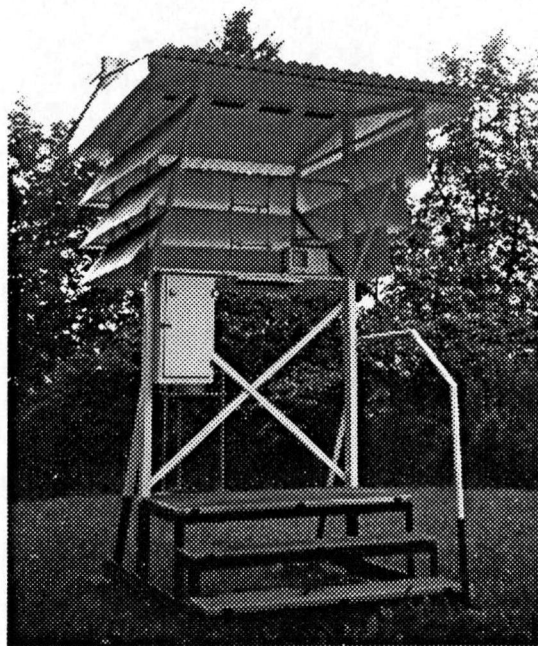


Abbildung 2.2: Modell der Wild'schen Hütte im Garten der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt in Zürich (ohne Instrumente).

Aus den Anleitungen zur Anstellung klimatologischer Beobachtungen von 1932 (MAURER [52]) geht hervor, dass ein neueres, aus dem sogenannten Jena-Glas hergestelltes Thermometer an sämtlichen Beobachtungsstationen zum Einsatz gelangte. Im Gegensatz zum früheren Thermometer waren dadurch geringere, selten mehr als 0.2°C betragende Korrekturen anzuwenden, die sich auch über längere Zeit nur sehr wenig veränderten.

Von 1954 an wurde sukzessiv die international gebräuchliche Holzhütte, der sogenannte

Stevenson screen (Abbildung 2.3), auch unter dem Namen «englische Hütte» geläufig, in Betrieb genommen. Dank der Doppeljalousie nach allen Seiten war das Thermometer besser vor Sonnenstrahlung geschützt. Mit dieser Hütte war einerseits der internationale Anschluss gewährleistet und andererseits die Temperaturmessung besser mit derjenigen der früheren Hausaufstellung vergleichbar. Leider bot aber auch dieses Hüttenmodell bezüglich der Temperaturmessung Probleme, indem wegen verhältnismässig geringer Durchlüftung der tägliche Temperaturgang in der Hütte selber den effektiven Verhältnissen etwa eine halbe Stunde hintennach hinkte und sprunghafte Temperaturänderungen nur verzögert wiedergab.

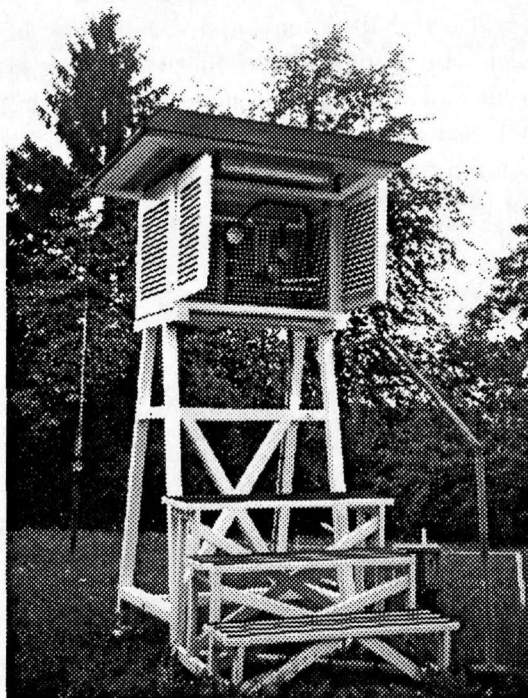


Abbildung 2.3: Modell der Englischen Hütte (*Stevenson screen*) im Garten der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt in Zürich.

Eine wesentliche Umstellung brachte Ende der 70er Jahre der Aufbau eines Netzes von automatischen Stationen, welche einen Teil der Stationen des damaligen klimatologischen Netzes ersetzten. Das neue Netz der automatischen Stationen bewirkte tiefgreifende Veränderungen hinsichtlich der Beobachtungsmethoden und Messinstrumente. So auch im Fall der Lufttemperatur, die von Ende der 70er Jahre an bis Ende 1990 mit einem ventilierten Thermometer VHT (Abbildung 2.4, S. 13) ohne Hütte automatisch gemessen und von der Zentrale an der SMA alle zehn Minuten abgerufen wurde (SCHÜEPP [76, 1980]). Das ventilierte Thermometer ermittelte die Temperatur strahlungsgeschützt am Ende eines 70 cm langen Rohres mit einem sogenannten linearisierten Thermistorfühler von *Yellow Springs Instruments* YSI. Dieser Temperaturfühler enthielt eine Thermistor- und eine Widerstandskomponente. Die Thermistorkomponente in Form einer Perle war aus zwei temperaturempfindlichen Widerständen mit nichtlinearen Eigenschaften aufgebaut. Die Linearisierung wurde mit Hilfe einer Widerstandskomponente vorgenommen. Der vom

Fühlerhersteller eruierte, kumulierte Fehler unter Berücksichtigung der Wiederholungsgenauigkeit, Austauschbarkeit und Linearität des Thermistorfühlers war selten grösser als $0.31\text{ }^{\circ}\text{C}$. Die Ventilation, welche den Thermistorfühler ins thermische Gleichgewicht mit der Aussenluft brachte, setzte etwa 75 Sekunden vor der Messung ein. Die Ventilation bewirkte eine Strömungsgeschwindigkeit der ventilierten Luft im Rohr von 4 ms^{-1} beziehungsweise 8 ms^{-1} im Fall einer Gebirgsstation und schaltete sich nach der Messung wieder ab. Rund 36 Sekunden nach der Messung wurde der Drehsinn des Ventilators geändert und die Heizung eingeschaltet. Damit Feuchtigkeit, Vereisung und Korrosion vermieden werden konnten, wurde für die Dauer von ca. 70 Sekunden warme Luft über den Fühler nach aussen geblasen. Anschliessend kühlte das Instrument langsam ab. Sank die Temperatur im Rohr unter ungefähr $6\text{ }^{\circ}\text{C}$, stellte sich auch in der übrigen Zeit eine Heizleistung von etwa 30 Watt beziehungsweise 60 Watt im Fall einer Gebirgsstation ein.

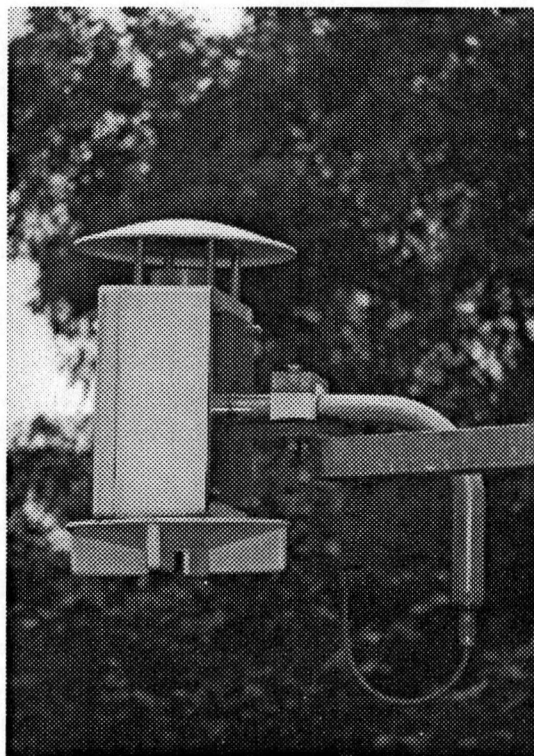


Abbildung 2.4: Rohr des ventilierten Thermometers VHT im Garten der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt in Zürich. Links das heute im Einsatz stehende automatische Temperaturmessgerät THYGAN (Nachfolgegerät des VHT).

Messprobleme im Zusammenhang mit dem ventilierten Thermometer waren (MÜLLER [60, 1985]):

- Wärmeleitung durch die Zuleitungsstromkabel.
- Psychrometereffekte (Verdunstungskälte) bei frei exponierten, benetzten Thermistorfühlern, obschon der Messfühler zwecks Isolation in Araldit eingegossen war.

- Tierbisse an den Zuleitungskabeln oder Fühlern.
- Wärmerückfluss im Rohr bei starken Winden: auf Grund der ungünstigen Formgebung des Instrumentes konnte vom Heizzyklus erwärmte und vor dem Stecker der Zuleitungen gestaute Luft während der Messung zurück durch das Rohr fließen. Ab Herbst 1978 wurde deshalb die hintere Rohröffnung des VHT durch Anbau eines Ansaugkonus aerodynamisch besser gestaltet.
- Sonnenstrahlungseinfluss an durchgehend besonnten Tagen mit schwachen Winden: der seitliche Strahlungseinfall auf das nach Norden ausgerichtete Messrohr vormittags und nachmittags ist wirksamer als der Strahlungseinfall der nach dem Mittag im Zenit stehenden Sonne. Allerdings resultieren aus diesem Strahlungsfehler Temperaturerhöhungseffekte nur im Fall ungenügender Ventilatorenleistung.
- Blockierung durch Eis: Trotz der Beheizung des Thermistorfühlers konnte sich im hinteren Teil des ventilierten Thermometers Eis ansetzen. Wenn dann die Heizung einsetzte, schmolz das Eis, und das Schmelzwasser floss gegen die vordere Rohröffnung, gefror dort erneut zu Eis und verstopfte die Öffnung ganz oder teilweise, was die Ventilation beeinträchtigte und damit zu Strahlungsfehlern führte.
- Spannungsstörungen auf Speisungs- und Signalleitungen, z. B. infolge Blitzschlag in nächster Stationsumgebung, störten den Ablauf des Messzyklus.

Abgesehen vom Psychrometereffekt, aus dem zu tiefe Temperaturwerte resultierten, wurden in allen übrigen Problemfällen zu hohe Werte gemessen. Für den Einsatz des ventilierten Thermometers waren eine einwandfrei funktionierende Ventilation und Heizung von zentraler Bedeutung. Mehrere Modifikationen, v. a. am Ventilator, führten zu betrieblichen Verbesserungen. Allerdings mussten die Ventilatoren jährlich ausgewechselt werden, weil Abnützungen des Kugellagers Leistungsabfälle zur Folge hatten. Die für die Temperaturmessung bedeutendste Modifikation war allerdings die Lackierung des Thermistorfühlers 1989, was eine durchschnittliche Erhöhung der Messdaten um einige Zehntelgrade bewirkte. Im Vergleich mit dem Thermometer in der englischen Wetterhütte lieferte das ventilierte Thermometer tiefere Temperaturwerte (MÜLLER [60, 1985]).

Die oben erwähnten Probleme im Bereich Messung und Messeinrichtung können Gründe für sogenannte Inhomogenitäten (Diskontinuitäten) in den über Jahrzehnte gesammelten Temperaturdaten sein. Einerseits können Stationsgeschichten (Metadaten) wichtige Hinweise auf Inhomogenitäten in klimatologischen Zeitreihen liefern. Andererseits sind eine Anzahl statistischer Methoden aus der Literatur, sogenannte Homogenitätstests, in der Lage, für verschiedene Klimaparameter Inhomogenitäten aufzudecken und in der Reihe zu lokalisieren. Eine Auswahl dieser Homogenitätstests wird im Kapitel 3 vorgestellt.

Kapitel 3

Statistische Methoden zur Homogenitätsprüfung

In klimatologischen Untersuchungen auf der Basis von längeren Mess- und Beobachtungsreihen ist die unkritische Verwendbarkeit des Datenmaterials nicht immer gewährleistet. Untersuchungen an klimatologischen Zeitreihen decken unter Umständen sprunghafte und/oder allmähliche systematische Veränderungen in den Reihen auf (Versätze und/oder Trends), die nicht beziehungsweise nicht nur meteorologisch und/oder klimatologisch erklärbar sind. Diese Veränderungen, also Inhomogenitäten oder Diskontinuitäten, können sogenannte Brüche (Inhomogenitäts- oder Diskontinuitätsstellen) in den Reihen verursachen. Reihen, welche Brüche enthalten, sind inhomogen. Gründe für Inhomogenitäten in Klimareihen sind z. B. (vgl. PAESLER [62, 1983]):

- Veränderung des Mikroklimas durch z. B.
 - Errichtung von Gebäuden in der Umgebung der Station,
 - Vegetationswachstum und
 - Teerung von Strassen;
- Instrumentenwechsel,
- technische Weiterentwicklung oder Alterungseffekte von Instrumenten,
- Änderung der Instrumentenaufstellung oder der Beobachtungsmethode,
- fehlerhaftes Funktionieren eines Instrumentes (z. B. Drift),
- subjektive Änderung der Instrumentenablesung bei Beobachterwechsel,
- Inkonsistenz in der Beobachtung oder Messung (z. B. zu frühe oder zu späte Able-
sung),
- Datenlücken und
- Standortwechsel der Messstation (Verlegung).

Offenbar gibt es eine Vielzahl von Möglichkeiten, die für Brüche in Klimareihen verantwortlich sind, weshalb gemessene und beobachtete Reihen ganz selten *a priori* homogen sind. Gerade in der Diskussion über mögliche Klimaänderungen sind aber lange, homogene Klimareihen von grosser Bedeutung, ja eine wichtige Voraussetzung. Es stellt sich deshalb die Frage nach einem Instrumentarium, welches die Homogenität von Klimareihen prüft.

3.1 Begriffe und Definitionen

Zunächst sollen einige Begriffe aus dem Bereich der klimatologischen Zeitreihenanalyse erklärt werden.

«Eine Zeitreihe $[Y_i = \{y_i\} (i = 1, 2, \dots, n; n \in \mathcal{N}; \mathcal{N}: \text{Menge der natürlichen Zahlen})]$ besteht üblicherweise aus Beobachtungswerten $[y_i]$ für eine Variable Y , die zu äquidistanten Zeitpunkten (...) erhoben wurde» (HARVEY [31, 1995, S. 1]). Eine klimatologische Zeitreihe (kurz: Klimareihe) ist somit eine Reihe von Mess- oder Beobachtungsdaten eines meteorologischen Elementes. Der Reihungsgrund der Daten ist die Zeit.

Eine Klimareihe ist dann homogen, «(...) wenn deren Schwankungen nur durch meteorologische Einflüsse an der betreffenden Station hervorgerufen werden» (PAESLER [62, 1983, S. 3]). Andernfalls ist sie inhomogen. In Ergänzung zu dieser Definition präzisieren CONRAD und POLLAK [19, 1950, S. 223]: «*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*». Die zweifellos wichtigste Voraussetzung für die Erfassung von Mess- und Beobachtungsdaten besteht demnach darin, dass (vgl. Kapitel 2): «*(...) climate measurements in a set must have been obtained in the same manner and in comparable circumstances*» (LINACRE [48, 1992, S. 122]).

Wie bereits erwähnt, ist die Homogenitätsprüfung von Klimareihen eine der wichtigsten und vordergründigsten Aufgaben der klimatologischen Bearbeitung von Mess- und Beobachtungsdaten, nicht zuletzt auch, um falsche Schlussfolgerungen aus Klimastudien mit längeren Klimareihen zu vermeiden. Eine Klimareihe für sich genommen reicht im allgemeinen nicht aus, um zwischen natürlicher (meteorologischer und/oder klimatologischer) und künstlicher Variabilität eines Klimaparameters unterscheiden zu können, wobei letztere ja eine Inhomogenität in der Reihe verursacht. Ob eine Reihe absolut homogen ist oder nicht, kann nämlich mit Hilfe von Absolutwerten in der Regel nicht geprüft werden. Dies gelingt allenfalls mit Klimareihen, deren zeitlichen meteorologischen Schwankungen (z. B. die Schwankungen von Jahr zu Jahr) geringer sind als die Variabilitäten, die durch Inhomogenitäten hervorgerufen werden.

Für Klimareihen verschiedener meteorologischer Elemente wie z. B. des Druckes, der Temperatur, der relativen Sonnenscheindauer oder des Niederschlages mit grossen Schwankungen selbst in den Jahreswerten muss deshalb der Begriff «relative Homogenität» eingeführt werden: «*A climatological series is relatively homogeneous with respect to a synchronous series at another place if the differences (or ratios) of pairs of homologous averages constitute a series of random numbers that satisfies the law of errors*» (CONRAD und POLLAK [19, 1950, S. 226f]). Gemäss dieser Definition steht die auf relative Homogenität zu prüfende Reihe Y_i einer meteorologischen Station in bezug zu einer sogenannten Referenzreihe X_i . Als Referenzreihe dient in der Regel

- die *a priori* homogene oder homogenisierte Reihe des entsprechenden Klimaparameters einer Nachbarstation (zum Unterschied zwischen den Begriffen «homogenisiert» und «homogen» vgl. Kapitel 7.5).
- ein (Gebiets-)Mittel aus den entsprechenden Reihen mehrerer Nachbarstationen oder
- die Klimareihe eines anderen, hoch korrelierenden Parameters derselben Station.

Der Bezug zwischen der zu prüfenden Reihe und der Referenzreihe lässt sich durch die Berechnung ihrer Differenzen (z. B. für den Klimaparameter Temperatur) oder Quotienten (z. B. für den Klimaparameter Niederschlag) herstellen. Falls beide Reihen homogen sind, heissen die Differenzen oder Quotienten quasikonstant. Das bedeutet, dass die Variabilität der Differenzen oder Quotienten im Vergleich mit den Variabilitäten der beiden getrennt für sich betrachteten Reihenwerte gering ist, weil es keinen Grund zur Annahme gibt, dass die Variabilität der Differenzen oder Quotienten systematisch durch meteorologische und/oder klimatologische Ereignisse beeinflusst wird. Meteorologische und klimatologische Variabilitäten beschränken sich nämlich, abgesehen von wenigen Ausnahmen (z. B. lokale Gewitter), nicht auf einen eng begrenzten Raum, schon gar nicht, wenn Monatsmittel, saisonale Mittel oder Jahresmittel betrachtet werden.

Tritt nun in der zu prüfenden Klimareihe eine Inhomogenität auf, so ist auf Grund der geringen Differenzen- oder Quotientenvariabilität ein Bruch in der Differenzen- oder Quotientenreihe Q_i in vielen Fällen mehr oder weniger klar erkennbar. Die Quasikonstanz der Differenzen oder Quotienten wird also ausgenützt, um die relative Homogenität zu prüfen.

Die Untersuchung, ob eine Reihe relativ homogen ist oder nicht, gehört in den Problemkreis der statistischen Mathematik. Im statistischen Sinn ist eine Klimareihe relativ homogen, wenn Q_i stochastischen Ursprungs ist, d. h. wenn sie nur den Zufallsgesetzen unterliegt, und keine Fremdeinflüsse ihre Variabilität künstlich beeinflussen. In diesem Sinn definiert THOM [81, 1966] eine Klimareihe dann als relativ homogen, wenn Q_i eine einfache Zufallsstichprobe einer einzigen Grundgesamtheit ist. Jeder Wert von Q_i ist somit eine unabhängige Realisierung ein und derselben Zufallsvariable, insbesondere mit demselben Mittelwert und derselben Varianz. Aus dieser Eigenschaft von Q_i lassen sich mathematisch-statistische Methoden ableiten, welche die Homogenität beziehungsweise Inhomogenität einer Klimareihe nach gewissen Homogenitätskriterien überprüfen.

Im statistischen Sinn ist der absolute Homogenitätsbegriff im Zusammenhang mit klimatologischen Zeitreihen oft fehl am Platz. Klimatologische Zeitreihen auf der Basis von Tages- oder Monatswerten enthalten häufig einen charakteristischen Jahrgang und sind daher Zufallsstichproben verschiedener Grundgesamtheiten. Daher definiert THOM [81, 1966, S. 1] eine klimatologische Zeitreihe «(...) as a sample series of data consisting of one climatological value for each year of the record being considered.» THOM betrachtet also aufeinanderfolgende Werte desselben Tages oder Monats im Jahr als klimatologische Zeitreihe. Für den Klimaparameter Lufttemperatur sind aber selbst die Schwankungen einer gemäss THOM definierten Zeitreihe gross, weshalb eine Temperaturreihe auf ihre relative Homogenität überprüft werden muss. Ist dann die zu untersuchende Reihe relativ homogen zur Referenzreihe, ist Q_i zumindest für Daten von zwei klimatisch ähnlichen, nicht zu weit voneinander entfernt liegender Stationen eine einfache Zufallsstichprobe aus einer einzigen Grundgesamtheit.

3.2 Ausgewählte Homogenitätstests

Für die Überprüfung der Homogenität von Klimareihen steht ein recht breites Angebot mathematisch-statistischer Methoden, sogenannte Homogenitätstests, zur Verfügung. Die Güte eines Tests hängt vom zu prüfenden Zeitreihenparameter und von der zeitlichen Auflösung der Daten ab. PAESLER [62, 1983] unterscheidet zwischen relativen und absoluten Homogenitätstests. Relative Verfahren testen die fragliche Zeitreihe in Relation zu einer Referenzreihe, während absolute Verfahren nur mit der zu untersuchenden Zeitreihe arbeiten. Da für den Klimaparameter Lufttemperatur infolge der natürlichen meteorologischen Schwankungen nur relative Tests in Frage kommen, werden im folgenden nur relative Methoden vorgestellt, die im Fall der Lufttemperatur mit Differenzen Q_i arbeiten, weil die in °C gemessene Lufttemperatur intervallskaliert ist. Bei absolut skalierten Variablen (z. B. dem Klimaparameter Niederschlag) werden üblicherweise Quotienten verwendet. Unter Umständen ist es von Vorteil, vorgängig die saisonalen Schwankungen in der fraglichen Reihe zu entfernen. Derart modifizierte Reihen tendieren dazu, weniger hochfrequentes Rauschen (*noise*) zu produzieren, so dass allfällige Inhomogenitäten mit einem Homogenitätstest leichter aufzudecken sind. Dieses Vorgehen wird aber in der vorliegenden Arbeit nicht berücksichtigt, weil durch die Anwendung von relativen Verfahren ein zur Saisonbereinigung ähnlicher Effekt eintritt, saisonale Schwankungen in Q_i also praktisch eliminiert werden. Insbesondere dann, wenn Q_i aus Daten von zwei klimatisch ähnlichen Stationen oder aus Reihen zweier hochkorrelierender beziehungsweise komplementärer Parameter abgeleitet werden. Andernfalls sind saisonale Schwankungen von Q_i nur schwach ausgeprägt.

Verschiedene Homogenitätstests prüfen Nullhypothesen H_0 , welche in der Regel besagen, dass jeder Wert der Reihe Q_i eine unabhängige Realisierung ein und derselben Zufallsvariable darstellt. In der Praxis wird allerdings oft die Alternativhypothese H_A (Q_i ist eine einfache Zufallsstichprobe von zwei verschiedenen Grundgesamtheiten) durch Widerlegung der Nullhypothese bestätigt. Homogenitätstests, welche auf diese Art und Weise prüfen, ob die Alternativhypothese mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit wahr oder falsch ist, heißen Signifikanztests. Parametrische Signifikanztests beruhen auf Parametern beziehungsweise auf Häufigkeitsverteilungen der Daten von Klimatelementen. Falls über die Datenstruktur, die der Hypothese zu Grunde liegt, nichts bekannt ist, sollten besser nichtparametrische Tests zur Überprüfung der relativen Homogenität verwendet werden. Nichtparametrische Tests sind allerdings in ihrer Aussagekraft deutlich schwächer als die parametrischen, weil mit der Anwendung von nichtparametrischen Tests viel Information verloren geht (vgl. HEINO [32, 1994]). Viele parametrische Tests setzen sogar Normalverteilung der Daten und eine fehlende Autokorrelation (vgl. Kapitel 5.2) in den Daten voraus. In einigen Fällen kann eine mathematische Transformation der Daten zur Erfüllung der Voraussetzungen führen (vgl. ABBOT [1, 1986]). Neben der Prüfung von Hypothesen detektieren die verschiedenen statistischen Tests zur Prüfung der Homogenität oft auch noch den Zeitpunkt eines Bruchs, d. h. sie suchen nach einer möglichen Inhomogenitätsstelle.

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

kommen.

Im folgenden werden ausgewählte wichtige Homogenitäts- beziehungsweise Signifikanztests chronologisch geordnet im Überblick vorgestellt. Diese Zusammenstellung enthält für jede Methode eine kurze Beschreibung des Testprinzips und der Testgrösse sowie, falls bekannt, Vor- und Nachteile der Methode. Die Herleitung der Testgrösse wird nicht näher erläutert, weil für einige Verfahren der notwendige mathematische Hintergrund fehlt. Die im Überblick vorgestellten Methoden sind alle in der Literatur aufgeführt. Im Sinn einer einheitlichen Terminologie wird vorausgesetzt:

Y_i sei 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 $Q_i = Y_i - X_i$ und die normierte Reihe der Abweichungen vom Mittelwert \bar{Q} , nämlich $R_i = Q_i - \bar{Q}$ gegeben, wobei $\sum_{i=1}^n R_i = 0$ ($n \rightarrow \infty$), falls die Elemente r_i der Reihe R_i zufallsverteilt sind.

Unter «Homogenität» ist in den folgenden Ausführungen, wenn nicht anders erwähnt, immer «relative Homogenität» zu verstehen. Zunächst werden drei einfache Kriterien zur Prüfung der relativen Homogenität in Klimareihen vorgestellt. Sie eignen sich für Klimareihen auf der Basis von Jahres- oder Monatswerten. Die Kriterien sind nicht in der Lage, eine potentielle Bruchstelle in der zu untersuchenden Reihe zu lokalisieren. Sie liefern auch keine Testgrössen, welche die Signifikanz einer allfälligen Inhomogenität in der zu untersuchenden Reihe bestimmen.

3.2.1 Vorzeichenfolgetest

Der nichtparametrische Vorzeichenfolgetest prüft die relative Homogenität der Reihe Y_i anhand der zeitlichen Aufeinanderfolge der Vorzeichen in der Reihe Q_i , indem er untersucht, ob die Aufeinanderfolge der Vorzeichen stochastischen Ursprungs ist. Zu diesem Zweck wird die zeitliche Aufeinanderfolge der Vorzeichen in der Reihe Q_i mit derjenigen Aufeinanderfolge verglichen, wie sie unter stochastischen Bedingungen zu erwarten wäre. Je ausgeprägter der Unterschied in diesem Vergleich herauskommt, desto wahrscheinlicher wird eine systematische Einwirkung auf die Reihe Y_i .

Gemäss SCHMIDT [72, 1921] beruht das Prinzip des Vorzeichenfolgetests auf der statistischen Auswertung von Sequenzen gleicher Vorzeichen der Länge k ($k \ll n$) in der Reihe Q_i , sogenannter k -Tupel. SCHMIDT vergleicht die beobachteten Häufigkeiten der k -Tupel mit denjenigen Häufigkeiten, die unter stochastischen Bedingungen zu erwarten wären, also für den Fall, dass die Reihe Y_i relativ homogen zur Reihe X_i ist. Die beobachteten Häufigkeitswerte der k -Tupel in der Reihe Q_i seien a'_k , falls es sich um positive Sequenzen handelt, und b'_k , falls die Sequenzen negative Werte enthalten. Die beobachteten Häufigkeiten sind das Resultat einer einfachen Abzählung der k -Tupel in der Reihe Q_i .

Die Berechnung der theoretischen Häufigkeiten beruht hingegen auf der Annahme, dass die Vorzeichen der n Elemente in der Reihe Q_i ganz willkürlich in zufälliger Weise angeordnet sind. Die Wahrscheinlichkeit, dass an einer bestimmten Stelle in der Reihe Q_i ein positiver beziehungsweise negativer Wert steht, ist dann $p = \frac{n_1}{n}$ beziehungsweise $q = \frac{n_2}{n}$, wobei $p + q = 1$. Die absolute Häufigkeit der positiven beziehungsweise negativen Werte in der Reihe Q_i ist n_1 beziehungsweise n_2 , wobei $n_1 + n_2 = n$. Die Wahrscheinlichkeit, dass nun an einer bestimmten Stelle in der Reihe Q_i ein k -Tupel mit positiven Elementen

vorkommt, ist nach PAESLER [62, 1983] $p^k \cdot q$ (PAESLER geht von nichtzyklischen Klimareihen aus). Die entsprechende Wahrscheinlichkeit für ein k -Tupel mit negativen Elementen ist $p \cdot q^k$. Weil in der Reihe Q_i n Elemente vorhanden sind, ist die mathematische Erwartung beziehungsweise theoretische Häufigkeit für ein k -Tupel mit gleichen Vorzeichen gleich der Wahrscheinlichkeit seines Auftretens, multipliziert mit der Anzahl möglicher Fälle, nämlich

$$a_k = n \cdot p^k \cdot q \quad \text{und} \quad b_k = n \cdot p \cdot q^k \quad (3.1)$$

mit einem mittleren, angenäherten Fehler von $\pm\sqrt{a_k}$ beziehungsweise $\pm\sqrt{b_k}$. a_k ist der Erwartungswert für positive, b_k derjenige für negative Sequenzen.

Falls nun

$$a'_k \notin [a_k - \sqrt{a_k}, a_k + \sqrt{a_k}] \quad \text{oder} \quad b'_k \notin [b_k - \sqrt{b_k}, b_k + \sqrt{b_k}] \quad (3.2)$$

ist mit grosser Wahrscheinlichkeit eine über das Zufällige hinausgehende Häufigkeit der Sequenzen mit der entsprechenden Länge k festzustellen. Diese Feststellung lässt den Schluss zu, dass die ursprüngliche Reihe Y_i nicht relativ homogen zur Reihe X_i ist. Es besteht dann im allgemeinen eine gewisse Neigung zur Erhaltung gleichsinniger Abweichungen in der Reihe Q_i bis zur Dauer von k Zeiteinheiten beziehungsweise für die Dauer von k Zeiteinheiten.

3.2.2 Homogenitätstest nach Helmert

Das Kriterium von HELMERT [34, 1924] ist ebenfalls ein nichtparametrischer Test. Wie im Vorzeichenfolgetest im Kapitel 3.2.1 wird eine Sequenz gleicher ($++$ oder $--$) Vorzeichen von Q_i betrachtet. Die Anzahl Sequenzen gleicher Vorzeichen in der Reihe Q_i sei S . C sei die Anzahl Wechsel ($+ -$ oder $- +$) der Vorzeichen in Q_i . Wenn die Reihe Q_i stochastischen Ursprungs, also die Reihe Y_i relativ homogen zur Reihe X_i ist und $n \rightarrow \infty$, muss das Kriterium von Helmert

$$S - C = 0 \quad (3.3)$$

erfüllt sein, mit einem mittleren Fehler von $\pm\sqrt{n-1}$. Das heisst, wenn

$$-\sqrt{n-1} \leq S - C \leq \sqrt{n-1} \quad (3.4)$$

dann ist die Reihe Y_i relativ homogen zur Reihe X_i .

3.2.3 Homogenitätstest nach Abbe

Der parametrische Homogenitätstest nach ABBE (vgl. PAESLER [62, 1983] oder CONRAD und POLLAK [19, 1950]) erfasst die Vorzeichensequenzen in der Reihe Q_i ebenso wie die Werte der Reihe Q_i , weshalb er dem Vorzeichenfolgetest und dem Test nach HELMERT überlegen ist. Der Test wurde 1863 von ABBE für physikalische Untersuchungen vorgeschlagen und 1927 von CONRAD auf geophysikalische Beobachtungsreihen angewendet. Im Vergleich mit der Anwendung von CONRAD ist diejenige nach PAESLER leicht abgeändert,

weil PAESLER von nichtzyklischen Klimareihen ausgeht. Ausgehend von der Testversion nach PAESLER und von der Reihe Q_i lassen sich zwei Werte A und B ableiten, gemäss

$$A = q_1^2 + q_2^2 + \dots + q_n^2 - \frac{q_1^2 + q_n^2}{2} \quad (3.5)$$

und

$$B = (q_1 - q_2)^2 + (q_2 - q_3)^2 + \dots + (q_{n-1} - q_n)^2 \quad (3.6)$$

Daraus ergibt sich

$$A - \frac{B}{2} = q_1 q_2 + q_2 q_3 + \dots + q_{n-1} q_n = F \quad (3.7)$$

Für unendlich grosse n und für den Fall, dass die q_i zufällig verteilt sind, wird F gleich Null sein, weil positive und negative Abweichungen in der Reihe $\{q_i\}$ gleich grosse Summen ergeben müssen. Mit Hilfe des Wertes F lässt sich dann bestimmen, ob eine systematische Einwirkung in der Reihe Y_i vorhanden ist oder nicht. Für Stichprobenumfänge $n < \infty$ ist F mit dem Fehler $1 \pm \sqrt{\frac{1}{n-1}}$ behaftet. Die Reihe Y_i ist dann relativ homogen zur Reihe X_i , wenn

$$1 - \sqrt{\frac{1}{n-1}} \leq \frac{2A}{B} \leq 1 + \sqrt{\frac{1}{n-1}} \quad (3.8)$$

Die zwei nächsten Methoden, welche die relative Homogenität prüfen, sind einfache graphische Verfahren, weshalb die Signifikanz allfälliger Inhomogenitäten ebenfalls nicht geprüft werden kann. Sie sind im Prinzip für den Klimaparameter Niederschlag entwickelt worden.

3.2.4 Double-Mass Analysis

Die *Double-Mass Analysis* nach KOHLER [44, 1949] beruht auf kumulierten Summen von Y_i und X_i . Sie ist für Jahreswerte geeignet. Die kumulierten Summen $Y_k = \sum_{i=1}^k Y_i$ der zu untersuchenden Reihe Y_i werden in einer Graphik gegen die kumulierten Summen $X_k = \sum_{i=1}^k X_i$ der Referenzreihe X_i aufgetragen. Die resultierende Kurve ist näherungsweise linear, wenn die Reihe Y_i relativ homogen zur Referenzreihe X_i ist. Eine Steigungsänderung in der Kurve ist somit ein Indiz für eine Änderung des Mittelwertes in der zu untersuchenden Reihe. Zum Zeitpunkt der Steigungsänderung — er ist in der Regel nicht exakt zu bestimmen — tritt ein potentieller Bruch in der Reihe Y_i auf. Das Ausmass der Steigungsänderung in der Kurve ist im weiteren eine Schätzung für den Betrag der angesprochenen Änderung des Mittelwertes.

3.2.5 Homogenitätstest nach Craddock

CRADDOCK [20, 1979] definiert die Reihe Q_i der Abweichungen im Unterschied zur auf Seite 19 gesetzten einheitlichen Terminologie gemäss $Q_k = c \cdot X_k - Y_k$ (Index $k := 1, 2, \dots, n$; n : Länge der Zeitreihen). c ist der Konversionsfaktor, wobei $c = \bar{Y}/\bar{X}$. Die kumulierte Summe von q_k sei dann $s_j = \sum_{k=1}^j q_k$. Die Stellen der absoluten und markanten relativen Minima und Maxima in der Reihe $\{s_j\}$ ($j = 1, 2, \dots, n$) weisen auf potentielle Inhomogenitäten in der Reihe Y_i hin. Probleme im Zusammenhang mit dem Wert Null im Nenner

des Quotienten c lassen sich vermeiden, wenn nur Reihen absolut skaliertes Klimaparameter getestet werden. Der Klimaparameter Temperatur muss daher in der Einheit Grad Kelvin bearbeitet werden. Der Test nach CRADDOCK eignet sich für Jahres-, Monats- und Tageswerte.

Die bis anhin vorgestellten Homogenitätstests haben den gewichtigen Nachteil, dass sie keine Testgrößen liefern, welche die Signifikanz einer allfälligen Inhomogenität bestimmen. Die folgenden Tests berechnen je eine Testgröße zur Signifikanzprüfung der relativen Homogenität und schlagen ausserdem den Zeitpunkt einer Bruchstelle mehr oder weniger genau vor (zur exakten Bestimmung des Zeitpunktes der Bruchstelle vgl. Kapitel 5 und 9). Obwohl es prinzipiell möglich ist, einige Tests derart zu modifizieren, dass sie in der Lage sind, zwei oder mehrere Bruchstellen gleichzeitig zu detektieren, wird dieses Vorgehen in der vorliegenden Arbeit unterlassen. Der Grund liegt in der sehr stark zunehmenden erforderlichen Computerrechenzeit für die Detektion jeder weiteren zusätzlichen Bruchstelle in einer langen Klimareihe.

Die zugrunde liegende mathematische Theorie der folgenden Tests ist im allgemeinen komplexer als diejenige der bis anhin vorgestellten. Im weiteren gehen die meisten Alternativhypothesen H_A dieser Tests davon aus, dass Q_i eine einfache Zufallsstichprobe aus zwei unterschiedlichen Grundgesamtheiten darstellt. Wenn sich die beiden Grundgesamtheiten bezüglich ihrer Mittelwerte unterscheiden, die Alternativhypothesen also von einem Sprung (Versatz, englisch *shift*) des Mittelwertes nach einer gewissen Anzahl Messungen oder Beobachtungen ausgehen, ist von Versatzinhomogenitäten die Rede. Die meistens Tests sind in der Lage, Versatzinhomogenitäten festzustellen. Sogenannte Varianzinhomogenitäten können zu Brüchen in Reihen führen, wenn neben den Mittelwerten auch die Varianzen der beiden Grundgesamtheiten nicht gleich sind. Dem Autor dieser Arbeit ist ein einziges, neueres Verfahren bekannt, welches unterschiedliche Varianzen der beiden Grundgesamtheiten berücksichtigt, nämlich eine Variante des *Shift-Standard Normal Homogeneity Test* (*Shift-SNHT*; vgl. Kapitel 3.2.8.1). Allenfalls kann mit Hilfe von graphischen Darstellungen z. B. der Reihe Q_i visuell untersucht werden, ob eine Varianzinhomogenität vorhanden ist. Im Anschluss an die Abschätzung der Bruchstelle in der entsprechenden Graphik lässt sich dann mit dem *Student's-t*-Test feststellen, ob ein signifikanter Unterschied in den Varianzen vor und nach dem Bruch besteht oder nicht. Schliesslich eignen sich immerhin zwei Tests, der *Trend-Standard Normal Homogeneity Test* (*Trend-SNHT*; vgl. Kapitel 3.2.8.2) und der Test nach EASTERLING und PETERSON (vgl. Kapitel 3.2.10), für die Detektierung von Trendinhomogenitäten auf Grund von allmählichen systematischen Veränderungen.

3.2.6 Homogenitätstest nach Potter

POTTER [66, 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. Der 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 Temperaturreihen 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 im Fall von Temperaturreihen nicht zu, weil sie generell mehr oder weniger ausgeprägt autokorreliert sind (vgl. Kapitel 5.2). Gemäss POTTER darf der Test aber auch dann angewendet werden, wenn die Annahmen nicht vollständig erfüllt sind. Der Test eignet sich für Jahres-, Monats- sowie Tageswerte.

Die Nullhypothese für den zweiseitigen Test ist gegeben durch H_0 : (X_i, Y_i) haben alle dieselbe bivariate Normalverteilung $N(\mu_X, \mu_Y, \sigma_X^2, \sigma_Y^2, \rho)$. ρ ist die Korrelation zwischen X und Y . Nun sei $k = 1, 2, \dots, n$, und n die Länge der Zeitreihe X_i beziehungsweise Y_i . Die Alternativhypothese H_A lautet dann: Für k_0 ($0 < k_0 < n$) und $d \neq 0$ ist die Verteilung von (X_i, Y_i)

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

Der Test der Alternativhypothese (H_0 gegen H_A) basiert auf der folgenden Statistik:

$$S_X = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad (3.9)$$

$$S_Y = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (3.10)$$

$$S_{XY} = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) \quad (3.11)$$

$$X_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_i \quad (3.12)$$

$$Y_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Y_i \quad (3.13)$$

$$F_k = S_X - (X_k - \bar{X})^2 \frac{n \cdot k}{n - k} \quad (k < n) \quad (3.14)$$

$$D_k = [S_X(\bar{Y} - Y_k) - S_{XY}(\bar{X} - X_k)] \frac{n}{F_k(n - k)} \quad (3.15)$$

$$T_k = \frac{k(n - k)D_k^2 F_k}{S_X S_Y - S_{XY}^2} \quad (3.16)$$

S_X , S_Y und S_{XY} sind statistische Momente; X_k , Y_k , F_k , D_k und T_k entsprechen 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 (vgl. Tabelle 3.1), 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.

Tabelle 3.1: Kritische Werte von T_0 .

n	Signifikanzniveau			
	0.25	0.10	0.05	0.01
10	4.7	6.0	6.8	7.9
15	4.9	6.5	7.4	9.3
20	5.0	6.7	7.8	9.8
30	5.3	7.0	8.2	10.7
40	5.4	7.3	8.7	11.6
70	5.9	7.9	9.3	12.2
100	6.0	7.9	9.3	12.5

Die kritischen Werte von T_0 sind unter der Annahme der Nullhypothese $N(0, 0, 1, 1, \rho)$ 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 sind die kritischen Werte von T_0 unabhängig vom Korrelationskoeffizienten ρ . D_{k_0} ist eine Schätzung für das Ausmass der Inhomogenität.

3.2.7 Homogenitätstest nach Buishand

Der Homogenitätstest nach BUIHAND [18, 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 im folgenden nicht, wie BUIHAND vorschlägt, die Abweichungen der zu untersuchenden Reihe Y_i von ihrem Mittelwert \bar{Y} , sondern die normierte Reihe $R_i = Q_i - \bar{Q}$ 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

$$\tilde{S}_k = \sum_{i=1}^k R_i \quad (k = 1, 2, \dots, n) \quad (3.17)$$

besteht aus den kumulierten Summen 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 Summen S_k ergeben sich aus der Division der Reihe \tilde{S}_k durch die Standardabweichung der Reihe Q_i , gemäss

$$S_k = \frac{\tilde{S}_k}{s_Q} = \frac{\sum_{i=1}^k R_i}{s_Q} \quad \text{mit} \quad s_Q^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2 \quad (3.18)$$

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

Eine statistische Grösse, welche sensibel auf Inhomogenitäten reagiert, ist $T_{1k} = \max|S_k|$ ($1 \leq k \leq n$). Hohe Werte von T_{1k} sind ein Indikator für einen Wechsel des Niveaus von Q_i . Kritische Werte von T_1/\sqrt{n} können in der Tabelle 3.2 nachgeschlagen werden. Sie wurden aus 19999 künstlichen Reihen, welche normalverteilte Zufallszahlen enthalten, hergeleitet.

Tabelle 3.2: Kritische Werte von T_1/\sqrt{n} und T_2/\sqrt{n} .

n	T_1/\sqrt{n}			T_2/\sqrt{n}		
	Signifikanzniveau					
	0.10	0.05	0.01	0.10	0.05	0.01
10	1.05	1.14	1.29	1.21	1.28	1.38
20	1.10	1.22	1.42	1.34	1.43	1.60
30	1.12	1.24	1.46	1.40	1.50	1.70
40	1.13	1.26	1.50	1.42	1.53	1.74
50	1.14	1.27	1.52	1.44	1.55	1.78
100	1.17	1.29	1.55	1.50	1.62	1.86
∞	1.22	1.36	1.63	1.62	1.75	2.00

Eine andere Grösse, welche zur Überprüfung der relativen Homogenität von Y_i beigezogen werden kann, ist die Amplitude von S_k : $T_{2k} = \max\{S_k\} - \min\{S_k\}$ ($1 \leq k \leq n$). Eine inhomogenitätsbedingte Veränderung des Mittelwertes in der Reihe Y_i erhöht den Amplitudenwert T_{2k} . Kritische Werte von T_2/\sqrt{n} können ebenfalls der Tabelle 3.2 entnommen werden.

3.2.8 Standard Normal Homogeneity Test (SNHT)

Der *Standard Normal Homogeneity Test* (SNHT) nach ALEXANDERSSON [2, 1986] wurde 1984 vorerst für Versatzinhomogenitäten entwickelt und auf Niederschlagsdaten angewen-

det. In einem ersten Schritt ist die Reihe Q_i , welche auf Tages-, Monats- oder Jahreswerten basieren kann, zu standardisieren (mit der sogenannten z -Transformation) gemäss $Z_i = \frac{Q_i - \bar{Q}}{s_Q}$ (mit s_Q : $(n - 1)$ -gewichtete Standardabweichung von Q_i).

3.2.8.1 Shift-Standard Normal Homogeneity Test (Shift-SNHT)

Die Nullhypothese für den *Shift-SNHT* lautet $H_0 : Z_i \in N(0, 1) (\forall i)$, 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 ist definiert gemäss

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

wobei $\mu_1 \neq \mu_2$. Die Alternativhypothese besagt also, dass zum Zeitpunkt a in der Reihe Y_i der Mittelwert abrupt ein anderes Niveau annimmt. Zwecks Vereinfachung 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 bei gegebener Reihe Z_i das Verhältnis der Wahrscheinlichkeit, dass 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

$$T_0 = \max\{T_a\} = \max\{a\bar{Z}_1^2 + (n - a)\bar{Z}_2^2\} \quad (1 \leq a < n) \quad (3.19)$$

wobei

$$\bar{Z}_1 = \frac{1}{a} \sum_{i=1}^a Z_i \quad \text{und} \quad \bar{Z}_2 = \frac{1}{n - a} \sum_{i=a+1}^n Z_i \quad (3.20)$$

Tabelle 3.3: Kritische Werte von T_0 für das 90%- (T_{90}) und das 95%-Niveau (T_{95}).

n	T_{90}	T_{95}	n	T_{90}	T_{95}	n	T_{90}	T_{95}
25	6.55	7.75	350	8.60	9.90	700	9.00	10.45
50	7.25	8.55	400	8.70	10.00	750	9.05	10.45
75	7.65	8.95	450	8.75	10.10	800	9.05	10.50
100	7.80	9.15	500	8.85	10.20	850	9.10	10.50
150	8.05	9.35	550	8.90	10.25	900	9.10	10.50
200	8.20	9.55	600	8.95	10.30	950	9.10	10.50
250	8.35	9.70	650	8.95	10.40	1000	9.10	10.50
300	8.50	9.80						

Wenn T_0 bei vorgegebenem Signifikanzniveau grösser als der kritische Wert (Schwellenwert) von T_0 ist (vgl. Tabelle 3.3), 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%-Niveau 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 a die Tendenz hat, am Reihenanfang oder -ende aufzutreten, was sich als Nachteil dieses Tests entpuppt.

Simulierte kritische Werte von T_0 sind in Tabelle 3.4 als Ergänzung für grosse n angegeben. Zum Zweck der Simulation kritischer Werte von T_0 wurden 10000 standardnormalverteilte Zufallsreihen der Länge n erzeugt. Jede der 10000 Reihen wurde anschliessend standardisiert, damit der Mittelwert exakt den Betrag 0 und die Standardabweichung exakt den Betrag 1 aufweisen. Das 75%- , 90%- , 95%- und 99%-Quantil sind dann eine Schätzung für die Schwellenwerte zu den Niveaus 75%, 90%, 95% und 99%.

Tabelle 3.4: Kritische Werte von T_0 (Ergänzung zu Tabelle 3.3 für grosse n).

n	T_{75}	T_{90}	T_{95}	T_{99}	n	T_{75}	T_{90}	T_{95}	T_{99}
1250	6.90	9.03	10.57	14.22	5000	7.46	9.58	11.07	14.51
1500	7.02	9.12	10.64	13.96	6000	7.46	9.58	11.15	14.45
1524	7.11	9.18	10.74	13.98	7000	7.57	9.78	11.29	14.66
1750	7.11	9.23	10.74	14.06	8000	7.64	9.83	11.33	14.62
2000	7.20	9.39	10.95	14.24	9000	7.59	9.73	11.20	14.71
2500	7.19	9.29	10.78	14.38	10000	7.72	9.85	11.51	14.74
3000	7.30	9.46	11.10	14.53	15000	7.79	10.00	11.46	14.87
4000	7.41	9.54	11.09	14.27	20000	7.91	10.11	11.59	14.95

ALEXANDERSSON [3, 1994] und [4, 1995] sowie ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] lassen nicht mehr die Reihe Q_i in die Untersuchung einfließen, sondern

$$\tilde{Q}_i = Y_i - \frac{\sum_{j=1}^k (\rho^{(j)})^2 (X_i^{(j)} - \bar{X}^{(j)} + \bar{Y})}{\sum_{j=1}^k (\rho^{(j)})^2} \quad (3.21)$$

$X_i^{(j)}$ ist die j -te von total k benachbarten Referenzstationen und $\rho^{(j)}$ ist der positive Korrelationskoeffizient zwischen Y und der j -ten benachbarten Referenzstation $X^{(j)}$. Wenn die relative Homogenität der Reihe Y_i nur mit einer Referenzstation getestet werden soll, dann vereinfacht sich die Formel 3.21 zu

$$\tilde{Q}_i = Y_i - (X_i - \bar{X} + \bar{Y}) = (Y_i - \bar{Y}) - (X_i - \bar{X}) \quad (3.22)$$

Die z -transformierte Reihe Z_i berechnet sich dann gemäss

$$Z_i = \frac{\tilde{Q}_i - \bar{Q}}{s_{\tilde{Q}}} \quad (3.23)$$

Ausserdem beschreiben ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] zwei weitere Varianten des *Shift-SNHT* (*Shift-SNHT2* und *Shift-SNHT3*). Die Variante *Shift-SNHT2* 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 einem etwas kleineren Wert. Dies aufgrund der Mittelwertänderung. Die Testgrösse ist dann

$$T_0 = \max\{T_a\} = \max\{-2n \ln \sigma - 1\} \quad (1 \leq a < n - 1) \quad (3.24)$$

wobei

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

Die Variante *Shift-SNHT3* 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

$$T_0 = \max\{T_a\} = \max\{-2a \ln \sigma_1 - 2(n - a) \ln \sigma_2 - 1\} \quad (2 \leq a \leq n - 2) \quad (3.25)$$

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 der Variante *Shift-SNHT3* besteht laut ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] darin, dass sie in homogenen Reihen oft signifikante Inhomogenitätsstellen am Ende dieser Reihen anzeigt. Wenn nämlich einige wenige Werte an den Enden der Reihen 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 3.25. Für die Variante *Shift-SNHT3* mit zwei unabhängigen Standardabweichungen sind die kritischen Werte von T_0 in Tabelle 3.5 aufgeführt.

Tabelle 3.5: Kritische Werte von T_0 für die Variante *Shift-SNHT3*.

n	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100	150	250
T_{90}	13.35	13.70	13.95	14.15	14.25	14.30	14.35	14.35	14.40	14.40	14.45	14.45
T_{95}	16.00	16.30	16.45	16.55	16.65	16.70	16.75	16.80	16.85	16.85	16.80	16.80
$T_{97.5}$	18.60	18.85	19.05	19.20	19.30	19.35	19.40	19.45	19.50	19.50	19.55	19.55

3.2.8.2 Trend-Standard Normal Homogeneity Test (Trend-SNHT)

Trendinhomogenitäten sind im allgemeinen schwerer festzustellen als Versatzinhomogenitäten, insbesondere dann, wenn sie von natürlichen Klimatrends herrühren. Trends, welche durch Instrumentendrift oder Veränderungen der (Thermometer-) Hütteneigenschaften verursacht werden, sind wiederum schwieriger aufzudecken als Trends infolge städtebaulicher Entwicklungen. ALEXANDERSSON [4, 1995] sowie ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] entwickelten in neuster Zeit eine Variante des *Standard Normal Homogeneity Test*, welche in der Lage ist, einen Trend unabhängig von dessen Ursache 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 definiert gemäss $H_0 : Z_i \in N(0, 1)$ ($\forall i$) und

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

Die Testgrösse berechnet sich nach ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996] gemäss

$$T_0 = \max\{T_{a,b}\} = \max\{-a\mu_1^2 + 2a\mu_1\bar{Z}_1 - \mu_1^2SB - \mu_2^2SA + 2\mu_1SZB + 2\mu_2SZA - 2\mu_1\mu_2SAB - (n-b)\mu_2\bar{Z}_2\} \quad (1 \leq a < b \leq n) \quad (3.26)$$

wobei

$$SA = \sum_{i=a+1}^b \frac{(i-a)^2}{(b-a)^2} \quad (3.27)$$

$$SB = \sum_{i=a+1}^b \frac{(b-i)^2}{(b-a)^2} \quad (3.28)$$

$$SZA = \sum_{i=a+1}^b \frac{Z_i(i-a)}{(b-a)} \quad (3.29)$$

$$SZB = \sum_{i=a+1}^b \frac{Z_i(b-i)}{(b-a)} \quad (3.30)$$

$$SAB = \sum_{i=a+1}^b \frac{(b-i)(i-a)}{(b-a)^2} \quad (3.31)$$

$$\mu_1 = \frac{a \cdot \bar{Z}_1 + SZB - SL \cdot SAB}{a + SB + SK \cdot SAB} \quad (3.32)$$

$$\mu_2 = \mu_1 \cdot SK + SL = \mu_1 \frac{-SAB}{SA + n - b} + \frac{(n - b)\bar{Z}_2 + SZA}{SA + n - b} \quad (3.33)$$

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

Falls $b = a + 1$, reduziert sich das Problem auf die Variante Versatz, mit $\mu_1 = \bar{Z}_1$ und $\mu_2 = \bar{Z}_2$ (vgl. Kapitel 3.2.8.1).

Ein gewichtiger Nachteil dieser Variante ist, dass sie sich nur für Jahreswerte eignet, weil die computerunterstützte Detektion von a und b rechenzeitintensiv ist. Für kleine n sind die kritischen Werte von T_0 in Tabelle 3.6 im Sinn einer Ergänzung zu den Tabellen 3.3 und 3.4 aufgeführt.

Tabelle 3.6: Kritische Werte von T_0 für kleine n und das 90%- (T_{90}), das 95%- (T_{95}) und das 97.5%-Niveau ($T_{97.5}$).

n	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100	150	250
T_{90}	5.05	6.10	6.65	7.00	7.25	7.40	7.55	7.70	7.80	7.85	8.05	8.35
T_{95}	5.70	6.95	7.65	8.10	8.45	8.65	8.80	8.95	9.05	9.15	9.35	9.70
$T_{97.5}$	6.25	7.80	8.65	9.25	9.65	9.85	10.1	10.2	10.3	10.4	10.8	11.2

3.2.9 Methode der kumulierten Summen

Die beiden folgenden Methoden bestimmen die Inhomogenitätsstelle in Y_i nach demselben Prinzip.

3.2.9.1 Kumulierte Summen von Abweichungen r_i

Die Methode der kumulierten Summen ist ursprünglich eine graphische Technik, welche die kumulierten Summen der Reihe R_i in Funktion der Zeit aufträgt und die resultierende Kurve auf Steigungsänderungen untersucht (vgl. EASTERLING und PETERSON [27, 1992] oder RHOADES und SALINGER [69, 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 also wiederum eine Reihe, nämlich die 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 der dritten Ableitung streng genommen nicht durchführbar, weshalb der Ort der maximalen Steigungsänderung in der Kurve und damit eine mögliche Inhomogenität an derselben Stelle in der Reihe Y_i nur näherungsweise bestimmt werden kann. BOSSHARD [14, 1997] schlägt vor, die Reihe S_k mit einem Gauss'schen Tiefpassfilter leicht zu glätten. Für jeden Kurvenpunkt

der geglätteten Zeitreihe \hat{S}_k sind anschliessend Regressionsgeraden über die begrenzten Zeitfenster $\{k-l, \dots, k\}$ und $\{k, \dots, k+l\}$ zu legen sowie 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.

Eine andere, einfachere Möglichkeit besteht darin, den Ort des Maximums oder Minimums der Reihe S_k als Hinweis auf eine mögliche Inhomogenitätsstelle in der Reihe Y_i festzulegen. In diesem Fall ist die Methode der kumulierten Summen von Abweichungen äquivalent zum Test nach BUSHAND (Kapitel 3.2.7).

BOIS in LAMARQUE [46, 1993] hat für die kumulierten Summen von Residuen ε (vgl. Kapitel 3.2.9.2) ein objektives Kriterium entwickelt, welches sich auch für kumulierte Summen von Abweichungen r_i eignet, da beide Verfahren auf demselben Prinzip beruhen. Nach BOIS soll die Nullhypothese H_0 zu einem gegebenen Signifikanzniveau α akzeptiert werden, wenn die Reihe S_k innerhalb einer Ellipse mit grosser Halbachse $a = \frac{n}{2}$ und kleiner Halbachse

$$b = \frac{n \cdot \alpha \cdot S_Y \cdot \sqrt{1 - r^2}}{4 \cdot \sqrt{n - 1}} \cdot \Theta^{-1}$$

liegt. S_Y ist die Standardabweichung der Reihe Y_i , Θ^{-1} der entsprechende Wert aus der Umkehrfunktion der reduzierten (standardisierten) Gaussverteilung und r der Korrelationskoeffizient zwischen X_i und Y_i .

Die Methode der kumulierten Summen von Abweichungen r_i eignet sich für Tages-, Monats- und Jahreswerte. Als Nachteil wirkt sich aus, dass bei sehr hoher Korrelation zwischen der zu untersuchenden Reihe Y_i und der Referenzreihe X_i sowie bei kürzeren Zeitreihen (z. B. 30 Jahre auf der Basis von Monatswerten) der Test sehr streng reagiert, weil die kleine Halbachse b in diesen Fällen sehr kurz ist.

3.2.9.2 Kumulierte Summen von Residuen ε

Anstelle von Abweichungen r_i können auch Residuen ε analysiert werden (vgl. LAMARQUE [46, 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 $\hat{Y} = a + bX$. 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 . Das weitere Vorgehen ist analog zu demjenigen der kumulierten Summen von Abweichungen r_i (vgl. Kapitel 3.2.9.1).

3.2.10 Homogenitätstest nach Easterling und Peterson

EASTERLING und PETERSON [28, 1995] stellen eine Technik vor, die unter Einbezug eines objektiven Kriteriums in der Lage ist, Trendinhomogenitäten festzustellen. Die Technik

basiert auf der Regressionsanalyse, welche die Differenzenreihe Q_i als abhängige und die Zeit als unabhängige Variable benützt.

Zunächst führt man eine lineare Einfachregression von der Differenzenreihe Q_i nach der Zeit durch und berechnet die Summe der quadrierten Residuen RSS_1 gemäss $RSS_1 = \sum_{i=1}^n e_i^2$. 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 RSS der beiden Teilregressionen. Die Stelle in der Differenzenreihe Q_i , wo RSS_2 minimal wird, signalisiert eine mögliche Diskontinuität (Inhomogenitätsstelle). Im Fall von Jahreswerten schlagen EASTERLING und PETERSON vor, die Regressionsanalysen mindestens über fünf Zeiteinheiten durchzuführen. Im Fall von Monatswerten sollten gemäss Autor der vorliegenden Arbeit mindestens 12 Zeiteinheiten in die Regressionsanalyse miteinbezogen werden. Um die Signifikanz der Diskontinuität zu testen, wird die Statistik von SOLOW [79, 1987] verwendet, mit

$$U = \frac{RSS_1 - RSS_2}{3} \cdot \frac{n-4}{RSS_2} \quad (3.34)$$

Diese Teststatistik ist F-verteilt mit 3 und $(n-4)$ Freiheitsgraden. Getestet wird zusätzlich noch, ob der Mittelwert der Differenzenreihe $\{q_1, q_2, \dots, q_{k-1}\}$ demjenigen der Differenzenreihe $\{q_{k+1}, q_{k+2}, \dots, q_n\}$ entspricht, und zwar mit Hilfe des *Student's-t-Test*. Der *Student's-t-Test* sichert, dass die Differenzenreihe Q_i auch dann als inhomogen betrachtet werden kann, wenn der U -Wert nicht signifikant ist. Damit ist der Test eigentlich auch in der Lage, Versatzinhomogenitäten zu detektieren. Allerdings hat er mit der Detektion von möglichen Diskontinuitätsstellen aufgrund von kleinen Versatzinhomogenitäten ($\approx 0.5^\circ\text{C}$ oder weniger) und auf der Basis von Monatswerten mehr Mühe als die anderen Tests (vgl. Kapitel 9, Tabelle 9.1).

Kapitel 4

Zur Homogenisierung von Klimareihen

Die Qualität vieler Studien über Klimaänderungen, welche lange Klimareihen einbeziehen, hängt in vielen Fällen von der Güte der Klimadaten ab. Klimaaufzeichnungen müssen demnach eine gute Qualität aufweisen, d. h. mit einem Minimum an Fehlwerten und Diskontinuitäten oder Inhomogenitäten behaftet sein. Klimareihen sind deshalb einer Bereinigung und Homogenisierung zu unterziehen. Es zeigte sich nämlich (KARL und WILLIAMS [43, 1987]), dass sich bereinigte und homogenisierte Klimareihen in bezug auf klimatologische Untersuchungen konsistenter verhalten, d. h. zu einem konsistenteren Muster regionaler Klimawechsel führen als Originalreihen, was für die Bereinigung und Homogenisierung von Klimareihen spricht. Ausserdem können Originalreihen in Klimastudien zu signifikanten Fehlern führen, weil das Signal eines allfälligen Klimawechsels durch Fehlwerte und Diskontinuitäten oder Inhomogenitäten in der Reihe leicht verdeckt oder andernfalls sogar irrtümlich verstärkt werden kann. Aus diesem Blickwinkel betrachtet ist es sehr wichtig, dass Klimaaufzeichnungen möglichst frei von Fehlwerten und Inhomogenitäten sind.

Die Hauptschritte der Bereinigung und Homogenisierung von Klimareihen gemäss SALINGER [70, 1992] sind:

- Das systematische Zusammentragen aller Klimadaten der zu bereinigenden und zu homogenisierenden (untersuchenden) Reihe sowie der Reihen benachbarter Stationen, die im optimalen Fall homogen sind. Diese Daten werden dann für Vergleiche, die Interpolation und die Homogenisierung verwendet.
- Die Überprüfung der Reihenwerte auf offensichtliche Fehler mit Hilfe von Plausibilitätsprüfungen (vgl. Kapitel 7.1.1). Fehlende Werte sollen anschliessend, wenn möglich, mit Hilfe der Datensätze von Nachbarstationen geschätzt werden (Interpolation).
- Die Untersuchung der Klimazeitreihe auf Unregelmässigkeiten (Inhomogenitäten), hervorgerufen durch Standortwechsel, Änderungen in der Stationsumgebung oder anderen Gründen, die in den Metadaten (Stationsgeschichte) aufgeführt sind. Dieser Punkt beinhaltet ebenfalls die Anwendung der Homogenitätstests auf die zu untersuchende Zeitreihe.

- Der Vorgang der eigentlichen Homogenisierung (Reduktion) mit der Berechnung von Reduktionsbeträgen im Fall des Klimaelementes Temperatur (vgl. 4.4 auf Seite 39). Unter Reduktionsbeträgen versteht man diejenigen Beträge, die zur Reihe addiert werden müssen, damit sie homogen wird. Die bestmögliche Schätzung von Reduktionsbeträgen erfolgt dann, wenn eine langjährige Periode von überlappenden Beobachtungen (Parallelmessungen) zwischen Beobachtungen nach dem alten und neuen System beziehungsweise am alten und neuen Standort vorliegen. Andernfalls müssen Reduktionsbeträge aus Vergleichen mit (homogenen) Datenreihen benachbarter Stationen vor und nach der betreffenden Inhomogenitätsstelle ermittelt werden. Die Homogenisierung oder Reduktion passt also frühere Beobachtungsbedingungen der aktuellsten Beobachtungssituation an (vgl. Kapitel 4.2). Man geht davon aus, dass sich die Messmethoden und -bedingungen im Lauf der Zeit verfeinert und verbessert haben.

Der letzte Schritt befreit eine Klimareihe von vorhandenen Inhomogenitäten. Er muss so oft wiederholt werden, bis sämtliche begründbaren und signifikanten Inhomogenitäten in der Reihe reduziert sind. Gelingt dies, resultiert aus dem Vorgang der Homogenisierung eine homogenisierte oder, wenn alle Inhomogenitäten reduziert werden können, eine homogene Klimareihe (zum Unterschied zwischen den Begriffen «homogenisiert» und «homogen» vgl. Kapitel 7.5).

Im folgenden wird ein Überblick verschiedener Homogenisierungs- oder Reduktionstechniken gegeben, welche eine Klimareihe von Stationsinhomogenitäten befreien.

4.1 Homogenisierung nach Karl und Williams

Die Methode nach KARL und WILLIAMS [43, 1987] ist eine Prozedur, die Zeitreihen auf der Basis von Monatswerten systematisch von Inhomogenitäten befreit, welche durch nichtklimatische Effekte wie Stationsverlegungen, Einführung neuer Instrumente, Änderungen in der Instrumentenhöhe, Wechsel der Beobachtungseinrichtungen usw. hervorgerufen werden. Die Methode nach KARL und WILLIAMS liefert neben dem Reduktionsbetrag für den Parameter Lufttemperatur ausserdem eine Schätzung eines entsprechenden Konfidenzintervalles nach jedem Homogenisierungsschritt. Reduktionsbeträge sind demnach keine Absolutwerte, sondern es handelt sich dabei um Intervalle, innerhalb derer sie sich mit einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 95 % bewegen. Die Prozedur beruht auf dem Konzept der gängigen parametrischen Statistik und der relativen Homogenität. Das relative Verfahren geht davon aus, dass klimatologische Variationen zweier Zeitreihen desselben Klimaparameters benachbarter Stationen ähnliche Tendenzen aufweisen.

Zwei wichtige Voraussetzungen gilt es ferner zu beachten: Erstens muss die Korrelation von monatlichen oder allenfalls saisonalen Anomalien — Abweichungen vom langjährigen Mittel (Residuen) — zwischen Y und X hoch sein. Zweitens sollen die Varianzen dieser Anomalien klein sein.

Auf die Frage, ob Q_i (vgl. Kapitel 3) auf der Basis von Monatswerten oder saisonalen Werten zu berechnen ist, antworten KARL und WILLIAMS, dass es einerseits oft schwierig ist, Änderungen in der Reihe Q_i zu entdecken, wenn dieser saisonale Werte zugrunde liegen. Andererseits lässt sich damit aber die Variabilität von Q_i verringern und infolgedessen

die Chance zur Aufdeckung und Homogenisierung kleiner Inhomogenitäten vergrößern. Wenn allerdings gute Gründe zu der Annahme führen, dass von Monat zu Monat starke Unterschiede in Q_i auftreten, sollte Q_i auf der Basis von Monatswerten berechnet werden. Die Homogenisierungsschritte werden aus diesem Grund in der Regel mit Monatswerten durchgeführt.

4.1.1 Homogenisierung mit Konfidenzintervall

Es gibt zwei Möglichkeiten, Inhomogenitäten in klimatologischen Zeitreihen aufzudecken. Idealerweise kann die eine Möglichkeit die andere ergänzen. Die erste Möglichkeit stützt sich auf stationsgeschichtliche Informationen (Metadaten) ab. Jede dokumentierte Änderung des Stationsstandortes, des Instrumententypes, der Beobachtungsmethode etc. kann eine Inhomogenität in der Reihe Y_i verursachen. Die zweite Möglichkeit wendet einen oder mehrere Homogenitätstests (Kapitel 3) zur Feststellung von möglichen Inhomogenitäten in der zu untersuchenden Klimareihe an. Letztere findet v. a. dann Verwendung, wenn die Stationsgeschichte schlecht oder unvollständig dokumentiert ist.

Falls in der zu homogenisierenden Klimareihe, im folgenden Y_i genannt, eine Inhomogenität mit der entsprechenden Bruchstelle festgestellt wird, geht es nun darum, ihre Auswirkung auf die Klimareihe abzuschätzen. Die bestmögliche Schätzung von Reduktionsbeträgen erfolgt generell dann, wenn eine langjährige Periode von überlappenden Beobachtungen (Parallelmessungen) zwischen denjenigen nach dem alten und neuen System beziehungsweise am alten und neuen Standort vorliegen. Parallelmessungen sind aber in den wenigsten Fällen vorhanden, weshalb die Beträge aus einem Vergleich mit einer im Idealfall homogenen oder mindestens homogenisierten Reihe X_i einer Nachbarstation ermittelt werden können, wenn die beiden erwähnten Voraussetzungen bezüglich der monatlichen Anomalien erfüllt sind. Für die meisten Schätzungen von Reduktionsbeträgen existiert allerdings weder eine homogene noch homogenisierte Klimareihe X_i . Dann müssen mehrere Reihen X_i in den Homogenisierungsprozess miteinbezogen werden.

Für intervallskalierte Klimaparameter (z. B. Lufttemperatur) berechnet der *Student's-t*-Test (für absolut skalierte Klimaparameter der Wilcoxon-Rang-Summen-Test) für jeden Monat im Jahr die statistische Signifikanz einer bestimmten Periode der Q -Reihe vor und nach dem Bruch (q_b und q_a). Falls der Test zum Ergebnis kommt, dass die Mittelwerte μ_{q_b} und μ_{q_a} verschiedenen Grundgesamtheiten zuzuordnen sind, sollte die zu untersuchende Reihe bezüglich der Inhomogenitätsstelle und dem entsprechenden Monat reduziert werden. Der Reduktionsbetrag für jeden einzelnen Monat im Jahr ist dann $(\bar{q}_b - \bar{q}_a)$.

In der Regel ist die Periode nach dem Bruch die Bezugsperiode, d. h. diejenige Periode, auf die zu reduzieren ist. Die zeitliche Begrenzung der Perioden von q_b und q_a hängt einerseits von weiteren möglichen Inhomogenitäten in der Klimareihe Y_i vor und nach dem Bruch und andererseits von allfälligen Änderungen in der Stationsumgebung ab (Verstädterung, Vegetationswachstum etc.). Aus diesen Gründen kann unter Umständen die Sequenzlänge von q_b oder q_a derart eingeschränkt werden, dass der Reduktionsbetrag über alle Monate bestimmt werden muss, damit die Stichprobenumfänge genügend gross sind.

4.1.1.1 Optimierbare Sequenzlängen

Eine weitere Methode zur Fixierung der Sequenzlängen schlägt BOSSHARD [14, 1997] vor, der die Periodenlängen von $q_b = B$ und $q_a = A$ so festlegt, dass die Testgrösse eines Homogenitätstests (z. B. Test nach POTTER) nach vorgenommener Homogenisierung basierend auf dem Tupel (B, A) von Sequenzlängen 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 fünf ganze Jahre umfassen.

Für jedes mögliche Wertetupel (B, A) werden die monatlichen Homogenisierungsbeträge berechnet und angebracht. Anschliessend wird die Homogenität jeder reduzierten Reihenversion mit der Länge $B + A$ neu beurteilt. 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 bezüglich der Testgrösse am besten abschneidet. 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 eine 3-D-Graphik erleichtert, welche die Testgrösse bei variablen Sequenzlängen darstellt. Ein Beispiel wird in der Abbildung 4.1 gegeben, wo $B = 35$ und $A = 22$ resultiert. Unter Verwendung dieser Methodik stösst man automatisch auf weitere Inhomogenitäten, welche die Sequenzen verkürzen.

4.1.1.2 Homogenisierungsprozess

Der eigentliche Reduktionsprozess der Reihe Y_i bezüglich der zu untersuchenden Inhomogenitätsstelle mit mehreren intervallskalierten Klimareihen $X_i^{(j)}$ umliegender Nachbarstationen ($j = 1, 2, \dots, k$; k : Anzahl Reihen) erfolgt in sieben Schritten (KARL und WILLIAMS [43, 1987]):

1. Auswahl möglichst vieler Reihen $X_i^{(j)}$, deren Anomalien signifikant positive Korrelationen zur Anomalie der Reihe Y_i aufweisen und deren Metadaten mindestens fünf Jahre vor bis fünf Jahre nach der potentiellen Inhomogenitätsstelle in der Klimareihe Y_i keinen Hinweis auf allfällige Inhomogenitäten geben.
2. Berechnungen der Korrelationen zwischen $X^{(j)}$ und Y sowie der Standardabweichungen bezüglich der Monatswerte über den zeitlichen Bereich der Untersuchung. Wie in Schritt 1 sollen nur diejenigen Reihen $X_i^{(j)}$ in die weitere Untersuchung miteinbezogen werden, deren Korrelationen signifikant von Null verschieden, nicht zu tief oder negativ sind.

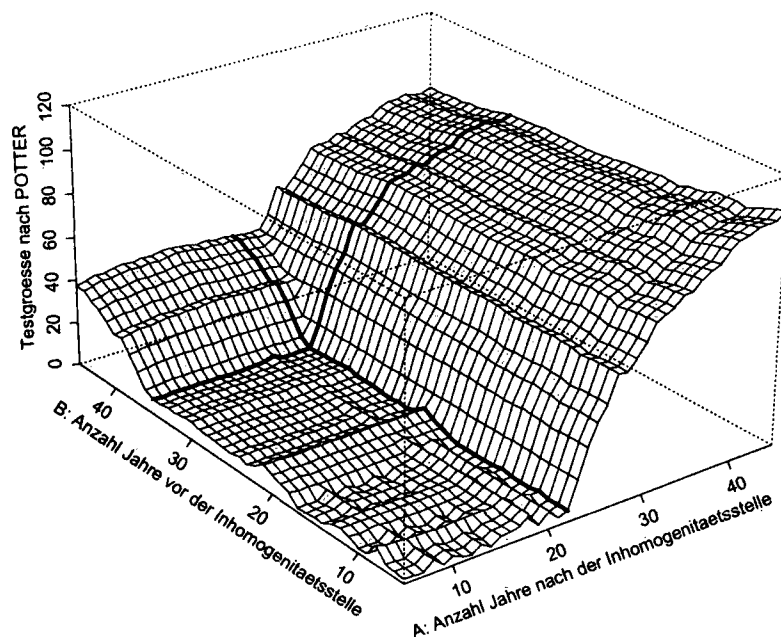


Abbildung 4.1: Beispiel optimierbarer Sequenzlängen von q_b und q_a . Testgrösse nach POTTER als Funktion variabler Sequenzlängen (B , A). Hiernach werden die Sequenzlängen optimal die Werte ($B = 35$ Jahre, $A = 22$ Jahre) annehmen.

3. Bildung der Paare $q_b^{(j)}$ und $q_a^{(j)}$ zwischen den Reihen Y_i und $X_i^{(j)}$. Die unter Umständen variierenden Längen der verschiedenen Paare $q_b^{(j)}$ und $q_a^{(j)}$ sind durch Ereignisse in den Metadaten der Reihen Y_i und $X_i^{(j)}$ limitiert, die auf Inhomogenitäten hinweisen.
4. Für jedes Paar $q_b^{(j)}$ und $q_a^{(j)}$ lässt sich mit Hilfe des *Student's-t*-Tests ein Konfidenzintervall $CI^{(j)}$ ableiten, gemäss

$$CI^{(j)} = \bar{q}_b^{(j)} - \bar{q}_a^{(j)} \pm t_{\frac{\alpha}{2}, m+n-2} \cdot s_p^{(j)} \cdot \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right)^{0.5} \quad (4.1)$$

mit

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

Der Wert m entspricht der Länge der Reihe $q_b^{(j)}$, n derjenigen von $q_a^{(j)}$. Die Grösse $t_{\frac{\alpha}{2}}$ ist der kritische Wert der *Student's-t*-Verteilung mit Signifikanzniveau α und Freiheitsgrad $(m+n-2)$. Wenn die Varianzen der Anomalien zwischen Y_i und $X_i^{(j)}$ ziemlich klein sind, ist es von Vorteil, mit einer relativ tiefen Sicherheitswahrscheinlichkeit $1-\alpha$ zu arbeiten (z. B. 68 %). Andernfalls empfiehlt es sich, eine hohe Sicherheitswahrscheinlichkeit zu wählen (z. B. 99 %). Im weiteren sind $s_b^{(j)}$ sowie $s_a^{(j)}$ die Standardabweichungen der Stichproben $q_b^{(j)}$ vor und $q_a^{(j)}$ nach der potentiellen

Inhomogenität. Der Wert $\bar{q}_b^{(j)} - \bar{q}_a^{(j)}$ entspricht dem Reduktionsbetrag bezüglich der Reihe $X_i^{(j)}$.

5. Die Konfidenzintervalle $CI^{(j)}$ werden bezüglich ihrer Länge der Grösse nach geordnet ($CI^{(1)} < CI^{(2)} < \dots < CI^{(k)}$) und anschliessend, ausgenommen $CI^{(1)} = CI^0$, gemäss Schritt 4 neu berechnet, wobei nun die Periodenlängen aller Stichproben $q_b^{(j)}$ und $q_a^{(j)}$ je gleich lang sein müssen. Wiederum erfolgt eine Rangordnung dieser neu berechneten Konfidenzintervalle. Aus den beiden Reihen $X_i^{(1)}$ und $X_i^{(2)}$ (entsprechen den kleinsten Konfidenzintervallen $CI^{(1)}$ und $CI^{(2)}$) sowie aus der Reihe Y_i wird eine neue Reihe $Q_i^{\{1,2\}}$ gebildet, gemäss

$$q_i^{\{1,2\}} = \frac{CI^{(1)}}{CI^{(1)} + CI^{(2)}} \cdot q_i^{\{1\}} + \frac{CI^{(2)}}{CI^{(1)} + CI^{(2)}} \cdot q_i^{\{2\}} \quad (4.2)$$

Die Berechnung von $q_i^{\{1,2\}}$ basiert also auf $q_i^{\{1\}}$ und $q_i^{\{2\}}$, die mit den Längen ihrer entsprechenden Konfidenzintervalle $CI^{(1)}$ und $CI^{(2)}$ zu gewichten sind. Aus $q_i^{\{1,2\}}$ lässt sich ein Konfidenzintervall $CI^{\{1,2\}}$ und ein Reduktionsbetrag ($\bar{q}_b^{\{1,2\}} - \bar{q}_a^{\{1,2\}}$) gemäss Schritt 4 bestimmen. Falls die Länge von $CI^{\{1,2\}}$ grösser ist als diejenige von CI^0 , kann mit Schritt 6 (vgl. unten) weitergefahren werden. Andernfalls muss ausgehend von $CI^{\{1,2\}}$ und $CI^{(3)}$ ein $q_i^{\{1,2,3\}}$ berechnet und das resultierende Intervall $CI^{\{1,2,3\}}$ wiederum mit CI^0 verglichen werden. Dieser Vorgang ist so lange zu wiederholen, bis die Länge von $CI^{\{1,2,\dots,h\}}$ ($h \in \{1, 2, \dots, k\}$) kleiner ist als diejenige von CI^0 oder bis nur noch zwei Differenzenreihen zum Berechnen von $q_i^{\{1,2,\dots,h\}}$ übrigbleiben. Für den Fall, dass die Längen der Perioden $q_b^{(j)}$ und $q_a^{(j)}$ weniger als fünf Jahre betragen oder wenn nur eine einzige Klimareihe X_i verfügbar ist, können die Schritte 1 bis 5 zu einer ungenügenden Bereinigung der Klimareihe Y_i führen.

6. Das aus Schritt 5 resultierende Konfidenzintervall $CI^{\{1,2,\dots,h\}}$ kann einen Reduktionsbetrag ($\bar{q}_b^{\{1,2,\dots,h\}} - \bar{q}_a^{\{1,2,\dots,h\}}$) enthalten, welcher nicht signifikant von Null verschieden ist. Wenn dies eintritt, ist keine Datenbereinigung hinsichtlich des Bruchs in der Klimareihe Y_i notwendig. Das Konfidenzintervall $CI^{\{1,2,\dots,h\}}$ ist allerdings ein Unsicherheitsmass für die Schätzung der Grössenordnung, die diese Inhomogenität ausmacht. Der Reduktionsbetrag ($\bar{q}_b^{\{1,2,\dots,h\}} - \bar{q}_a^{\{1,2,\dots,h\}}$) muss in der Regel auf alle Daten in der Klimareihe vor dem Bruch angewendet werden.
7. Alle weiteren potentiellen Inhomogenitäten in der Klimareihe Y_i lassen sich gemäss den Schritten 3 bis 6 bereinigen. Die Summe aller Unsicherheiten in der Schätzung sämtlicher Reduktionsbeträge nach der s -ten reduzierten Inhomogenität berechnet sich nach der Formel

$$CI_s = \sum_{r=1}^s (\bar{q}_{b_r} - \bar{q}_{a_r}) \pm \left(\sum_{r=1}^s \frac{w_r^2}{4} \right)^{0.5} \quad (4.3)$$

w_r ist die Breite (*range*) des Intervalles CI_r der r -ten Inhomogenität zum konstant gehaltenen Signifikanzniveau α . Vorausgesetzt wird die Unabhängigkeit der $(r-1)$ -ten von der r -ten potentiellen Inhomogenität. Es ist durchaus möglich, dass aus

einer Klimareihe Y_i mit vielen Inhomogenitäten gegenüber einer anderen mit wenig Inhomogenitäten ein relativ kleines Konfidenzintervall CI_s resultiert. Dann kann die Reihe Y_i mit vielen Inhomogenitäten im Zusammenhang mit Studien über Klimaänderungen konsistentere Resultate liefern. Der Grund für diesen Sachverhalt liegt in der Charakteristik von Y_i sowie von $X_i^{(j)}$ mit z. B. kleinen Varianzen, hohen Korrelationen zur Reihe Y_i und/oder wenigen potentiellen Inhomogenitäten. Im allgemeinen weisen jedoch Reihen mit vielen Inhomogenitäten breitere Konfidenzintervalle CI_s auf als solche mit weniger Inhomogenitäten.

4.2 Homogenisierung nach Böhm

Das Verfahren zur Homogenisierung, welches BÖHM [13, 1992] beschreibt, beruht auf der Annahme, dass die Differenzen q_i zwischen zwei hoch korrelierten Zeitreihen auf der Basis von Monatswerten konstant sind, wenn beide Reihen homogen sind. Daraus lässt sich ableiten, dass die Homogenisierung der Reihe Y_i eine im Bereich des zu betrachtenden Zeitfensters homogene Referenzreihe X_i bedingt. Die Reduktionsformel lautet dann

$$T_{red} = T_{ori} - (q_{hom} - q_{err}) \quad \text{mit} \quad (4.4)$$

- T_{red} : reduzierte Temperaturwerte der ursprünglich inhomogenen Reihe Y_i ,
- T_{ori} : ursprüngliche Temperaturwerte der inhomogenen Reihe Y_i ,
- q_{hom} : Differenzen über die im zu betrachtenden Zeitfenster homogene Periode (in der Regel die Werte q_i einer Periode nach der Inhomogenitätsstelle) und
- q_{err} : Differenzen über die im zu betrachtenden Zeitfenster inhomogenen Periode (in der Regel die Werte q_i einer Periode vor der Inhomogenitätsstelle).

Wenn mehrere Inhomogenitäten in der Reihe Y_i feststellbar sind, soll von Vorteil zuerst die aktuellste Inhomogenität reduziert und anschliessend Schritt für Schritt nach rückwärts weitergefahren werden. Damit repräsentiert die bereinigte Reihe den aktuellsten in sich homogenen Zustand der Station, was Anpassungen an zukünftige Veränderungen einfacher gestaltet. Falls allerdings der aktuellste Zustand ziemlich kurz ist — nach BÖHM [13, 1992] bis fünf oder sechs Jahre —, sollte die repräsentative Periode weiter zurück in der Zeitreihe gewählt werden.

4.3 Homogenisierung nach Rhoades und Salinger

RHOADES und SALINGER [69, 1993] schätzen die Auswirkungen von Inhomogenitäten ab, wenn der Zeitpunkt der Inhomogenitätsstelle in der Datenreihe bekannt ist. Grundsätzlich sind zahlreiche globale und regionale Einflüsse auf meteorologische Messungen und Beobachtungen vorhanden, welche augenfällige Veränderungen in den Spektren und Frequenzen der gemessenen und beobachteten Grössen verursachen können. Wenn nun für eine Homogenisierung von Y_i Klimareihen von Nachbarstationen $X_i^{(j)}$ einbezogen werden können,

lassen sich die globalen und regionalen Effekte in $Q_i^{(j)}$ leicht herausfiltern. Im Fall isolierter Stationen gestaltet sich hingegen eine Homogenisierung ihrer Klimareihen schwieriger. Generell sind jedoch in den meisten Fällen einfache statistische Bereinigungsverfahren (z. B. der *Student's-t-Test*) komplexeren Modellen vorzuziehen.

4.3.1 Homogenisierung mit Nachbarstationen

Gewöhnlich sind die Reihen Y_i und $X_i^{(j)}$ hoch korreliert. Die Homogenisierung der Reihe Y_i beruht deshalb auf dem Vergleich von y_i mit einem gewichteten Mittel der Werte $x_i^{(j)}$ ($j = 1, 2, \dots, k$; k : Anzahl umliegende Nachbarstationen), wobei die Reihen $X_i^{(j)}$ in der Vergleichsperiode homogen sein müssen. Im Unterschied zu KARL und WILLIAMS [43, 1987] (Kapitel 4.1) sind die Intervalle der Vergleichsperiode vor und nach der potentiellen Inhomogenitätsstelle (q_b und q_a) symmetrisch. Ausserdem basiert der Standardfehler auf einem Satz monatlicher Differenzen q_b und q_a über alle Monate betrachtet. Dies bedeutet, dass die *Student's-t-Test-Statistik* einen relativ hohen Freiheitsgrad erreicht, sogar dann, wenn die Intervalle q_b und q_a nur je eine Länge von ein oder zwei Jahren aufweisen.

4.3.1.1 Schätzung des Reduktionsbetrages

Die Schätzung des Reduktionsbetrages erfolgt mit Hilfe der t -Statistik und den Reihen $X_i^{(j)} = \{x_i^{(j)}\}$ ($j = 0, 1, 2, \dots, k$). Im Gegensatz zur gebräuchlichen Notation wird die zu homogenisierende Reihe zwecks Vereinfachung $X_i^{(0)} = \{x_i^{(0)}\}$ gesetzt. Nun sei $\{x_i^{(0)}\}$ bezüglich einer bekannten Inhomogenität zum Zeitpunkt τ basierend auf Monatswerten l Jahre vor und nach τ zu homogenisieren ($\tau = 12l, 12l + 1, \dots, n - 12l$).

Im ersten Schritt lassen sich die Teilreihen $\{y_t^{(j)}\}$ der monatlichen Differenzen bilden, gemäss

$$y_t^{(j)} = x_{\tau+t}^{(j)} - x_{\tau+t-12l}^{(j)} \quad (t = 1, 2, \dots, 12l) \quad (4.5)$$

$\{y_t^{(j)}\}$ sind die Differenzenreihen zwischen den ursprünglichen Reihenwerten $\{x_i^{(j)}\}$ t Monate nach τ und desselben Monats l Jahre davor. Durch die Berechnung dieser Differenzen aus der gleichen Saisonstufe können die saisonalen Schwankungen in den Reihen $\{y_t^{(j)}\}$ entfernt werden.

Der nächste Schritt schätzt die Auswirkungen der Inhomogenität in der Reihe $\{x_i^{(0)}\}$ zum Zeitpunkt τ durch die Bildung von Differenzen zwischen den Reihen $\{y_t^{(0)}\}$ und $\{y_t^{(j)}; j = 1, 2, \dots, k\}$. Anschliessend an die Schätzung kann die Inhomogenität in der Reihe $\{x_i^{(0)}\}$ beseitigt werden.

Sei $\{w_j; j = 1, 2, \dots, k\}$ ein Satz von Gewichten, wobei $w_j > 0$ und $\sum_{j=1}^k w_j = 1$. Im weiteren hängt das Gewicht w_j von der Korrelation ρ_j zwischen den Reihen $\{x_i^{(0)}\}$ und $\{x_i^{(j)}; j = 1, 2, \dots, k\}$ ab, und zwar gemäss

$$w_j = \frac{\rho_j^2}{\sum_{j=1}^k \rho_j^2} \quad (4.6)$$

Anstelle der zweiten Potenzen können auch die vierten verwendet werden, um den hoch korrelierten Reihen $\{x_i^{(j)}\}$ mehr Gewicht zu geben. Ausgehend von Gleichungen 4.5 und 4.6 lässt sich die Reihe $\{z_t; t = 1, 2, \dots, 12l\}$ berechnen:

$$z_t = \sum_{j=1}^k w_j \cdot y_t^{(j)} - y_t^{(0)} \quad (4.7)$$

z_t ist unabhängig, identisch verteilt, wenn in den Teilreihen $\{x_i^{(j)}; j = 0, 1, 2, \dots, k$ und $i = \tau - (12l - 1), \tau - (12l - 2), \dots, \tau + 12l\}$ kein Trend vorhanden ist (z. B. bedingt durch Instrumentendrift). Der Reduktionsbetrag kann durch den Mittelwert

$$\bar{z} = \sum_{t=1}^{12l} \frac{z_t}{12l} \quad (4.8)$$

geschätzt werden, mit Standardfehler

$$s = \left[\frac{\sum_{t=1}^{12l} (z_t - \bar{z})^2}{12l(12l - 1)} \right]^{0.5} \quad (4.9)$$

Das $100 \cdot (1 - \alpha)\%$ -Konfidenzintervall für den geschätzten Reduktionsbetrag \bar{z} ist $\bar{z} \pm t_{12l-1; \frac{\alpha}{2}} \cdot s$. Der Reduktionsprozess ersetzt $x_i^{(0)}$ durch $x_i^{(0)} - \bar{z}$ für $i < \tau$. Die Inhomogenität wird allerdings nur dann beseitigt, wenn sie signifikant auf dem $\alpha\%$ -Niveau ist, d. h. wenn das $100 \cdot (1 - \alpha)\%$ -Konfidenzintervall nicht den Wert Null einschliesst.

Exkurs Das folgende Modell für $\{x_i^{(j)}; j = 0, 1, \dots, k\}$ dient dem in diesem Kapitel vorgestellten Verfahren zur Schätzung des Reduktionsbetrages \bar{z} als Grundlage:

$$x_t^{(j)} = \mu_{m_t}^{(j)} + d_t + \sum_{\tau \leq t} \delta_\tau^{(j)} + e_t^{(j)} \quad (t = 1, 2, \dots, 12l) \quad (4.10)$$

m_t gibt den Monat (Januar bis Dezember) des zu t korrespondierenden Jahres an, $\mu_{m_t}^{(j)}$ ist das Mittel des Monats m über l Jahre der j -ten Station, d_t die gemeinsame Trendkomponente aller Stationen, $\delta_\tau^{(j)}$ der Betrag, der durch die Inhomogenität zum Zeitpunkt τ verursacht wird, und $e_t^{(j)}$ die Abweichung vom langjährigen Mittel des Monats m des zu t korrespondierenden Jahres. Die unkorrelierten Reihen $\{e_t^{(j)}\}$ sind unabhängig, identisch verteilt mit Mittelwert Null. Gemäss 4.7 und 4.10 lässt sich nun z_t berechnen:

$$z_t = \sum_{j=1}^k w_j \cdot (e_{\tau+t}^{(j)} - e_{\tau+t-12l}^{(j)}) - (e_{\tau+t}^{(0)} - e_{\tau+t-12l}^{(0)}) - \delta_\tau^{(0)} = u_t - \delta_\tau^{(0)} \quad (4.11)$$

wobei $\{u_t\}$ unabhängig, identisch verteilt mit Mittelwert Null ist.

4.3.2 Homogenisierung einer isolierten Station

Manchmal sind Datenreihen von Stationen zu homogenisieren, welche keine Nachbarstationen besitzen, z. B. Stationen mit Datenreihen des 18. oder 19. Jahrhunderts. In diesen Fällen zieht die Homogenisierung eine viel grössere Unsicherheit bezüglich des Reduktionsbetrages nach sich als diejenige mit mehreren Nachbarstationen. RHOADES und SALINGER [69, 1993] stellen trotz diesem Nachteil zwei statistische Homogenisierungsprozeduren vor.

4.3.2.1 Verfahren mit Jahreswerten

Der durch die Inhomogenität verursachte Betrag sowie der entsprechende Standardfehler können durch einen Vergleich von Jahreswerten vor und nach der Inhomogenitätsstelle geschätzt werden. Die Verwendung von Jahreswerten schaltet einerseits den Einfluss von kurzzeitiger Autokorrelation in der zu untersuchenden Zeitreihe aus. Andererseits setzt die t -Statistik im Zusammenhang mit Freiheitsgraden eine moderate Anzahl Jahre vor und nach dem Bruch voraus. Deshalb besteht die Gefahr, dass unfreiwillig langzeitige Trendeffekte mitberücksichtigt werden. Der Test funktioniert folgendermassen:

τ_j sei der Zeitpunkt der j -ten Inhomogenitätsstelle ($j = 1, 2, \dots, k$) in der Zeitreihe $\{y_i\}$ auf der Basis von Jahreswerten. Dann resultiert aus dem Vergleich der Mittelwerte von $\{y_{\tau_j-1+1}, y_{\tau_j-1+2}, \dots, y_{\tau_j}\}$ und $\{y_{\tau_j+1}, y_{\tau_j+2}, \dots, y_{\tau_j+1}\}$ auf der Grundlage des *Student's-t*-Test ein Schätzwert des Reduktionsbetrages.

4.3.2.2 Verfahren mit subjährlichen Werten

Die zweite Prozedur wählt ein symmetrisches Intervall von $\pm l$ Jahren um die Inhomogenitätsstelle, welche zum Zeitpunkt τ in der Zeitreihe y_i auftritt. Die Schätzung des Reduktionsbetrages basiert auf dem Mittelwert von subjährlichen Differenzen (z. B. monatlichen oder vierteljährlichen), welche die Periode von l Jahren vor und nach dem Bruch umspannen.

Mit diesem Ansatz erhält man eine adäquate Anzahl Freiheitsgrade, auch dann, wenn eine kurze Vergleichsperiode untersucht wird. Im Vergleich mit dem Ansatz auf der Grundlage von Jahreswerten (Kapitel 4.3.2.1) ist es wenig wahrscheinlich, dass Trendeffekte die Schätzung beeinflussen. Der Ansatz reagiert jedoch im Bereich der Autokorrelationen empfindlicher.

Die Reihe $\{y_i\}$ sei in h subjährliche Zeitperioden unterteilt. Nun lässt sich die Reihe $\{d_t; t = 1, 2, \dots, k \cdot h\}$ ableiten, gemäss

$$d_t = y_{\tau+t} - y_{\tau+t-k \cdot h} \quad (4.12)$$

Ist in der ursprünglichen Reihe $\{y_i\}$ kein Trend vorhanden, und die Reihe $\{y_i\}$ nicht autokorreliert (Kapitel 5), sind die d_t Realisierungen unabhängiger Zufallsvariablen. Deren Erwartungswerte entsprechen dem die Inhomogenität verursachenden Betrag. Durch die Bildung der Differenzenreihe $D_t = \{d_t\}$ wird im weiteren die Saisonalität entfernt.

Unter der Annahme, dass die d_t normalverteilt sind, und mit der Unterscheidung nach den Varianzen, kann der Reduktionsbetrag durch den Mittelwert $\bar{d} = \sum_{t=1}^{k \cdot h} d_t$ geschätzt werden. Der *Student's-t*-Test mit $(k \cdot h - 1)$ Freiheitsgraden prüft, ob der Reduktionsbetrag signifikant auf dem α %-Niveau ist. Das $100 \cdot (1 - \alpha)$ %-Vertrauensintervall für den Reduktionsbetrag ist $\bar{y} \pm t_{k \cdot h - 1; \frac{\alpha}{2}} \cdot s_D$.

4.4 Homogenisierung nach Rhoades und Neill

Die bis anhin vorgestellten Homogenisierungstechniken beruhen auf der Annahme, dass Q_i (vgl. Kapitel 3) unabhängig verteilt und stationär ist, abgesehen von abrupten Änderungen (Inhomogenitäten). «Eine Zeitreihe heisst strikt stationär, falls die gemeinsame Verteilung von X_1, \dots, X_m mit derjenigen von X_{1+k}, \dots, X_{m+k} für jedes m und k übereinstimmt» (HÜRZELER [37, 1994]). Die im folgenden vorgestellte Methode nach RHOADES und NEILL [68, 1995] berücksichtigt, dass Q_i nicht stationär sein muss. Trend, sich ändernde Varianzen und deterministische periodische Schwankungen (z. B. Monateffekte) sind Nichtstationaritäten (HÜRZELER [37, 1994]). Trendeffekte haben kontinuierlich kleine oder langsame Änderungen in Zeitreihen zur Folge. Es gibt mehrere Gründe für Trendeffekte in Zeitreihen (RHOADES und NEILL): Auswirkungen im Zusammenhang mit dem Instrumentenunterhalt und der -ablesung (temporäre Änderungen); Urbanisierung (permanente Änderung); Wachstum von Bäumen, Vegetationswechsel, Bau und Abriss von Gebäuden sowie Änderung der Landnutzung in der weiteren Umgebung der Station (graduelle Änderungen). An der Station selber sind dies Ursachen für Trendinhomogenitäten in den entsprechenden Mess- und Beobachtungsreihen. In der weiteren Stationsumgebung bewirken die obengenannten Gründe kleine Änderungen in den Umweltbedingungen, die sich über einen längeren Zeitraum addieren können. Daraus resultiert ein Trend auch in der Reihe Q_i . RHOADES und NEILL zeigen, dass die der Schätzung eines Reduktionsbetrages zugrunde liegenden Modelle unzulänglich sind, wenn sie den Trend vernachlässigen. Sie stellen deshalb ein Modell vor, das den Trend mitberücksichtigt, indem die statistischen Trendeigenschaften identifiziert werden.

4.4.1 Modell mit Berücksichtigung einer Trendkomponente

Das von RHOADES und NEILL entwickelte Modell eignet sich für zwei Trendtypen in Zeitreihen: permanenter und temporärer Trend. Zeitreihen sind autokorrelierte Prozesse. Sie lassen sich mit *autoregressive Moving-Average* (ARMA)-Prozessen modellieren. Das einfachste Modell aus der Klasse der ARMA-Prozesse ist der autoregressive (AR)-Prozess erster Ordnung (vgl. auch Kapitel 5.2). Das Modell für die temporäre Trendkomponente ist ein AR(1)-Prozess v ($v_t = \psi \cdot v_{t-1} + u_t$).

Die Modellanpassung für die permanente Trendkomponente geht von der Annahme aus, dass die monatlichen Zuwachsraten unabhängig, identisch verteilt sind mit Mittelwert Null. Damit kann der permanenten Trendkomponente ein *random walk* angepasst werden. Eine Einführung über AR(1)-Prozesse und *random walk* findet sich in der Literatur, z. B. PANDIT und WU [63, 1983].

Im Unterschied zum Modell, welches mit der Gleichung 4.10 beschrieben wird, ist im Trend-Modell für $\{x_i^{(j)}; j = 0, 1, \dots, k\}$

$$e_t^{(j)} = a_j W_t^{(j)} + b_j v_t^{(j)} + \tilde{c}_j \varepsilon_t^{(j)} \quad (t = 1, 2, \dots, 12l) \quad (4.13)$$

a_j , b_j und c_j sind Konstanten, $\varepsilon_t^{(j)}$ ist unabhängig, identisch verteilt mit Mittelwert Null und Standardabweichung Eins, $W_t^{(j)}$ ist ein *random walk* und $v_t^{(j)}$ ein AR(1)-Prozess.

z_t berechnet sich dann analog zur Gleichung 4.11 gemäss

$$\begin{aligned} z_t = & a_0(W_t^{(0)} - W_{t-12l}^{(0)}) - \sum_{j=1}^k w_j a_j (W_t^{(j)} - W_{t-12l}^{(j)}) + b_0(v_t^{(0)} - v_{t-12l}^{(0)}) \\ & - \sum_{j=1}^k w_j b_j (v_t^{(j)} - v_{t-12l}^{(j)}) + c_0(\varepsilon_t^{(0)} - \varepsilon_{t-12l}^{(0)}) - \sum_{j=1}^k w_j c_j (\varepsilon_t^{(j)} - \varepsilon_{t-12l}^{(j)}) \end{aligned} \quad (4.14)$$

RHOADES und NEILL [68, 1995] geben ausserdem ein Kriterium zur optimalen Wahl von l (l : Anzahl Jahre vor und nach der Inhomogenitätsstelle, vgl. Kapitel 4.1.1.1), l ist dann optimal, wenn die Varianz von \bar{z} minimal ist. Mit $Var(\bar{z})$ als Funktion von l und mit ihrer ersten Ableitung lässt sich das Minimum von $Var(\bar{z})(l)$ leicht bestimmen.

4.5 Homogenisierung nach Tuomenvirta und Alexandersson

TUOMENVIRTA und ALEXANDERSSON [83, 1995] beschreiben eine Homogenisierungstechnik, welche einen Mittelwertversatz in Kombination mit einem Versatz bezüglich der Variabilität (Varianzversatz) in einer zu untersuchenden Klimareihe bereinigt. Die Technik basiert auf der linearen Regression zwischen der Kandidatenreihe Y_i und Referenzreihen $X_i^{(j)}$. Aus den j Referenzreihen ($j = 1, 2, \dots, k$; k : Anzahl Referenzstationen) lässt sich die Reihe (r_i) bilden, gemäss

$$r_i = \frac{\sum_{j=1}^k w^{(j)} (x_i^{(j)} - \bar{x}^{(j)}) \frac{\sigma_y}{\sigma_x^{(j)}}}{\sum_{j=1}^k w^{(j)}} \quad (4.15)$$

mit dem Gewichtungsfaktor $w^{(j)}$ und Standardabweichung σ . Die Standardabweichung von R_i entspricht damit derjenigen von Y_i . Nun wird vor (b) und nach (a) der Inhomogenitätsstelle je eine lineare Regression zwischen Y_i und R_i gebildet: $y_b = a_1 r_1 + b_1$ und $y_a = a_2 r_2 + b_2$. Die Steigungsänderung zwischen den Regressionsgeraden y_b und y_a ist ein Mass für die Änderung der Variabilität in Y_i . Die zu reduzierenden Werte in Y_i berechnen sich dann gemäss

$$y_i = \bar{y}_1 + \Delta y + \frac{a_2}{a_1} (y_i - \bar{y}_1) \quad (i \leq i_0) \quad (4.16)$$

mit Bruchstelle i_0 und Betrag des Mittelwertversatzes Δy . Mit dem *Student's-t*-Test lässt sich untersuchen, ob die Steigungen a_1 und a_2 signifikant voneinander verschieden sind

(Alternativhypothese H_A) oder nicht (Nullhypothese H_0). Die entsprechende Testgrösse t berechnet sich dann gemäss

$$t = \frac{|a_2 - a_1|}{\sqrt{s_{a_2}^2 + s_{a_1}^2}} \quad (4.17)$$

Kapitel 5

Evaluierung ausgewählter Homogenitätstests

Dieses Kapitel prüft die Verlässlichkeit einer Auswahl von den unter 3.2 vorgestellten Homogenitätstests. Eine frühere Evaluation von EASTERLING und PETERSON [27, 1992] vergleicht die in der Literatur vorhandenen gebräuchlichen Tests mit simulierten Jahrestemperaturreihen, in die künstlich Versatzzinhomogenitäten eingebracht sind. Seit der Evaluation von EASTERLING und PETERSON sind einige neue Tests entwickelt worden, weshalb in der vorliegenden Arbeit erneut eine Evaluation vorgenommen wurde. Im Unterschied zum Testvergleich von EASTERLING und PETERSON wurden in der vom Autor dieser Arbeit durchgeführten Evaluation mehr Tests berücksichtigt, Monatswerttemperaturreihen simuliert und sowohl Versatz- als auch Varianz- sowie Trendinhomogenitäten künstlich in die simulierten Reihen eingebracht. Die Simulation der Temperaturreihen basiert auf zwei verschiedenen Ansätzen. Sowohl ein Markov- als auch ein AR(1)-Prozess erlauben es, je 1000 Temperaturreihen Y_i sowie die entsprechenden Referenzreihen X_i zu simulieren.

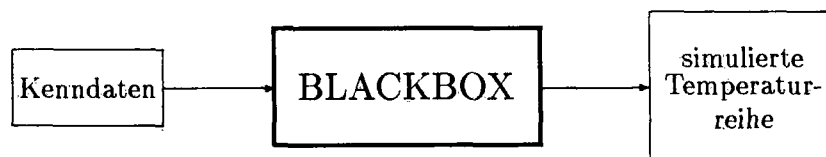


Abbildung 5.1: Schema Simulation einer Temperaturreihe.

Im Anschluss an die Simulation werden die zu untersuchenden Reihen Y_i ab einer Stelle a_0 von Y_i manipuliert, d. h. inhomogen gemacht. Die Manipulation erfolgt dadurch, dass einerseits unterschiedlich starke Versatz- und andererseits Trendinhomogenitäten in die Reihe Y_i eingebracht werden. Die derart manipulierten Reihen sind dann mit Hilfe der ausgewählten Testmethoden auf ihre Homogenität zu prüfen. Die getroffene Testauswahl beschränkt sich auf Signifikanztests. Ein Homogenitätstest wird für gut befunden, wenn er in möglichst vielen Fällen und schon bei schwacher Manipulation eine Inhomogenität feststellt und den entsprechenden Bruch an der Stelle a_0 oder in unmittelbarer Umgebung von a_0 (z. B. $a_0 \pm 2$ Monate) detektiert.

5.1 Markovsimulationen

Der erste Evaluationsansatz basiert auf der Theorie über Markovketten beziehungsweise -Prozesse. Markovketten spielen für die Beschreibung und Behandlung von Vorgängen, die dynamischen Charakter haben und die dem Zufall unterworfen sind, eine wichtige Rolle (GLEMSER [30, 1994]). Dies trifft auf Zeitreihen zu. Markov-Prozesse sind wichtige Vertreter aus der Klasse von Zufallsprozessen. Ausserdem lässt sich bei zahlreichen geowissenschaftlichen Erscheinungen die sogenannte Markov-Eigenschaft beobachten (LUO [49, 1993]). Zunächst folgen wichtige Begriffe und Sätze über Markov-Prozesse. Anschliessend wird das der Simulation zu Grunde liegende Markovmodell beschrieben.

5.1.1 Markovkette und Markov-Eigenschaft

Eine Markovkette ist ein diskreter stochastischer Prozess. «Ein diskreter stochastischer Prozess ist eine Folge $(Y_i)_{i \in \mathcal{N}}$ von Zufallsvariablen oder eine Zeitreihe» (GLEMSER [30, 1994]). Markovketten beschreiben Prozesse, die zwischen endlich vielen oder höchstens abzählbar vielen Zuständen s hin- und herspringen. Die Markov-Eigenschaft eines zeitabhängigen Phänomens (stochastischer Prozess) zeichnet sich dadurch aus, dass — sofern der Zustand s des Prozesses zu einem Zeitpunkt i bekannt ist — Aussagen über sein zukünftiges Verhalten gemacht werden können, ohne Informationen über die Vergangenheit zu benötigen. Anders ausgedrückt hängt der Zustand s zum Zeitpunkt i nur vom unmittelbar vorhergegangenen Zustand s_{i-1} , nicht aber von weiter in der Vergangenheit liegenden Zuständen $s_{i-2}, s_{i-3}, \dots, s_1$ ab.

Definition Markovkette «Ein Prozess $(Y_i)_{i \in \mathcal{N}}$ heisst Markovkette, wenn er Werte in einer höchstens abzählbaren Menge [(etwa die Menge der natürlichen Zahlen \mathcal{N})] annimmt (...) und wenn zum Zeitpunkt i die bedingte Verteilung von Y_i , gegeben die gesamte Vergangenheit, nur von Y_{i-1} abhängt [nicht aber von der gesamten Vergangenheit des Prozesses], also wenn für alle Werte y, y_1, \dots, y_{i-1} gilt» (GLEMSER [30, 1994])

$$P(Y_i = y | Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_{i-1} = y_{i-1}) = P(Y_i = y | Y_{i-1} = y_{i-1}) \quad (5.1)$$

Übergangswahrscheinlichkeiten und Markov-Matrix Die bedingten Wahrscheinlichkeiten für Y_i , gegeben Y_{i-1} , für einen Übergang vom Zustand k zum Zustand l ,

$$p_{kl} = P(Y_i = l | Y_{i-1} = k) \quad (5.2)$$

werden als Übergangswahrscheinlichkeiten bezeichnet. Durch die Übergangswahrscheinlichkeiten p_{kl} sowie durch die sogenannte Startverteilung (Ausgangszustand) ist die Verteilung des gesamten Prozesses $(Y_i)_{i \in \mathcal{N}}$ gegeben. Die Übergangswahrscheinlichkeiten p_{kl} werden als $m \times m$ -Matrix $\mathbf{P} = (p_{kl})$ ($k, l = 1, 2, \dots, m$; m : Anzahl Zustände), und die Startverteilung wird als Vektor geschrieben.

Die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten, auch Markov-Matrix genannt, erfasst das statistische Verhalten der zu analysierenden Markovkette und liegt der Markovketten-Analyse sowie der Markovsimulation zugrunde (LUO [49, 1993]). Für die Übergangswahr-

scheinlichkeiten p_{kl} gilt: $0 \leq p_{kl} \leq 1$ und $p_{k\cdot} = \sum_{l=1}^m p_{kl} = 1$ ($p_{k\cdot}$ ist die k -te Zeilensumme von Matrix \mathbf{P}). Das heisst, dass, ausgehend vom Zustand s_k , bestimmt einer der m Zustände auftritt. Der k -te Zeilenvektor der Markov-Matrix \mathbf{P} gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass einer der m Zustände in einem einzigen Schritt, bei gegebenem Zustand s_k , erreicht wird. \mathbf{P} wird deshalb oft auch als Matrix der 1-Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten bezeichnet. Untersuchungen bezüglich der Zustandsübergänge in mehreren (r) Schritten erfordern die sogenannte Matrix der r -Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten $\mathbf{P}^r = (p_{kl})^r$. \mathbf{P}^r enthält die Wahrscheinlichkeiten, dass der Markov-Prozess vom Zustand k in r Schritten nach Zustand l übergeht. \mathbf{P}^r lässt sich rekursiv berechnen, gemäss $\mathbf{P}^r = \mathbf{P} \cdot \mathbf{P}^{r-1}$.

5.1.2 Markovketten-Analyse und Markovsimulation

Eine praktische Anwendung der Theorie über Markov-Prozesse ist die Simulation von Prozessen oder Zeitreihen, sofern die Bedingungen für Zeitreihensimulationen auf der Grundlage eines Markovmodells erfüllt sind. Es ist deshalb zu überprüfen, ob die verfügbaren und bei der Formulierung des mathematischen Modells zugrunde liegenden Daten, die sogenannten Kenndaten, durch die Markov-Eigenschaft gekennzeichnet sind.

Die vorgesehenen Kenndatenreihe Y_i für eine Markovsimulation und eine Simulation mit Hilfe eines AR(1)-Prozesses (vgl. 5.2) ist das aus den Klimastationen Basel, Bern, Genf und Neuenburg gebildete Temperaturmittel der monatlichen Mittagsterminwerte 1931–1960. Der Grund, weshalb der Zeitraum 1931 bis 1960 gewählt wurde, liegt darin, dass zwischen 1931 und 1960 keine einschneidenden Veränderungen im Messnetz der SMA eingetreten sind. Mit der Einbeziehung eines Stationskollektivs lassen sich zudem allenfalls vorhandene gröbere Verunreinigungen in den einzelnen Klimareihen verwischen. Mit der Verwendung von Monatswerten bewegt sich die für den Ablauf der verschiedenen Routinen notwendige Rechenzeit in einem vernünftigen Rahmen. Die Interpretation der Resultate und die aus der Evaluation gewonnenen Erkenntnisse beschränken sich allerdings auf Monatswerte.

Die Markovsimulation setzt voraus, dass die Kenndatenreihe einem AR(1)-Prozess gehorcht. Falls die Reihe einem AR(p)-Prozess mit $p > 1$ folgen würde, ginge mit der Markovsimulation die weitere Abhängigkeitsstruktur von den Werten zwei oder mehr Zeitschritte früher verloren. Die graphische Darstellung (Korrelogramm) der Autokorrelationen und partiellen Autokorrelationen in Abbildung 5.2 zeigen, dass die Kenndatenreihe der Temperaturvierermittel Y_i nicht einem AR(1)-Prozess gehorcht. Die Autokorrelation $\rho\langle h \rangle$ ist die Korrelation zwischen den beiden Zufallsvariablen Y_{i+h} ($h = 0, 1, 2, \dots, n - h$) und Y_i . Die h -te partielle Autokorrelation $part_{\rho}\langle h \rangle$ ist «(...) die Korrelation zwischen Y_{i+h} und Y_i unter Berücksichtigung aller bekannten Zwischenwerte $Y_{i+1}, Y_{i+2}, \dots, Y_{i+h-1}$ » (HÜRZELER [37, 1994]). Die partiellen Autokorrelationen sind ein wichtiges Hilfsmittel zur Bestimmung der Ordnung p eines AR-Prozesses. Im Korrelogramm sind die geschätzten Autokorrelationen r_h beziehungsweise partiellen Autokorrelationen $part_{r_h}$ gegen Lag h aufgetragen (Lag: Zeitschritt). Wenn die geschätzten Autokorrelationen r_h beziehungsweise die partiellen Autokorrelationen $part_{r_h}$ im Korrelogramm innerhalb des Bandes $0 \pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ liegen (gestrichelten Linien), sind sie nicht signifikant von Null verschieden. Falls die Temperaturvierermittel einem AR(1)-Prozess folgen, dürfen die r_h beziehungsweise die $part_{r_h}$ zum Lag $h > 1$ nicht signifikant von Null verschieden sein. Dies trifft für die Temperaturvierermittel y_i nicht zu, weshalb die Simulation der Temperatur-

Vierer-Mittel-Reihen Y_i auf der Grundlage eines Markovmodells nicht möglich ist. In Tat und Wahrheit geben die Korrelogramme der Temperaturvierermittel y_i nur die Realität wieder, nämlich dass der Temperaturmonatswert y_i nicht nur vom unmittelbar vorhergegangenen Wert y_{i-1} , sondern auch von weiter in der Vergangenheit liegenden Werten abhängt.

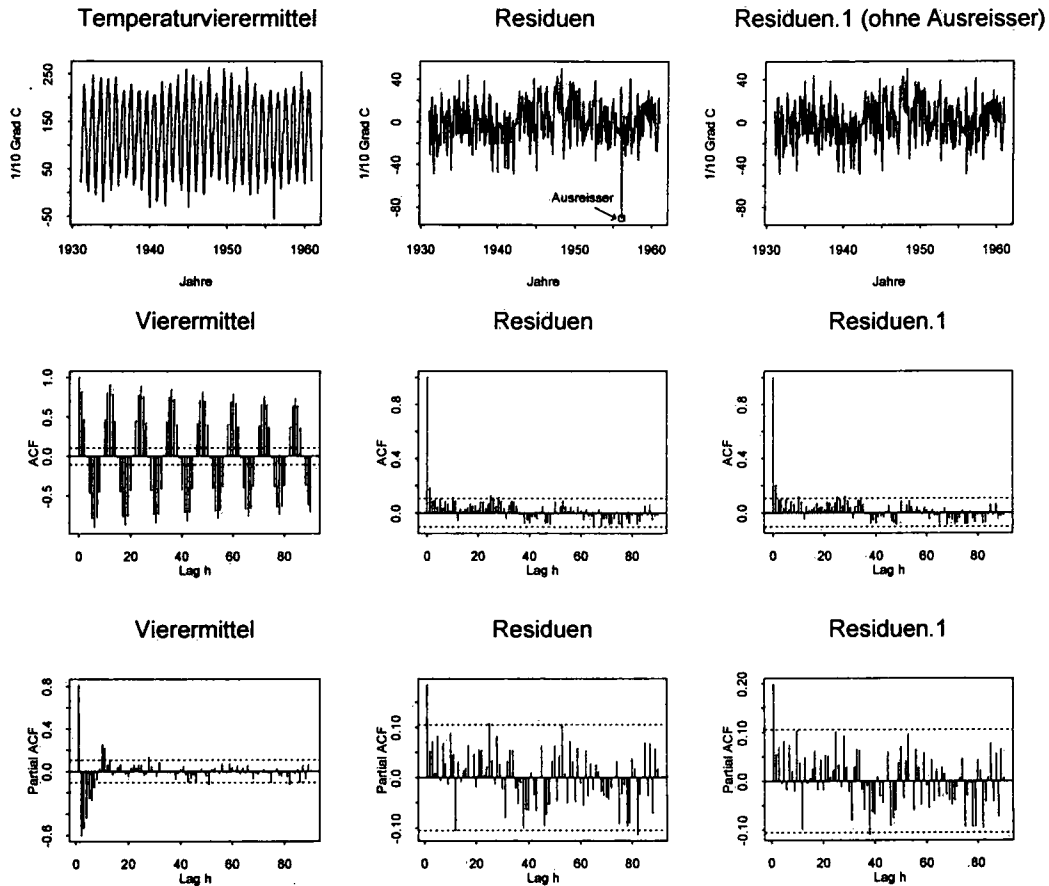


Abbildung 5.2: Kenndatenreihe der Temperaturvierermittel und der Residuen mit den entsprechenden Korrelogrammen der Autokorrelationen (ACF) und partiellen Autokorrelationen (Partial ACF). Lag: Zeitschritt.

Wie verhält es sich, wenn anstelle der Temperaturvierermittel y_i deren Abweichungen zum mittleren Jahresgang 1931–1960 (Residuen e_i) als Kenndaten verwendet werden, womit die saisonalen Schwankungen beseitigt sind? Wie die Korrelogramme der Residuen e_i in Abbildung 5.2 zeigen, gehorcht die Kenndatenreihe der Residuen E_i einem AR(1)-Prozess. Der Ausreisser in E_i (vgl. auch Abbildung 5.3) hat im übrigen keinen Einfluss auf die Korrelationsstruktur. Wenn er nämlich eliminiert, d. h. auf das Minimum aller anderen Werte gesetzt wird, ändert sich die Korrelationsstruktur nicht wesentlich (Abbildung 5.2). Insgesamt lassen sich die Residuen e_i inklusive Ausreisser als Kenndaten für das Markovmodell verwenden. Ist E_i reines weisses Rauschen, erzeugt die Blackbox in Abbildung 5.1 wieder

eine Zufallsreihe.

Auf Grund der Korrelogramme in Abbildung 5.2 liegt die Vermutung nahe, dass eine Anpassung eines AR(1)-Prozesses an die Residuenreihe E_i auch angebracht wäre. In diesem Fall könnte deren Simulation auch mit Hilfe eines AR(1)-Prozesses erfolgen (vgl. Kapitel 5.2). Allerdings hat die Anpassung eines Markovprozesses an E_i folgenden Vorteil: wenn e_i nur von e_{i-1} ($i = 1, 2, \dots, n - 1$) abhängig ist und die Abhängigkeit nicht-linear ist, so wird mit diesem Vorgehen die nicht-lineare Abhängigkeit direkt und nicht approximativ via einen AR(1)-Prozess simuliert. Die Streudiagramme der Punktepaare (e_i, e_{i+1}) in Abbildung 5.3 zeigen, dass die Abhängigkeiten zum *Lag* 1 fast linear sind, sowohl für die Residuen e_i inklusive Ausreisser als auch für die Residuen $e_{i,1}$ mit einem auf das Minimum aller anderen Werte gesetzten Ausreisser.

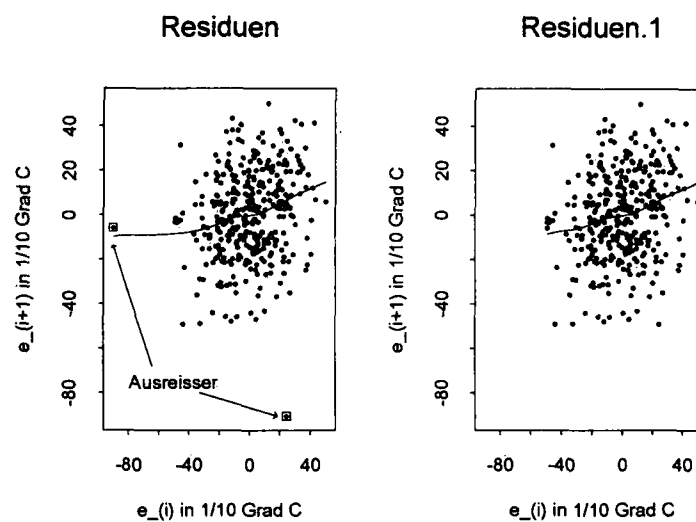


Abbildung 5.3: *Lagged Scatterplot* der Residuen zum *Lag* 1 mit einer an die Punktwolke angepassten, geglätteten Kurve, unter Verwendung der *loess fitting*-Methode (Regressionsmodell).

Die Markovsimulation der Residuenreihe E_i erfolgt in mehreren Schritten (LUO [49, 1993]).

5.1.2.1 Definition und Codierung der Zustände

Um die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten berechnen zu können, sind vorgängig die Zustände der Kenndaten (Residuen e_i) zu definieren und zu codieren. Damit nicht unendlich viele Zustände definiert werden müssen, weil die Residuen e_i unendlich viele Werte aus einem Wertintervall um ± 0 annehmen können, werden die Kenndaten Klassen zugewiesen. Insbesondere entspricht die Definition unendlich vieler Zustände nicht einem Markovprozess, weil ein Markovprozess zwischen endlich oder höchstens abzählbar vielen Zuständen hin- und herspringen darf. Die Zuweisung von Klassen erfolgt durch eine Unterteilung des gesamten Wertintervalls der Kenndaten zwischen dem kleinsten und grössten Wert (Amplitude) in m Klassen. Damit springen die einer begrenzten Anzahl Klassen

zugeordneten Kenndaten zwischen endlich vielen (m) Zuständen hin und her.

Die Amplitude der Residuenreihe 1931–1960 beträgt $\approx 14^\circ\text{C}$. Eine Klassenbreite von 0.2°C entspricht einer Unterteilung des Wertebereiches in 70 Klassen, womit 70 Zustände definiert sind.

Die Zustände lassen sich durch eine Numerierung der Grösse nach von 1 bis m ($m = 70$) codieren. Damit ist die Menge der Zustände $\{s_1, s_2, \dots, s_m\}$ direkt durch die Menge $\{1, 2, \dots, m\}$ (m Zustände) darstellbar, weil die Berechnung und Analyse der Markov-Matrix (Kapitel 5.1.2.2) unabhängig von der Codierung der Zustände ist.

5.1.2.2 Berechnung und Analyse der Markov-Matrix

Die Schätzung der Markov-Matrix \mathbf{P} erfolgt durch einfaches Abzählen der Übergänge in E_i von Zustand (Klasse) k in Zustand l ($k, l = 1, 2, \dots, m$). Das Resultat ist die $m \times m$ -Matrix \mathbf{N} , enthaltend die Übergangszahlen:

$$\mathbf{N} = (n_{kl}) \quad k, l = 1, 2, \dots, m \quad (5.3)$$

$$\bar{n}_k = \sum_{l=1}^m n_{kl} \quad (k\text{-te Zeilensumme}) \quad (5.4)$$

$$n_{.l} = \sum_{k=1}^m n_{kl} \quad (l\text{-te Spaltensumme}) \quad (5.5)$$

$$n_{..} = \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m n_{kl} = \sum_{k=1}^m \bar{n}_k = \sum_{l=1}^m n_{.l} \quad (5.6)$$

wobei n_{kl} die Anzahl der Übergänge von Zustand s_k nach Zustand s_l , \bar{n}_k die k -te Zeilensumme (alle von Zustand s_k ausgehenden Übergänge), $n_{.l}$ die l -te Spaltensumme (alle zu Zustand s_l hingehenden Übergänge) und $n_{..}$ die Anzahl aller Übergänge sind. Die Schätzwerte der Markov-Matrix \mathbf{P} werden dann gemäss

$$\mathbf{P} = (p_{kl}) \approx (n_{kl}/\bar{n}_k) \quad k, l = 1, 2, \dots, m \quad (5.7)$$

berechnet. Es stellt sich nun die Frage, ob die beobachteten Zustandsübergänge die Markov-Eigenschaft aufweisen. Der Beantwortung dieser Frage dienen statistische Tests, welche eine Testgrösse auf der Basis der Matrix \mathbf{N} berechnen. Die Nullhypothese H_0 lautet: die beobachteten Zustandsübergänge in E_i sind rein stochastisch, d. h. statistisch voneinander unabhängig. Die Alternativhypothese H_A besagt, dass die Übergänge die Markov-Eigenschaft aufweisen können. Zur Prüfung dieser Hypothesen dient der χ^2 -Test

$$\chi_1^2 = \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m (n_{kl} - e_{kl})^2 / e_{kl} = (\mathbf{N} - \mathbf{E})^2 / \mathbf{E} \quad (5.8)$$

oder für $n_{kl} > 0$

$$\chi_2^2 = 2 \cdot \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m n_{kl} \cdot \log(n_{kl}/e_{kl}) = \mathbf{N} \cdot \log(\mathbf{N}/\mathbf{E}) \quad (5.9)$$

mit $\mathbf{E} = (e_{kl}) = (n_{k \cdot} \cdot n_{\cdot l} / n_{\cdot \cdot})$. \mathbf{E} ist die Matrix, welche die erwarteten unabhängigen Auftritte der Zustände k und l enthält. Unter der Nullhypothese ist die Testgrösse χ^2 eine χ^2 -Variable mit $(m - 1)^2$ Freiheitsgraden. Ist bei einem gegebenen Signifikanzniveau χ^2 grösser als der χ^2 -Wert aus der entsprechenden Verteilung, wird die Nullhypothese zugunsten der Alternative abgelehnt. Dann sind die beobachteten Zustandsübergänge voneinander abhängig, und die Markov-Eigenschaft kann angenommen werden.

Auf Grund der relativ feinen Unterteilung der Residuenamplitude in $m = 70$ Klassen kann es vorkommen, dass bestimmte Zustände s_l nie erreicht werden. Infolgedessen kann von diesen entsprechenden Zuständen auch nie in einen anderen Zustand gewechselt werden. Es kommen deshalb in der geschätzten Markov-Matrix \mathbf{P} viele Elemente mit Wert Null vor. Dies bedeutet, dass χ^2 nicht definiert ist und der χ^2 -Test damit nicht durchgeführt werden kann. Weil viele Zustände (Klassen) gar nicht oder sehr schwach besetzt sind, liegt in der Berechnung der Übergangsmatrix überhaupt das grosse Problem. Die hohe Anzahl Klassen ($m = 70$) hat eine Vielzahl (Klassenanzahl \cdot Klassenanzahl - Anzahl Nebenbedingungen) Parameterschätzungen zur Folge, was unter Umständen eine schlechte Schätzung der Übergangsmatrix nach sich zieht.

Der grosse Vorteil einer Anpassung eines AR(1)-Prozesses an die Residuenreihe E_i (Kapitel 5.2) liegt darin, dass nur zwei Parameter geschätzt werden müssen. Die Simulation von Zeitreihen mit Hilfe eines AR-Prozesses ist ausserdem auch dann möglich, wenn der Wert zum Zeitpunkt i nicht nur vom Wert zum Zeitpunkt $i - 1$, sondern auch von weiteren in der Vergangenheit liegenden Werten $i - 2, i - 3, \dots$ abhängt.

Die Schwierigkeit der Markovsimulation von E_i besteht, wie bereits erwähnt, in der sehr grossen Anzahl Elemente mit Wert Null in der \mathbf{P} -Matrix. Dadurch kann der Prozess in Zyklen von Klassen fallen, d. h. eine bestimmte, immer wieder vorkommende Reihenfolge von Klassen kann eintreten. Ob dies der Fall ist, lässt sich überprüfen, indem die Matrix \mathbf{P}^r untersucht wird. Wenn ab einem gewissen r_0 alle Matrixeinträge von \mathbf{P}^r positiv sind, bedeutet dies, dass der Markov-Prozess nach r_0 Schritten von jeder Klasse aus in eine andere Klasse gelangen kann. Dann gibt es keine deterministischen Zyklen. Es bleibt also zu zeigen, dass ab einem gewissen r_0 alle Einträge von \mathbf{P}^r echt positiv sind. Vor der Schätzung der Markov-Matrix \mathbf{P} müssen allerdings alle nicht besetzten Klassen (Zustände) gestrichen werden.

Die Untersuchung der Schätzwerte in der Markov-Matrix \mathbf{P}^r ergibt, dass für $r \geq 5$ das 0%-Quantil der Schätzwerte von \mathbf{P}^5 grösser als Null ist. Damit sind alle Matrixeinträge von \mathbf{P}^r für $r \geq 5$ echt positiv (Tabelle 5.1.2.2).

Nun lässt sich die Markov-Eigenschaft ebenfalls aufgrund der Analyse der Schätzwerte von \mathbf{P}^r beziehungsweise ihrer Diagramme zumindest anschaulich untersuchen. Der χ^2 -Test ist ja bekanntlich nicht anwendbar. Die erwähnten Diagramme stellen für den Zustand s_k die r -Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten p_{kl}^r gegen die Schritte r graphisch dar ($k, l = 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, n$). Als Beispiel sind in Abbildung 5.4 für die Residuenreihe E_i mit 46 Klassen und den Zustand s_1 die r -Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten p_{1l}^r ($l = 1, 2, \dots, 46$) gegen die r Schritte dargestellt. Nach der Streichung von 24 nicht besetzten Klassen sind von den ursprünglich 70 Klassen deren 46 übriggeblieben. Die 46 Kurven veranschaulichen die Zustandsübergänge von s_1 nach s_l . Sie geben ausserdem die Wahrscheinlichkeit an, um von s_1 in r Schritten nach s_l zu gelangen.

Tabelle 5.1: Quantile der Schätzwerte von \mathbf{P}^r ($r = 1, 2, \dots, m$).

r	Quantile der Schätzwerte von \mathbf{P}^r				
	0%	25%	50%	75%	100%
1	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000
2	0.00000	0.00000	0.01325	0.03333	0.28571
3	0.00000	0.00741	0.01797	0.03355	0.09648
4	0.00000	0.00834	0.01837	0.03359	0.06467
5	0.00171	0.00840	0.01801	0.03315	0.05192
6	0.00233	0.00838	0.01816	0.03330	0.05082
7	0.00267	0.00836	0.01826	0.03340	0.05044
8	0.00275	0.00838	0.01829	0.03343	0.05042
9	0.00278	0.00838	0.01831	0.03343	0.05035
10	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05032
11	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
12	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
13	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
14	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
15	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
16	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
17	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
18	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
19	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031
20	0.00279	0.00839	0.01830	0.03344	0.05031

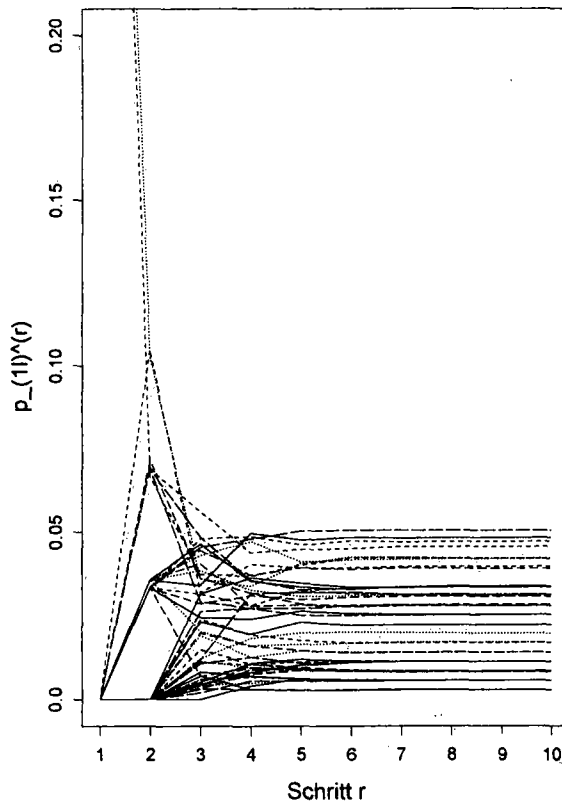


Abbildung 5.4: Diagramm der r -Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten p_{1l}^r gegen r .

Eine Abnahme von p_{ll}^r mit zunehmendem r bedeutet eine negative, eine Zunahme eine positive Korrelation zwischen s_1 und s_l . Keine nennenswerte Änderung im Kurvenverlauf von p_{ll}^r lässt auf einen reinen Zufallsprozess des Überganges von s_1 nach s_l schliessen. Der Zeitpunkt, in Abbildung 5.4 in r Schritten ausgedrückt, ab dem die Kurven praktisch unverändert bleiben, heisst Gedächtnisdauer dn des Zufallsprozesses «Übergang von s_1 nach s_l ». s_1 in Abbildung 5.4 hat eine Gedächtnisdauer von $dn = 5$. Für einen rein stochastischen Prozess beträgt $dn = 1$ (kein Gedächtnis vorhanden), für einen deterministischen Prozess ist $dn = \infty$ (ewiges Gedächtnis) (LUO [49, 1993]).

Für die Markovkette der Residuen e_i mit 46 Zuständen sind 46 dieser Diagramme erstellt worden (Abbildungen D.1, D.2 und D.3 auf den Seiten 158, 159 und 160 im Anhang D). Alle 46 Diagramme zusammen geben ein Bild der von r abhängigen Korrelationsstruktur zwischen den Zuständen k und l . Mit Hilfe aller 46 Diagramme lässt sich somit eruieren, ob die beobachteten Zustandsübergänge voneinander abhängig sind. Falls die Zustandsübergänge rein stochastisch sind, wie die oben formulierte Nullhypothese H_0 annimmt, dann müssten alle Kurven in den Abbildungen D.1, D.2 und D.3 horizontalen geraden Linien entsprechen. Dies trifft allerdings für die Markovkette der Residuen e_i nicht zu. Es gibt somit keinen Grund zur Annahme, dass die beobachteten Zustandsübergänge nicht die Markov-Eigenschaft aufweisen. Insgesamt lässt sich somit die Simulation von E_i durch ein Markovmodell darstellen.

5.1.2.3 Markovsimulation

Die eigentliche Markovsimulation erzeugt mit Hilfe der Markov-Matrix die verketteten Zustandsübergänge in der Reihenfolge von $s_0 \rightarrow \tilde{s}_1 \rightarrow \tilde{s}_2 \rightarrow \dots \rightarrow \tilde{s}_n$. s_0 ist der gegebene Ausgangszustand und \tilde{s}_i der i -te simulierte Zustand (Klasse) aus der Menge $\{s_1, s_2, \dots, s_m\}$. In der Regel erfolgt die Simulation von s_l bei gegebenem, vorgängig simuliertem \tilde{s}_k ($k, l = 1, 2, \dots, m$), wobei \tilde{s}_k als Ausgangszustand für die Simulation von s_l dient, so als ob der Prozess von \tilde{s}_k nach \tilde{s}_l überginge (LUO [49, 1993]). Die Simulation von $s_l \in \{s_1, s_2, \dots, s_m\}$ hängt vom k -ten Zeilenvektor $(p_{k1}, p_{k2}, \dots, p_{km})$ der Markov-Matrix \mathbf{P} ab.

Die Simulation, d. h. die eigentliche Ziehung der Wahrscheinlichkeit p_{kl} aus dem k -ten Zeilenvektor von \mathbf{P} , erfolgt nach der sogenannten Monte-Carlo-Methode. Mit Hilfe der Monte-Carlo-Methode lässt sich eine Reihe von im Intervall $[0, 1)$ gleichmässig verteilten Zufallszahlen erzeugen. Unter Ausnützung der Tatsache, dass die Elemente des k -ten Zeilenvektors $(p_{k1}, p_{k2}, \dots, p_{km})$ von \mathbf{P} einer Wahrscheinlichkeitsverteilungsfunktion der diskreten Zufallsgrösse äquivalent sind, kann der Zustandsübergang von s_k nach s_l mittels dieser Verteilungsfunktion aus $[0, 1)$ -gleichverteilten Zufallszahlen simuliert werden (DAHLEM und WENDLING [22, 1983]).

Dieser Simulationsvorgang muss n mal wiederholt werden, wodurch die verketteten Zustandsübergänge in der Reihenfolge von $s_0 \rightarrow \tilde{s}_1 \rightarrow \tilde{s}_2 \rightarrow \dots \rightarrow \tilde{s}_n$ entstehen. Die Dechiffrierung der simulierten Zustände erfolgt, indem den simulierten Zuständen $\tilde{s}_1, \tilde{s}_2, \dots, \tilde{s}_n$ die entsprechenden $\tilde{e}_1, \tilde{e}_2, \dots, \tilde{e}_n$ zugewiesen werden, wobei die $\tilde{e}_1, \tilde{e}_2, \dots, \tilde{e}_n$ die Klassenmitten repräsentieren. Mit Hilfe des bekannten mittleren Jahresganges 1931–1960 von Y_i (\bar{Y}_{ij}) und \tilde{E}_i lassen sich \tilde{Y}_i , gemäss

$$\tilde{Y}_i = \bar{Y}_{ij} + \tilde{E}_i \quad i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, 12 \quad (5.10)$$

und die entsprechende Referenzreihe \tilde{X}_i , gemäss

$$\tilde{X}_i = \tilde{Y}_i - \bar{Q}_{ij} + f \cdot Z_i \quad (5.11)$$

simulieren, mit $Q_i = X_i - Y_i$, $Z_i \sim N(0, 1)$ und Faktor $f = 6$. Die x_i entsprechen den Temperaturvierermitteln der Klimastationen Basel, Bern, Genf und Neuenburg. Bei den Daten dieser vier Klimastationen handelt es sich um die Monatsmittel 1931–1960. Faktor f ist dadurch festgelegt, dass aufgrund empirischer Beziehungen zwischen den wahren Klimareihen X_i und Y_i die typische Korrelationsstruktur $Cor\langle X, Y \rangle \approx Cor\langle \tilde{X}, \tilde{Y} \rangle$ nachgebildet werden kann.

Wird der Ausgangszustand s_0 vor jeder Simulation von Y_i neu gesetzt, so ergeben sich verschiedene simulierte Reihen \tilde{Y}_i . Für die Simulation der 1000 Temperaturreihen Y_i bleibt s_0 allerdings unverändert gleich, weil unterschiedliche simulierte Reihen \tilde{Y}_i auch aus dem Vorgang «Ziehung der Wahrscheinlichkeit p_{kl} » resultieren.

5.1.2.4 Auswertung der Simulationsergebnisse

Im Ergebnis der Simulation, d. h. in der Realisation \tilde{E}_i des Markovmodells, sollte die statistische Gesetzmässigkeit, die sich in der Markov-Matrix des Modells verbirgt, erhalten bleiben. Zur Überprüfung dieser Bedingung dient die Ähnlichkeit zwischen der Markov-Matrix des Modells (p_{kl}) und derjenigen der Simulation von (p_{kl}), nämlich (\tilde{p}_{kl}) (LUO [49, 1993]). Die Bewertung der Ähnlichkeit beruht auf dem numerischen Kriterium Dif_{WS} , gemäss

$$Dif_{WS} = \frac{1}{m^2} \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m |\tilde{p}_{kl} - p_{kl}| \quad (5.12)$$

Je kleiner Dif_{WS} , desto geringer ist der Unterschied zwischen \mathbf{P} und $\tilde{\mathbf{P}}$. Wenn $Dif_{WS} < 0.05$ (empirische Schwelle), dann hat die Realisation des Markovmodells ähnliche statistische Gesetzmässigkeit wie das Modell selber.

Ein ähnlicher Chi-Quadrat-Test wie derjenige zur Überprüfung der Markov-Eigenschaft (5.8) kann auch zur Bewertung der Simulationsergebnisse verwendet werden (für $p_{kl} > 0$):

$$\chi_{WS}^2 = \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m (\tilde{n}_{kl} - \tilde{n}_k \cdot p_{kl})^2 / (\tilde{n}_k \cdot p_{kl}) = \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m \tilde{n}_k \cdot (\tilde{p}_{kl} - p_{kl})^2 / p_{kl} \quad (5.13)$$

$\tilde{n}_k \cdot p_{kl}$ sind die erwarteten Übergangszahlen vom Markovmodell. Die Nullhypothese geht davon aus, dass die Verteilung der beiden Matrizen \tilde{p}_{kl} und p_{kl} gleich ist. Unter der Nullhypothese ist χ_{WS}^2 χ^2 -verteilt mit $d - m$ Freiheitsgraden. d ist die Anzahl aller Fälle, wo $p_{kl} > 0$ ist. Falls bei gegebenem Signifikanzniveau χ_{WS}^2 kleiner ist als der χ^2 -Wert aus der entsprechenden Verteilung, kann angenommen werden, dass kein signifikanter Unterschied zwischen den Matrizen \tilde{p}_{kl} und p_{kl} besteht.

Die Gütebewertung der 1000 simulierten \hat{E}_i im Sinn der Kriterien 5.12 und 5.13 wird nicht durchgeführt, weil der Aufwand dafür viel zu gross ist.

5.2 Simulationen mit einem autoregressiven Modell

Der zweite Evaluationsansatz basiert auf der Theorie über autoregressive Modelle (AR-Modelle). Wie in Kapitel 5.1.2 bereits erwähnt, kann die Simulation von E_i vermutlich auch mit einem AR(1)-Modell durchgeführt werden, weil die Kenndaten e_i einem AR(1)-Prozess gehorchen, wie Abbildung 5.2 zeigt. Autoregressive Modelle sind einfache stochastische Modelle, welche die Abhängigkeit der Zeitreihe Y_i von ihrer unmittelbaren Vergangenheit $Y_{i-1}, Y_{i-2}, \dots, Y_{i-p}$ untersuchen (p : Ordnung eines autoregressiven Prozesses). Die Zeitreihe Y_i wird dabei als Linearkombination ihrer eigenen Vergangenheit aufgefasst. Das einfachste AR(p)-Modell, das AR(1)-Modell, nimmt den linearen Zusammenhang

$$Y_i = \alpha \cdot Y_{i-1} + E_i \quad (5.14)$$

an, mit E_i identisch und unabhängig (unkorreliert) verteilt, Erwartungswert $\mathcal{E}\langle E_i \rangle = 0$ und Varianz $\text{Var}\langle E_i \rangle = \sigma^2$. Fehlerterm E_i heisst auch weisses Rauschen (*white noise*) und steht in keinem Zusammenhang mit der in Kapitel 5.1 beschriebenen Reihe E_i . Das AR(1)-Modell ist ein stochastischer Prozess Y_i , ein zeitabhängiges Phänomen also, das nur von Y_{i-1} , nicht aber von weiter in der Vergangenheit zurückliegenden Elementen $Y_{i-2}, Y_{i-3}, \dots, Y_1$ abhängt (HÜRZELER [37, 1994]).

Analog zur Simulation von Markovketten ist die Simulation von AR(1)-Prozessen oder Zeitreihen eine praktische Anwendung der Theorie über AR(1)-Modelle. Erneut stellt sich die Frage, ob sich ein AR(1)-Prozess identifizieren und E_i anpassen lässt. Die der Ermittlung und Anpassung zugrundeliegende Reihe E_i entspricht den in Kapitel 5.1 vorgestellten Kenndaten der Klimastationen Basel, Bern, Genf und Neuenburg. Da bekanntlich in Y_i Autokorrelationen höherer Ordnung enthalten sind (Jahresgang), liegt in Y_i kein AR(1)-Prozess vor. Die graphische Analyse der Autokorrelation und partiellen Autokorrelation von E_i in Abbildung 5.2 zeigt, dass für E_i eine AR(1)-Modellanpassung angebracht ist. Die Anpassung erfolgt nach einem Ansatz von BOX und JENKINS [16, 1976]. Genaugenommen wird ein *Autoregressive-Integrated Moving Average*-Modell (ARIMA) an E_i angepasst. Die Identifizierung und Anpassung eines ARIMA-Modells geschieht allgemein in drei Schritten:

- Modell-Identifikation: Bestimmung der Ordnung des ARIMA-Modells
- Modell-Anpassung: Schätzung der unbekannt Parameter (*Method by Gaussian Maximum-Likelihood*)
- Modell-Überprüfung: Anhand der Modellresiduen wird die Qualität des angepassten Modells überprüft und werden mögliche alternative Modelle (zur Modellverbesserung) vorgeschlagen.

Die Überprüfung der standardisierten Modellresiduen bringt klar zum Ausdruck, dass sie näherungsweise gaussverteilt sind (mit $\mu = 0$ und $\sigma = 1$) und dass ihre Autokorrelationen ab *Lag* $h = 0$ nicht signifikant von Null verschieden sind (Abbildung 5.5).

Die AR(1)-Simulation kann demnach durchgeführt werden, indem ein Algorithmus bei gegebenem angepasstem ARIMA(1,0,0)-Modell AR(1)-Prozesse generiert. Ein simulierter AR(1)-Prozess entspricht \tilde{E}_i . Aus \tilde{E}_i lassen sich gemäss Kapitel 5.1.2.3 \tilde{Y}_i und \tilde{X}_i ableiten. Im Unterschied zu Kapitel 5.1 wird allerdings Faktor $f = 5$ gewählt (Gleichung 5.11).

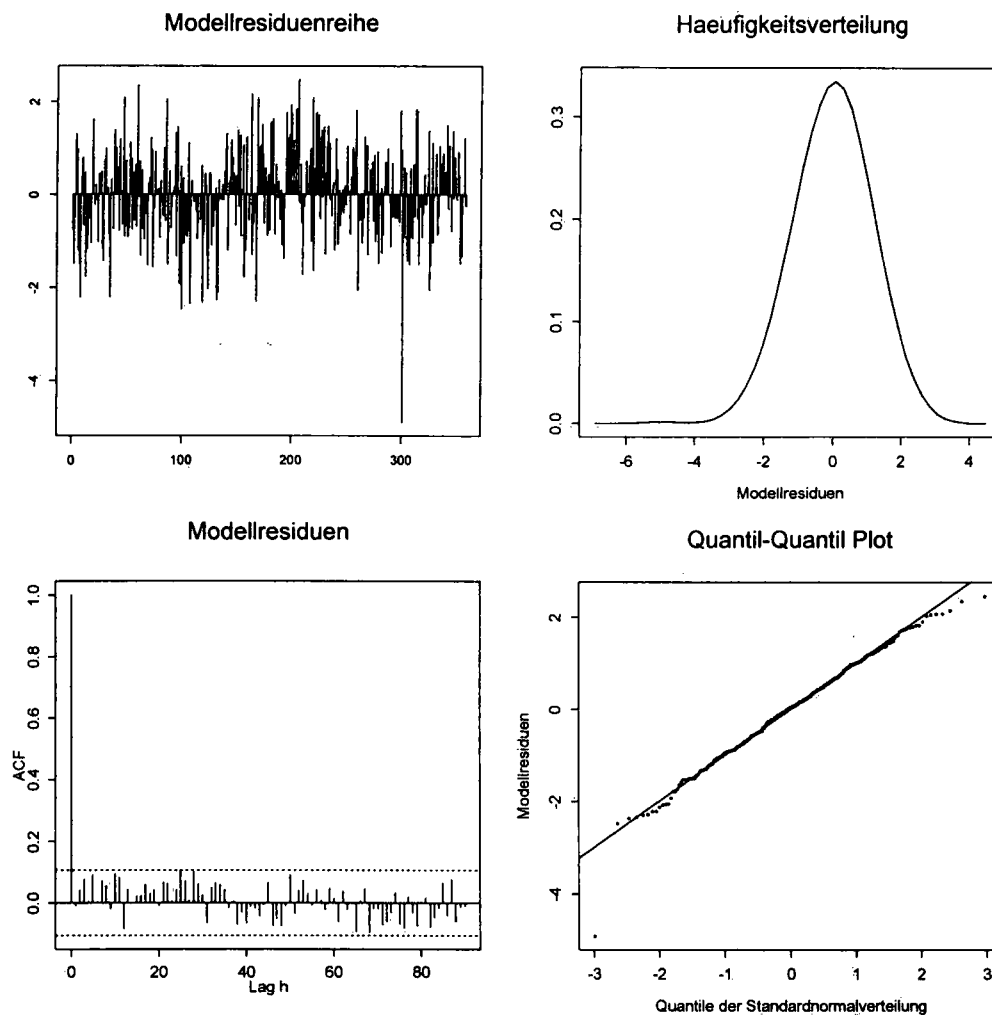


Abbildung 5.5: ARIMA-Modellüberprüfung der standardisierten Modellresiduen für das angepasste ARIMA(1,0,0)-Modell $Y_i = 0.1857 \cdot Y_{i-1} + E_i$ (vgl. Gleichung 5.14). *Lag*: Zeitschritt.

Die Resultate der Testevaluationen sowohl für die Markovsimulation als auch für die Simulationen mit dem ARIMA(1,0,0)-Modell werden in Kapitel 9 vorgestellt.

Kapitel 6

Datenvorverarbeitung

Eine lange Prozesskette führt von der Datenerhebung, der Messung und/oder Beobachtung, über die einzelnen Bearbeitungsschritte zu den homogenisierten Reihen, dem Resultat der Homogenisierung. Es ist nicht möglich, die verwendeten Methoden aller Prozesselemente unter einen Hut zu bringen. Sind für das eine Prozessglied mathematisch-statistische Werkzeuge massgeblich, sind es für andere Recherchiertechniken, die sich an der Arbeit von Historikern orientieren.

Einen Überblick über alle Prozesselemente gibt das Flussdiagramm in Abbildung 6.1. Das Datenmaterial der verschiedenen Mess- und Beobachtungsnetze wird seit 1973 nach und nach digital auf Datenbanken der SMA gespeichert. Die Daten automatischer Klimastationen werden digital gemessen und direkt in Datenbanken übermittelt. Auf den Datenbanken durchlaufen die Aufzeichnungen verschiedene Qualitäts-, Plausibilitäts- und Homogenitätstests. Danach werden sie digital auf verschiedenen Datenbanken gelagert sowie in Zusammenzügen in den Annalen aufgezeichnet und archiviert. In den nächsten Kapiteln werden die einzelnen Glieder des Flussdiagrammes erläutert.

Die Datenvorverarbeitung enthält aufwendige und entscheidende Arbeitsschritte für die spätere Datenbereinigung. Die Datenvorverarbeitung ist mit der Datengewinnung abgeschlossen, wobei nicht nur die eigentlichen Klimamessreihen (Ursprungsdaten), sondern auch Stationsdokumentationen (Metadaten, Stationsgeschichten) in den Bereich der Datengewinnung fallen. Die Bereiche der Vorverarbeitung sind die digitale Datennacherfassung, die Aufbereitung von Stationsgeschichten und die Bereitstellung von Ursprungsdatenreihen.

6.1 Datengewinnung

Meteorologische Daten werden in der Schweiz seit dem Jahre 1864 systematisch erhoben (MAURER *et al.* [51, 1910]). Für die teilweise recht langen Zeitreihen unterhält die Sektion Klimatologie (KLS) der SMA seit 1973 eine Klimadatenbank (SMA-Klima-DB), welche die entsprechenden Mess- und Beobachtungsdaten seit Mitte der 70er Jahre einer breiten Anwendergemeinde aus Forschung und Praxis zur Verfügung stellt. Die Klimadatenbank enthält drei Tagesterminwerte und für einzelne Klimaparameter einen Tageswert. Die zeitliche Auflösung der Temperaturreihen ist der Termin. Die Datenbank wird fortlaufend mit

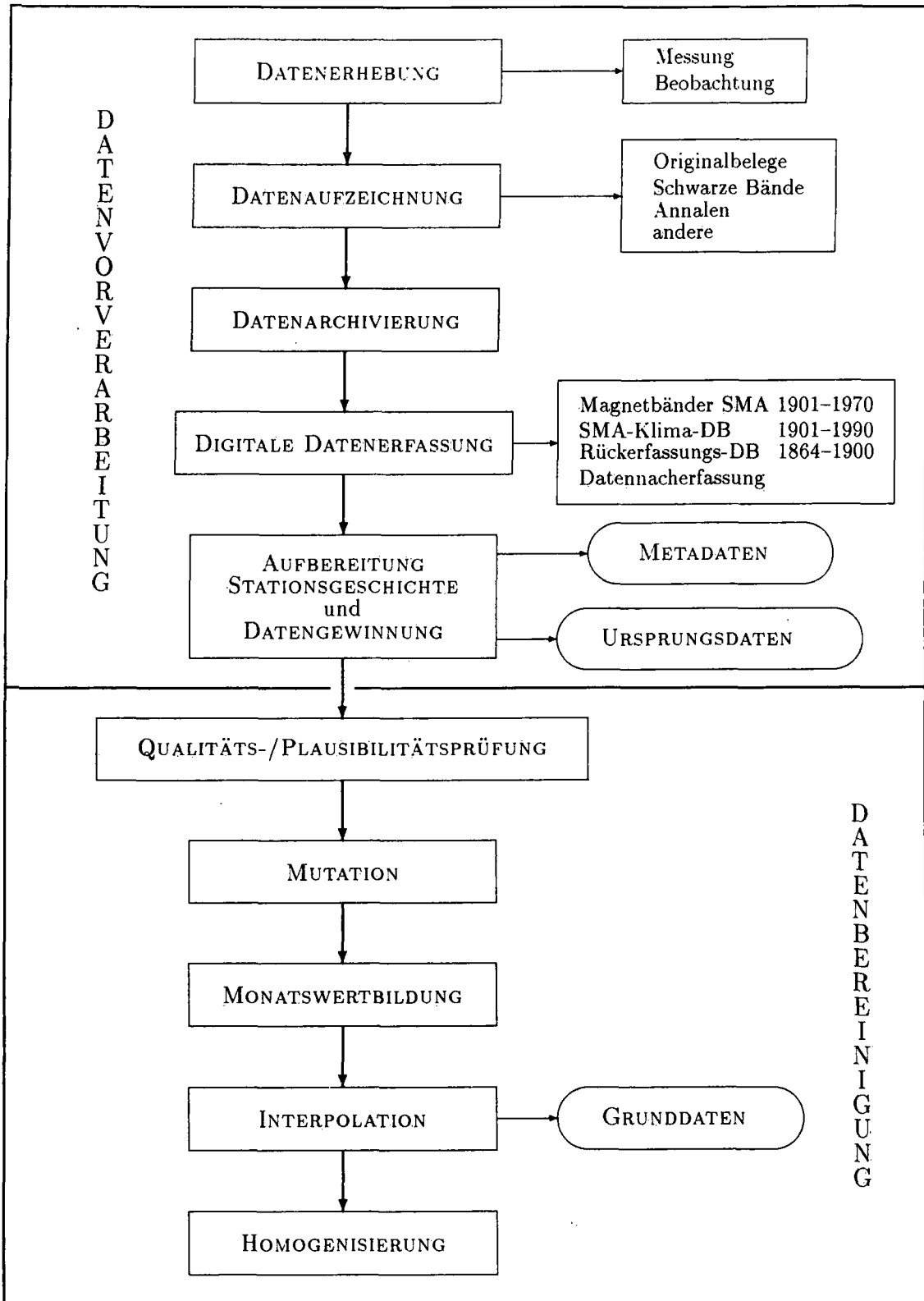


Abbildung 6.1: Flussdiagramm der Prozesselemente.

den neuen Werten ergänzt. Bis anhin waren Klimareihen maximal ab 1901 in digitaler Form verfügbar.

Im Rahmen des Forschungsprojekts «Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messreihen des 19. und 20. Jahrhunderts» wurden an der SMA Digitalisierungen von noch nicht in Digitalform verfügbaren Daten ab originalen Stationsunterlagen, Schwarzen Bänden (vgl. Kapitel 2.1.1), Annalen u. a. unternommen. Neben den Klimareihen acht weiterer Stationen wurden exemplarisch auch die Daten der Stationen Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO) des ausgehenden 19. Jahrhunderts erstmals in digitaler Form in der Rückerfassungsdatenbank 1864–1900 zusammengestellt. Über die Erfassungsgrundlagen und -hintergründe berichtet ein internes SMA-Dossier (DOCTOR [25, 1995]).

Neben der SMA-Klimadatenbank und der systematischen Rückerfassung wurden, wo erforderlich, noch weitere Datenquellen in Anspruch genommen. Dazu gehören Einträge aus der SMA-Stundenwertdatenbank und der SMA-Synopdatenbank, Parallelmessreihen der SMA-Klimadatenbank sowie Daten älterer Archivmagnetbänder 1901–1970 der SMA. Die Datengewinnung ab Magnetbändern diente dem Ziel, möglichst die Daten zu gewinnen, welche vom damaligen Beobachterpersonal direkt in die Monatstabellen notiert worden waren (Reduzierte oder Originalbeobachtungen). In früheren Jahren sind nämlich von mehreren Mitarbeitern der SMA (Schüepp *et. al*) bereits Bereinigungs- und Homogenisierungsarbeiten an verschiedenen Klimadatenbankreihen vorgenommen worden. Schliesslich waren auch einige Nacherfassungen ab Originalbelegen (Archiv Astronomisches Institut der Universität Bern) und publizierten Klimatabellen (*Bibliothèque Universelle: Résumé Météorologique pour Genève et le Grand Saint-Bernard, 1864-1962*) notwendig.

Die Ursprungsdatenreihen 1864–1900 der Stationen Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO) liessen sich aus der SMA-Klima-DB, der Rückerfassungs-DB, den Magnetbändern und den Nacherfassungen gewinnen. Für jede der vier Stationen sind fünf Reihen vorhanden: die Morgen-, Mittags- und Abendterminreihe sowie die Reihen der Temperaturminima und -maxima.

6.2 Aufbereitung der Stationsgeschichten

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 [21, 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 Sinn der Homogenisierung vorzunehmen.

Sollen längere Klimareihen einer Station homogenisiert werden, so werden die bis anhin an der SMA verfügbaren Stationsgeschichten in den wenigsten Fällen eine ausreichende Informationsgrundlage darstellen; diese werden allenfalls als Grundgerüst für detailliertere Nachforschungen und Zusammenstellungen Verwendung finden. Demzufolge wurden für die Stationen Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO) mit einem Textverarbeitungsprogramm die Stationsgeschichten tabellarisch als chronologische Abfolgen von belegten Ereignissen und Zustandsmeldungen erstellt. Es konnte darauf verzichtet werden, eine Datenbankstruktur aufzubauen, da eine überschaubare Anzahl von Stationen und Klimaparametern berücksichtigt wurden, was einen schnellen Zugriff auf die gespeicherten Daten auch mit einfachsten Mitteln erlaubt. Soll operationell eine grössere Anzahl langer Klimareihen stationengeschichtlich aufbereitet werden, so wird sich der Aufbau oder die Erweiterung einer bestehenden Metadatenbank lohnen.

Die im Rahmen des NFP 31-Projekts aufbereiteten Stationsgeschichten enthalten vornehmlich Angaben, welche die Elemente Sonnenscheindauer, Bewölkung, Temperatur und Niederschlag betreffen (BAUDENBACHER *et al.* [9, 1996]). 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 Projektstationsgeschichten sind

- Bemerkungen auf Original-Erhebungsbögen und Abschriften,
- Inspektionsberichte. Stationsbesuche durch Inspektoren der SMA werden als Inspektionsberichte schriftlich festgehalten und enthalten oft nützliche Hinweise,
- Korrespondenz. Ein umfangreicher Briefwechsel zwischen den Beobachtungsstationen und der nationalen Zentrale in Zürich bildet eine wichtige Informationsquelle,
- Jubiläums- und Gedenkschriften,
- Meteorologische Jahrbücher,
- Messvorschriften, Anleitungen. Schriftlich festgehaltene Instruktionen für den Beobachter geben Auskunft über die jeweils geltenden Beobachtungs- und Auswertemodalitäten,
- weitere Publikationen von Instituten und Körperschaften,
- weitere Unterlagen wie unveröffentlichte Berichte, Eichprotokolle, Zwischenresultate früher vorgenommener Korrekturen und Homogenisierungen usw. sowie
- 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 recherchiertechnisch aufwendigen Stationsgeschichten. Im Kapitel 8 werden die Stationsgeschichten in vereinfachter Form als Resultate vorgestellt.

Kapitel 7

Datenbereinigung

Nach der Gewinnung der in Betracht kommenden Ursprungsdaten (Kapitel 6) müssen diese bis zu einem gewissen Grad aufbereitet und somit für die Homogenisierung vorbereitet werden.

7.1 Qualitätsprüfung

Das Ziel der Qualitätsprüfung ist es, klimatologisch unmögliche oder wenig wahrscheinliche Einzelwerte sowie Ausreisser in den Ursprungsdaten aufzudecken und durch plausible Daten zu ersetzen. Für den Klimaparameter Temperatur kommen verschiedene Plausibilitätskontrollen und Ausreissertests zum Einsatz.

7.1.1 Plausibilitätskontrolle

Die in der vorliegenden Arbeit verwendeten verschiedenen Plausibilitätskontrollen sind zwischen 1968 und 1978 von Mitarbeitern der SMA entwickelt und auf verschiedene Datensätze eines grösseren Stationskollektives angewendet worden. Diese Kontrollen definieren klimatische Grenzwerte, innerhalb welcher sich die pro Tag an einer Station gemessenen Temperaturwerte bewegen dürfen. Die Plausibilitätskontrollen beziehen sich auf Termin- und Extremwerte. Liegt ein einzelner Temperaturwert ausserhalb des Bereichs, der durch die Grenzwerte festgelegt ist, handelt es sich eventuell um einen unplausiblen Wert. Die Umstände, die zu diesem Messresultat geführt haben, müssen dann genau abgeklärt werden. Die klimatischen Grenzwerte sind empirische Erfahrungswerte. Sie variieren unter Umständen regional und saisonal.

Die verschiedenen Kontrollen testen für eine Klimastation und für jeden einzelnen Tag im Jahr die Plausibilität der Extremwerte — das Temperaturminimum T_{min} und das Temperaturmaximum T_{max} — sowie der drei Terminwerte — der Morgentermin T_{07} , Mittagstermin T_{13} und Abendtermin T_{19} — einer Klimastation. Konkret prüfen die Plausibilitätskontrollen, ob für jeden Tag und alle fünf entsprechenden Tageswerte T_{min} , T_{07} , T_{13} , T_{19} und T_{max} folgende Bedingungen

- $T_{min} \leq \{T_{07}, T_{13}, T_{19}\} \leq T_{max}$,

- $\{T_{min}, T_{07}, T_{13}, T_{19}, T_{max}\} \in [-40^\circ\text{C}, +40^\circ\text{C}]$.
- $(T_{max} - \max\{T_{07}, T_{13}, T_{19}\}) \leq 10^\circ\text{C}$.
- $(\min\{T_{07}, T_{13}, T_{19}\} - T_{min}) \leq 5^\circ\text{C}$ sowie
- $(T_{max} - T_{min}) \leq 20^\circ\text{C}$

erfüllt sind. Für jeden Tag, an dem eine der fünf Bedingungen nicht eingehalten wird, resultiert eine Fehlermeldung mit den fünf Tageswerten. Die verschiedenen Fehlermeldungen lassen sich nach den einzelnen Bedingungen getrennt in Fehlerlisten zusammenfassen. Die unplausiblen Werte in diesen Fehlerlisten müssen anschliessend, sofern möglich, mit den Originalaufzeichnungen, tabellierten Werten in den Schwarzen Bänden und Annalen, entsprechenden Werten benachbarter Stationen sowie Wetterkarten im Archiv der SMA verglichen werden. Erst dann lässt sich entscheiden, ob ein unplausibler Temperaturwert eindeutig falsch ist und im Datensatz korrigiert (mutiert, Kapitel 7.2) werden muss. Falls kein Hinweis auf die Falschheit eines einzelnen Wertes gefunden werden kann, gibt es keinen zwingenden Grund, den entsprechenden Einzelwert zu korrigieren. Sämtliche begründeten Korrekturen sind in einer Mutationsliste zu dokumentieren, weil Mutationslisten zusammen mit den Fehlerlisten hilfreich für die Zustandsbeschreibung einer Klimareihe sind. Die Anwendung von Plausibilitätskontrollen auf die verschiedenen Klimareihen hat gezeigt, dass insbesondere die vierte Bedingung sehr streng formuliert ist, was sich in einer sehr grossen Anzahl Fehlermeldungen niederschlug. Es konnten deshalb nur die extremsten Fälle näher überprüft werden. Die Vermutung liegt daher nahe, dass der Grenzwert von 5°C in der vierten Bedingung zu tief angesetzt ist. Es ist allerdings nicht möglich, auf der Grundlage eines Stationskollektivs von nur vier Stationen diese Vermutung zu erhärten oder gar einen neuen Grenzwert festzulegen.

7.1.2 Identifikation von Ausreisserwerten

Im Anschluss an die Plausibilitätskontrollen wird in einem zweiten Schritt ein Verfahren auf der Grundlage eines verteilungsfreien Ausreissertests aus dem Bereich der *Exploratory Data Analysis* (EDA) (vgl. HOAGLIN *et al.* [35, 1983]) entwickelt. Mit Hilfe der EDA-Technik lassen sich im allgemeinen relativ rasch und leicht Aussagen über die Datenstruktur herleiten, weil mit einer guten Auswahl von verteilungsfreien Methoden ein detailliertes Studium der zu analysierenden Klimareihe als Stichprobe betrieben werden kann. Zum Zweck der Charakterisierung einer Stichprobe wird eine Reihe von Masszahlen definiert. Darunter fallen solche, die auf dem Sortieren und Rangordnen des Datensatzes basieren. Diese Masszahlen werden zur Definition von resistenten Lage- und Streuungsmassen verwendet. Resistent heisst, dass die Lage- und Streuungsmasse (relativ) unempfindlich gegenüber kleinen Veränderungen in der Stichprobe sind.

Auf der Basis von resistenten Lage- und Streuungsmassen ist es möglich, Ausreisser in einer Stichprobe zu identifizieren. Ausreisser sind «(...) diejenigen Stichprobenelemente, die gegenüber anderen Stichprobenelementen durch extrem abweichende Werte gekennzeichnet sind» (BAHRENBERG [8, 1985, S. 195]). Ausreisser beeinflussen alle beschreibenden Masszahlen einer Stichprobe wie Mittelwert, Varianz, Korrelationskoeffizient usw., tangieren hingegen resistente Lagemasse (z. B. Median) und Streuungsmasse nicht.

Die Identifikation von Ausreisserwerten in einer Stichprobe ist im übrigen nicht immer mit absoluter Sicherheit möglich. Oft kann nämlich keine Erklärung für die Ausreisselage gefunden werden. Ausserdem sind Ausreisser unter Umständen Messresultate aussergewöhnlicher meteorologischer Ereignisse und damit ebenso plausibel wie alle anderen Messresultate. Die Ausreisseridentifikation ist insbesondere in Stichproben mit kleinem Umfang (< 500) problematisch. Aus diesen Gründen ist es besser, den Begriff potentieller Ausreisser oder möglicher Ausreisser einzuführen.

Ein gegenüber Ausreissern resistentes und für deren Identifikation hilfreiches Streuungsmass ist die sogenannte *Interquartil Range IQR* (Interquartildistanz), die durch das 25 %- und 75 %-Quantil definiert ist, gemäss $IQR = 75\% \text{-Quantil} - 25\% \text{-Quantil}$. Die Definition des Quantils nach BAHRENBURG *et al.* [8, 1985, S. 195] lautet: «Das q -Quantil ist derjenige Wert in einer der Grösse nach geordneten Datenreihe, unterhalb dessen $q\%$ und oberhalb dessen $(100 - q)\%$ der Variablenwerte liegen.» Stichprobenelemente sind nach HOAGLIN *et al.* [35, 1983] dann potentielle Ausreisser, wenn sie ausserhalb des Intervalls $[25\% \text{-Quantil} - 1.5 \cdot IQR, 75\% \text{-Quantil} + 1.5 \cdot IQR]$ liegen.

Aufgrund sehr grosser Stichproben von Temperaturtermin- (T_{07} , T_{13} und T_{19}) und -extremwerten (T_{min} und T_{max}) werden sehr viele potentielle Ausreisser identifiziert, weshalb eine Überprüfung aller potentieller Ausreisser verunmöglicht wird. Die Anzahl potentieller Ausreisser in einer Stichprobe von täglichen Temperaturdaten lässt sich nun aber einschränken, wenn nicht nur die Stichproben der Termin- und Extremwerte auf Ausreisser untersucht werden, sondern auch solche, die zeitliche und räumliche Konsistenz berücksichtigen. Unter der zeitlichen Konsistenz ist die Temperaturvariabilität vom Tag zum Folgetag und vom Termin zum Folgetermin beziehungsweise vom Temperaturmaximum zum -minimum gemeint. Der Begriff der räumlichen Konsistenz bezieht sich auf den Vergleich zwischen benachbarten Stationen (ABBOT [1, 1986]). Falls die benachbarten Stationen in unterschiedlichen klimatologischen Räumen liegen, ist es für den Vergleich der räumlichen Konsistenz unter Umständen von Vorteil, zuerst die saisonalen Schwankungen in der Reihe Y_i gemäss $X_i = Y_i - Y_{i-p}$ ($p = 365$) zu entfernen und anschliessend die Reihe X_i gemäss $Z_i = X_i - \bar{X}$ zu normieren. Ein Stichprobenelement ist dann und nur dann ein potentieller Ausreisser, wenn es sowohl in der Stichprobe der Temperaturwerte als auch in den Stichproben zur zeitlichen und räumlichen Konsistenz als Ausreisser identifiziert wird. Mit diesem Verfahren lässt sich die ursprünglich sehr grosse Anzahl potentieller Ausreisser in den Stichproben der Temperaturdaten auf der Basis von Tageswerten zwar stark reduzieren, jedoch ist die anschliessende Überprüfung der potentiellen Ausreisser mit Hilfe von Archivmaterial immer noch recht aufwendig. Kann ein einzelner Wert eindeutig als Ausreisser identifiziert werden, muss er korrigiert und die Korrektur in der bereits erwähnten Mutationsliste dokumentiert werden.

Als Ergänzung zum recht aufwendigen Verfahren der Identifikation von potentiellen Ausreissern wird ein einfacher und robuster, nichtparametrischer Ausreissertest vorgestellt (vgl. SPRENT [80, 1993]). Ein Wert y_0 einer Zeitreihe Y_i wird dann als potentieller Ausreisser identifiziert, wenn gilt

$$\frac{|y_0 - \text{med}\{Y_i\}|}{\text{med}\{|y_i - \text{med}\{Y_i\}|\}} > 5$$

mit $\text{med}\{Y_i\}$ Median der Reihe Y_i . Der Nenner ist ein Mass für die Streuung, die sogenannte *median absolute deviation* (MAD). Die Zahl 5 bedeutet für den Fall, dass die

Verteilung der y_i annähernd normal, d. h. schief oder langschwänzig ist: Ein Wert y_0 ist dann ein potentieller Ausreisser, wenn er mehr als drei Standardabweichungen entfernt vom Mittelwert liegt.

7.2 Mutation

Unter Mutation wird die auf Grund einer Plausibilitätskontrolle oder eines Ausreissertests begründete Korrektur eines Einzelwertes hin zu einem plausiblen Wert verstanden. Alle Einzelwertkorrekturen einer Station werden in der Mutationsliste zusammengefasst, welche als wichtiges Stationsdokument aufzubewahren ist.

Die in Kapitel 7.1 beschriebene Qualitätsprüfung mit den Plausibilitätskontrollen und der Identifikation möglicher Ausreisser ist eine sehr strenge und aufwendige Prozedur. Für alle vier Stationen zusammen mussten insgesamt 713 auf der Qualitätsprüfung begründete Einzelwertkorrekturen durchgeführt werden, was allerdings nur $\sim 0.09\%$ der gesamten Datenmenge entspricht. Diese aus relativer Sicht kleine Zahl spricht für eine seriöse Arbeit im Zusammenhang mit der Datenerhebung (Messung), weil es zu berücksichtigen gilt, dass ein grosser Anteil sämtlicher Korrekturen auf Datenerfassungsfehler (rund 48%) und auf sehr kleine Korrekturen im Bereich von wenigen Zehntelgraden (rund 21%) zurückzuführen sind. Gründe für eine Einzelwertmutation können sein:

- A $T07 > T_{max} \vee T13 > T_{max} \vee T19 > T_{max}$
- B $T07 < T_{min} \vee T13 < T_{min} \vee T19 < T_{min}$
- C Einzelwert um 10°C zu hoch oder zu tief
- D Einzelwert um 5°C zu hoch oder zu tief
- E Vorzeichenfehler
- F Falscher Wert erfasst
- G Einzelwert durch Fehlwert (-999) ersetzen
- H Extremwerte vertauscht
- I Einzelwert um einen Tag verschoben
- K Fehlerhafte Erfassung auf Grund von Unregelmässigkeiten in den Annalen, Schwarzen Bänden etc.
- L Falsche Korrektur früherer Jahre

Tabelle 7.1 gibt aufgeschlüsselt nach Mutationsgrund einen Überblick der begründeten Einzelwertmutationen für die vier Stationen Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO).

7.3 Monatswertbildung

Im Anschluss an die Mutation erfolgt der Schritt der Monatswertbildung. Die Monatswertbildung ist notwendig, weil der übernächste Schritt, die Homogenisierung, auf der Grundlage von Monatswerten arbeitet. Die Monatswertbildung beinhaltet die Berechnung der arithmetischen Monatsmittel sowohl der Termin- als auch der Extremwerte. Bevor die

Tabelle 7.1: Übersicht der Einzelwertmutationen für die vier Stationen Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO).

Station	A	B	C	D	E	F	G	H	I	K	L	Total
	absolut											
BER	28	28	3	2	10	63	0	6	1	62	0	203
GVE	30	46	13	1	14	3	0	1	0	2	8	118
GSB	1	14	11	0	36	274	0	4	12	0	0	352
SIO	4	2	16	7	3	4	4	0	0	0	0	40
Total	63	90	43	10	63	344	4	11	13	64	8	713
	in %											
BER	13.79	13.79	1.48	0.99	4.93	31.03	0	2.96	0.43	30.54	0	100
GVE	25.42	39.00	11.02	0.85	11.87	2.54	0	0.85	0	1.70	6.78	100
GSB	0.28	3.98	3.13	0	10.23	77.84	0	1.14	3.41	0	0	100
SIO	10.00	5.00	40.00	17.50	7.50	10.00	10.00	0	0	0	0	100
Total	8.84	12.62	6.03	1.40	8.84	48.25	0.56	1.54	1.82	8.98	1.12	100

Monatswertreihen der entwickelten Homogenisierungsprozedur unterzogen werden, müssen noch vorhandene Datenlücken mit Hilfe eines Interpolationsansatzes geschlossen werden.

Es gibt mehrere Gründe, die für eine Homogenisierung von Monats- anstelle von Tageswertreihen sprechen. Homogenisierte Reihen enthalten prinzipiell künstliche Werte, die sich von den ursprünglich gemessenen Werten unterscheiden. Es ist daher besser vertretbar, an einem an und für sich schon künstlichen Wert — nämlich dem statistischen Monatsmittel oder allenfalls Jahresmittel — Eingriffe im Sinn von Homogenisierungen vorzunehmen. Werden hingegen tatsächlich gemessene Terminwerte («Echtwerte») homogenisiert, sind diese nicht mehr mit täglichen Messungen oder Beobachtungen anderer Parameter oder mit täglichen wetterlagenspezifischen Daten vergleichbar. Der folgende Erklärungsversuch soll die Problematik der Homogenisierung von täglichen Werten erhärten: ein Eistag (Temperaturmaximum $< 0^{\circ}\text{C}$) kann durch Homogenisierungsarbeiten definitionsgemäss zu einem Frosttag (Temperaturminimum $< 0^{\circ}\text{C}$) übergehen oder umgekehrt. Das Argument, im Fall von täglichen Werten Reduktionsbeträge ab einem bestimmten Tag im Monat anbringen zu können, ist nur dann berechtigt, wenn der Zeitpunkt der inhomogenitätsbedingten Einwirkung auf die Klimareihe auf den Tag genau bekannt ist. Schliesslich gelten die aus der Testevaluation gewonnenen Resultate und Erkenntnisse (vgl. Kapitel 9) nur für Monats- beziehungsweise Jahreswertreihen.

Hinsichtlich der Station Genf (GVE) erfolgt nach der Monatswertbildung die Zusammensetzung der Genfer Teilreihen von *Genève-Observatoire* und *Genève-Cointrin*. Die Schnittstelle der beiden Teilreihen ist der Monat Januar 1962.

7.4 Interpolation

Die Interpolation ersetzt fehlende oder mangelhafte Reihenwerte durch plausible Daten. Grosse Datenlücken auf der Basis von Tageswerten konnten bereits in der Datengewinnung mit zahlreichen Nacherfassungen ab Originalbelegen, Abschriften und publizierten

Klimatabellen geschlossen werden. Dies gilt sowohl für die drei Terminwerte (Morgentermin T_{07} , Mittagstermin T_{13} und Abendtermin T_{19}) als auch für die beiden Extremwerte (Temperaturminimum T_{min} und Temperaturmaximum T_{max}). Damit liessen sich nicht sämtliche Datenlücken schliessen. Weil jedoch die übriggebliebenen Lücken in den meisten Fällen eine Zeitspanne von einigen Monaten bis einige Jahre aufweisen, ist deren Interpolation auf Tageswertbasis wenig sinnvoll.

Generell werden deshalb in der vorliegenden Arbeit die übriggebliebenen Lücken erst im Anschluss an die Monatswertbildung geschlossen, allerdings nur für die drei Terminwerte. Diese Lücken umfassen einige wenige Monate bis mehrere Jahre. Dank weiteren, einfachen Nacherfassungen bisher unberücksichtigt gebliebener Quellen lassen sich praktisch sämtliche Monatsdatenlücken beheben. Damit bleiben lediglich kleine Lücken von wenigen Monaten übrig, zu deren Behebungen ein einfacher Reduktionsansatz (vgl. LILJEQUIST und CEHAK [47, 1984]) zum Einsatz kommt.

Es wird bewusst darauf verzichtet, einen bestimmten Interpolationsansatz der verschiedensten in der Literatur beschriebenen Techniken verbindlich festzulegen (z. B. einfache lineare und nichtlineare Ansätze, Reduzier- und Regressionstechniken), da je nach Situation die bestmögliche Variante gewählt werden soll. Es wird lediglich für die drei Stationen Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO) eine Tabelle aller Interpolationseingriffe bezüglich der Monatswerte gegeben und auf die konkrete Technik verwiesen (Tabelle 7.2).

Tabelle 7.2: Datenlücken-Interpolation.

Parameter	Station	Lücke	Interpolationstechnik
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GVE	1.1864 - 11.1866	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GVE	1.1867 - 6.1871	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GVE	8.1871 - 12.1871	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GVE	12.1872 - 12.1873	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GVE	1.1962	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GSB	1.1864 - 12.1870	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GSB	2.1871 - 12.1871	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GSB	11.1872 - 12.1873	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GSB	8.1925 - 12.1933	Nacherfassung Annalen SMA
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	GSB	12.1966	Reduktionsansatz
T_{13}	GSB	7.1980 - 10.1980	Reduktionsansatz
$T_{07}/T_{13}/T_{19}$	SIO	1.1864 - 3.1864	Reduktionsansatz

Insgesamt sind mit der Interpolation sämtliche Monatsdatenlücken geschlossen. Die aus dem Interpolationsschritt resultierenden Grunddaten sind damit für die Homogenisierung vorbereitet.

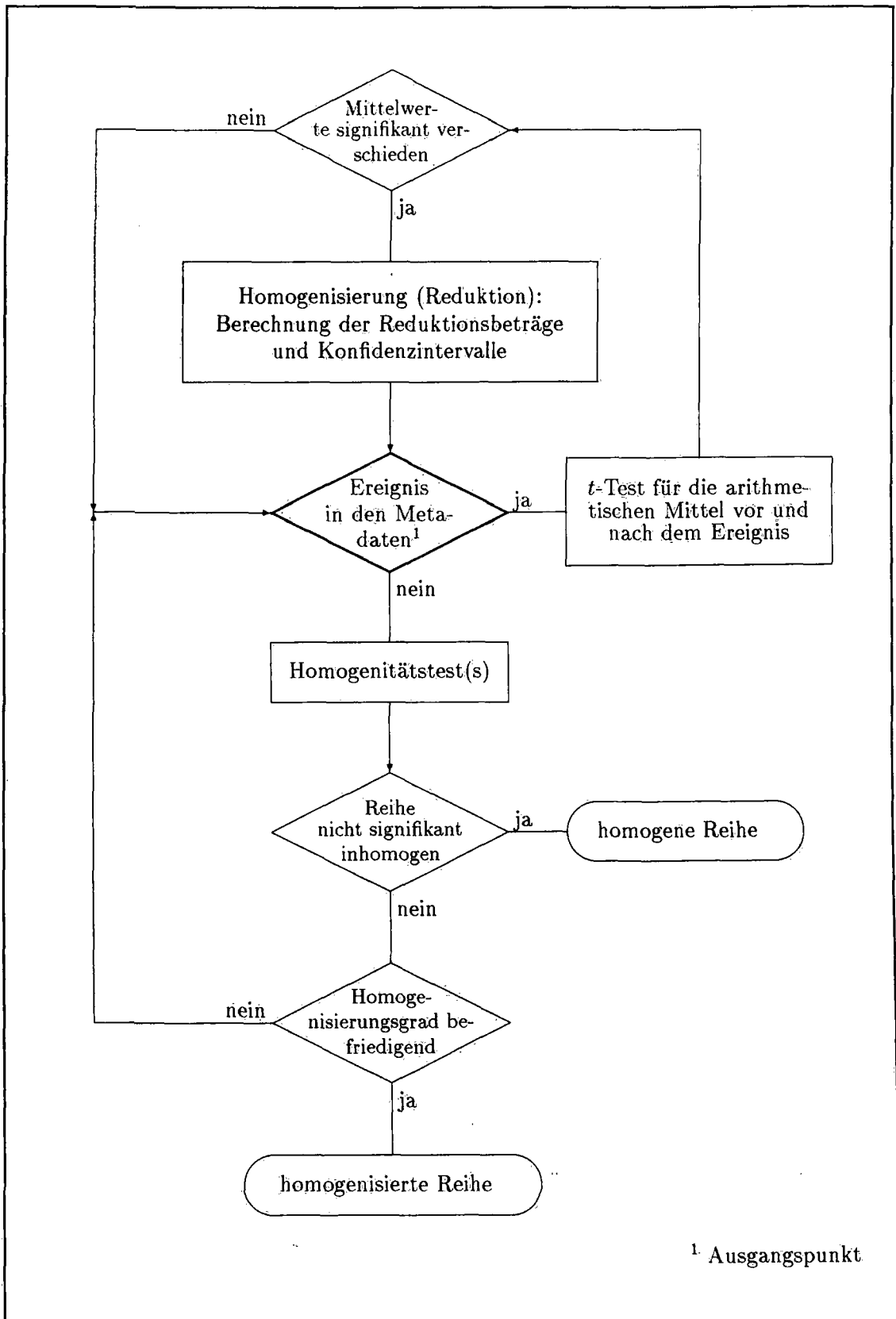
7.5 Homogenisierung

Homogene beziehungsweise homogenisierte Klimareihen, in diesem Fall Temperaturreihen, resultieren aus dem Homogenisierungsprozess. Der Unterschied zwischen den Begriffen «homogenisiert» und «homogen» besteht darin, dass eine homogenisierte Reihe nicht zwingend 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 stationsgeschichtlichen Ereignis zugeordnet werden kann (vgl. unten).

Der Homogenisierungsprozess basiert in der vorliegenden Arbeit auf den Metadaten (Kapitel 6.2 und 8), auf ausgewählten Homogenitätstests (Kapitel 3) sowie auf zwei Reduktionsverfahren (Kapitel 4). Der Homogenisierung liegen sämtliche dokumentierten Ereignisse in den Metadaten zu Grunde, welche einen Bezug zum Parameter Temperatur aufweisen. Je Ereignis wird mit dem t -Test geprüft, ob die arithmetischen Mittel \bar{q}_b und \bar{q}_a vor und nach dem Ereignis signifikant verschieden sind oder nicht. Wenn ja, müssen die entsprechenden Monate reduziert werden, wenn nicht, gibt es keinen Grund, eine Reduktion an der Reihe Y_i vorzunehmen. Falls die Perioden vor und nach dem Ereignis (q_b und q_a) je länger als drei Jahre sind, wird der Reduktionsansatz nach KARL und WILLIAMS [43, 1987] (vgl. Kapitel 4.1) berücksichtigt. Allerdings basiert die Berechnung der Reduktionsbeträge und der Konfidenzintervalle für Y_i nur auf einer einzigen Reihe X_i , weil das Stationskollektiv Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO) zu klein ist, um mehrere Reihen $X_i^{(j)}$ in die Berechnung einzubeziehen. Falls die Perioden vor und nach dem Ereignis je kürzer als drei Jahre sind, kommt der Reduktionsansatz nach RHOADES und SALINGER [69, 1993] zum Einsatz (vgl. Kapitel 4.3.2.1).

Sind alle Ereignisse in den Metadaten untersucht, wird getestet, ob die reduzierte Reihe Y_i nicht signifikant inhomogen ist. Wenn ja, ist die reduzierte Reihe Y_i statistisch homogen. Falls nein und falls der Homogenisierungsgrad unbefriedigend ist, lässt sich eine weitere Reduktion nur dann rechtfertigen, sofern die detektierte Bruchstelle in der Reihe Y_i in Relation zu einem dokumentierten Ereignis in den Metadaten steht. Dies kann z. B. dann zutreffen, wenn eine vorgängige Reduktion ungenügend gewesen ist. Andernfalls gibt es keinen Grund, eine weitere Reduktion vorzunehmen, und der Homogenisierungsgrad muss als befriedigend betrachtet werden.

Abbildung 7.1 zeigt den Homogenisierungsvorgang. Die Resultate der Homogenisierung sind in Anhang A als Zahlentabellen und in Anhang B als Graphiken dargestellt.



¹ Ausgangspunkt

Abbildung 7.1: Flussdiagramm der Homogenisierung.

Kapitel 8

Metadaten

Im Kapitel «Metadaten» liegen Auszüge aus den Metadaten der aufbereiteten Stationsgeschichten (BAUDENBACHER *et al.* [9, 1996]) vor. Die Auszüge enthalten für die vier Klimastationen Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO) die wichtigsten allgemeinen Angaben sowie Hinweise zum Klimaparameter Temperatur. Die Kapitel 8.1 bis 8.4 vermitteln eine vereinfachte Übersicht der Ereignisse und Besonderheiten, welche die Geschichte der vier Stationen Bern, Genf, Grosser St. Bernhard und Sitten bezüglich der Temperaturmessung kennzeichnen. Weil die relevanten Ereignisse je Station unterschiedlich gut dokumentiert und belegt sind, resultieren stationsabhängig mehr oder weniger detaillierte Übersichten. Die wichtigen stationsgeschichtlichen Ereignisse bezüglich des Klimaparameters Temperatur sind im folgenden jeweils in chronologischer Reihenfolge zusammengestellt.

8.1 Station Bern

Die vorwiegend als gut einzustufenden Messkonditionen der Klimastation von Bern lassen auf ein qualitativ hochwertiges klimatologisches Datenmaterial schliessen. Bern liegt vor der Ausmündung des Aarequertales in das Mittelland. Die Temperaturreihe von 1864 bis 1990 lässt sich im wesentlichen nur zwei verschiedenen Standorten zuordnen. Der erste Standort ist bezüglich des Schweizer Kilometer-Koordinatensystems ein spezieller Ort: 600.000/200.000 (46° 57' N, 7° 26' E). Abgesehen von zwei kurzen Unterbrechungen wird an diesem Ort die Temperatur bis 1977 gemessen. An einer der ersten ANETZ-Stationen wird in Bern-Liebefeld die Reihe seit 1978 fortgeführt (ANETZ: Automatisches Messnetz der SMA). Mit dem Umzug wird die Registriertechnik modernisiert. Das konventionelle Quecksilberthermometer wird durch ein ventiliertes Thermometergerät ersetzt. Der Austausch von Geräten ist allerdings 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 jedoch durch geringe Personalfuktuationen aus, was sich positiv auf die Kontinuität der Datengewinnung auswirkt. Bis 1977 ist das Astronomische Institut der Universität Bern für die Beobachtung zuständig. Seit 1978 betreuen Angestellte der eidgenössischen Forschungsanstalt für Agrilkulturchemie FAC die ANETZ-Station (heutiger Name der Forschungsanstalt: Institut für

Umweltschutz und Landwirtschaft IUL).

Die Berner Temperaturmessung betreffenden bedeutsamen Einträge in den Metadaten sind in der folgenden Zusammenstellung aufgelistet:

- Schon vor Inbetriebnahme des nationalen Messnetzes im Jahr 1864, nämlich seit 1862, beherbergt die 1812 errichtete und 1822 umgebaute Sternwarte der Berner Universität auf der Grossen Schanze — das höhere Plateau am westlichen Aareufer — neben astronomischen Gerätschaften auch das Instrumentarium für meteorologische Beobachtungen. Unter dem Direktor der Sternwarte und weltberühmten Schweizer Meteorologen Heinrich Wild wird durch einen kleinen Anbau die Aufstellung der meteorologischen Instrumente ermöglicht. Dadurch erhebt sich die Sternwarte 1864 zu einer meteorologischen Zentralstation, die mit neuen, von Wild entwickelten und in der eidgenössischen Telegraphenwerkstätte der Herren Hasler & Escher hergestellten selbstregistrierenden Instrumenten ausgestattet ist. Das Thermometer befindet sich in einem hölzernen Jalousiegehäuse vor einem Fenster an der Nordfassade ca. drei Meter über dem Grund. Seit 1861 ist Theodor Simmler der verantwortliche Beobachter der Berner Station an der Universität (vgl. WANNER [85, 1988]).
- Vom 1. Januar 1864 bis 30. November 1865 sind die drei täglichen Terminablesungen aus den Annalen erfasst.
- Vom 1. Dezember 1865 bis 31. Dezember 1890 sind die stündlichen Werte der Registrieraufzeichnungen aus den Annalen erfasst.
- 1868 wird Heinrich Wild als Direktor des zaristischen Wetterdienstes nach St. Petersburg berufen. Er übergibt dem nebenamtlichen Dozenten Emil Jenzer provisorisch die Leitung der meteorologischen Zentralstation.
- In den Annalen von 1871 wird darauf hingewiesen, dass vom September 1870 bis Juli 1871 die Berner Registrier-Beobachtungen durch Störungen in den Apparaten und ungenügender Beaufsichtigung etwas unzuverlässig und unvollständig geworden sind.
- Ende 1871 übernimmt Prof. Dr. Aimé Forster die Leitung als Direktor der Zentralstation bis zu seinem Tod im Jahr 1926.
- «Die Berner Temperaturreihe der zugrunde gelegten 37jährigen Normalperiode (1864–1900) zeigt von 1872–1897 mangels einer einwandfreien Aufstellung des Thermometers eine ziemlich beträchtliche Erhöhung der Mittelwerte, die im Jahresdurchschnitt sogar auf volle 0.3 °C geht.» (MAURER *et al.* [51, 1910, S. 18])
- 1876 erfolgt der Abbruch der Sternwarte. An gleicher Stelle wird das im Volksmund weiterhin «Sternwarte» genannte tellurische (geophysikalische) Observatorium errichtet, welches am 1. 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 (vgl. WANNER [85, 1988]). Während der Bauphase vom 1. April 1876 bis zum 31. Dezember 1877 befindet sich die Station interimistisch beim damaligen Hochschulgebäude bei der Kirchenfeldbrücke. Das Thermometer ist in einem

Jalousiegehäuse vor einem Fenster der Nord-Nordostfassade im ersten Stock über einem Garten plaziert.

- Vom 1. Januar 1878 bis 31. Dezember 1897 erfolgt die Temperaturmessung beim neuen tellurischen Observatorium mit einem Thermometer in einem grossen hölzernen Jalousiegehäuse vor einem Fenster der Nord-Nordostfassade im ersten Stock. Im Winter sei die Messung durch die Gebäudeheizung beeinflusst.
- Von 1878 bis 1895 ist Emma Wydler die verantwortliche Beobachterin.
- Am 1. August 1895 wird Emma Wydler von Elise Scheidegger abgelöst. Letztere bleibt 24 Jahre lang, 7 Tage die Woche, bis 1919 im Dienst.
- Vom 31. Dezember 1897 auf den 1. Januar 1898 erfolgt der Wechsel von der Thermometeraufstellung im Jalousiegehäuse zur Aufstellung in der Wild'schen Hütte im Nordosten des Observatoriums. Die Hütte steht im Sommer im Schatten hoher Bäume.
- Im August 1904 gönnt sich die zuverlässige Beobachterin Elise Scheidegger einen dreiwöchigen Urlaub. Es ist ihre erste längere Abwesenheit seit 1895. Sie wird während ihres Urlaubes durch einen Assistenten vertreten.
- Am 1. November 1904 wird das Thermometergerät ersetzt.
- Während den Kriegswirren im ersten Weltkrieg ist die Beobachtertätigkeit immer wieder beeinträchtigt, indem sich z. B. die Übermittlung von Telegrammen verzögert. Die Stationsgeschichte verschweigt jedoch nicht, dass Forster schon Jahre zuvor und auch in den nachfolgenden Jahren regelmässig aufgefordert werden musste, fällige Monatstabellen und Jahresübersichten an die Zentralanstalt in Zürich zu schicken.
- Am 17. November 1919 tritt Anna Knaus als meteorologische Assistentin dem Beobachtungsdienst bei. Im Dezember 1919 wird sie die Nachfolgerin der in diesem Monat verstorbenen Elise Scheidegger. Anna Knaus nimmt über zwei Jahrzehnte, bis 1940, die meteorologischen Beobachtungen vor (vgl. SCANDOLA [71, 1984]).
- Am 20. Juni 1920 wird das Maximumthermometer ausgewechselt.
- Am 18. November 1924 wird erneut das Maximumthermometer ausgewechselt.
- Am 5. Juli 1926 stirbt der herzkranke Direktor Forster nach langer, schwerer Krankheit. Sein Nachfolger, Prof. Dr. Heinrich 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 (vgl. WANNER [85, 1988]).
- Im Herbst 1927 weilt Anna Knaus erstmals in den Ferien, und zwar für fünf Wochen.
- Im Spätsommer/Herbst 1929 ist Anna Knaus ein weiteres Mal während fünf Wochen ferienhalber abwesend.
- Im Herbst 1929 wird das Gebäude des tellurischen Observatoriums einer Aussenrenovation unterzogen.

- 1930 wird die Station in den zentraleuropäischen synoptischen Dienst integriert. Die Beobachtertätigkeit wird entsprechend erweitert.
- Im August 1932 bleibt Anna Knaus dem Observatorium ferienhalber fern.
- Im Winter 1935/36 wird ein Gehäuse an der Nordwestfassade des Observatoriums nur für die Winterablesungen installiert. Die Hausaufstellung bleibt bis im Winter 1955/56 in Betrieb.
- Ende März 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. Sie soll jedoch 1944 als Luftschuttsoldatin rekrutiert werden, was allerdings die vollständige Aufzeichnung der meteorologischen Daten gefährden würde. Das bewilligte Dispensationsgesuch erspart ihr schliesslich den Militärdienst.
- Direktor Greinacher berichtet im Sommer 1946, dass der Ferienstellvertreter die Wetterbeobachtungen schlecht ausführt. Die vom Stellvertreter gemessenen und beobachteten Daten müssen deshalb grösstenteils überprüft und korrigiert werden.
- Seit dem 1. Mai 1950 führt Klara Gygax die Synop-Beobachtungen aus.
- Vom 4. Juli bis 10. Juli 1950 wird das Maximumthermometer repariert. Während diesen Tagen steht ein Ersatzinstrument im Einsatz.
- Am 31. März 1952 tritt Heinrich Greinacher als Direktor des tellurischen Observatoriums zurück. Prof. Max Schürer übernimmt die Leitung des Observatoriums.
- Mit Einführung des 24-Stunden-Betriebes werden 1953 zwei voll besoldete Beobachter (Robert Lehmann und Samuel Rötliberger) in den Dienst aufgenommen, die aber erst im Dezember 1957 in Zürich meteorologisch ausgebildet, d. h. instruiert werden.
- Seit dem 16. September 1954 amtet V. Rötliberger als Stellvertreterin von Klara Gygax sowie als Aushilfe.
- 1956 wird die Winteraufstellung für die Temperaturmessungen aufgegeben.
- Vom 25. Februar 1957 an resultieren die Synop-Daten aus Messungen in einer englischen Hütte (*Stevenson screen*). Seit dem 18. September desselben Jahres werden auch die Terminmessungen in einer englischen Hütte realisiert.
- Am 24. September 1958 wird die englische Hütte in den Hof des Geographischen Institutes der Universität Bern am Falkenplatz verlegt. Der neue Standort ist ca. 100 Meter vom alten entfernt und liegt niveaumässig drei Meter tiefer. Die erste Temperaturmessung am neuen Standort erfolgt um 12 Uhr 30 Mitteleuropäischer Zeit (MEZ) desselben Tages. Der Grund für die Verlegung der Hütte ist der, dass das tellurische Observatorium abgebrochen wird, weil es einem Neubau weichen muss, dem sogenannten Institut für exakte Wissenschaften (ExWi).

- Am 10. November 1958 demissioniert die bisherigen Sekretärin und Beobachterin Klara Gygax. Neben den beiden bisherigen Beobachtern Robert Lehmann und Samuel Rötliberger werden zwei Assistenten neu in die Beobachtungstätigkeit eingeführt, so dass der Ablösungsdienst jetzt geringere Schwierigkeiten macht. Anfänglich passieren wohl einige Fehlmeldungen, die mit neuen Beobachtern unvermeidlich sind.
- Am 31. August 1959 wird die englische Hütte neu gestrichen.
- Gegen Ende der Bauarbeiten am Institut für exakte Wissenschaften an der Sidlerstrasse 5, am 29. Dezember 1961, wird die englische Hütte an die Südecke desselben Institutes verlegt. Gegenüber der alten Aufstellung beim tellurischen Observatorium liegt der neue Standort ca. vier Meter tiefer und 60 Meter südlicher. Die erste Ablesung am neuen Standort datiert vom 29. Dezember 1961 um 18 Uhr 30 MEZ.
- Im Jahr 1964 wird die Station, was den synoptischen Dienst betrifft, durch die Station Payerne abgelöst.
- Am 18. November 1970 um 14 Uhr MEZ wird erneut eine Verlegung der englischen Hütte vorgenommen, und zwar in den Garten des alten romanischen Seminars an der Sidlerstrasse 4.
- Auf den 1. Januar 1971 hin wechseln die drei Terminablesungen von 7 Uhr 30 auf 6 Uhr 45, von 13 Uhr 30 auf 12 Uhr 45 und von 21 Uhr 30 auf 18 Uhr 45 (MEZ). Das Beobacherteam setzt sich neu aus Paul Wild, Wilhelmine Burgat und Gerhard Beutler zusammen.
- Am 23. Oktober 1975 erfolgt wiederum eine Verlegung der englischen Hütte zurück vor das Institut für Exakte Wissenschaften auf der Uniterrasse. Der neue Standort befindet sich in der Nähe der früheren Aufstellung von Ende 1961 bis November 1970. Er ist allerdings alles andere als ideal, steht doch die englische Hütte ziemlich genau im Abluftkanal der Ventilation der unterirdischen Autoeinstellhalle des Bahnhofparkings Bern.
- Die SMA plant wegen den schlechten Messbedingungen auf der Uniterrasse eine vollständig neue automatische Station mit bundeseigener Betreuung. Im März 1977 wird in Bern-Liebefeld (Koordinaten 598.610/197.470/565, 46° 56' N, 7° 25' E) eine ANETZ-Station aufgebaut und in Betrieb genommen. Die Temperaturmessungen basieren auf einem ventilierten Thermometer VHT (vgl. Kapitel 2.1.2). Am 1. Januar 1978 löst die automatische Station in Bern-Liebefeld die konventionelle Station auf der Grossen Schanze ab.
- Ende Juni 1978 werden die Messungen auf der Grossen Schanze eingestellt und die Station dem Geographischen Institut der Universität Bern überlassen (vgl. WANNER [85, 1988]).
- Am 5. September 1989 erfolgt eine Modifikation am ventilierten Thermometer VHT, indem der Thermistorfühler mit Lack beschichtet wird.

8.2 Station Genf

Die Genfer Temperaturreihe zählt zu den ältesten Messreihen der Schweiz. Sie ist stationengeschichtlich sehr gut dokumentiert. Wie in Bern sind es auch in Genf anfänglich Astronomen, die sich der Meteorologie widmen. Die Temperaturreihe von 1864 bis 1990 ist lediglich von einer bedeutenden Stationsverschiebung betroffen. Offiziell setzen ab 1962 nämlich die meteorologischen Erhebungen der Flughafenstation Genève-Cointrin diejenigen des 1967 abgerissenen *Observatoire de Genève* 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 durch ihre Konstanz aus. Rege wissenschaftliche Aktivitäten seitens der Forscher im Observatorium sind durch zahlreiche Veröffentlichungen des Observatoriums in der *Bibliothèque Universelle* belegt. Die Stationsgeschichte ist dementsprechend dicht. Wertvolle Parallelmessungen in Phasen markanter Änderungen erleichtern zudem die Homogenisierungsarbeiten wesentlich. Der ehemalige Stationsstandort liegt am Ausfluss der *Rhône* aus dem Genfersee, im Schnittpunkt zweier konvergierender Täler: das Tal der *Rhône* mit dem Genfersee im Nordosten und das breite Tal der *Arve*, das in Richtung zum *Mont Blanc* aufsteigt. Kurz unterhalb Genf durchbricht die *Rhône* die Bergketten des Jura. Im Süden tritt der Hügelzug *Grand Salève* nahe an die Stadt heran, während im Nordwesten der *Crêt de la Neige* des Jura den Abschluss bildet. Die Koordinaten der Stadtstation 1836–1966 lauten: 500.720/117.300/405 (46° 12' N, 6° 09' E).

Wiederum sind bezüglich der Temperaturmessung die wichtigsten Einträge in den Metadaten im folgenden zusammengestellt:

- In der zweiten Hälfte des 18. Jahrhunderts existieren verschiedene Temperaturmessreihen, die sich z. T. im 19. Jahrhundert fortsetzten: 1768–1800 in der Innenstadt, von 1772 an beim Genfer Observatorium, 1799–1821 im alten botanischen Garten im Südwesten der Stadt, 1822–1825 im neuen botanischen Garten am Nordufer des Genfersees, 1826–1835 unmittelbar am südwestlichen Stadtrand.
- Ab 1796 sind die meteorologischen Mess- und Beobachtungsreihen des Genfer Observatoriums auf der *Bastion de St. Antoine* zuerst in Veröffentlichungen der *Bibliothèque britannique*, dann der *Bibliothèque Universelle: Résumé Météorologique pour Genève et le Grand Saint-Bernard* zusammengestellt. Ab 1898 werden die Mess- und Beobachtungsreihen ausserdem im Anhang der *Annalen der Meteorologischen Anstalt* publiziert. Der Direktor des Observatoriums von 1790–1819 heisst Marc-Auguste Pictet, sein Vorgänger Jacques-André Mallet (1772–1790).
- 1819 übernimmt Jean-Alfred Gautier die Leitung des Observatoriums von Marc-Auguste Pictet.
- Zwischen 1829 und 1831 wird das vornehmlich der beobachtenden Astronomie dienende neue Genfer Observatorium erbaut. Bezüglich einer Traverse entlang der *Bastion de St. Antoine* liegt das neue Observatorium ca. 70 Meter weiter östlich vom alten Observatorium entfernt. 1836 wird die Messstation vom alten zum neuen Observatorium verlegt. Die Aufstellung der Station ist praktisch identisch mit derjenigen vor 1836. Die Messstation bleibt bis 1966 immer am selben Standort, rund 30 Meter über dem Seespiegel auf einem Hügelzug im Südosten des alten Stadtkerns. Die

Ablesungen an den Instrumenten und die Beobachtungen erfolgen alle zwei Stunden von 6 Uhr bis 22 Uhr. Die Aufstellung des Thermometers entspricht der üblichen französischen Wetterhütte.

- 1839 wechselt die Leitung des Observatoriums von Jean-Alfred Gautier zu Prof. Dr. Emile Plantamour.
- Das Observatorium wird 1879 im Westteil um einen kleinen Anbau erweitert.
- 1882 stirbt Emile Plantamour. Sein Nachfolger, A. Kammermann, wird 1883 von Prof. Dr. Emile Gautier abgelöst.
- Seit dem 1. Dezember 1883 werden die Instrumente und die Beobachtungen alle drei Stunden von 7 Uhr bis 22 Uhr abgelesen beziehungsweise durchgeführt. Am Abend wird ausserdem eine zusätzliche Ablesung beziehungsweise Beobachtung um 21 Uhr Genfer Zeit durchgeführt (Genfer Zeit: MEZ minus 35 Minuten). Damit passt sich der meteorologische Dienst in Genf der schweizerischen Norm an.
- 1889 wechselt das Direktorium von Emile Gautier zu Prof. Dr. Raoul Gautier.
- Im Jahr 1899 beginnt in rund 50 Metern Entfernung, im Südwesten des Observatoriums, der Bau des Museums für Kunst und Geschichte. Die Bautappen erstrecken sich bis ins Jahr 1916.
- Im Herbst 1907 überwirft sich Raoul 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 soll, da es angeblich den Blick auf das architektonisch bedeutsame Museum behindert. 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 ist, und die gewiss hohen finanziellen Aufwendungen für einen Neubau sprechen eindeutig gegen eine Verlegung. Zudem ist eine Standortverschiebung der meteorologischen Beobachtung aus Gründen der Homogenität unbedingt zu vermeiden. 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.
- Die meteorologische Station erhält am 25. September 1911 ein neues Thermometer. Raoul Gautier fragt die meteorologische Zentralanstalt in Zürich an, welche Distanz zwischen dem Thermometer und der Hausmauer eingehalten werden muss.
- Die meteorologische Zentralanstalt in Zürich bestätigt am 13. November 1911 Raoul Gautier, dass sie die Bestellung für neue Thermometer erhalten habe und dass die Sendung mit denselben noch diese Woche nach Genf abgehe.
- Der Astronom Pidoux berichtet in einem Brief, datiert vom 1. Dezember 1912, dass Direktor Gautier stark und der meteorologische Beobachter und Hausmeister Münch sehr schwer erkrankt sind und sich dadurch die Erstellung der Monatstabellen verzögert.

- Der Direktor erholt sich allmählich von seiner Krankheit. Münch hingegen stirbt. Die Witwe übernimmt auf unbestimmte Zeit die Beobachtertätigkeit. In einem Brief an die meteorologische Zentralanstalt in Zürich äussert sich Pidoux skeptisch dazu. Frau Münch mache die Terminbeobachtungen zwar *pro forma*, aber er selber müsse die Einträge täglich kontrollieren. Seine Geringschätzung für den selbstlosen Einsatz der Witwe kommt im Brief deutlich zum Ausdruck. Er schreibt weiter unten nämlich, dass die neuen Registrierapparate gute Dienste leisten, und dass es besser ist, Geräte zu bedienen als das Beobachterpersonal zu überwachen.
- In einem Brief, datiert vom 8. September 1913, teilt J. Vallier der meteorologischen Zentralanstalt in Zürich mit, dass er seine neue Stelle als Wetterbeobachter des *Observatoire* angetreten habe. J. Vallier wird das Amt über 30 Jahre gewissenhaft und sorgfältig ausüben.
- 1921 wird die Thermometerhütte erneuert.
- Im Frühjahr 1929 wird am Flughafen *Genève-Cointrin* eine neue Synop-Beobachtungsstation eingerichtet. Die Koordinaten lauten: 496.620/120.290/423 (46° 14' N, 6° 06' E). Das Datum der Inbetriebnahme der Synop-Station ist der 4. April 1929. Der Flughafen Genève-Cointrin liegt auf einer Terrasse rund fünf Kilometer nordwestlich des Stadtzentrums von Genf, 50 Meter über dem Seespiegel und ca. 20 Meter höher als das Observatorium. Die Betreuung der Synop-Station übernimmt der *Centre de Météorologie de Genève* (CMG).
- Auf Grund der Synop-Beobachtungsstation am Flughafen *Genève-Cointrin* sinkt der Stellenwert der Meteorologie am Observatorium merklich. Die direkten Beobachtungen beschränken sich 1929 nur mehr auf drei Termine pro Tag, und die *Archives des sciences physiques et naturelles* reduzieren die meteorologischen Jahresberichte auf ein Minimum.
- Am 19. April 1931 stirbt der Direktor Raoul Gautier nach über 40jähriger akademischer Tätigkeit im Alter von 77 Jahren. Wiederholt setzte er sich engagiert für das Observatorium ein, wo die drei Wissenschaften Astronomie, Meteorologie und Chronographie untergebracht sind. Der Nachfolger Gautiers ist Prof. Dr. G. Tiercy.
- In einem Brief vom 8. September 1938 an die meteorologische Zentralanstalt in Zürich entschuldigt sich der meteorologische Beobachter J. Vallier besorgt und ergeben für sein erstmaliges Fernbleiben vom meteorologischen Dienst, bedingt durch ein militärisches Aufgebot. Schuld daran ist der Ausbruch des zweiten Weltkrieges, der den Grossteil der wissenschaftlichen Arbeiten am Observatorium zum Erliegen bringt, weil das gesamte Personal vorübergehend zum Militärdienst eingezogen wird. Einzig der Direktor verbleibt auf seinem zivilen Posten.
- Im Frühjahr 1943 stirbt der langjährige treue und zuverlässige meteorologische Beobachter J. Vallier.
- Zwischen 1943 und 1956 herrschen keine idealen Bedingungen für den meteorologischen Dienst am Observatorium. Der neue Hauswart arbeitet nicht mit der notwendigen Sorgfalt und ist unzureichend instruiert. Immer wieder führt der Hauswart

die Ablesungen und Beobachtungen nicht termingerecht durch. Insgesamt dürfte die Datenqualität in dieser Periode allgemein geringer sein als zu Zeiten Valliers. Ausserdem ändert 1951 die Aufstellung der kleinen Thermometer-Jalousiehütte (englisches Modell), wodurch insbesondere für den Morgentermin höhere gemessene Temperaturwerte resultieren.

- 1955 übernimmt M. Golay die Leitung des Observatoriums.
- Vom 1. Februar 1957 an werden die Temperaturen in einer englischen Hütte (*Stevenson screen*) gemessen, die an einem anderen Standort beim Observatorium plaziert ist.
- M. Baumann, der neue Mechaniker, erledigt seit Mitte 1957 zuverlässig den meteorologischen Dienst, womit die relativ unsichere Periode seit dem Ableben Valliers beendet ist.
- Ab 1. Januar 1962 wird die Genfer Klimastation offiziell auf dem Flughafen *Genève-Cointrin* weitergeführt. Die Koordinaten lauten: 497.770/121.760/421 (46° 14' N, 6° 07' E). Am städtischen *Observatoire* führt der meteorologische Dienst den Betrieb bis kurz vor Abbruch des Gebäudes gegen Ende 1967 mit Unterbrüchen und immer längeren Ausfällen weiter.
- Am 27. August 1962 wird eine neue englische Hütte installiert. Die Koordinaten lauten: 498.930/122.720/416 (46° 15' N, 6° 07' E).
- Auf den 1. Januar 1971 hin wechseln die drei Terminablesungen von 7 Uhr 30 auf 6 Uhr 45, von 13 Uhr 30 auf 12 Uhr 45 und von 21 Uhr 30 auf 18 Uhr 45 (MEZ).
- Im März 1979 wird auf dem Flughafen *Genève-Cointrin* (Koordinaten 498.580/122.320/420, 46° 15' N, 6° 08' E) eine ANETZ-Station aufgebaut und in Betrieb genommen. Die Temperaturmessungen basieren auf einem ventilierten Thermometer VHT (vgl. Kapitel 2.1.2). Am 1. Januar 1980 löst die automatische Station die konventionelle Station ab. Die Messungen an der konventionellen Station werden weitergeführt.
- Am 2. Mai 1989 muss das Thermometer VHT ersetzt werden, weil es bis zu 1.6 °C zu tiefe Werte anzeigt.
- Am 29. September 1989 erfolgt eine Modifikation am ventilierten Thermometer VHT, indem der Thermistorfühler mit Lack beschichtet wird.

8.3 Station Grosser St. Bernhard

Die Klimastation auf dem Grossen St. Bernhard ist die am längsten in Betrieb stehende schweizerische Gebirgsstation. Bereits 1817 initialisiert der Genfer Marc-Auguste Pictet die Einrichtung einer Parallelstation zum Genfer Observatorium beim Hospiz auf dem Passübergang über den Zentralkamm der Walliser Alpen. Der Pass verbindet das Wallis mit dem Aostatal. Seit 1817 betreuen die Patres des Benediktinerklosters auf dem Grossen St. Bernhard mit wechselhafter Einsatzbereitschaft die Klimastation, bis 1934 unter der

Leitung des Genfer Observatoriums und ab 1934 unter der direkten Leitung der meteorologischen Zentralanstalt in Zürich. Vor allem dem ehemaligen Direktor des Genfer Observatoriums, Raoul Gautier, ist es zu verdanken, dass einige stationsgeschichtlich relevante Ereignisse in Veröffentlichungen der *Bibliothèque Universelle*, hervorragend dokumentiert sind.

Es folgen stationsgeschichtliche Ereignisse aus den Metadaten, welche für die Temperaturmessung auf dem Grossen St. Bernhard wichtig sind:

- Am 14. September 1817 wird auf die Initiative des Genfers Marc-August Pictet die Klimastation beim Hospiz auf dem Grossen St. Bernhard eingerichtet (Koordinaten 579.200/079.720/2472, 45° 52' N, 7° 10' E). Anfänglich werden zwei Beobachtungen vorgenommen: zum Sonnenaufgang und um 13 Uhr Berner Zeit (Berner Zeit: MEZ minus 30 Minuten). Später, vom 1. Oktober 1836 an, führen die Patres fünf Beobachtungen durch, und vom 1. Januar 1851 sogar alle zwei Stunden von 6 Uhr bis 22 Uhr. Das Thermometer befindet sich in einem Zinkblechgehäuse vor dem Fenster des *chambre du Prieur* im zweiten Stock, an der Nord-Nordostfassade des Hospizgebäudes. Das Gehäuse ist der Morgensonne ausgesetzt, weshalb die Morgentemperaturen im Sommer viel zu hoch sind.
- 1863 wird die Station mit einem neuen Thermometer ausgerüstet.
- Im Frühjahr 1879 erhält der Stationsbetreuer, Pater Bruchez, ein neues Thermometer offeriert.
- Seit dem 1. Dezember 1883 werden die Instrumente und die Beobachtungen alle drei Stunden von 7 Uhr bis 22 Uhr abgelesen beziehungsweise durchgeführt.
- Zu Beginn des Monats Oktober 1900 wird ein neues Thermometerholzgehäuse an der Nord-Nordostfassade vor einem Fenster im dritten Stock des neu erbauten Hospizgebäudes installiert, welches auf der anderen Strassenseite, in nordöstlicher Richtung vom alten Hospiz liegt. Das neue Gehäuse liegt zwar gegenüber demjenigen am alten Standort etwas höher über Meer, aber fast gleich hoch über Grund. Seine Wände sind ähnlich der englischen Hütte aus Holzjalousien, und die Innenseite ist zum Schutz vor einfallenden Schneeflocken mit einem feinmaschigen Drahtgeflecht bezogen. Das Gehäuse selber ist wie am alten Standort durch eine schräge Installation von der Einstrahlung der aufgehenden Sonne geschützt. Es enthält für die Temperaturmessung ein Normalthermometer, ein Minimum- und ein Maximumthermometer sowie ein Registrierthermometer von M. Jules Richard, Paris. Der Grund für den Standortwechsel ist der, dass sich die Thermometermessbedingungen am alten Standort wegen der Rückstrahlung des Sonnenlichtes an der Fassade des neuen Hospizgebäudes verschlechtert haben. Allerdings gibt auch der neue Standort zu gewissen Vorbehalten Anlass: Der Fels erhebt sich steil von der Nord-Nordostfassade des neuen Hospizgebäudes, und am Abend fallen die Sonnenstrahlen direkt auf die schräge Schutzvorrichtung des neuen Gehäuses. Beides zusammen kann zu einem gewissen Aufheizungseffekt führen. Ausserdem lässt sich eine gewisse Rückstrahlung vom gegenüberliegenden Hotel nicht ausschliessen.
- Am 1. Januar 1901 wechselt der Termin der Abendablesung von 22 Uhr 30 zu 21 Uhr 30 (MEZ).

- Am 19. September 1925, im Anschluss an die 13 Uhr 30 (MEZ) Ablesungen und Beobachtungen, erfolgt der Transfer der meteorologischen Station inklusive dem Thermo-/Hygrometergehäuse vom neuen, Ende des 19. Jahrhunderts erbauten Hospiz an die Stelle am ehemaligen Hospiz, an welcher die alte, einfache Station bis 1901 fixiert war. Im Verlauf des Nachmittags vom 19. September wird das Instrumentengehäuse horizontal entlang der Nord-Nordostmauer in östlicher Richtung vor das Fenster des Zimmers vom *M. le Prieur* im zweiten Stock über der Passstrasse und nahe der Kirche verschoben, wo die Ablesungen um 21 Uhr 30 fortgesetzt werden. An diesem Standort, der demjenigen von 1817–1901 sehr ähnlich ist, wird das Gehäuse am nächsten Tag definitiv befestigt. Dieser Standort garantiert im übrigen, dass die Thermometermessungen nicht durch Rückstrahlung gestört werden, verursacht durch die meridional ausgerichtete Fassade des neuen Hospiz. Insgesamt sind die Temperaturmessungen von August bis Oktober 1925 von schlechter Qualität und unvollständig, weil sich die Messbedingungen im August und in der ersten Hälfte vom September 1925 zusehends verschlechtern haben. Ab Oktober 1925 funktionieren die Terminbeobachtungen und die registrierenden Instrumente wieder einwandfrei. Die erwähnte Verschlechterung der Messbedingungen lässt sich indirekt mit dem Ausbau der Passstrasse im Jahr 1925 erklären. Die mit dem Strassenausbau verbundene Automobil- und Reiseverkehrentwicklung auf den *Col du Grand Saint-Bernard* verändern die wirtschaftlichen Lebensbedingungen des Hospiz und damit indirekt auch die wissenschaftlichen Aktivitäten der Patres. Das Tourismusaufkommen führt z. B. zur Umwandlung des Hospiz in ein Hotel im Juli 1925. Die Patres können sich infolgedessen nicht mehr konstant im Zimmer aufhalten, vor dessen Fenster das Instrumentengehäuse mit dem Thermo- und Hygrometer installiert ist, weil dieses durch Gäste beansprucht wird. Dies führt zu Beobachtungslücken. Ausserdem sind die Beobachtungen durch die Patres häufig verunmöglicht, weil sie durch die vielen Gäste zu stark beansprucht werden.
- Die Stationsinspektion vom 28. Juli 1934 ergibt, dass die Abendablesungen und -beobachtungen fälschlicherweise um 21 Uhr statt um 21 Uhr 30 vorgenommen worden sind. Es ist künftig wieder der 21 Uhr 30-Termin einzuhalten. Die Umstellung von 21 Uhr auf 21 Uhr 30 erfolgt allerdings erst am 3. November 1934. Ausserdem sollen die Wetterhütte sowie die Metallteile neu weiss gestrichen werden. Im weiteren sehen sich die Patres gegen die Einwirkungen des Stalles sowie des benachbarten Badezimmers auf die meteorologischen Messungen und Beobachtungen vor.
- Die meteorologische Zentralanstalt in Zürich meldet am 10. Mai 1937, dass sie mit den Temperaturbeobachtungen nicht zufrieden ist. Manchmal fehlen die Terminbeobachtungen, vor allem diejenigen von 21 Uhr 30. Zudem sind die Thermographenaufzeichnungen nicht zufriedenstellend, weil die Bewegung des Aufzeichnungsarms behindert ist.
- Die Wettervorkommnisse vom 8. Februar 1941 zerstören zum Teil das Schutzdach der Instrumentenhütte.
- Der Sturm vom 22. November 1942 beschädigt die Wetterhütte.
- Während der Stationsinspektion vom 17. Juli 1946 wird festgestellt, dass die Thermometerhütte vor dem Fenster des Baderaumes installiert ist. Der Stationsbeobachter

heisst Charles Giroud.

- Am 3. August 1949 wird die Wetterhütte ersetzt.
- Am 1. Oktober 1950 wird die Wetterhütte um 2.6 Meter vom zweiten in den dritten Stock versetzt. Der neue Standort befindet sich genau über der alten Aufstellung und acht Meter über dem Grund.
- Am 9. Juli 1953 wird das Thermometer ersetzt.
- Der Inspektionsbericht vom 14. Juni 1961 hält die Verfärbung der Wetterhütte fest, so dass keine einwandfreien Temperaturmessungen mehr zu erwarten sind. Die an den Aussenwänden schwarz verfärbte Hütte ist offenbar ein nie weiss gestrichenes Eigenfabrikat (ehemaliges Speise- oder Vorratskästchen). Die Instrumentenhütte soll im Verlauf des Sommers neu gestrichen werden.
- Während der Inspektion vom 24. September 1964 wird das Stationsthermometer ersetzt.
- Am 13. September 1965 muss das Drahtgeflecht in der Instrumentenhütte provisorisch repariert werden.
- Am 11. Juli 1967 ist das Kombinationsgerät zur Messung der Lufttemperatur und der Feuchte defekt. Das reparierte Messgerät wird am 8. August 1967 montiert.
- Anlässlich von Renovationsarbeiten am Hospiz wird die Hütte am 26. August 1969 durch Handwerker demontiert und nach den Arbeiten falsch installiert.
- Auf den 1. Januar 1971 hin wird der Abendbeobachtungstermin von 21 Uhr 30 auf 19 Uhr 30 vorverschoben.
- In den 60er Jahren ist die Weiterführung der Klimastation auf dem Grossen St. Bernhard stark gefährdet. Jedes Jahr werden die Beobachtungen während der Winterperiode einer anderen Person anvertraut, was die Kontinuität der Messungen und Beobachtungen nicht gewährt und zu Schwierigkeiten im Zusammenhang mit den Beobachterinstruktionen führt. 1964 kündigt der Prior des Hospiz ausserdem die Einstellung der Beobachtungen an. Die meteorologische Zentralanstalt in Zürich sieht deshalb vor, am Tunneleingang des Grossen St. Bernhard eine neue Station einzurichten und auf dem Pass mittels eines Thermographen und Kontrollablesungen wenigstens die Temperaturreihe zu retten. Nachdem die Errichtung der Tunnelstation 1966 scheitert, unternimmt die Zentralanstalt einen letzten Versuch zur Rettung des normalen Beobachtungsprogrammes. Nach finanziellen Forderungen seitens des Hospiz versucht die Zentralanstalt mit einer jährlichen Zahlungsofferte, die drei normalen Beobachtungen zu retten. Infolge Personalmangel im Hospiz ist allerdings keine wesentliche Verbesserung in der Stationsbetreuung zu erwarten. Erst 1979 wird im Inspektionsbericht die Beobachtertätigkeit als gut bewertet.
- Am 1. Januar 1982 löst die im Herbst 1981 montierte und unter anderem mit einem ventilierten Thermometer VHT (vgl. Kapitel 2.1.2) ausgerüstete ANETZ-Station die konventionelle Station ab. Der Standort bleibt derselbe.

- Am 31. August 1982, 4. Mai 1983, 3. September 1984, 23. Mai 1985 und 1. Oktober 1987 wird jeweils das Thermometer VHT ersetzt.
- Am 27. Juni 1989 erfolgt eine Modifikation am ventilierten Thermometer VHT, indem der Thermistorfühler mit Lack beschichtet wird.

8.4 Station Sitten

Im Vergleich mit den Stationen Bern und Genf sind die Klimabeobachtungen von Sitten insgesamt weniger zufriedenstellend, weil seit Messbeginn meteorologische Laien mit der Stationsbetreuung beauftragt sind. Dadurch ist die Qualität des klimatologischen Datenmaterials und die stationsgeschichtliche Dokumentation nicht immer über alle Zweifel erhaben. Die Temperaturreihe von 1864 bis 1990 resultiert im wesentlichen aus den Beobachtungen des Apothekers Brauns, aus denjenigen der Kapuzinerinnen im *Couvent des Capucins* sowie aus den automatischen Aufzeichnungen auf dem Militärflugplatz.

Relevante stationsgeschichtliche Ereignisse aus den Metadaten sind für die Temperaturmessung in Sitten im folgenden zusammengestellt:

- Im Frühjahr 1864 erfolgt die Ersteinrichtung der Klimastation von Sitten. Die Station steht in nächster Nähe zur Stadt, aber etwas über derselben in einer Höhe von 533 Metern über Meer. Meteorologischer Beobachter ist der Apotheker H. Brauns. Das Thermometer befindet sich in einem Zinkblechgehäuse (vgl. Kapitel 2.1.2). Das Gehäuse selber ist an der Nordwestwand des Hauses von Brauns vor dem Fenster eines ungeheizten Raumes hoch über dem Boden installiert. Das erste Temperaturmessergebnis in den Schwarzen Bänden ist vom 1. April 1864 datiert.
- Auf den 1. Dezember 1868 muss die Klimastation verlegt werden, weil der Apotheker Brauns mitsamt den Messinstrumenten in ein Haus am Schlosspark im Nordwesten der Stadt umzieht, auf den von den beiden Hügeln *Tourbillon* und *Valère* gebildeten Schuttkegel. Der Barometer wird in einer Höhe von 539.8 Metern über Meer einivelliert. Das Zinkblechgehäuse ist wiederum an der Nordwesthauswand vor dem Fenster eines ungeheizten Raumes hoch über dem Boden aufgestellt.
- Vom 1. August 1873 bis zum 3. September 1873 steht die Klimastation interimistisch beim städtischen *Bureau des pouts et chaussées*, 540 Meter über Meer.
- Vom 3. auf den 4. September 1873 wird der Stationsstandort erneut gewechselt, und zwar zum etwas nordwärts über der Stadt gelegenen *Couvent des Capucins*. Das Thermometergehäuse ist vier Meter über dem Grund an der Nordseite des Gebäudes vor dem vermutlich nicht immer geschlossenen Fenster eines Korridors befestigt. Die meteorologischen Beobachter sind von nun an Kapuzinerinnen.
- Am 24. Juni 1888 erfolgt die Morgenterminablesung am Thermometer ausnahmsweise erst um 10 Uhr.
- Am 12. Juni 1890 wird die Mittagsterminablesung am Thermometer ausnahmsweise schon um 12 Uhr 30 vorgenommen.

- Weil das Thermometergehäuse verfault ist, muss es am 10. Juli 1894 ersetzt werden.
- Im Verlauf des Jahres 1905 ändert sich die Stationsaufstellung.
- Am 25. August 1909 stellt sich heraus, dass das Thermometergehäuse an der Nordseite über dem Schieferdach vor einem Korridorfenster sofort zu erneuern ist. Das neue Gehäuse inklusive ein neues Thermometer wird am 5. September 1909 an der Nordseite montiert. Pater Alois Wind teilt der meteorologischen Zentralanstalt in Zürich mit, dass an seiner Stelle von nun an Pater Florentin Landolt die meteorologische Station betreut.
- Die meteorologische Zentralanstalt in Zürich bittet Pater Guardian in einem Brief vom 4. Dezember 1911, die Weiterführung der meteorologischen Station Sitten durch ein Mitglied des Klosters zu sichern, da Pater Landolt das Kloster aus gesundheitlichen Gründen verlassen muss. Als einstweiliger Stellvertreter wirkt daraufhin Pater M. Lehherr, der allerdings noch im selben Monat abgelöst wird.
- Am 3. Oktober 1912 übernimmt erfreulicherweise wieder Pater Florentin Landolt die Betreuung der Station.
- Am 5. September 1913 ersetzt Pater Sulpice Crettaz den meteorologischen Beobachter Pater Florentin Landolt, der erneut gezwungen ist, das Kloster aus gesundheitlichen Gründen zu verlassen.
- Während der Stationsinspektion vom 12. September 1915 stellt sich heraus, dass im Hochsommer das Thermometergehäuse schon vor der Morgenablesung von Sonnenstrahlen erfasst werden kann.
- Pater Sulpice Crettaz verlässt um den 11. September 1916 herum das Kloster, nicht ohne vorher seinen Nachfolger Pater Alexis in den meteorologischen Dienst einzuführen.
- Im Januar 1918 kehrt Pater Florentin Landolt ins Kloster zurück, worauf er wiederum den meteorologischen Dienst versieht.
- Vom 8. Juli 1920 bis in den November 1920 wird das Thermometergehäuse wegen baulichen Veränderungen an der Westseite des Klosters zum Leidwesen der meteorologischen Zentralanstalt in Zürich vorübergehend vom zweiten in den dritten Stock versetzt. Das Gehäuse hat immerhin seit 1905 seinen Standort nicht mehr verändert.
- Im Januar 1921 stellt die meteorologische Zentralanstalt in Zürich fest, dass die gemessenen Temperaturen während der vorübergehenden Versetzung in den dritten Stock um ein halbes Grad wärmer sind. Im weiteren ist sie insbesondere mit der neuen Aufstellung im zweiten Stock nicht einverstanden. Sie bittet deshalb Pater Landolt, das Thermometergehäuse wieder in der freien windigen (luftigen) Atmosphäre aufzustellen und ein Schutzblech für das Gehäuse anzubringen. Im Februar erledigt Pater Landolt die Arbeiten zur Verbesserung der Thermometeraufstellung zur vollen Zufriedenheit der meteorologischen Zentralanstalt in Zürich. Das Gehäuse ist vor einem Fenster im zweiten Stock an der Nordwand ca. zehn Meter über dem Grund befestigt.

- Am 9. September 1924 ersucht der meteorologische Beobachter die meteorologische Zentralanstalt, die Abendablesung künftig um 21 Uhr machen zu dürfen, was ihm auch bewilligt wird.
- Am 2. November 1930 wird das Thermometergehäuse näher zur Nordostecke versetzt. Die Ablesung erfolgt durch das Korridorfenster, welches im Winter immer, im Sommer eine halbe Stunde vor der Ablesung geschlossen bleibt. Das Thermometergehäuse wird abends sowie frühmorgens von der Sonne beschienen.
- Pater Florentin Landolt verlässt um den 21. August 1931 herum das Kloster. Sein Nachfolger in der Stationsbetreuung ist Pater Jenni.
- Im August 1939 wechselt der meteorologische Beobachter.
- Auf den 1. Januar 1951 wird im Militärflughafengelände *Sion-Aérodrome* in der Talmitte eine Aero- und Synopstation eingerichtet. Die *Garde Civile* betreut die Station.
- Die Abendablesung beim *Couvent des Capucins* erfolgt vom 26. Juli 1951 an um 21 Uhr 15.
- Die Inspektion vom 15. März 1954 ergibt, dass die Klimastation von Pater Philémon betreut wird.
- Mitte der 60er Jahre ist Pater Müller der Verantwortliche für die Klimastation.
- Auf den 1. Januar 1971 hin wechseln die drei Terminablesungen von 7 Uhr 30 auf 6 Uhr 45, von 13 Uhr 30 auf 12 Uhr 45 und von 21 Uhr 30 auf 18 Uhr 45 (MEZ).
- Am 24. November 1977 wird die ANETZ-Station im Militärflughafengelände *Sion-Aérodrome*, ausserhalb der Stadt, eingerichtet (Koordinaten 592.200/118.625/482, 46° 13' N, 7° 20' E). Das Flugplatzwachtpersonal betreut die automatische Station, die unter anderem mit einem ventilierten Thermometer VHT (vgl. Kapitel 2.1.2) ausgerüstet ist. Am 1. Januar 1978 löst die ANETZ-Station die konventionelle Klimastation beim *Couvent des Capucins* ab.
- Die Kapuzinermonche im *Couvent des Capucins* führen die meteorologischen Beobachtungen noch bis gegen Ende 1978 weiter.
- Am 13. Juli 1989 erfolgt eine Modifikation am ventilierten Thermometer VHT, indem der Thermistorfühler mit Lack beschichtet wird.

Kapitel 9

Resultate der Testevaluation

Der Testevaluation ausgewählter Homogenitätstests liegen die Zeitreihensimulation (-modellierung), das Einbringen von Inhomogenitäten in die simulierte Reihe (Mittelwertversatz: *shift in mean*, Varianzversatz: *shift in variance* und Trend: *linear trend*) sowie die statistische Auswertung zur Quantifizierung der Testqualität zugrunde. Die Zeitreihensimulation basiert einerseits auf einem Markovmodell (Kapitel 5.1) und andererseits auf einem autoregressiven Modell (Kapitel 5.2). Kapitel 5 zeigt bekanntlich, dass beide Modelle angewendet werden dürfen. Insgesamt sind drei Evaluationsrunden durchgeführt worden. Die erste Runde berücksichtigt ein Markovmodell und die zweite sowie dritte Runde ein autoregressives Modell. Ursprünglich sind in den ersten beiden Evaluationsrunden zwei mögliche Arten von Inhomogenitäten, nämlich Mittelwertversatz und Trend, je getrennt ab einer *fixen* Stelle $a_0 = 240$ in simulierten Monatswertreihen Y_i ($i = 1, 2, \dots, 360$) eingebracht. Die daraus resultierenden Ergebnisse sind nur knapp erläutert. In der dritten und interessantesten Evaluationsrunde sind alle drei oben erwähnten Arten von Inhomogenitäten je für sich an einer zufällig mit gleichgewichteter Wahrscheinlichkeit gezogenen Stelle a_0 in simulierten Zeitreihen Y_i ($i = 1, 2, \dots, 720$) eingebracht. Ausserdem sind zwei Tests vorgängig modifiziert und der SNHT (Kapitel 3.2.8) um zwei Varianten (Varianzversatz und Trend) ergänzt worden.

9.1 Zeitreihenmodellierung

Für jede Evaluationsrunde und für jede Art von in die Zeitreihe Y_i eingebrachter Inhomogenität wird ein Satz von je 1000 zu untersuchenden Reihen Y_i und Referenzreihen X_i einmal nach einem Markovmodell und zweimal nach einem AR(1)-Prozess simuliert. Jeder Evaluationsdurchlauf innerhalb einer Runde generiert die erforderlichen Zeitreihen, im folgenden \check{Y}_i und \check{X}_i genannt.

Die empirischen Daten von Y_i und X_i , welche sowohl ins Markovmodell als auch in den AR(1)-Prozess einfließen, sind die überregionalen Temperaturvierermittel, berechnet aus den entsprechenden Monatswerten der Klimastationen Basel, Bern, Genf und Neuenburg (vgl. Kapitel 5.1.2). Im Fall der Reihe Y_i handelt es sich um die monatlichen Mittagsterminwerte 1931–1960 und im Fall der Reihe X_i um die Monatsmittel 1931–1960. Gemäss Kapitel 5 lässt sich nun allerdings Y_i nicht direkt simulieren, sondern indirekt via die

Abweichungen E_i von Y_i zum mittleren Jahresgang 1931–1960 \bar{Y}_{ij} ($j = 1, 2, \dots, 12$). \tilde{Y}_i berechnet sich dann gemäss

$$\tilde{Y}_i = \bar{Y}_{ij} + \tilde{E}_i \quad (9.1)$$

Aus \tilde{Y}_i und $Q_i = Y_i - X_i$ lässt sich dann die Referenzreihe herleiten:

$$\tilde{X}_i = \tilde{Y}_i - \bar{Q}_{ij} + f \cdot Z_i \quad (9.2)$$

mit $Z_i \sim N(0, 1)$ identisch und unabhängig verteilt. Faktor f ist von der bekannten Korrelation zwischen Y und X sowie Standardabweichung s_Q abgeleitet. Für die Markovsimulation beträgt $f = 6$ und für die Simulation mit einem autoregressiven Modell ist $f = 5$. Zur Simulation von \tilde{Y}_i und \tilde{X}_i vgl. Kapitel 5.1.2.3.

9.2 Eingebachte Inhomogenitäten

An jeden Evaluationsdurchlauf sind sechs verschieden starke Eingriffe gekoppelt, welche stufenweise in die Reihe \tilde{Y}_i eingebracht werden. Damit fließen je Art der Inhomogenität effektiv 6000 Zeitreihen in eine Evaluierungsrunde ein. Die Auswirkungen des Eingriffs beginnen ab der Stelle a_0 in \tilde{Y}_i und dauern bis zum letzten Wert in der Reihe Y_i an ($a_0 \in \{61, 62, \dots, n - 60\}$, falls \tilde{Y}_i eine Monatswertreihe, und $a_0 \in \{5, 6, \dots, n - 6\}$, falls \tilde{Y}_i eine Jahreswertreihe ist). Im Fall der eingebrachten Trendinhomogenität werden zwei Fälle unterschieden (9.2.3).

9.2.1 Einfacher Mittelwertversatz (Shift)

Bevor die Reihe \tilde{Y}_i zwecks Detektion der Bruchstelle a_0 den Homogenitätstests zugeführt werden kann, werden ihr sechs verschiedene Versatzstufen überlagert. Genaugenommen erhöhen sich die Werte der simulierten Reihen \tilde{Y}_i ab der Stelle a_0 um einen festen Betrag (Versatz). Die Versatzstufen sind: 0°C , 0.2°C , 0.4°C , 0.6°C , 0.8°C und 1°C .

9.2.2 Einfacher Mittelwert- und Varianzversatz

In einer separaten Evaluationsrunde für eine Variante des *Shift-SNHT* lässt sich in Kombination mit den Mittelwertversatzstufen die Verteilung der Reihenwerte von \tilde{Y}_i verändern, und zwar durch eine stufenweise Modifizierung der Standardabweichung beziehungsweise Varianz der Reihenwerte. Auf eine simulierte Reihe \tilde{Y}_i , in die ab der Stelle a_0 bereits ein einfacher Mittelwertversatz eingebracht ist ($a_0 = 61, 62, \dots, n - 60$), werden zusätzlich ebenfalls ab der Stelle a_0 $N(0, l)$ -verteilte Zufallszahlen überlagert, mit $l \in \{0^\circ\text{C}, 0.3^\circ\text{C}, 0.6^\circ\text{C}, 0.9^\circ\text{C}, 1.2^\circ\text{C}, 1.5^\circ\text{C}\}$. Insgesamt ergeben sich dadurch 36 Kombinationen (sechs Mittelwertversatzstufen mal sechs Varianzversatzstufen) von möglichen Eingriffen in die Zeitreihen \tilde{Y}_i .

9.2.3 Linearer Trend

Ein linearer Trend wird in der Testevaluation auf zwei verschiedene Arten in die Reihe \tilde{Y}_i eingebracht. Einerseits lässt sich die simulierte Reihe \tilde{Y}_i ab der Stelle a_0 bis zum letzten Reihenwert linear anheben (Teil I der Trend-Auswertung). Andererseits wird der lineare Trend (einsetzend ab a_0) in einer zusätzlichen separaten Auswertung der dritten Evaluationsrunde nur bis zu einer zufällig ermittelten Stelle b_0 eingebracht ($b_0 \in \{a_0 + 6, \dots, n - 5\}$), worauf eine zweite stationäre Phase bis zum Ende der Reihe anschliesst (Teil II der Trend-Auswertung). In der ersten und zweiten Evaluationsrunde mit fester Stelle $a_0 = 240$ in der Reihe \tilde{Y}_i sind die linearen Trendüberlagerungen der Reihe \tilde{Y}_i ausnahmsweise in elf Stufen eingebracht. Die jährlichen Zuwachsraten betragen 0°C , 0.05°C , 0.1°C , 0.15°C , 0.2°C , 0.25°C , 0.3°C , 0.35°C , 0.4°C , 0.45°C und 0.5°C . In der dritten Evaluationsrunde reichen, wie in den übrigen Fällen, sechs wesentlich kleinere Stufen aus. Die jährlichen Wachstumsraten sind 0°C , 0.008°C , 0.016°C , 0.024°C , 0.032°C und 0.04°C . Der Grund, weshalb in die ersten beiden Runden recht starke jährliche Zuwachsraten einfließen, ist der, dass jeweils nur ein einziger Trend-Test (Test nach EASTERLING und PETERSON) in die Evaluationsrunde einbezogen ist. Die übrigen Tests sind *Shift*-Tests, die grundsätzlich nicht für die Detektion von Trend-Inhomogenitäten entwickelt wurden. Die Hoffnung, es bestehe für die übrigen Tests wenigstens eine kleine Chance zur annähernden Eruiierung der Stelle a_0 , ab der in die simulierten Reihen Trend-Inhomogenitäten eingebracht sind, erklärt die recht starken jährlichen Zuwachsraten.

9.3 Testqualität

Neben tabellarischen Auswertungen der Evaluationsrunden unterstützen graphische Analysen in Form von Streudiagrammen und Häufigkeitsverteilungen die Beurteilung der Testqualitäten (vgl. z.B. Abbildungen 9.1 und 9.2), indem letztere einen aufschlussreichen Einblick in die statistisch belegte Güte der einzelnen in die Evaluationsrunden einbezogenen Homogenitätstests geben. Dargestellt werden für jeden Test die Abweichungen $a_d - a_0$ bei stufenweise zunehmenden Eingriffen. a_d ist die vom Test detektierte Bruchstelle. Ein positiver Wert bedeutet, dass a_d gemessen an a_0 verspätet erkannt wird, ein negativer Wert, dass a_d zu früh eintritt. Das Wertintervall auf der x -Achse beläuft sich von 1 bis 1000, der Anzahl simulierten Reihen pro Evaluationsrunde und Art der Inhomogenität. Die ausgezogenen Linien in den Streudiagrammen und die gestrichelten Linien in den Häufigkeitsverteilungen markieren den Fall, wenn $a_d - a_0 = 0$. Um die optische Auflösung der Graphiken in vertikaler (y -Achse) und horizontaler (x -Achse) Richtung nicht unnötig zu reduzieren, sind nur die Abweichungen $a_d - a_0$ von maximal ± 180 Monaten beziehungsweise ± 30 Jahre dargestellt.

Graphische Analysen sind in der vorliegenden Arbeit nur für die dritte Evaluationsrunde aufbereitet und dargestellt. Der Grund liegt darin, dass die dritte Evaluationsrunde unter günstigeren Voraussetzungen und Bedingungen durchgeführt werden konnte. Die Längen der simulierten Reihen \tilde{Y}_i betragen 60 Jahre ($i = 1, 2, \dots, 720$) gegenüber 30jährigen simulierten Reihen \tilde{Y}_i in den beiden ersten Evaluationsrunden. Zudem sind in die dritte Runde bezüglich den beiden Testvarianten mit kumulierten Summen (vgl. Kapitel 3.2.9) modifizierte Varianten einbezogen, indem a_d nicht durch den Ort des absoluten Maximums der

Testgrösse, sondern durch den Ort grösster Steigungsänderung in der Kurve der Testgrösse näherungsweise bestimmt wird. Im weiteren lässt sich ein im Frühjahr 1996 veröffentlichter Trend-SNHT sowie eine Variante des *Shift*-SNHT in die Evaluation einbeziehen. Schliesslich, und das ist der wichtigste Grund, wird a_0 in \tilde{Y}_i nicht fest gewählt, sondern zufällig bestimmt.

Einfache Statistiken in Form der erwähnten tabellarischen Auswertungen erfassen ausserdem die Qualitäten der beigezogenen Homogenitätstests. Ein Test wird für gut befunden, wenn er schon bei kleinen Eingriffen kleine Abweichungen $a_d - a_0$ aufweist.

In die Evaluation sind folgende Tests einbezogen (vgl. Kapitel 3.2), wobei nicht in jeder Runde alle Tests berücksichtigt sind:

- Test nach POTTER
- Test nach BUIHAND
- *Shift*-SNHT
- Trend-SNHT
- Test mit kumulierten Summen von Abweichungen CUMSUM
- Test mit kumulierten Summen von Residuen CUMRES
- Test nach EASTERLING und PETERSON (E & P)

9.4 Resultate bei einfacher Shift-Inhomogenität

Tabelle 9.1 gibt sowohl für Markovsimulationen als auch für Simulationen mit einem autoregressiven Modell die Anzahl Fälle an, in denen die verschiedenen Tests a_0 innerhalb einer bestimmten Anzahl Monaten detektieren. Der *Shift*-SNHT entspricht dem 1986 publizierten Testalgorithmus (ALEXANDERSSON [2, 1986]). Die beiden Testvarianten mit kumulierten Summen (Kapitel 3.2.9) bestimmen a_0 durch den Ort des absoluten Maximums der Testgrösse.

Es fällt auf, dass die Tabellenwerte im Fall von Simulationen mit einem autoregressiven Modell generell leicht höher sind als im Fall von Markovsimulationen (abgesehen von der nicht relevanten Versatzstufe 0°C). Vermutlich simuliert das verwendete Markovmodell im Vergleich mit dem AR(1)-Prozess Residuenreihen \tilde{E}_i mit einem unruhigeren Kurvenverlauf, welcher die Tests in der Detektion von a_0 stört.

Der Zeitpunkt eines einfachen Mittelwertversatzes in einer Zeitreihe lässt sich für beide Simulationsmodelle am erfolgversprechendsten mit dem Test nach POTTER bestimmen, gefolgt vom *Shift*-SNHT. Zusammen an dritter Stelle liegen der Test nach BUIHAND, der Test mit kumulierten Summen von Abweichungen und der Test mit kumulierten Summen von Residuen. Bekanntlich ist die Methode der kumulierten Summen von Abweichungen äquivalent zum Test nach BUIHAND (vgl. Kapitel 3.2.9.1). Bei grossen Versatzstufen und kleinem k reagiert der Test mit kumulierten Summen von Residuen besser als der Test mit kumulierten Summen von Abweichungen. Leicht abgeschlagen rangiert der Test nach EASTERLING und PETERSON an letzter Stelle.

Tabelle 9.1: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierte Inhomogenitätsstelle a_d innerhalb einer bestimmten Anzahl Monate von der fixen Bruchstelle $a_0 = 240$ entfernt liegt. Ein Vergleich zwischen Simulationen mit einem AR(1)-Prozess und Markovsimulationen MA (v : Temperaturversatz [$^{\circ}\text{C}$]).

Test	v	Anzahl Fälle in % mit $ a_d - a_0 \leq k$ Monate											
		± 11		± 5		± 3		± 2		± 1		± 0	
		AR	MA	AR	MA	AR	MA	AR	MA	AR	MA	AR	MA
nach POTTER	0	1.8	2.8	1.0	1.5	0.7	1.2	0.4	0.8	0.4	0.8	0.3	0.5
	0.2	33.5	29.0	24.5	22.6	23.7	21.4	23.3	21.1	22.3	19.6	10.9	9.3
	0.4	74.6	69.7	64.2	59.1	62.2	56.5	61.6	55.6	59.2	52.6	29.1	24.9
	0.6	92.4	89.4	87.2	80.3	85.3	78.0	84.7	77.0	82.4	73.3	40.3	34.3
	0.8	98.0	96.3	95.9	91.3	95.0	89.4	94.8	88.6	92.6	85.7	43.1	37.6
	1	99.8	98.8	99.1	96.8	98.4	95.1	98.2	94.7	96.1	92.2	41.8	37.4
nach BUISSHAND	0	8.5	8.7	4.9	5.2	3.7	5.1	2.1	4.7	1.3	3.5	0.0	0.1
	0.2	53.4	48.8	33.9	31.8	33.6	31.6	32.5	30.8	26.4	24.3	3.8	2.9
	0.4	85.8	81.6	59.4	57.2	59.4	56.8	58.9	55.8	50.9	46.8	9.7	8.9
	0.6	96.3	93.5	72.0	70.0	72.0	69.8	71.7	69.0	65.2	61.2	16.3	15.7
	0.8	98.8	97.7	81.0	78.1	81.0	78.1	80.7	77.7	77.1	72.4	27.0	24.4
	1	99.7	98.8	88.6	83.5	88.6	83.5	88.5	83.4	86.8	80.1	37.9	32.2
Shift- SNHT	0	0.1	0.4	0.1	0.2	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0
	0.2	35.2	30.6	24.3	21.1	24.1	20.6	23.1	19.9	18.6	15.1	2.1	2.0
	0.4	85.6	78.9	69.5	62.8	69.3	62.5	67.7	61.2	57.9	47.9	9.0	7.8
	0.6	97.5	94.5	89.7	82.0	89.7	81.6	88.7	80.2	78.5	67.6	15.6	14.4
	0.8	100.0	98.5	97.0	91.2	97.0	91.0	96.4	90.1	88.3	79.7	22.4	22.1
	1	100.0	99.8	99.3	96.5	99.3	96.5	99.0	95.9	93.6	88.5	30.3	29.1
der kumulierten Summen von Abweichungen R_i	0	8.5	9.4	4.9	5.3	3.7	4.6	2.1	2.9	1.3	2.3	0.0	0.1
	0.2	53.4	48.5	33.9	31.5	33.6	31.3	32.5	30.5	26.4	24.2	3.8	2.8
	0.4	85.8	81.6	59.4	57.2	59.4	56.8	58.9	55.8	50.9	46.8	9.7	8.9
	0.6	96.3	93.5	72.0	70.0	72.0	69.8	71.7	69.0	65.2	61.2	16.3	15.7
	0.8	98.8	97.7	81.0	78.1	81.0	78.1	80.7	77.7	77.1	72.4	27.0	24.4
	1	99.7	98.8	88.6	83.5	88.6	83.5	88.5	83.4	86.8	80.1	37.9	32.2
der kumulierten Summen von Residuen ϵ	0	8.3	8.4	4.7	4.8	3.4	3.7	1.8	2.3	1.8	2.0	0.9	0.9
	0.2	39.9	37.6	29.6	29.0	28.4	27.1	28.0	26.8	27.0	25.1	13.5	12.5
	0.4	70.0	68.6	58.3	55.9	56.3	53.4	55.7	52.6	53.9	50.1	26.4	24.7
	0.6	84.8	85.1	75.5	74.7	73.2	71.9	73.0	70.8	70.2	68.1	33.2	30.4
	0.8	93.4	92.4	87.7	84.6	85.4	81.9	85.1	80.7	82.0	77.8	34.6	31.1
	1	97.5	96.0	94.1	90.1	92.5	88.3	92.2	87.6	89.0	84.9	30.0	30.7
nach EASTERLING und PETERSON	0	2.2	4.5	1.0	2.5	0.8	2.2	0.3	2.2	0.2	1.9	0.0	0.6
	0.2	15.4	8.6	11.5	6.2	11.5	5.8	11.4	5.6	8.2	5.2	0.9	2.0
	0.4	63.2	23.7	54.6	19.8	54.4	18.3	53.3	17.0	45.9	15.4	7.1	5.1
	0.6	93.6	54.2	85.7	49.4	85.7	46.3	84.5	40.8	74.4	33.6	14.6	9.6
	0.8	99.4	82.2	96.2	77.8	96.2	73.6	95.4	65.2	87.1	50.6	20.9	13.2
	1	100.0	94.1	99.0	91.9	99.0	89.1	98.5	80.6	92.6	60.1	27.8	14.4

Im Zusammenhang mit der Anwendung von Homogenitätstests stellt sich manchmal das Problem der Referenzreihe. Es kann der Fall eintreten, dass keine Referenzreihe oder zumindest keine homogene Referenzreihe verfügbar ist. Aus diesem Grund ist in der ersten und zweiten Evaluationsrunde nicht nur die simulierte Reihe \tilde{X}_i , sondern auch der mittlere Jahresgang von \tilde{Y}_i , nämlich \bar{Y}_{ij} , als Referenzreihe berücksichtigt. Stellvertretend für das Resultat dieser Untersuchung listet Tabelle 9.2 analog Tabelle 9.1 die Anzahl Fälle in % mit $|a_d - a_0| \leq k$ Monate auf. Die Resultate, welche aus der Evaluation mit \bar{Y}_{ij} als Referenzreihe herrühren, vermögen in keiner Art und Weise diejenigen aus der Evaluation mit \tilde{X}_i als Referenzreihe zu konkurrenzieren.

Tabelle 9.2: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierte Inhomogenitätsstelle a_d innerhalb einer bestimmten Anzahl Monate von der fixen Bruchstelle $a_0 = 240$ entfernt liegt. Ein Vergleich zwischen zwei verschiedenen Referenzreihen \tilde{X}_i und \bar{Y}_{ij} aus Simulationen mit einem AR(1)-Prozesses (v : Temperaturversatz [$^{\circ}\text{C}$]).

Test	v	Anzahl Fälle in % mit $ a_d - a_0 \leq k$ Monate											
		± 11		± 5		± 3		± 2		± 1		± 0	
		\tilde{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\tilde{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\tilde{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\tilde{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\tilde{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\tilde{X}_i	\bar{Y}_{ij}
nach POTTER	0	1.8	3.4	1.0	1.1	0.7	0.9	0.4	0.4	0.4	0.4	0.3	0.2
	0.2	33.5	5.8	24.5	2.5	23.7	1.9	23.3	1.2	22.3	0.7	10.9	0.2
	0.4	74.6	13.5	64.2	6.6	62.2	4.7	61.6	3.3	59.2	1.9	29.1	0.3
	0.6	92.4	26.6	87.2	16.0	85.3	12.2	84.7	9.2	82.4	6.0	40.3	1.4
	0.8	98.0	41.2	95.9	26.7	95.0	21.1	94.8	16.4	92.6	10.7	43.1	3.1
	1	99.8	54.0	99.1	36.1	98.4	28.3	98.2	22.2	96.1	14.9	41.8	4.0
nach BUISHAND	0	8.5	9.1	4.9	4.6	3.7	3.0	2.1	1.7	1.3	1.1	0.0	0.1
	0.2	53.4	12.4	33.9	5.8	33.6	4.3	32.5	3.0	26.4	1.4	3.8	0.3
	0.4	85.8	23.3	59.4	12.6	59.4	9.7	58.9	6.7	50.9	4.0	9.7	0.9
	0.6	96.3	34.8	72.0	20.6	72.0	15.6	71.7	11.4	65.2	7.4	16.3	2.2
	0.8	98.8	45.0	81.0	29.2	81.0	22.5	80.7	17.5	77.1	11.3	27.0	3.3
	1	99.7	54.1	88.6	36.9	88.6	28.2	88.5	21.9	86.8	14.3	37.9	4.1
Shift- SNHT	0	0.1	3.6	0.1	1.2	0.1	1.0	0.1	0.4	0.1	0.4	0.0	0.2
	0.2	35.2	6.0	24.3	2.6	24.1	2.0	23.1	1.2	18.6	0.7	2.1	0.2
	0.4	85.6	14.1	69.5	7.1	69.3	5.2	67.7	3.7	57.9	2.2	9.0	0.4
	0.6	97.5	27.2	89.7	16.4	89.7	12.6	88.7	9.6	78.5	6.2	15.6	1.5
	0.8	100.0	41.5	97.0	26.7	97.0	21.1	96.4	16.6	88.3	10.9	22.4	3.1
	1	100.0	54.2	99.3	36.2	99.3	28.3	99.0	22.2	93.6	14.9	30.3	4.0
der kumulierten Summen von Abweichungen R_i	0	8.5	9.1	4.9	4.6	3.7	3.0	2.1	1.7	1.3	1.1	0.0	0.1
	0.2	53.4	12.4	33.9	5.8	33.6	4.3	32.5	3.0	26.4	1.4	3.8	0.3
	0.4	85.8	23.3	59.4	12.6	59.4	9.7	58.9	6.7	50.9	4.0	9.7	0.9
	0.6	96.3	34.8	72.0	20.6	72.0	15.6	71.7	11.4	65.2	7.4	16.3	2.2
	0.8	98.8	45.0	81.0	29.2	81.0	22.5	80.7	17.5	77.1	11.3	27.0	3.3
	1	99.7	54.1	88.6	36.9	88.6	28.2	88.5	21.9	86.8	14.3	37.9	4.1
der kumulierten Summen von Residuen ε	0	8.3	9.1	4.7	4.6	3.4	3.0	1.8	1.7	1.8	1.1	0.9	0.1
	0.2	39.9	12.4	29.6	5.8	28.4	4.3	28.0	3.0	27.0	1.4	13.5	0.3
	0.4	70.0	23.3	58.3	12.6	56.3	9.7	55.7	6.7	53.9	4.0	26.4	0.9
	0.6	84.8	34.8	75.5	20.6	73.2	15.6	73.0	11.4	70.2	7.4	33.2	2.2
	0.8	93.4	45.0	87.7	29.2	85.4	22.5	85.1	17.5	82.0	11.3	34.6	3.3
	1	97.5	54.1	94.1	36.9	92.5	28.2	92.2	21.9	89.0	14.3	30.0	4.1
nach EASTERLING und PETERSON	0	2.2	4.8	1.0	1.7	0.8	1.0	0.3	0.6	0.2	0.4	0.0	0.1
	0.2	15.4	5.1	11.5	2.5	11.5	1.4	11.4	1.0	8.2	0.7	0.9	0.2
	0.4	63.2	7.9	54.6	4.4	54.4	3.3	53.3	2.7	45.9	1.9	7.1	0.3
	0.6	93.6	13.1	85.7	7.9	85.7	5.8	84.5	4.6	74.4	2.9	14.6	0.4
	0.8	99.4	20.7	96.2	13.4	96.2	10.0	95.4	7.8	87.1	5.4	20.9	1.2
	1	100.0	30.0	99.0	20.8	99.0	15.6	98.5	12.3	92.6	8.3	27.8	1.9

Die dritte Evaluationsrunde simuliert 1000 zu untersuchende 60jährige Monatswertreihen Y_i ($i = 1, 2, \dots, 720$) und ebenso viele homogene Referenzreihen mit einem autoregressiven Modell. Anstelle der fixen Bruchstelle $a_0 = 240$ wird nun $a_0 \in \{61, 62, \dots, n - 60\}$ zufällig gezogen. Weiter entspricht der *Shift-SNHT* dem 1996 publizierten Testalgorithmus (ALEXANDERSSON und MOBERG [5, 1996]). Die dritte Änderung gegenüber den beiden ersten Evaluationsrunden betrifft die Testvarianten mit kumulierten Summen (Kapitel 3.2.9). Sie bestimmen a_0 durch den Ort grösster Steigungsänderung in der Kurve der Testgrösse. Damit entsprechen die Resultate des Tests mit kumulierten Summen von Abweichungen nicht mehr dem Test nach BUISSHAND. Tabelle 9.3 fasst die Abweichungen $a_d - a_0$ zusammen.

Tabelle 9.3: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierte Inhomogenitätsstelle a_d innerhalb einer bestimmten Anzahl Monate von der Bruchstelle a_0 entfernt liegt. Simulationen mit einem AR(1)-Prozess (v : Temperaturversatz [$^{\circ}\text{C}$]).

Test	v	Anzahl Fälle in % mit $ a_d - a_0 \leq k$ Monate							
		± 23	± 17	± 11	± 5	± 3	± 2	± 1	± 0
nach POTTER	0	2.0	1.4	1.1	0.6	0.1	0.1	0.0	0.0
	0.2	58.0	50.4	40.3	23.7	16.7	12.0	8.2	2.7
	0.4	93.8	88.2	79.0	56.7	43.0	34.2	25.1	10.9
	0.6	99.3	98.0	95.1	79.3	63.4	51.7	39.3	19.9
	0.8	100.0	99.8	98.9	89.4	76.4	65.3	52.2	30.0
	1	100.0	100.0	100.0	95.2	85.4	76.5	63.1	40.5
nach BUISSHAND	0	8.4	6.2	4.4	2.4	1.5	1.2	0.6	0.1
	0.2	61.6	53.2	42.6	26.8	18.6	14.7	8.5	3.5
	0.4	84.7	79.2	71.2	52.2	35.7	29.3	18.9	7.3
	0.6	93.4	89.7	84.8	64.6	45.8	37.7	24.9	11.5
	0.8	96.8	94.0	90.6	72.8	53.3	44.0	31.0	16.3
	1	97.9	96.2	93.9	77.7	58.2	48.8	36.0	20.1
<i>Shift-SNHT</i>	0	0.5	0.4	0.3	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.2	61.5	53.6	44.0	30.6	20.2	15.8	9.2	3.2
	0.4	96.6	93.0	86.6	65.2	45.1	36.8	23.3	9.0
	0.6	99.8	99.2	97.2	79.5	58.1	47.2	32.3	14.6
	0.8	100.0	99.9	99.8	87.6	65.4	54.3	37.3	18.8
	1	100.0	100.0	100.0	91.4	70.2	59.0	42.3	22.3
der kumulierten Summen von Abweichungen R_i	0	8.1	6.3	4.8	2.3	1.3	0.8	0.4	0.1
	0.2	14.9	13.7	12.2	9.0	5.6	4.1	2.0	0.6
	0.4	47.4	46.2	44.8	39.2	30.7	22.4	13.4	5.0
	0.6	81.7	81.1	80.3	74.5	60.0	47.6	28.7	11.5
	0.8	97.1	97.0	96.5	93.6	83.2	68.7	43.0	17.0
	1	99.8	99.8	99.8	98.7	91.7	80.5	54.9	20.3
der kumulierten Summen von Residuen ϵ	0	7.7	5.5	3.9	2.0	1.3	0.7	0.4	0.2
	0.2	13.3	11.5	10.1	7.1	4.5	3.4	1.6	0.8
	0.4	34.5	33.3	32.0	26.4	19.3	14.5	9.7	3.3
	0.6	65.3	64.5	63.4	57.8	43.6	33.6	22.5	8.1
	0.8	89.0	88.6	87.7	83.2	68.4	53.0	35.0	12.8
	1	97.8	97.5	97.3	94.7	84.9	68.8	45.6	16.7

Über alle Versatzstufen betrachtet, schneiden der Test nach POTTER und der *Shift-SNHT* am besten ab. Unter den berücksichtigten Tests weisen beide jeweils die kleinste Streuung um den Nullpunkt auf, mit Ausnahme der Versatzstufe 1°C . In diesem Fall zeichnet sich der Test mit kumulierten Summen von Abweichungen CUMSUM gegenüber allen anderen Tests aus, was die Identifikation von a_0 betrifft. Aber auch der Test mit kumulierten Summen von Residuen CUMRES beweist bei der grössten Versatzstufe seine Qualität, indem

er a_0 in den meisten Fällen ebenfalls sehr präzise aufdeckt, abgesehen von vereinzelt recht starken Abweichungen. Auffällig ist im weiteren der kleine Unterschied in den Streudiagrammen (Abbildung 9.1) und Häufigkeitsverteilungen (Abbildung 9.2) einerseits zwischen dem Test nach POTTER und dem *Shift*-SNHT sowie andererseits zwischen den Tests mit kumulierten Summen von Abweichungen CUMSUM und von Residuen CUMRES. Einzig der Test nach BUISHAND reagiert individuell. Bei grösseren Versatzstufen ist er eindeutig der schwächste Test. Bei kleineren Versatzstufen setzt er sich gegenüber den beiden Testvarianten mit kumulierten Summen ab, hingegen nicht gegenüber dem Test nach POTTER und dem *Shift*-SNHT.

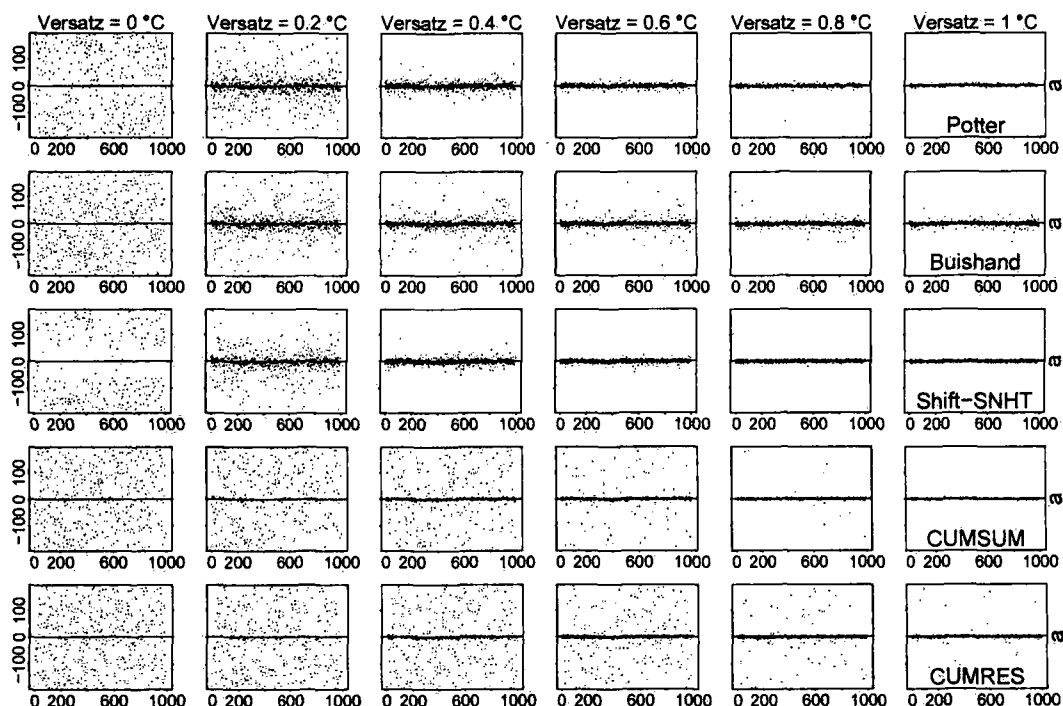


Abbildung 9.1: Streudiagramme der Mittelwertversatzevaluation auf Monatswertbasis. Abweichungen $|a_d - a_0|$ auf der Ordinate in Monaten, Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

Insgesamt eignen sich für den Lufttemperaturparameter auf Monatswertbasis der Test nach POTTER und der *Shift*-SNHT gleichermassen am besten zur Identifikation von a_0 . Beide Tests sind in der Lage, nicht nur beim grössten Versatz (1°C) effizient und sensitiv einen hohen Prozentsatz aller Inhomogenitätsstellen in der näheren Umgebung von a_0 zu lokalisieren (z. B. ± 5 Monate). Im allgemeinen fällt aber kein Test wirklich stark von allen anderen ab. Allerdings gilt es zu beachten, dass die Detektion einer einfachen Mittelwertversatzinhomogenität relativ leicht zu bewerkstelligen ist.

Auf Jahreswertbasis (vgl. Tabelle 9.4 und Abbildung 9.3) erreichen sämtliche Tests

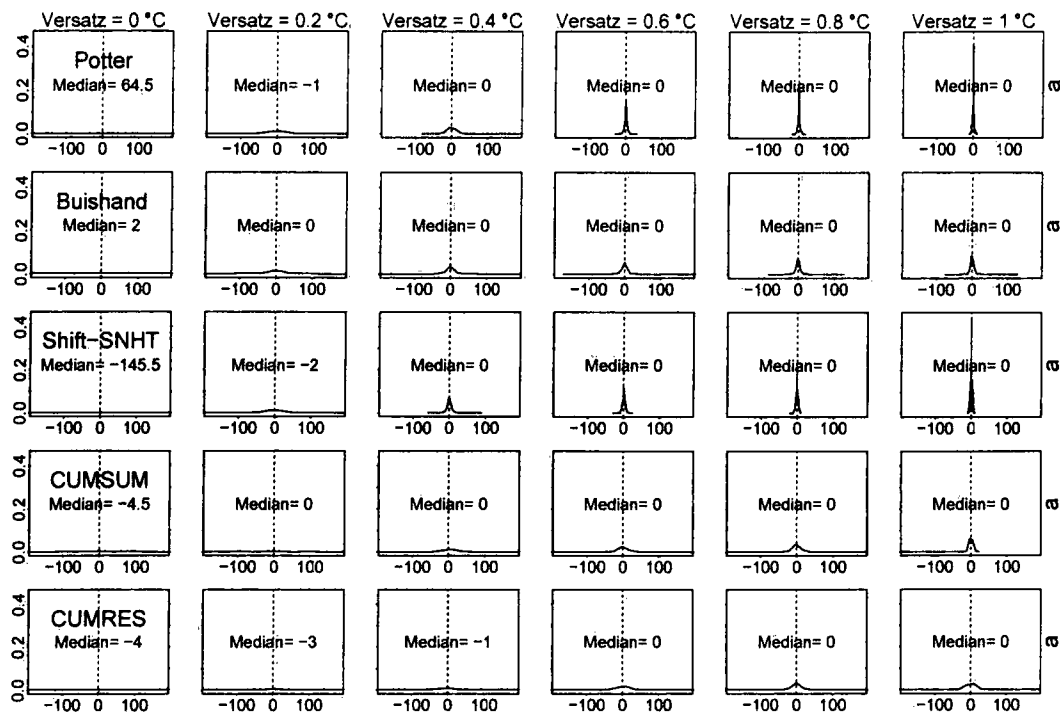


Abbildung 9.2: Häufigkeitsverteilungen der Mittelwertversatzevaluation auf Monatswertbasis. Abweichungen $|a_d - a_0|$ auf der Abszisse in Monaten.

schon ab kleiner Versatzstufe eine mehr (z. B. *Shift-SNHT*) oder weniger (z. B. Test nach *EASTERLING* und *PETERSON*) hohe Quote (50% oder mehr) derjenigen Fälle, wo a_d innerhalb weniger Monate (3) um a_0 liegt. Allerdings streut a_d je nach Test unterschiedlich stark um a_0 . Der Test nach *POTTER*, der *Shift-SNHT* und bei höheren Versätzen auch der Test nach *EASTERLING* und *PETERSON* schneiden diesbezüglich am besten ab. Der Test nach *BUISHAND* und der *Trend-SNHT*, welcher zwei Stellen detektiert, bekunden schon mehr Mühe. a_0 trifft letzterer eher zu früh, b_0 ($b_0 = a_0 + 1$) eher zu spät.

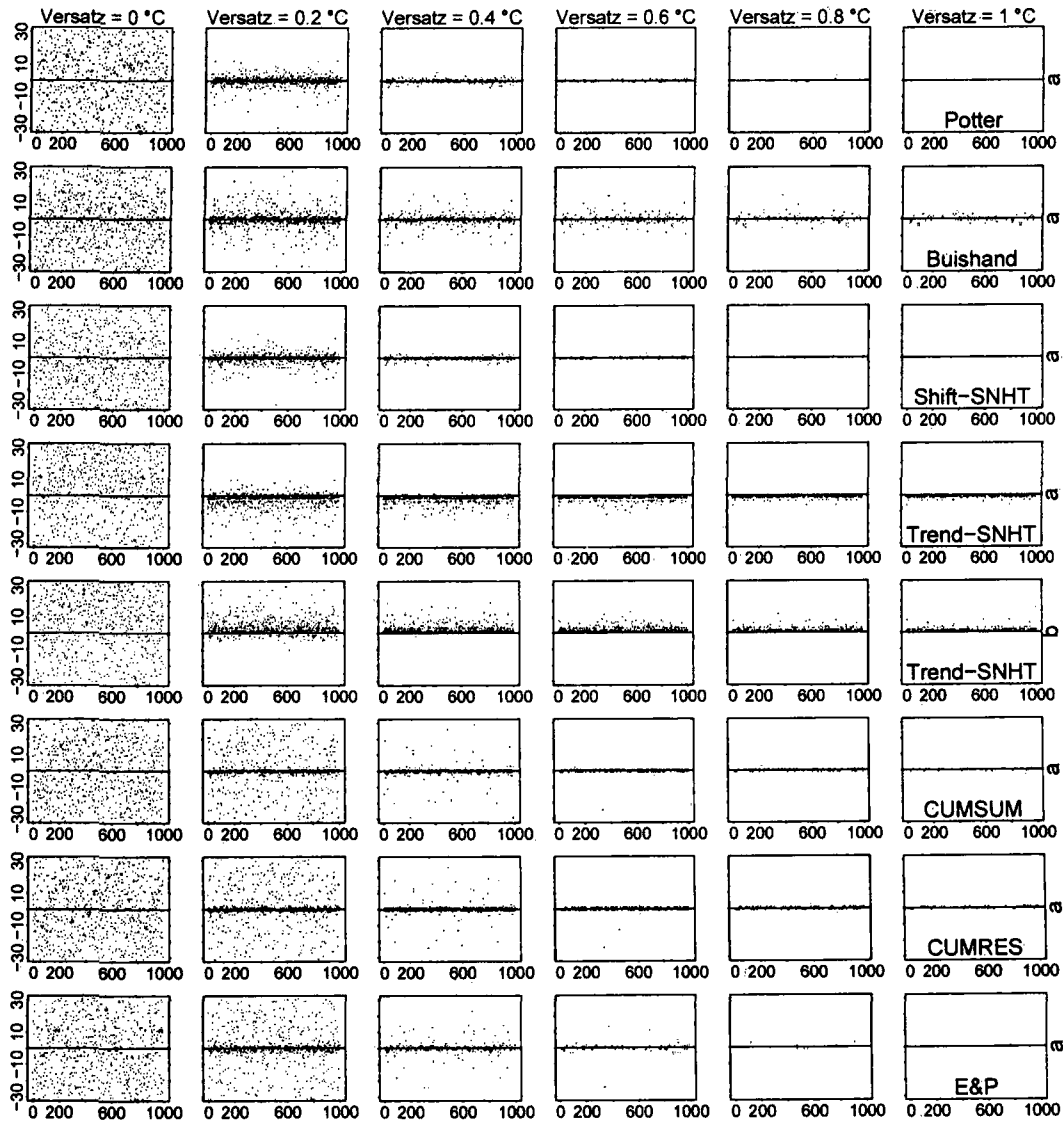


Abbildung 9.3: Streudiagramme der Mittelwertversatzevaluation auf Jahreswertbasis. Abweichungen $|a_d - a_0|$ beziehungsweise $|b_d - b_0|$ auf der Ordinate in Jahren, Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

9.5 Resultate bei einfacher Varianzversatzinhomogenität

Zur Detektion einer Varianzhomogenität eignet sich einzig der *Shift-SNHT3* (vgl. Kapitel 3.2.8.1). Ein Vergleich mit allen anderen Tests ist deshalb nicht sinnvoll. Damit sich die Qualität des *Shift-SNHT3* trotzdem beurteilen lässt, erfolgt die Evaluation zusammen mit dem gebräuchlichen *Shift-SNHT* ebenfalls in der dritten Evaluationsrunde. Die Resultate der Varianzhomogenität in Kombination mit Mittelwertversatz zeigen Tabelle 9.5 sowie Abbildungen 9.4 und 9.5.

Die Interpretation der Resultate in Tabelle 9.5 sowie die Streudiagramme und die Häufigkeitsverteilungen bringen klar zum Ausdruck, dass der *Shift-SNHT3* ein sehr potentes Instrument ist, um sowohl einen Varianz- als auch Mittelwertversatz in einer Reihe zu identifizieren. Insbesondere bei Mittelwertversatz 0°C zeigt sich die Stärke des *Shift-SNHT3* in respektablen Werten, während der gebräuchliche *Shift-SNHT* offensichtlich versagt. Verantwortlich für die unterschiedliche Streuung um den Nullpunkt ist beim *Shift-SNHT* allein die Mittelwertversatzänderung, nicht aber die Varianzversatzänderung. Interessant ist die Feststellung, dass der *Shift-SNHT* bei grösseren Varianzversatzstufen in der Detektion von a_0 stärker gestört wird als bei kleineren Varianzversatzstufen.

Der *Shift-SNHT3* unterscheidet sich bei Mittelwertversatz 0°C , 0.2°C und 0.4°C wesentlich vom *Shift-SNHT*, wie die entsprechenden Streudiagramme und Häufigkeitsverteilungen zeigen. Für diese Stufen offenbart der *Shift-SNHT3* seine Stärke besonders. Vom Mittelwertversatz 0.6°C an wird der Varianzeinfluss vermutlich kleiner, weil sich die Streudiagramme und Häufigkeitsverteilungen insbesondere bei kleineren Varianzversätzen praktisch nicht mehr von denjenigen des *Shift-SNHT* unterscheiden.

Allerdings empfiehlt es sich nicht, im Zusammenhang mit der Homogenitätsprüfung von Temperaturreihen nur den *Shift-SNHT3* anzuwenden. Bei schwachen Mittelwert- und Varianzversätzen schneidet der *Shift-SNHT* nämlich leicht besser ab als der *Shift-SNHT3*.

Tabelle 9.5: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierte Inhomogenitätsstelle a_d innerhalb einer bestimmten Anzahl Monate von der Bruchstelle a_0 entfernt liegt. Simulationen mit einem AR(1)-Prozess (v : Temperaturversatz [$^{\circ}\text{C}$]).

Monate	v	Shift-SNHT						Shift-SNHT3					
		Varianzstufen l [$^{\circ}\text{C}$]											
		0	0.3	0.6	0.9	1.2	1.5	0	0.3	0.6	0.9	1.2	1.5
±23	0	0.3	0.8	0.7	2.3	1.7	2.8	0.5	1.6	32.6	80.3	94.2	97.2
	0.2	61.1	56.2	45.6	34.9	27.4	21.6	40.1	38.3	58.9	83.7	94.9	98.5
	0.4	96.5	95.4	88.5	78.4	68.4	56.4	94.3	92.9	89.6	93.3	96.7	98.6
	0.6	99.9	99.8	98.5	92.8	85.9	79.3	99.8	99.6	98.9	97.5	99.0	99.0
	0.8	100.0	100.0	99.9	98.1	94.9	90.2	100.0	100.0	99.9	99.4	99.2	99.8
	1	100.0	100.0	100.0	99.3	97.8	95.7	100.0	100.0	100.0	99.8	100.0	100.0
±17	0	0.3	0.4	0.6	1.9	1.1	1.7	0.3	1.3	26.5	73.8	91.0	94.9
	0.2	53.3	49.0	39.0	29.1	22.9	19.0	34.2	34.2	51.0	78.1	91.7	96.2
	0.4	92.7	90.3	83.1	71.5	60.5	49.7	90.6	87.2	84.1	89.5	93.7	97.0
	0.6	99.4	98.8	96.9	90.2	80.7	72.9	99.0	98.2	96.5	95.0	97.3	97.6
	0.8	99.9	99.9	99.1	96.0	91.1	84.6	99.9	99.9	99.0	98.1	98.1	98.6
	1	100.0	100.0	99.7	98.2	95.5	92.6	100.0	100.0	99.9	99.5	99.7	99.6
±11	0	0.2	0.2	0.5	1.6	0.8	1.3	0.2	0.9	20.4	63.1	83.3	90.5
	0.2	44.3	40.7	31.4	22.6	19.6	13.8	28.3	27.9	42.5	67.6	84.6	91.1
	0.4	86.1	83.7	73.4	61.3	51.4	41.7	83.8	80.8	74.6	81.5	86.8	93.1
	0.6	97.5	96.0	92.3	83.2	73.2	63.2	97.4	95.1	92.5	90.8	93.5	93.3
	0.8	99.5	99.0	97.2	91.3	85.6	78.1	99.4	99.0	97.1	96.1	94.5	96.5
	1	100.0	99.8	99.0	95.7	91.4	87.4	100.0	99.8	99.2	98.3	98.0	98.1
±5	0	0.1	0.2	0.3	0.7	0.4	0.7	0.1	0.5	12.3	43.7	64.4	75.2
	0.2	27.7	26.1	19.4	13.8	12.1	7.3	17.9	16.6	26.6	47.2	64.6	77.6
	0.4	64.3	60.5	50.0	41.2	33.4	26.1	62.2	58.8	52.9	61.7	68.9	80.3
	0.6	77.0	75.7	69.9	63.1	51.2	42.2	77.2	74.6	73.6	74.2	76.9	81.8
	0.8	85.6	84.2	80.5	71.2	63.4	58.0	85.7	83.9	83.2	81.6	79.6	85.4
	1	90.5	89.8	85.4	80.6	73.2	66.9	90.2	90.2	87.6	87.5	86.7	89.0
±3	0	0.0	0.1	0.2	0.5	0.3	0.2	0.0	0.0	8.8	33.3	50.9	62.1
	0.2	18.6	17.1	13.4	8.7	7.5	4.8	11.7	11.1	19.7	35.0	52.8	64.7
	0.4	45.3	42.2	36.3	27.8	23.3	16.6	43.1	41.6	38.6	46.6	57.8	69.8
	0.6	55.7	54.5	50.9	44.4	37.0	29.7	55.5	53.7	54.5	58.0	63.5	70.2
	0.8	62.2	61.4	58.6	52.3	47.4	42.9	62.3	61.6	62.9	65.5	66.3	74.0
	1	67.8	67.3	64.0	61.7	56.6	50.6	67.9	67.5	67.5	71.1	72.2	78.2
±2	0	0.0	0.1	0.2	0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	5.5	25.7	41.5	52.1
	0.2	14.1	12.8	10.1	6.8	5.8	3.8	8.9	8.2	15.2	27.9	43.1	54.6
	0.4	35.7	33.1	28.4	21.6	18.0	12.0	34.1	32.3	30.4	37.7	48.0	59.3
	0.6	44.0	43.0	39.7	33.3	29.2	22.5	44.3	42.6	42.6	45.9	54.9	61.8
	0.8	49.3	49.6	46.7	41.8	37.4	34.2	49.6	50.2	49.6	54.0	55.8	65.1
	1	55.2	54.0	52.0	50.4	45.2	39.7	55.2	54.7	55.1	61.0	62.7	69.0
±1	0	0.0	0.1	0.2	0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	3.9	17.0	30.1	38.1
	0.2	8.9	8.0	6.4	3.6	3.7	2.6	5.6	5.0	9.5	20.7	30.9	43.1
	0.4	22.6	20.8	18.1	12.7	12.2	7.9	22.6	21.6	21.3	26.1	35.4	45.3
	0.6	29.8	29.2	27.0	22.4	18.9	14.8	30.0	29.6	30.6	33.7	41.4	46.6
	0.8	35.6	35.3	33.4	28.2	26.3	24.2	36.0	35.7	36.4	39.3	44.4	52.3
	1	40.5	39.7	38.1	36.2	32.0	28.4	40.2	40.4	41.5	46.1	49.4	55.9
±0	0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	1.5	7.9	13.7	19.9
	0.2	3.7	3.6	2.0	1.4	1.4	1.3	2.2	2.1	3.7	9.2	15.0	24.0
	0.4	9.2	8.7	8.4	4.8	4.8	3.0	9.7	9.1	9.9	13.8	15.5	23.7
	0.6	14.0	13.2	13.1	9.2	8.7	7.6	14.5	13.9	15.4	17.1	21.7	26.9
	0.8	19.3	18.3	15.9	14.2	12.3	11.4	19.0	18.8	17.7	20.9	25.5	31.8
	1	22.6	21.8	20.5	17.6	16.4	15.8	22.4	22.0	22.9	24.3	29.3	33.0

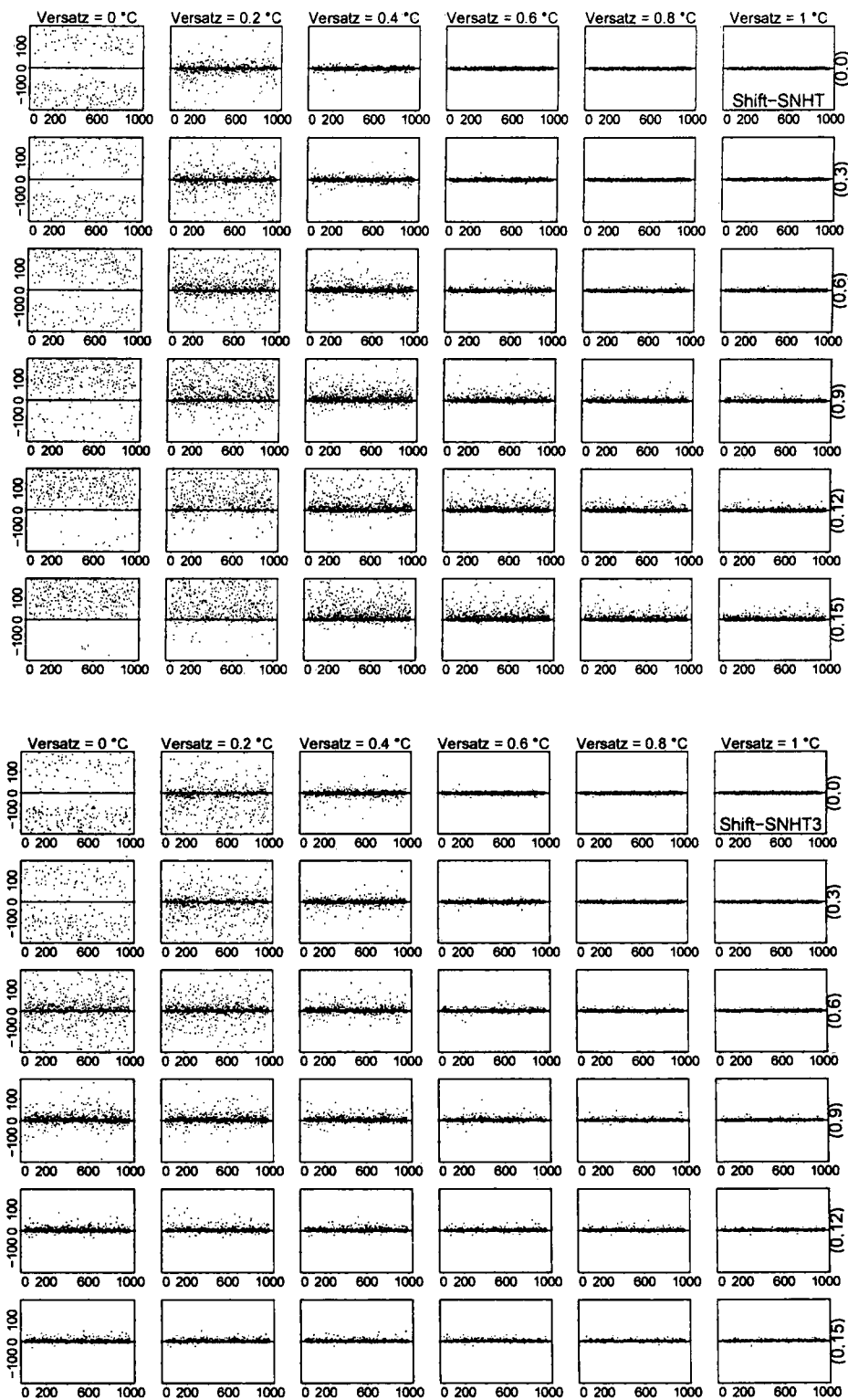


Abbildung 9.4: Streudiagramme der Varianzversatzevaluation. Abweichungen $|a_d - a_0|$ auf der Ordinate in Monaten, Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

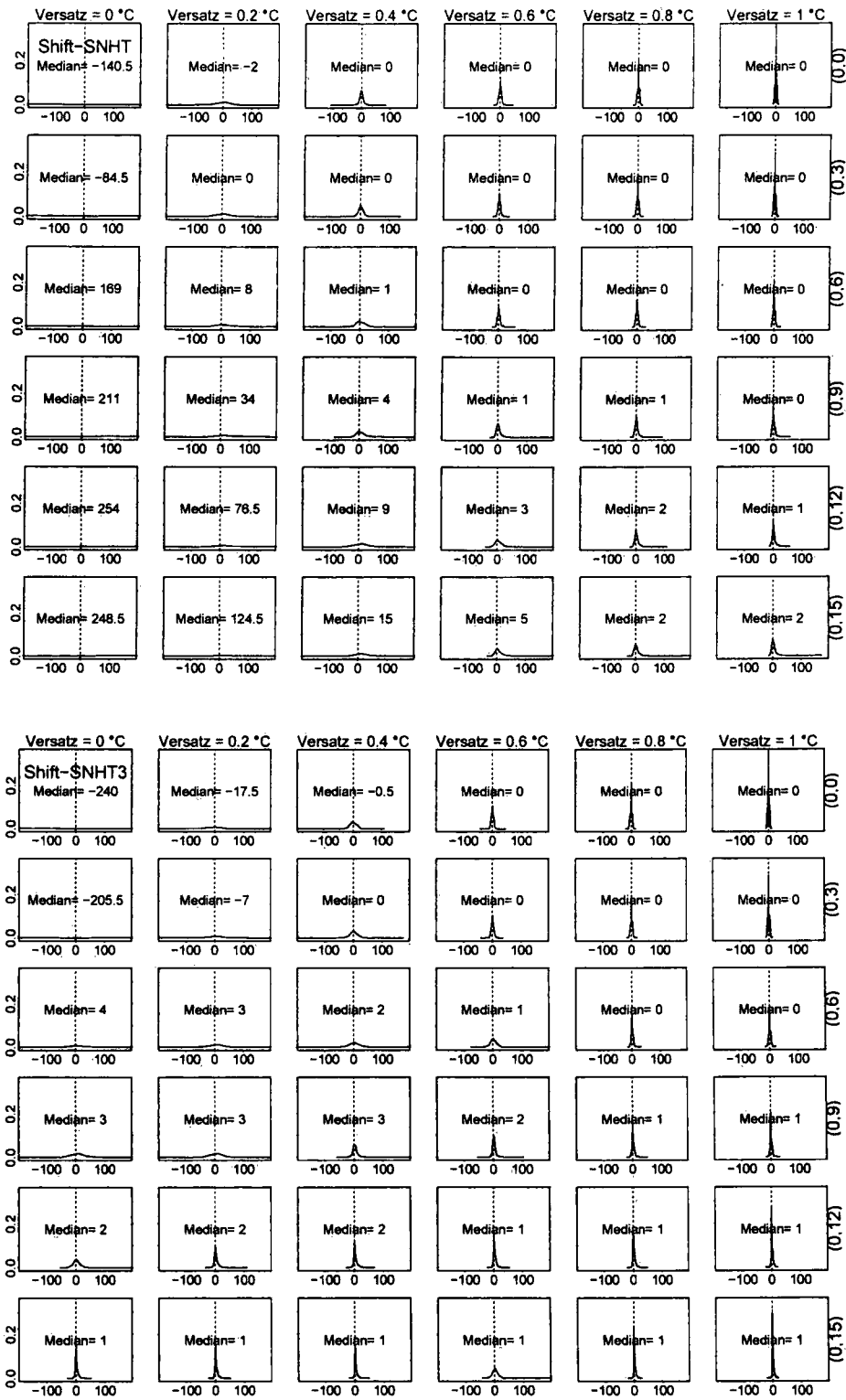


Abbildung 9.5: Häufigkeitsverteilungen der Varianzversatzevaluation. Abweichungen $|a_d - a_0|$ auf der Abszisse in Monaten.

9.6 Resultate bei linearem Trend

Die Tabellen 9.6 und 9.7 basieren auf denselben Grundlagen wie die Tabellen 9.1 und 9.2 in Kapitel 9.4. Die einzigen Unterschiede bestehen darin, dass den 1000 simulierten Reihen \tilde{Y}_i anstelle eines Mittelwertversatzes ein linearer Trend überlagert ist, und dass die Resultate in Tabelle 9.7 auf einem Markovmodell beruhen. Um die Tabellen übersichtlich zu gestalten, sind nur sechs der ursprünglich elf Trendstufen aufgeführt. Wie nicht anders zu erwarten, ist einzig der echte Trendtest nach EASTERLING und PETERSON in der Lage, Trendinhomogenitäten überhaupt festzustellen. Allerdings sind auch die Werte vom Test nach EASTERLING und PETERSON nicht gerade überzeugend. Von den übrigen *Shift*-Tests zeichnen sich im Fall von $t = 0.1^\circ\text{C}/y$ und $t = 0.2^\circ\text{C}/y$ der Test nach BUISSHAND und die Tests der kumulierten Summen gar noch besser aus als der Test nach EASTERLING und PETERSON. Es ist vermutlich nicht empfehlenswert, Trendinhomogenitäten in Temperaturreihen auf Monatswertbasis zu überprüfen, weshalb die dritte Evaluationsrunde auf Jahreswertreihen beruht (vgl. Kapitel 9.6.1 und 9.6.2). Erstaunlicherweise liefern die auf der Basis eines Markovmodells simulierten Temperaturreihen deutlich bessere Resultate als diejenigen, welche auf der Basis eines autoregressiven Modells simuliert sind. Eine Erklärung lässt sich allerdings dafür nicht finden. Für den Test nach EASTERLING und PETERSON können die Ergebnisse mit der Referenzreihe \bar{Y}_{ij} mit denjenigen der Referenzreihe \bar{X}_i nicht Schritt halten (Tabelle 9.7).

Im folgenden werden die Ergebnisse der dritten Evaluationsrunde erläutert. Die Evaluation bezieht sich auf den Test nach EASTERLING und PETERSON (E & P) und den Trend-SNHT sowie auf je 1000 mit einem autoregressiven Modell simulierte Jahreswertreihen \tilde{Y}_i und \tilde{X}_i . Die Ergebnisse in Kapitel 9.6.1 beruhen auf simulierten Reihen, die von einer zufällig gesetzten Stelle a_0 an bis ans Ende der Reihe linear angehoben werden. Die Resultate aus Kapitel 9.6.2 basieren auf simulierten Reihen, in die der lineare Trend (einsetzend bei a_0) nur bis zu einer wiederum zufällig ermittelten Stelle b_0 eingebracht wird, worauf eine zweite stationäre Phase bis zum Ende der Reihe anschliesst.

9.6.1 Auswertung I

Die Resultate der Evaluation bei eingebrachter linearer Trendinhomogenität ab einer gewissen Stelle $a_0 \in \{5, 6, \dots, n - 6\}$ (a_0 zufällige Ziehung) bis ans Ende der Reihe zeigen Tabelle 9.8, die Streudiagramme in Abbildung 9.6 und die Häufigkeitsverteilungen in Abbildung 9.7. Der Test nach EASTERLING und PETERSON schneidet bei jeder Trendstufe eindeutig schlechter ab als der Trend-SNHT. Im Fall des Trend-SNHT konzentriert sich a_d auf jeder Trendstufe viel stärker um a_0 als im Fall des Tests nach EASTERLING und PETERSON. Auffallend ist zudem, dass der Trend-SNHT schon in der zweiten Trendstufe für über 90% aller Fälle a_0 innerhalb von ± 10 Jahren detektiert, während sich a_d im Test nach EASTERLING und PETERSON von Stufe zu Stufe kontinuierlich, aber relativ langsam a_0 nähert.

Tabelle 9.6: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierte Inhomogenitätsstelle a_d innerhalb einer bestimmten Anzahl Monate von der fixen Bruchstelle $a_0 = 240$ entfernt liegt. Ein Vergleich zwischen Simulationen mit einem AR(1)-Prozess und Markovsimulationen MA (t : linearer Temperaturanstieg pro Jahr [$^{\circ}\text{C}/y$]).

Test	t	Anzahl Fälle in % mit $ a_d - a_0 \leq k$ Monate											
		± 11		± 5		± 3		± 2		± 1		± 0	
		AR	MA	AR	MA	AR	MA	AR	MA	AR	MA	AR	MA
nach POTTER	0	2.1	2.3	1.2	1.0	0.7	0.8	0.4	0.7	0.4	0.5	0.1	0.2
	0.1	2.4	3.4	1.5	1.9	1.5	1.4	1.5	1.3	1.4	1.3	0.6	0.6
	0.2	0.1	0.3	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
nach BUISHAND	0	8.0	7.1	3.9	3.3	3.5	3.2	2.0	3.1	1.5	1.9	0.1	0.1
	0.1	16.6	18.0	12.9	13.8	12.9	13.0	12.3	12.1	7.9	7.9	0.1	0.1
	0.2	5.0	7.4	4.9	6.9	4.9	6.5	4.4	5.7	2.4	3.6	0.0	0.2
	0.3	1.4	2.4	1.4	2.4	1.4	2.1	1.3	1.7	0.8	0.9	0.0	0.0
	0.4	0.3	0.7	0.3	0.7	0.3	0.5	0.3	0.3	0.2	0.1	0.0	0.0
	0.5	0.0	0.2	0.0	0.2	0.0	0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
Shift- SNHT	0	0.6	0.6	0.5	0.4	0.5	0.4	0.1	0.3	0.1	0.3	0.0	0.0
	0.1	0.9	1.4	0.8	1.4	0.8	1.4	0.8	1.1	0.6	0.7	0.0	0.1
	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
der kumulierten Summen von Abweichungen R_i	0	8.0	9.5	3.9	4.6	3.5	3.7	2.0	1.9	1.5	1.0	0.1	0.1
	0.1	16.6	18.0	12.9	13.8	12.9	13.0	12.3	12.1	7.9	7.9	0.1	1.0
	0.2	5.0	7.4	4.9	6.9	4.9	6.5	4.4	5.7	2.4	3.6	0.0	0.2
	0.3	1.4	2.4	1.4	2.4	1.4	2.1	1.3	1.7	0.8	0.9	0.0	0.0
	0.4	0.3	0.7	0.3	0.7	0.3	0.5	0.3	0.3	0.2	0.1	0.0	0.0
	0.5	0.0	0.2	0.0	0.2	0.0	0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
der kumulierten Summen von Residuen ϵ	0	8.7	8.3	4.5	4.6	3.0	3.2	1.8	2.2	1.8	1.5	1.0	0.6
	0.1	20.8	22.1	13.6	13.1	13.0	12.0	12.7	11.6	12.1	10.2	5.4	4.6
	0.2	12.1	14.2	5.6	6.8	5.6	5.8	5.6	5.7	4.8	5.4	2.2	2.2
	0.3	6.0	8.4	1.4	2.2	1.4	1.6	1.4	1.5	1.2	1.3	0.5	0.6
	0.4	4.0	5.9	0.3	0.9	0.3	0.4	0.3	0.4	0.2	0.4	0.0	0.3
	0.5	2.6	3.7	0.1	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.1
nach EASTERLING und PETERSON	0	1.9	6.4	1.1	3.6	1.1	3.3	0.6	3.2	0.5	2.8	0.0	1.1
	0.1	6.5	17.1	5.8	10.1	5.5	9.5	3.2	9.3	2.6	8.1	0.0	3.5
	0.2	8.7	30.0	8.4	19.8	7.5	17.5	3.8	17.3	2.8	15.3	0.0	6.5
	0.3	10.1	38.7	10.1	27.0	8.4	23.1	4.2	22.7	2.9	20.2	0.0	8.3
	0.4	12.7	46.0	12.7	34.1	10.3	28.7	4.9	28.3	3.2	24.9	0.0	10.6
	0.5	14.4	51.2	14.4	40.2	11.5	34.4	5.5	34.0	3.9	28.7	0.0	12.2

Tabelle 9.7: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierte Inhomogenitätsstelle a_d innerhalb einer bestimmten Anzahl Monate von der fixen Bruchstelle $a_0 = 240$ entfernt liegt. Ein Vergleich zwischen zwei verschiedenen Referenzreihen \bar{X}_i und \bar{Y}_{ij} aus Markovsimulationen (t : linearer Temperaturanstieg pro Jahr [$^{\circ}\text{C}/y$]).

Test	t	Anzahl Fälle in % mit $ a_d - a_0 \leq k$ Monate											
		± 11		± 5		± 3		± 2		± 1		± 0	
		\bar{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\bar{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\bar{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\bar{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\bar{X}_i	\bar{Y}_{ij}	\bar{X}_i	\bar{Y}_{ij}
nach POTTER	0	2.3	3.5	1.0	1.3	0.8	0.8	0.7	0.6	0.5	0.3	0.2	0.2
	0.1	3.4	7.7	1.9	3.9	1.4	2.7	1.3	2.1	1.3	1.0	0.6	0.2
	0.2	0.3	7.4	0.1	3.0	0.0	2.0	0.0	1.7	0.0	1.0	0.0	0.0
	0.3	0.0	5.1	0.0	1.8	0.0	1.3	0.0	1.0	0.0	0.8	0.0	0.0
	0.4	0.0	2.9	0.0	1.1	0.0	0.6	0.0	0.5	0.0	0.3	0.0	0.0
0.5	0.0	1.4	0.0	0.6	0.0	0.3	0.0	0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	
nach BUISHAND	0	7.1	6.5	3.3	3.1	3.2	2.0	3.1	1.3	1.9	0.9	0.1	0.2
	0.1	18.0	17.5	13.8	8.6	13.0	6.1	12.1	4.0	7.9	2.1	1.0	0.5
	0.2	7.4	23.9	6.9	12.8	6.5	9.4	5.7	6.9	3.6	3.7	0.2	0.8
	0.3	2.4	25.3	2.4	12.3	2.1	8.7	1.7	6.4	0.9	3.9	0.0	0.9
	0.4	0.7	23.8	0.7	10.6	0.5	7.2	0.3	5.3	0.1	3.4	0.0	0.7
0.5	0.2	22.1	0.2	9.3	0.2	6.2	0.1	4.4	0.0	2.9	0.0	0.8	
Shift- SNHT	0	0.6	3.8	0.4	1.5	0.4	1.0	0.3	0.6	0.3	0.3	0.0	0.2
	0.1	1.4	8.0	1.4	4.1	1.4	2.9	1.1	2.3	0.7	1.2	0.1	0.2
	0.2	0.0	7.7	0.0	3.1	0.0	2.1	0.0	1.8	0.0	1.1	0.0	0.0
	0.3	0.0	5.7	0.0	2.1	0.0	1.5	0.0	1.1	0.0	0.8	0.0	0.0
	0.4	0.0	3.0	0.0	1.1	0.0	0.6	0.0	0.5	0.0	0.3	0.0	0.0
0.5	0.0	1.5	0.0	0.6	0.0	0.3	0.0	0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	
der kumulierten Summen von Abweichungen R_i	0	9.5	9.0	4.6	4.0	3.7	2.4	1.9	1.4	1.0	0.8	0.1	0.3
	0.1	18.0	16.9	13.8	8.1	13.0	5.7	12.1	3.8	7.9	2.1	1.0	0.5
	0.2	7.4	23.9	6.9	12.8	6.5	9.4	5.7	6.9	3.6	3.7	0.2	0.8
	0.3	2.4	25.3	2.4	12.3	2.1	8.7	1.7	6.4	0.9	3.9	0.0	0.9
	0.4	0.7	23.8	0.7	10.6	0.5	7.2	0.3	5.3	0.1	3.4	0.0	0.7
0.5	0.2	22.1	0.2	9.3	0.2	6.2	0.1	4.4	0.0	2.9	0.0	0.8	
der kumulierten Summen von Residuen ϵ	0	8.3	9.0	4.6	4.0	3.2	2.4	2.2	1.4	1.5	0.8	0.6	0.3
	0.1	22.1	16.9	13.1	8.1	12.0	5.7	11.6	3.8	10.2	2.1	4.6	0.5
	0.2	14.2	23.9	6.8	12.8	5.8	9.4	5.7	6.9	5.4	3.7	2.2	0.8
	0.3	8.4	25.3	2.2	12.3	1.6	8.7	1.5	6.4	1.3	3.9	0.6	0.9
	0.4	5.9	23.8	0.9	10.6	0.4	7.2	0.4	5.3	0.4	3.4	0.3	0.7
0.5	3.7	22.1	0.3	9.3	0.1	6.2	0.1	4.4	0.1	2.9	0.1	0.8	
nach EASTERLING und PETERSON	0	6.4	7.2	3.6	3.0	3.3	1.7	3.2	1.1	2.8	0.6	1.1	0.3
	0.1	17.1	8.3	10.1	3.9	9.5	2.3	9.3	1.5	8.1	0.9	3.5	0.5
	0.2	30.0	10.9	19.8	4.5	17.5	2.5	17.3	1.7	15.3	0.9	6.5	0.5
	0.3	38.7	15.8	27.0	7.2	23.1	4.3	22.7	3.0	20.2	1.5	8.3	0.6
	0.4	46.0	22.7	34.1	10.7	28.7	6.1	28.3	4.5	24.9	2.4	10.6	0.7
0.5	51.2	27.6	40.2	13.4	34.4	7.3	34.0	5.3	28.7	2.7	12.2	0.7	

Tabelle 9.8: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierte Inhomogenitätsstelle a_d innerhalb einer bestimmten Anzahl Jahre von der Bruchstelle a_0 entfernt liegt. Simulationen mit einem AR(1)-Prozess (t : linearer Temperaturanstieg pro Jahr [$^{\circ}\text{C}/y$]).

Test	t	Anzahl Fälle in % mit $ a_d - a_0 \leq k$ Jahre							
		± 10	± 8	± 5	± 4	± 3	± 2	± 1	± 0
Trend-SNHT	0	23.1	18.9	10.7	8.4	6.0	3.8	1.7	0.6
	0.008	91.0	84.9	66.5	58.0	48.6	36.9	23.5	9.3
	0.016	97.3	95.9	86.6	80.9	71.1	57.3	39.6	14.9
	0.024	98.7	97.9	93.6	90.7	84.2	73.7	53.9	20.4
	0.032	99.6	99.2	97.2	94.8	91.0	84.0	65.3	26.9
	0.04	99.7	99.6	98.3	97.1	93.9	89.3	74.5	32.8
nach EASTERLING und PETERSON	0	29.5	24.9	16.1	13.2	10.0	7.4	4.5	2.2
	0.008	40.4	33.4	21.2	17.2	13.3	9.4	6.2	2.3
	0.016	58.2	50.1	32.5	26.8	19.8	12.5	7.5	2.5
	0.024	74.7	65.2	43.4	35.7	26.7	18.2	10.6	3.3
	0.032	83.8	77.3	55.9	46.1	35.5	24.4	13.6	4.3
	0.04	90.5	86.0	66.6	56.3	43.8	30.4	17.5	5.9

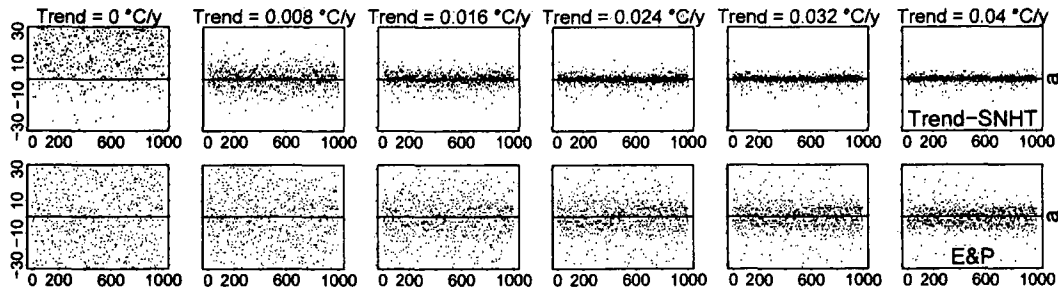


Abbildung 9.6: Streudiagramme der Trendevaluation auf Jahreswertbasis. Abweichungen $|a_d - a_0|$ auf der Ordinate in Jahren, Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

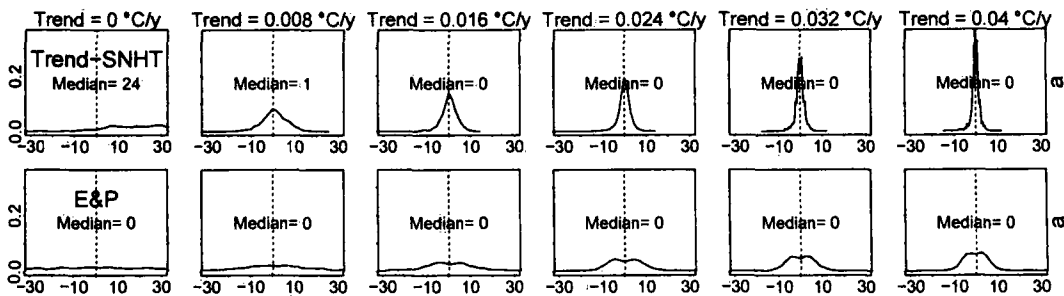


Abbildung 9.7: Häufigkeitsverteilungen der Trendevaluation auf Jahreswertbasis. Abweichungen $|a_d - a_0|$ auf der Abszisse in Jahren.

9.6.2 Auswertung II

In Tabelle 9.9, in den Streudiagrammen der Abbildung 9.8 und in den Häufigkeitsverteilungen der Abbildung 9.9 sind die Ergebnisse der Evaluation bei eingebrachter Trendinhomogenität von der Stelle a_0 bis zur Stelle b_0 dargestellt ($a_0 \in \{5, 6, \dots, n - 11\}$ und $b_0 \in \{a_0 + 6, \dots, n - 5\}$ sind zufällige Ziehungen mit gleichgewichteter Wahrscheinlichkeit). Der Trend-SNHT ist so konzipiert, dass er sowohl a_0 als auch b_0 ausfindig machen kann, währenddem der Test nach EASTERLING und PETERSON für die Detektion einer einzigen Bruchstelle entwickelt wurde. Der Test nach EASTERLING und PETERSON liefert somit gegenüber dem Trend-SNHT zum vornherein schlechtere Resultate, was Tabelle 9.9, die Streudiagramme in Abbildung 9.8 und die Histogramme in Abbildung 9.9 bestätigen. Immerhin neigt der Test nach EASTERLING und PETERSON dazu, a_0 zu erkennen, wenn auch in den meisten Fällen zu spät. Mehr Mühe hat er hingegen mit der Detektion von b_0 , welche er zu früh festlegt. Der Trend-SNHT bestimmt a_0 genauer als b_0 , vermutlich weil a_0 unabhängig und b_0 in Abhängigkeit von a_0 zufällig gezogen wird. Insbesondere steht für die zufällige Ziehung von a_0 eine grössere Menge zur Verfügung als für die zufällige Ziehung von b_0 . Im weiteren streut a_d für den Trend-Test im Vergleich mit Kapitel 9.6.1 geringfügig stärker um a_0 .

Tabelle 9.9: Anzahl Fälle (in %), in denen die detektierten Inhomogenitätsstellen innerhalb einer bestimmten Anzahl Jahre von den Bruchstellen a_0 und b_0 entfernt liegen. Simulationen mit einem AR(1)-Prozess (t : linearer Temperaturanstieg pro Jahr [$^{\circ}\text{C}/y$]).

Test	Bruch	t	Anzahl Fälle in % mit $ a_d - a_0 \leq k$ Jahre und $ b_d - b_0 \leq k$ Jahre							
			± 10	± 8	± 5	± 4	± 3	± 2	± 1	± 0
Trend-SNHT	a	0	18.8	14.1	7.9	6.7	4.2	2.8	2.2	1.0
		0.008	72.1	63.3	44.5	37.3	28.0	21.2	14.1	5.3
		0.016	93.3	86.9	70.4	61.5	49.3	38.2	25.2	9.0
		0.024	98.1	95.3	84.3	76.8	66.6	53.5	35.8	13.6
		0.032	98.9	98.4	91.6	86.7	77.8	64.5	43.9	15.5
		0.04	99.5	99.2	94.9	91.5	84.8	71.6	52.2	19.3
nach EASTERLING und PETERSON	a	0	29.8	23.1	14.3	12.4	10.3	6.8	4.4	1.7
		0.008	36.5	28.6	19.4	15.8	11.6	7.6	4.9	1.6
		0.016	50.9	41.5	27.8	22.5	17.2	11.3	6.6	1.7
		0.024	62.0	52.5	36.2	29.5	22.3	14.2	8.7	2.2
		0.032	68.8	60.1	43.3	35.3	27.4	17.0	10.3	2.6
		0.04	72.7	64.3	47.6	39.1	30.7	19.0	11.2	3.0
Trend-SNHT	b	0	39.7	33.9	22.8	18.6	12.4	8.7	5.5	1.5
		0.008	75.5	66.4	47.3	39.7	31.3	22.0	13.9	5.1
		0.016	90.7	83.6	66.0	58.0	47.6	34.4	20.8	7.6
		0.024	96.4	92.8	77.8	70.0	59.1	45.2	29.8	10.7
		0.032	98.1	95.6	84.4	77.1	66.3	51.5	34.0	12.5
		0.04	98.7	96.7	88.7	82.2	72.1	57.1	38.8	15.2
nach EASTERLING und PETERSON	b	0	32.5	27.0	18.5	16.2	13.4	9.0	5.5	1.6
		0.008	36.1	30.3	20.2	16.3	13.3	8.5	5.3	1.6
		0.016	45.8	38.5	25.3	20.1	16.0	10.5	6.1	1.7
		0.024	52.7	44.2	28.2	21.3	16.4	10.9	5.8	1.5
		0.032	58.9	49.5	32.0	23.3	17.0	10.7	5.1	1.3
		0.04	61.7	52.8	34.4	24.6	16.7	9.9	4.5	1.1

Insgesamt liefert der Trend-SNHT auf der Basis von Jahreswerten eindeutig die besseren Resultate als der Test nach EASTERLING und PETERSON, was die Detektion von a_0

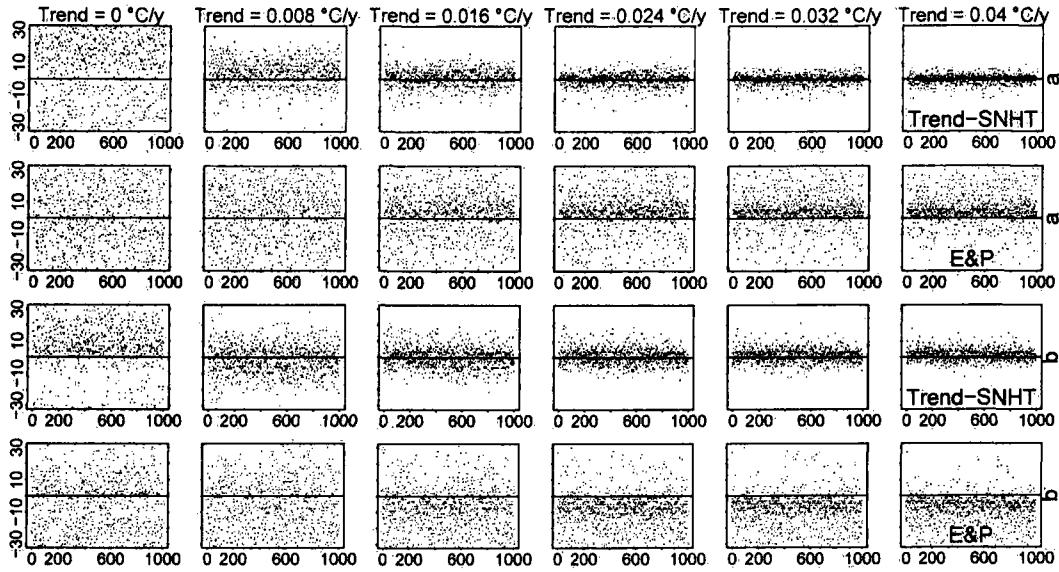


Abbildung 9.8: Streudiagramme der Trendevaluation auf Jahreswertbasis. Abweichungen $|a_d - a_0|$ beziehungsweise $|b_d - b_0|$ auf der Ordinate in Jahren, Nummer des Simulationsdurchgangs auf der Abszisse.

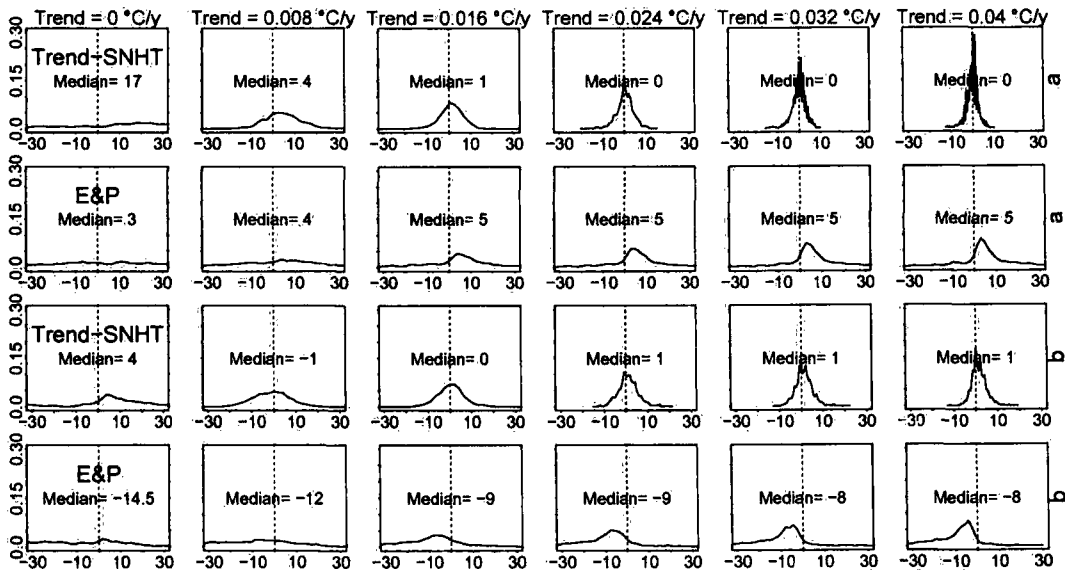


Abbildung 9.9: Häufigkeitsverteilungen der Trendevaluation auf Jahreswertbasis. Abweichungen $|a_d - a_0|$ beziehungsweise $|b_d - b_0|$ auf der Abszisse in Jahren.

beziehungsweise von a_0 und b_0 betrifft, weil $|a_d - a_0|$ beziehungsweise $|b_d - b_0|$ für den Trend-SNHT wesentlich kleiner ist als für den Test nach EASTERLING und PETERSON. Aus diesem Grund ist der Trend-SNHT dem Test nach EASTERLING und PETERSON in jedem Fall vorzuziehen, insbesondere weil ersterer schon für kleine Trendstufen Trendanfang und -ende zu erkennen vermag. Zum Nachteil des Trend-SNHT reicht allerdings der Umstand, dass er rechenzeitintensiv ist.

9.7 Zusammenfassende Beurteilung

Generell lassen sich Inhomogenitätsstellen in Klimareihen ziemlich präzise bestimmen, wobei die Genauigkeit der lokalisierten Bruchstelle von der Stärke der Inhomogenität in der Reihe abhängt. Auf eine schwach ausgeprägte Inhomogenität in einer Reihe sprechen die verschiedenen Tests allerdings unter Umständen nicht an. Trendinhomogenitäten sind in der Regel schwieriger zu bestimmen als *Shift*- oder Varianzinhomogenitäten. Harmonische Oszillationen (periodische Schwingungen) oder hohe Variabilitäten in realen Klimareihen können ausserdem die Homogenitätstests in der Detektion von Inhomogenitäten stören.

Als Schlussfolgerung der Testevaluation empfiehlt es sich, die SNHT-Gruppe operationell für alle Klimaparameter in Homogenisierungsarbeiten anzuwenden. Die Testevaluation in der Untersuchung von BOSSHARD und BAUDENBACHER [15, 1997] kommt zum Schluss, dass parameterspezifische Unterschiede für die Klimaparameter relative Sonnenscheindauer und Lufttemperatur eine untergeordnete Rolle spielen. Die Resultate sind im wesentlichen dieselben, obschon die beiden Parameter zwei verschiedene Grundgesamtheiten repräsentieren — die relative Sonnenscheindauer ist rationalskaliert, die Lufttemperatur ist intervallskaliert.

Kapitel 10

Resultate der Homogenisierungen

In Abbildung 7.1 auf Seite 69 ist ein gangbarer Weg des eigentlichen Homogenisierungsprozesses für den Klimaparameter Lufttemperatur skizziert. Die Resultate dieses Prozesses sind homogenisierte, im besten Fall homogene Klimareihen (zum Unterschied zwischen den Begriffen «homogenisiert» und «homogen» vgl. Kapitel 7.5). Die homogenisierten Reihen und ihre Vertrauensintervalle sind im Anhang A und B als Zahlentabellen und Abbildungen veröffentlicht.

Im folgenden sind die Resultate der einzelnen Reduktionsschritte pro Station in tabellarischer Form dargestellt. Sie entstanden aufgrund primär der Ereignisse in den Metadaten und sekundär der Resultate der Detektionstests. Die Wichtigkeit gut dokumentierter Metadaten sei an dieser Stelle noch einmal betont. Das Vorgehen im Homogenisierungsprozess lehnt sich an die in Kapitel 4.1.1 erläuterten Schritte an. Allerdings steht für den eigentlichen Homogenisierungsprozess jeweils nur eine einzige Referenzreihe X_i zur Verfügung, was zur Folge haben kann, dass die Bereinigung der Reihe Y_i ungenügend ausfällt. Ausserdem kann es in einzelnen Fällen vorkommen, dass die Längen der Perioden vor und nach dem Bruch (q_b und q_a) kürzer als fünf Jahre, im schlechtesten Fall sogar kürzer als drei Jahre sind, was sich ebenfalls auf die Qualität der Bereinigung niederschlägt.

Ein vollständiger iterativer Homogenisierungszyklus läuft nach folgendem Muster ab:

1. In den Metadaten wird nach dem jüngsten in der Vergangenheit liegenden, die Temperaturmessung betreffenden Eintrag, gesucht.
2. Ausgehend vom unter Punkt 1 erwähnten Eintrag in den Metadaten, lassen sich in einem ersten Schritt die optimalen Sequenzlängen von q_b und q_a bestimmen (Kapitel 4.1.1.1). In den meisten Fällen sind allerdings die Sequenzlängen von q_b beziehungsweise q_a durch weitere Einträge in den Metadaten begrenzt.
3. In Abhängigkeit der Sequenzlängen von q_b und q_a sowie mit Hilfe des *Student's-t*-Test wird untersucht, ob die Mittelwerte \bar{q}_b und \bar{q}_a pro Monat (Sequenzlängen von q_b und q_a sind je grösser oder gleich drei Jahre) oder über alle Monate (Sequenzlängen q_b und/oder q_a sind je kleiner als drei Jahre) signifikant voneinander verschieden sind ($\alpha = 5\%$).
4. Wenn die Mittelwerte signifikant verschieden sind, muss der Reduktionsbetrag und

das entsprechende 95 %-Konfidenzintervall berechnet werden. Falls die Mittelwerte nicht signifikant verschieden sind, gibt es keinen Grund, eine Reduktion vorzunehmen. Das Konfidenzintervall gibt den Fehler an, der bei der Schätzung des Reduktionsbetrages in bezug auf X_i eingeführt wird. Das Konfidenzintervall hängt also vom Homogenisierungszyklus ab. Andere systematische Fehler (z. B. Mess- oder Ablesefehler an den Instrumenten) werden nicht durch das Konfidenzintervall berührt.

5. Der berechnete Reduktionsbetrag ist in der Regel zu den entsprechenden monatlichen Temperaturwerten, die zeitlich vor dem betrachteten Eintrag in der Stationsgeschichte liegen, zu addieren. Diejenigen Monate, für welche die Mittelwertunterschiede unersignifikant sind und daher nicht reduziert werden müssen, erhalten als Reduktionsbetrag den Wert 0, und das Vertrauensintervall wird auf ± 0 gesetzt.
6. In den Metadaten wird nach dem nächsten in der Vergangenheit liegenden Eintrag gesucht.

Dieser Homogenisierungszyklus muss bis zum ältesten Eintrag in den Metadaten oder bis ein zufriedenstellender Homogenitätsgrad in der Kandidatenreihe erreicht wird, wiederholt werden.

Die Tabellen 10.2 bis 10.5 enthalten je Station die Resultate des Homogenisierungsprozesses. In Tabellenform sind die verschiedenen Homogenisierungszyklen mit dem Terminwert, der Bruchstelle (Monat und Jahr), dem Grund der Bruchstelle, der Vergleichsreihe X_i (in der Regel die entsprechende Temperaturreihe einer Nachbarstation) und der Sequenz $q_{1b} - q_{na}$ sowie im Anhang C die Reduktionsbeträge je Homogenisierungszyklus zusammengestellt. Die Abkürzungen und Symbole unter der Rubrik X_i in den Tabellen 10.2 bis 10.5 sind in der Tabelle 10.1 erklärt.

Tabelle 10.1: Abkürzungen der Temperaturhomogenisierung.

X_i	Bedeutung
GVE	Daten der homogenisierten Genferreihe
MAU	Daten der konventionellen Klimastation Mauvoisin
NEU	Daten der Neuenburgerreihe
PAR	Daten einer stationsinternen Parallelmessreihe
SYNOP	Stundenwerte SYNOP-Station Genf
T10	10 Uhr-Terminwerte der entsprechenden Station
T13	13 Uhr-Terminwerte der entsprechenden Station
T16	16 Uhr-Terminwerte der entsprechenden Station
T22	22 Uhr-Terminwerte der entsprechenden Station

10.1 Bewertung des Homogenisierungsprozesses

Zur Qualitätsüberprüfung der reduzierten (homogenisierten) Stationsreihen dienen verschiedene Homogenitätstests. Sie beurteilen am Schluss des Homogenisierungsprozesses, ob die reduzierten Kandidatenreihen nicht signifikant inhomogen sind (vgl. Kapitel 7.5).

Tabelle 10.2: Reduktionen Station Bern.

Termin	Bruch	Grund	X_i	Sequenz $q_{1s}-q_{n_s}$
T07	01.1978	Inbetriebnahme ANETZ	GVE	01.1971-12.1988
T13	01.1978	Inbetriebnahme ANETZ	GVE	01.1971-12.1988
T19	01.1978	Inbetriebnahme ANETZ	GVE	01.1971-12.1988
T19	11.1975	Stationsverlegung	NEU	11.1973-10.1977
T07	01.1971	Terminverschiebung	GVE	01.1962-12.1977
T13	01.1971	Terminverschiebung	GVE	01.1964-12.1977
T19	01.1971	Terminverschiebung	GVE	01.1964-12.1977
T13	01.1962	Stationsverlegung	NEU	01.1959-12.1969
T07	01.1961	Datenbank	GVE	01.1954-12.1970
T13	01.1961	Datenbank	GVE	01.1956-12.1965
T19	01.1961	Datenbank	GVE	01.1951-12.1970
T13	01.1956	Ende Winteraufstellung	NEU	01.1947-12.1960
T07	01.1898	Neu: Wild'sche Hütte	GVE	01.1891-12.1904
T13	01.1898	Neu: Wild'sche Hütte	GVE	01.1891-12.1910
T19	01.1898	Neu: Wild'sche Hütte	GVE	01.1892-12.1910
T07	01.1891	Neue Datenquelle	GVE	01.1884-12.1897
T19	01.1891	Neue Datenquelle	GVE	01.1884-12.1897
T07	01.1878	Stationsrückverlegung	GVE	01.1868-12.1890
T13	01.1878	Stationsrückverlegung	GVE	01.1866-12.1886
T19	01.1878	Stationsrückverlegung	GVE	01.1872-12.1890
T07	01.1872	Untersuchung HESS	GVE	01.1866-12.1875
T13	01.1872	Untersuchung HESS	GVE	01.1866-12.1875
T19	01.1872	Untersuchung HESS	GVE	01.1866-12.1875
T07	12.1865	Neue Datenquelle	PAR	01.1866-12.1868
T19	12.1865	Neue Datenquelle	PAR	01.1866-12.1868

Geeigneten statistischen Methoden zur Homogenitätsprüfung sind bekanntlich die relativen Testverfahren, weshalb eine Referenzreihe benötigt wird.

10.1.1 Bildung der Referenzreihe

Die Referenzreihe entspricht dem arithmetischen Mittel aus den vier Monatsmittelreihen 1864 bis 1990 der Klimastationen Basel, Bern, Genf und Neuenburg. Durch die arithmetische Mittelbildung lassen sich allfällig vorhandene Inhomogenitäten in den einzelnen Monatsmittelreihen verwischen. Ausserdem sind die einzelnen Monatsmittelreihen von der SMA bereits bereinigt worden: die Neuenburgerreihe von 1864 bis 1900 durch MAURER, HESS und BILLWILLER [51, 1910]; die Basler-, Berner- und Genferreihe von 1864 bis 1960 sowie die Neuenburgerreihe von 1901 bis 1960 durch SCHÜEPP [75, 1961]; alle vier Reihen von 1961 bis 1990 durch die Projektgruppe KLIMA90 [77, 1996]. Die Monatsmittelreihen von Bern und Genf wurden vor der arithmetischen Mittelbildung auf die Periode 1961-1990 reduziert. Bezüglich der anderen Schnittstellen und Reihen gibt es keine Gründe, Reduktionen vorzunehmen. Die Korrelationen zwischen den vier Monatsmittelreihen sind im übrigen positiv und sehr hoch, so dass mit einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von $1 - \alpha = 95\%$ ein starker Zusammenhang zwischen den vier Stationen hinsichtlich der Mo-

Tabelle 10.3: Reduktionen Station Genf.

Termin	Bruch	Grund	X_i	Sequenz $q_{1b}-q_{n_a}$
T07	01.1980	Inbetriebnahme ANETZ	PAR	01.1980-12.1989
T13	01.1980	Inbetriebnahme ANETZ	PAR	01.1980-12.1989
T19	01.1980	Inbetriebnahme ANETZ	PAR	01.1980-12.1989
T07	01.1971	Terminverschiebung	SYNOP	01.1962-12.1979
T13	01.1971	Terminverschiebung	SYNOP	01.1962-12.1979
T19	01.1971	Terminverschiebung	SYNOP	01.1962-12.1979
T07	01.1962	Stationsverlegung	PAR	01.1962-12.1966
T13	01.1962	Stationsverlegung	PAR	01.1962-12.1966
T19	01.1962	Stationsverlegung	SYNOP	01.1962-12.1966
T07	02.1957	Neu: Englische Hütte	NEU	01.1951-12.1961
T13	02.1957	Neu: Englische Hütte	NEU	01.1951-12.1961
T19	02.1957	Neu: Englische Hütte	NEU	01.1951-12.1961
T07	01.1951	Änderung Hüttenaufstellung	NEU	01.1933-12.1960
T13	01.1951	Änderung Hüttenaufstellung	NEU	01.1939-12.1958
T19	01.1951	Änderung Hüttenaufstellung	NEU	01.1941-12.1961
T07	01.1943	Beobachterwechsel	NEU	01.1931-12.1950
T19	01.1943	Beobachterwechsel	NEU	01.1931-12.1950
T07	01.1884	Terminverschiebung	T10	01.1874-12.1893
T13	01.1884	Terminverschiebung	T16	01.1874-12.1893
T19	01.1884	Terminverschiebung	T22	01.1884-12.1893

natsmitteltemperaturen besteht. Im Zusammenhang mit der Homogenitätsprüfung der Station Grosser St. Bernhard ist eine Referenzreihe wünschenswert, welche sich aus einer oder mehrerer umliegender Gebirgsstationen zusammensetzt. Allerdings stehen keine geeigneten digitalisierten langen Reihen zur Verfügung, weshalb für die Station Grosser St. Bernhard ebenfalls die nicht unbedingt repräsentative oben erwähnte Referenzreihe verwendet wird.

Tabelle 10.6 fasst die Testresultate der SNHT-Gruppe zusammen. Das Resultat — Reihe statistisch homogen oder inhomogen — beruht auf der in Kapitel 10.1.1 beschriebenen Referenzreihe und auf dem 5%-Signifikanzniveau. Die entsprechenden kritischen Werte sind in den Tabellen 3.3 bis 3.6 aufgelistet. Tabelle 10.6 enthält jeweils ausserdem die vom Test detektierte, in der Reihe verbliebene wahrscheinlichste Bruchstelle.

Insgesamt ist der erreichte Homogenitätsgrad der zwölf bearbeiteten Klimareihen zufriedenstellend. Diese Feststellung ist nur scheinbar ein Widerspruch zu den in Tabelle 10.6 zusammengefassten Testresultaten, welche die meisten bearbeiteten Klimareihen bezüglich der Referenzreihe nach wie vor als signifikant inhomogene Reihen klassieren. Für die abschliessende Beurteilung der wenn auch nicht homogenen so doch homogenisierten Temperaturreihen (vgl. Kapitel 7.5) müssen nämlich folgende Punkte berücksichtigt werden, die dem Konzept der durchgeführten Homogenisierung zugrunde liegen:

- Die Absicht in der vorliegenden Arbeit ist es, generell möglichst wenig Dateneingriffe vorzunehmen. Insbesondere soll eine Reduktion dann nicht erlaubt sein, wenn kein

Tabelle 10.4: Reduktionen Station Grosser St. Bernhard.

Termin	Bruch	Grund	X_i	Sequenz $q_{1b}-q_{na}$
T07	01.1982	Inbetriebnahme ANETZ	MAU	01.1976-12.1990
T13	01.1982	Inbetriebnahme ANETZ	MAU	01.1975-12.1990
T19	01.1982	Inbetriebnahme ANETZ	MAU	01.1974-12.1990
T19	01.1971	Terminverschiebung	T13	01.1966-12.1979
T07	08.1967	Defekt Messgerät	GVE	08.1959-07.1974
T13	08.1967	Defekt Messgerät	GVE	08.1959-07.1974
T19	08.1967	Defekt Messgerät	GVE	08.1959-07.1974
T07	01.1962	Revision Wetterhütte	GVE	01.1952-12.1969
T13	01.1962	Revision Wetterhütte	GVE	01.1952-12.1970
T19	01.1962	Revision Wetterhütte	GVE	01.1952-12.1969
T07	10.1950	Ersetzung Wetterhütte	GVE	10.1939-09.1960
T07	10.1925	Stationsverlegung	GVE	10.1920-09.1931
T13	10.1925	Stationsverlegung	GVE	10.1915-09.1933
T19	10.1925	Stationsverlegung	GVE	10.1915-09.1933
T19	01.1901	Stationsverlegung	GVE	01.1894-12.1907
T07	12.1883	Terminverschiebung	T10	12.1874-11.1892
T13	12.1883	Terminverschiebung	T16	01.1878-12.1891

entsprechender Hinweis in den Metadaten vorliegt. Wie bereits erwähnt, wurde jeder einzelne Reduktionsschritt nur mit einer einzigen Vergleichsreihe X_i durchgeführt, weil das Stationskollektiv der verfügbaren langen Reihen keine andere Möglichkeit zulies. Es musste deshalb ein Homogenisierungsverfahren entwickelt und bereitgestellt werden, welches diesem Umstand Rechnung trägt. Diese Tatsache kann allerdings gemäss KARL und WILLIAMS [43, 1987] zu einer ungenügenden Bereinigung der untersuchten Temperaturreihen führen. Das wiederum bedeutet, dass die verschiedenen Homogenitätstests die einzelnen bereinigten Temperaturreihen unter Umständen als immer noch signifikant inhomogen klassieren, auch wenn sie homogenisiert sind. Insbesondere die Reduktion der Gebirgsstation Grosser St. Bernhard auf der Basis der Mittellandstation Genf ist insofern unbefriedigend, als die eine Homogenisierungsvoraussetzung (kleine Varianzen der Anomalien) nicht erfüllt ist.

- Ein Teilaspekt des Homogenisierungskonzepts, nämlich die untersignifikanten Monate nicht zu reduzieren, wird zudem von den Homogenitätstests schlechter bewertet als eine Reduktion sämtlicher Monate. Untersignifikanten Monate von einer Reduktion auszuschliessen kann dazu führen, dass die Testgrössen nach einer Reduktion nicht relevant abnehmen. Der Verlauf der Temperaturwerte wird durch dieses Vorgehen unruhiger, was den Tests in der Detektion von weiteren Inhomogenitätsstellen ebenfalls Schwierigkeiten bereitet. In einzelnen Fällen sind die berechneten Reduktionsbeträge ausserdem zu schwach. Es macht aber wenig Sinn, Reduktionsbeträge zu erhöhen, nur damit die Testgrösse untersignifikant wird.
- Von einer Varianzhomogenität sind gemäss den Graphiken der entsprechenden Differenzenreihen nur die beiden Morgenterminreihen der Stationen Bern und Genf betroffen. Im Fall der Station Bern hängt die Varianzhomogenität vermutlich mit

der Stationsverschiebung vom Hof des Geographischen Institutes der Universität Bern am Falkenplatz an die Südecke des Institutes für exakte Wissenschaften an der Sidlerstrasse 5 zusammen (vgl. Kapitel 8.1). Tatsächlich ergibt ein Vergleich der Varianzen vor und nach der Stationsverschiebung nur gerade für den Monat März einen signifikanten Unterschied. Die Qualität der Messungen in den damaligen Jahren ist allerdings durch zahlreiche Wechsel nicht über alle Zweifel erhaben. So konnten vor der Verschiebung nur drei Jahre als Vergleichsperiode berücksichtigt werden. Eine entsprechende Korrektur der Märzwerte ist deshalb nicht angebracht. Für die Station Genf ist die Varianzinhomogenität durch den Standortwechsel von der Genfer Innenstadt zum Flughafengelände begründet. Der Vergleich der entsprechenden Parallelmessungen ergibt keine signifikanten Unterschiede in den Varianzen, weshalb gemäss Konzept keine Reduktion vorgenommen werden darf. Die übrigen signifikanten Versatzinhomogenitäten sind auf Trendeinwirkungen in den Reihen zurückzuführen.

- Weiter kommt erschwerend hinzu, dass die Messungen ab und zu über eine längere Periode unzuverlässig waren (z. B. Bern in den 1870er Jahren, Genf 1943 bis 1957). Eine Phase unzuverlässiger Temperaturmessungen ist immer sehr schwer zu reduzieren, wenn keine systematischen Störungen auszumachen sind. Ausserdem lassen Änderungen in schneller Abfolge (z. B. Bern 1958 bis 1977) keine befriedigende Bereinigung zu.
- Letztlich ist eine Reihe statistisch inhomogen, wenn ein signifikanter Trend in der Reihe vorhanden ist. Ein Trend in der Kandidatenreihe lässt sich nicht nur mit Hilfe des Tests nach EASTERLING und PETERSON oder des Trend-SNHT nachweisen. Auch aus dem Kurvenverlauf der Testgrösse von z. B. POTTER oder des *Shift*-SNHT kann ein signifikanter Trend herauslesen werden, dann nämlich, wenn der Kurvenverlauf einer Parabel ähnlich sieht. Dies gilt für die Berner und Genfer Mittags,- und Abendterminreihe sowie für alle drei Terminreihen der Station Grosser St. Bernhard. Positive Trends der Temperaturreihen, insbesondere von Stadtstationen, sind vorhanden. Weil der Stadteffekt das städtische Klima real moduliert und in dem Sinn keine eigentliche Inhomogenität darstellt, werden infolgedessen keine Eingriffe (Korrekturen) vorgenommen. Dieses Unterfangen ist in Anbetracht einer fehlenden ländlichen Vergleichstemperaturreihe ohnehin recht problematisch.

Tabelle 10.5: Reduktionen Station Sitten.

Termin	Bruch	Grund	X_i	Sequenz $q_{1b}-q_{na}$
T07	01.1978	Inbetriebnahme ANETZ	GVE	01.1971-12.1988
T13	01.1978	Inbetriebnahme ANETZ	GVE	01.1971-12.1990
T19	01.1978	Inbetriebnahme ANETZ	GVE	01.1971-12.1988
T07	01.1971	Terminverschiebung	GVE	01.1964-12.1977
T13	01.1971	Terminverschiebung	GVE	01.1964-12.1977
T19	01.1971	Terminverschiebung	GVE	01.1964-12.1977
T07	01.1964	Datenbank	GVE	01.1957-12.1970
T07	08.1951	Änderung Hüttenaufstellung	NEU	08.1946-07.1962
T13	08.1951	Änderung Hüttenaufstellung	NEU	08.1946-07.1962
T19	08.1951	Änderung Hüttenaufstellung	NEU	08.1946-07.1962
T07	11.1930	Stationsverlegung	GVE	11.1923-10.1944
T13	11.1930	Stationsverlegung	GVE	11.1923-10.1941
T07	03.1921	Änderung Hüttenaufstellung	GVE	03.1912-02.1928
T13	03.1921	Änderung Hüttenaufstellung	GVE	03.1914-02.1930
T07	01.1910	ev. Beobachterwechsel	T13	01.1901-12.1920
T19	01.1910	ev. Beobachterwechsel	T13	01.1901-12.1920
T07	09.1909	Erneuerung Hütte	GVE	09.1905-08.1917
T13	09.1909	Erneuerung Hütte	GVE	09.1905-08.1917
T19	09.1909	Erneuerung Hütte	GVE	09.1905-08.1917
T07	01.1906	Änderung Hüttenaufstellung	GVE	01.1901-12.1908
T19	01.1906	Änderung Hüttenaufstellung	GVE	01.1901-12.1908
T07	01.1901	Datenbank	GVE	01.1890-12.1908
T13	01.1901	Datenbank	GVE	01.1891-12.1908
T19	01.1901	Datenbank	GVE	01.1890-12.1908
T07	08.1894	Neues Thermometer	GVE	08.1887-07.1900
T13	08.1894	Neues Thermometer	GVE	08.1888-07.1900
T07	08.1873	Stationsverlegung	GVE	08.1869-07.1879
T13	08.1873	Stationsverlegung	GVE	08.1869-07.1883
T19	08.1873	Stationsverlegung	GVE	08.1869-07.1883
T07	12.1868	Stationsverlegung	GVE	12.1864-11.1872
T13	12.1868	Stationsverlegung	GVE	12.1864-11.1872
T19	12.1868	Stationsverlegung	GVE	12.1864-11.1872

Tabelle 10.6: Testresultate der SNHT-Gruppe für die Klimareihen 1864–1990 der Stationen Bern (BER), Genf (GVE), Grosser St. Bernhard (GSB) und Sitten (SIO).

Test	Termin	Homogenitätsurteil ($\alpha = 5\%$)			
		BER	GVE	GSB	SIO
Shift-SNHT	T07	inhomogen $a_d = 11.1865$ $T = 16.692$	homogen $a_d = 09.1953$ $T = 7.008$	homogen $a_d = 09.1962$ $T = 8.863$	homogen $a_d = 07.1903$ $T = 8.151$
	T13	inhomogen $a_d = 10.1921$ $T = 85.020$	inhomogen $a_d = 10.1895$ $T = 19.303$	inhomogen $a_d = 03.1898$ $T = 21.136$	homogen $a_d = 10.1868$ $T = 5.685$
	T19	inhomogen $a_d = 02.1919$ $T = 82.459$	inhomogen $a_d = 02.1930$ $T = 56.650$	inhomogen $a_d = 08.1937$ $T = 13.425$	homogen $a_d = 02.1886$ $T = 4.414$
Shift-SNHT3	T07	inhomogen $a_d = 09.1961$ $T = 27.400$	inhomogen $a_d = 04.1963$ $T = 25.993$	inhomogen $a_d = 06.1966$ $T = 23.054$	homogen $a_d = 06.1864$ $T = 12.554$
	T13	inhomogen $a_d = 10.1921$ $T = 88.634$	inhomogen $a_d = 12.1957$ $T = 29.043$	inhomogen $a_d = 01.1904$ $T = 51.643$	inhomogen $a_d = 03.1887$ $T = 10.789$
	T19	inhomogen $a_d = 02.1919$ $T = 86.087$	inhomogen $a_d = 04.1930$ $T = 59.977$	inhomogen $a_d = 07.1914$ $T = 32.048$	homogen $a_d = 02.1864$ $T = 8.982$
Trend-SNHT	T07	inhomogen $a_d = 1864$ $b_d = 1871$ $T = 22.429$	inhomogen $a_d = 1949$ $b_d = 1964$ $T = 21.414$	inhomogen $a_d = 1959$ $b_d = 1975$ $T = 31.738$	homogen $a_d = 1903$ $b_d = 1904$ $T = 12.112$
	T13	inhomogen $a_d = 1864$ $b_d = 1939$ $T = 60.817$	inhomogen $a_d = 1864$ $b_d = 1988$ $T = 26.821$	inhomogen $a_d = 1899$ $b_d = 1900$ $T = 33.205$	homogen $a_d = 1958$ $b_d = 1963$ $T = 12.943$
	T19	inhomogen $a_d = 1864$ $b_d = 1976$ $T = 106.047$	inhomogen $a_d = 1904$ $b_d = 1976$ $T = 87.799$	inhomogen $a_d = 1928$ $b_d = 1989$ $T = 28.941$	homogen $a_d = 1885$ $b_d = 1887$ $T = 22.691$

Kapitel 11

Ausblick

Untersuchungen im Forschungsbereich der Klimatologie sind auf homogene beziehungsweise homogenisierte lange Klimareihen angewiesen. Die vorliegende Arbeit kann als richtungsweisend für nachfolgende Bereinigungen und Homogenisierungen hinsichtlich dem Parameter Temperatur verstanden werden. Sollen weitere Klimaparameter Bestandteil einer operationellen Bearbeitung sein, lassen sich analoge Prozeduren ableiten. Die Untersuchung weiterer Klimaparameter schliesst auch die Evaluation der Homogenitätstests mit ein. Die Evaluation ist insofern von Bedeutung, als die verschiedenen Tests je nach Parameter unterschiedlich reagieren können. Hinzu kommt, dass die Detektion der Bruchstelle und die Bestimmung der Signifikanz einer Inhomogenität ebenso durch die Wahl des Klimaparameters beeinflusst werden kann. Die Testevaluation in der Untersuchung von BOSSHARD und BAUDENBACHER [15, 1997] kommt allerdings zum Schluss, dass parameterspezifische Unterschiede zumindest für die Klimaparameter relative Sonnenscheindauer und Lufttemperatur nicht allzu wesentlich sind.

Es konnten nicht alle in der Literatur aufgeführten Verfahren zur Detektion von Inhomogenitäten in Klimareihen berücksichtigt werden. Zu den nicht in die Untersuchungen einbezogenen Verfahren zählen z. B. die auf einem Interpolationsansatz basierende Methode nach YOUNG [88, 1993], der *variable block averaging* (VBA) Algorithmus, eine einfache Filtertechnik nach HOWELL [36, 1995] sowie eine aktuelle Weiterentwicklung des Tests nach POTTER von JARUŠKOVÁ [38, 1996].

Ein gewichtiger Nachteil der bisher besprochenen Homogenitätstests besteht darin, dass sie (abgesehen vom Trend-SNHT, Kapitel 3.2.8.2) entwickelt worden sind, um eine einzige Inhomogenitätsstelle in einer Klimareihe zu identifizieren. Auch die Schwellenwerte der verschiedenen Signifikanzniveaus der jeweiligen Testgrösse gelten im Prinzip nur für einen einzelnen Bruch in der Reihe. Hat es mehrere Bruchstellen in derselben Kandidatenreihe, können die verschiedenen Tests zwar trotzdem angewendet werden. Mit zunehmender Anzahl Inhomogenitätsstellen in der Kandidatenreihe sinkt jedoch die Testpotenz zur Detektion einer möglichen Bruchstelle, und die resultierende Testgrösse muss mit Vorsicht interpretiert werden.

In Zukunft werden aber weitere Fortschritte in der Detektionstechnik erwartet. Neue Homogenitätstests sind in Entwicklung, welche die sogenannte *multiple breakpoint detection* (simultane Detektion mehrerer Inhomogenitäten) ermöglichen sollen. Mittels neuer sta-

tistischer Ansätze, wie z. B. der vermehrt aufkommenden *Bayes*-Statistik sollen zudem Verbesserungen in der Detektion und im Bereinigungsverfahren erzielt werden.

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 die verschiedenen Entscheidungsfindungen. Explizit soll also 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 jetzt in tabellarischer Form zur Verfügung stehenden Stationsgeschichtsdokumentationen sind für den Fall der Bearbeitung mehrerer langer Klimareihen besser zu strukturieren. Die operationelle Aufarbeitung, Bereinigung und Homogenisierung einer grösseren Anzahl langer Klimareihen erfordert deshalb die Einrichtung einer Metadatenbank. Diesbezüglich muss darauf geachtet werden, dass Auszüge die angesteuerten Informationen und Ereignisse jeweils auch in chronologischer Übersicht wiedergeben.

Falls in Zukunft ein flächendeckendes, dichtes Stationsnetz mit langen Klimareihen verfügbar ist, sind verschiedene Anpassungen hinsichtlich des Homogenisierungsprozesses fällig, weil sich dann unter Umständen mehrere Nachbarstationen in eben diesen Prozess einbeziehen lassen. Die dafür notwendigen ergänzenden Arbeitsschritte sind nicht zuletzt auch aus diesem Grund im Methodikteil beschrieben.

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.

Literaturverzeichnis

- [1] Abbot, P.F., 1986: Guidelines on the Quality Control of Climatological Data. World Climate Programme WCP-85, WMO/TD-No. 111, World Meteorological Organization, 55 pp.
- [2] Alexandersson, H., 1986: A Homogeneity Test Applied to Precipitation Data. *Journal of Climatology*, 6, 661–675.
- [3] Alexandersson, H., 1994: Climate series — a question of homogeneity. *19th Nordic Meteorological Meeting*, Kristiansand, Norway (DNMI), 25–31.
- [4] Alexandersson, H., 1995: Homogeneity testing, multiple breaks and trends. *Sixth International Meeting on Statistical Climatology*, Galway, Irland, June 19–23, 439–441.
- [5] Alexandersson, H., and A. Moberg, 1996: Homogenization of Swedish Temperature Data. Part I: A Homogeneity Test for Linear Trend. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Stockholm. *Dissertation Series*, 5, 1–5.
- [6] Auer, I., 1992: Experiences with the Completion and Homogenization of Longterm Precipitation Series in Austria. Middle European Research Initiative, Project Group Meteorology, Working Paper 1, Central Institute for Meteorology and Geodynamics, Vienna, 7 pp.
- [7] Baeriswyl, P.-A. et A. Winistörfer 1996: Répartition spatiale des modifications climatiques dans le domaine alpin. Volet II. Schweizerischer Nationalfonds. Projekt Nr. 4031-038271 des Nationalen Forschungsprogrammes Nr. 31: Klimaänderungen und Naturkatastrophen.
- [8] Bahrenberg, G., E. Giese und J. Nipper, 1985: Statistische Methoden in der Geographie 1. B.G. Teubner, 2. Auflage, Stuttgart, 227 S.
- [9] Baudenbacher, M., W. Bosshard, M. Doctor und O. Gisler, 1996: Stationsgeschichten der Klimastationen Bern, Genf, Grosser St. Bernhard und Sitten, 1864 bis 1990. Unter besonderer Berücksichtigung der Klimaelemente Temperatur, Sonnenscheindauer und Niederschlag. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion KLS. Unveröffentlicht.
- [10] Baudenbacher, M., W. Bosshard und O. Gisler, 1997: Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messreihen des 19. und 20. Jahrhunderts. v/d/f Hochschulverlag AG an der ETH Zürich, Zürich, Schlussbericht NFP 31.

- [11] Bider, M., M. Schüepp und H. von Rudloff. 1959: Die Reduktion der 200jährigen Basler Temperaturreihe. *Archiv für Meteorologie, Geophysik und Bioklimatologie*, Herausgegeben von Doz. Dr. W. Mörikofer und Prof. Dr. F. Steinhauser, Springer-Verlag, Wien, Serie B, Band 9, 360–412.
- [12] Billwiler, R. et al., 1893: Instruktionen für die Beobachter der meteorologischen Stationen der Schweiz. Direktion der Schweizerischen Meteorologische Zentralanstalt, Zürich.
- [13] Böhm, R., 1992: Description of the Procedure of Homogenizing Temperature Time Series in Austria. Middle European Research Initiative, Project Group Meteorology, Working Paper 2, Central Institute for Meteorology and Geodynamics, Vienna, 14 pp.
- [14] Bosshard, W., 1996: Homogenisierung langer Zeitreihen, dargelegt am Beispiel der relativen Sonnenscheindauer. *Schweizerische Meteorologische Anstalt*, Nr. 53, 114 S.
- [15] Bosshard W., and M. Baudenbacher, 1997: Evaluation of various homogeneity tests by simulations of climatological time series. *Seminar for Homogenization of Surface Climatological Data*, Budapest, Hungary, October 6–12 1996.
- [16] Box, G.E.P., and G.M. Jenkins, 1976: *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, Oakland, California.
- [17] Brooks, C.E.P., and N. Carruthers, 1953: *Handbook of Statistical Methods in Meteorology*. Meteorological Office, London, 412 p.
- [18] Buishand, T.A., 1982: Some Methods for Testing the Homogeneity of Rainfall Records. *Journal of Hydrology*, 58, 11–27.
- [19] Conrad, V., and W. Pollak, 1950: *Methods in Climatology*. Harvard University Press, Second Edition, Cambridge, Massachusetts, 459 p.
- [20] Craddock, J.M., 1979: Methods for Comparing Annual Rainfall Records for Climatic Purposes. *Weather*, 34, 332–346.
- [21] 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, 140–141.
- [22] Dahlem, T. und P. Wendling, 1983: Statistische Methoden der Klimatologie. Die Monte-Carlo-Methode. *Promet. Meteorologische Fortbildung*, 13. Jahrgang, Heft 1/2, 47–53.
- [23] de Montmollin, A., 1993: Comparaison de différentes méthodes de calcul de la température journalière dans leurs influences sur les longues séries d'observations. *Schweizerische Meteorologische Anstalt*, Nr. 53, 140 S.
- [24] Dhérent, C., and G. Petit-Renaud, 1994: Using Archival Resources for Climate History Research. *International Hydrological Programme, ICA, ICSU, UNESCO, WMO; IHP-IV; UNESCO, Paris*.

- [25] Doctor, M., 1995: Aquisition, documentation et correction des données. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion KLS. Arbeitsdokumentation über NFP 31. Unveröffentlicht.
- [26] Drebs, A., 1994: Metadaten und Stationsgeschichte als Brücke zur Klimaforschung. *PIK Reports No. 1. 3*. Deutsche Klimatagung, Potsdam. Tagungsband der Vorträge und Poster. Potsdam Institute for Climate Research (PIK), 11.–14. April 1994, 61–64.
- [27] Easterling, D.R., and T.C. Peterson, 1992: Techniques for Detecting and Adjusting for Artificial Discontinuities in Climatological Time Series: a Review. *Fifth International Meeting on Statistical Climatology*, Toronto, Ontario, June 22–26, J28–J32.
- [28] Easterling, D.R., and T.C. Peterson, 1995: A new Method for Detecting Undocumented Discontinuities in Climatological Time Series. *International Journal of Climatology*, 15, 369–377.
- [29] Frisch, A. et al, 1969: Instrumentenkunde. Leitfäden für die Ausbildung im Deutschen Wetterdienst 6, Deutscher Wetterdienst, Offenbach am Main.
- [30] Glemser, H., 1994: Stochastische Prozesse. Nachdiplomkurs in angewandter Statistik an der ETH Zürich, Seminar für Statistik, Zürich.
- [31] Harvey, A.C., 1995: Zeitreihenmodelle. R. Oldenburg Verlag GmbH, 2. Auflage, München, Wien, 379 S.
- [32] Heino, R., 1994: Climate in Finland during the Period of Meteorological Observations. Finnish Meteorological Institute, Contributions 12.
- [33] Heino, R., 1996: Data Homogeneity and Metadata. *Climate Dynamics and the Global Change Perspective*, Proceedings of the International Conference, Cracow, Poland, 17–20 October 1995, 13–21.
- [34] Helmert, F.R., 1924: Die Ausgleichsrechnung nach der Methode der kleinsten Quadrate. Teubner, 3. Auflage, Leipzig, Berlin, 597 S.
- [35] Hoaglin, D.C., F. Mosteller, and J.W. Tukey, 1983: Understanding Robust and Exploratory Data Analysis. Wiley, New York.
- [36] Howell, J.F., 1995: Identifying Sudden Changes in Data. *Monthly Weather Review*, 123, 1207–1212.
- [37] Hürzeler, M., 1994: Zeitreihenanalyse. Nachdiplomkurs in angewandter Statistik an der ETH Zürich, Seminar für Statistik, Zürich.
- [38] Jarušková, D., 1996: Change-Point Detecting in Meteorological Measurement. *Monthly Weather Review*, 124, 1535–1543.
- [39] Jones, P.D., 1988: Hemispheric Surface Air Temperature Variations: Recent Trends and an Update to 1987. *Journal of Climate*, 1, 654–660.

- [40] Jones, P.D., 1994: Hemispheric Surface Air Temperature Variations: A Reanalysis and an Update to 1993. *Journal of Climate*, 7, 1794–1802.
- [41] Jones, P.D., S.C.B. Raper, R.S. Bradley, H.F. Diaz, P.M. Kelly, and T.M.L. Wigly, 1986a: Northern Hemisphere Surface Air Temperature Variations: 1851–1984. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 25, 161–179.
- [42] Jones, P.D., S.C.B. Raper, and T.M.L. Wigly, 1986b: Southern Hemisphere Surface Air Temperature Variations: 1851–1984. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 25, 1213–1230.
- [43] Karl, T.R., and C.N. Jr. Williams, 1987: An Approach to Adjusting Climatological Time Series for Discontinuous Inhomogeneities. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 26, 1744–1763.
- [44] 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*, 5, 188–189.
- [45] Köppen, W. und R. Geiger, 1936: Handbuch der Klimatologie. Allgemeine Klimalehre. Band I, Bornträger.
- [46] 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.
- [47] Liljequist, G.H. und K. Cihak, 1984: Allgemeine Meteorologie. Vieweg, 3. Auflage, Braunschweig 396 S.
- [48] Linacre, E., 1992: Climate, Data and Resources. A reference and guide. Routledge, London and New York, 366 p.
- [49] Luo, J., 1993: Konditionale Markovsimulation 2-dimensionaler geologischer Probleme. Berliner geowissenschaftliche Abhandlungen, Reihe D, Band 4, Freie Universität Berlin, Berlin, 103 S.
- [50] Maurer, J., 1883: Zur Theorie und Praxis der Metall-Thermographen. *Zeitschrift für Instrumentenkunde*, 308–316.
- [51] Maurer, J., R. Billwiller und 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.
- [52] Maurer, J. et al, 1932: Instruktionen für die Beobachter der meteorologischen Stationen der Schweiz. Direktion der Schweizerischen Meteorologische Centralanstalt, Zürich, 53 S.
- [53] Messerli, P., 1979: Beitrag zur statistischen Analyse klimatologischer Zeitreihen. G 10, Geographica Bernensia, 294 S.

- [54] Moberg, A., 1994: Multi-taper Spectral Analysis of the stockholm Air Temperature Record: A Significant 22.8-Year Cyclic Pulse Observed. *Journal of Coastal Research*, 17, 39–44.
- [55] Moberg, A., 1996: Meteorological Observation in Sweden Made Before A. D. 1860. Homogenization of Swedish Temperature Data. Part I: A Homogeneity Test for Linear Trend. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Stockholm. *Dissertation Series*, 5, 1–11.
- [56] Moberg, A., and H. Alexandersson, 1996: Homogenization of Swedish Temperature Data. Part II: Homogenized Gridded Air Temperature Compared with a Sub-set of Global Air Temperature Since 1861. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Stockholm. *Dissertation Series*, 5, 1–20.
- [57] Moberg, A., and H. Bergström, 1996: Homogenization of Swedish Temperature Data. Part III: The Long Temperature Records from Uppsala and Stockholm. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Stockholm. *Dissertation Series*, 5, 1–26.
- [58] Mousson, A. et al, 1863: Instructionen für die Beobachter der meteorologischen Stationen der Schweiz. Meteorologische Kommission, Zürich.
- [59] Mousson, A. et al, 1864: Bericht über die Organisation meteorologischer Beobachtungen in der Schweiz. Meteorologische Kommission, Zürich, 120 S.
- [60] Müller, G., 1985: Mesures de rayonnement du réseau ANETZ. Charakteristiken der ANETZ-Daten. Beiträge zum ANETZ-Daten Kolloquium vom 17. April 1985 in Zürich. Schweizerische Meteorologische Anstalt, 22–27.
- [61] Oeschger, H., 1992: Experten persönlich. NFPNR 31 info-Bulletin 2, Programmleitung NFP 31, Bern, Dezember 1992, 2–3.
- [62] Paesler, M., 1983: Statistische Methoden der Klimatologie. Homogenisierung. *Promet. Meteorologische Fortbildung*, 13. Jahrgang, Heft 1/2, 3–7.
- [63] Pandit, S.M., and S.M. Wu, 1983: Time Series and System and System Analysis with Applications. Wiley, New York.
- [64] Parker, D.E., 1994: Effects of changing Exposure of Thermometers at Land Stations. *International Journal of Climatology*, 14, 1–31.
- [65] Peterson, T.C., and D.R. Easterling, 1994: Creation of Homogeneous Composite Climatological Reference Series. *International Journal of Climatology*, 14, 671–679.
- [66] Potter, K.W., 1981: Illustration of a New Test for Detecting a Shift in Mean in Precipitation Series. *Monthly Weather Review*, 109, 2040–2045.
- [67] Programmleitung NFP 31, 1992: NFPNR 31 info-Bulletin 1, Programmleitung NFP 31, Bern, Juli 1992.

- [68] Rhoades, D.A., and 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.
- [69] Rhoades, D.A., and M.J. Salinger, 1993: Adjustment of Temperature and Rainfall Records for Site Changes. *International Journal of Climatology*, 13, 899–913.
- [70] Salinger, M.J. et al, 1992: Temperature Trends in New Zealand and Outlying Islands, 1920–1990. South Pacific Historical Climate Network, New Zealand Meteorological Service, Wellington.
- [71] Scandola, P., 1984: Hochschulgeschichte Berns 1528–1984, Zur 150-Jahr-Feier der Universität Bern. Universität Bern, 800 S.
- [72] Schmidt, A., 1921: Über die Frage nach der Häufigkeit von Monatsfolgen gleichsinniger Temperaturabweichungen. *Meteorologische Zeitschrift*, 38. Jahrgang, 50–53.
- [73] Schönwiese, C.-D., 1983: Statistische Methoden der Klimatologie. zur Einführung. *Promet. Meteorologische Fortbildung*, Heft 1/2, 1–3.
- [74] Schönwiese, C.-D., and J. Malcher, 1985: Nicht-Stationarität oder Inhomogenität? Ein Beitrag zur statistischen Analyse klimatologischer Zeitreihen. *Wetter und Leben*, 37, Heft 4, 181–194.
- [75] Schüepp, M., 1961: Lufttemperatur. Beiheft zu den Annalen der Schweizerischen Meteorologischen Zentralanstalt, Klimatologie der Schweiz, Heft 2/C, 2. Teil, 62 S.
- [76] Schüepp, M., 1980: Methoden und Probleme der Bearbeitung langjähriger meteorologischer Beobachtungsreihen. Das Klima. Analysen und Modelle – Geschichte und Zukunft. Herausgeber: H. Oeschger, B. Messerli, M. Svilar. Springer-Verlag, 191–206.
- [77] SMA, 1996: Bereinigte Zeitreihen. Die Ergebnisse des Projekts KLIMA90. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Sektion DAT, Klimatologie der Schweiz. Klimatologie 1961–1990. In 4 Bänden.
- [78] Sneyers, R., 1976: La température en météorologie. Documentation météorologique, Institut royal météorologique de Belgique.
- [79] Solow, A.R., 1987: Testing for Climate Change: An Application of the Two-Phase Regression Model. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 26, 1401–1405.
- [80] Sprent, P., 1993: Applied Nonparametric Statistical Methods. Chapman & Hall, 2. Edition, London.
- [81] Thom, H.C.S., 1966: Some methods of climatological analysis. Technical Note 81, WMO.
- [82] Thommes, W., 1991: Homogenitäts- und Repräsentanzuntersuchungen. REKLIP Mitteilungen Nr. 5. Regio-Klima-Projekt, Projet climatologique de la région trinationale du Rhin supérieur.

- [83] Tuomenvirta, H., and H. Alexandersson, 1995: Adjustment of apparent changes in variability of temperature time series. *Sixth International Meeting on Statistical Climatology*, Galway, Irland, June 19–23 1995.
- [84] Uttinger, H., 1945: Neue Mittel- und Extremwerte der wichtigsten klimatischen Elemente von einigen meteorologischen Stationen der Schweiz. *Annalen der Meteorologischen Zentralanstalt*, Anhang Nr. 7.
- [85] Wanner, H., 1988: *Geschichte der Meteorologie und Klimatologie an der Universität Bern*. Geographisches Institut der Universität Bern. Vorabdruck.
- [86] Weischet, W., 1988: *Einführung in die Allgemeine Klimatologie*. B.G. Teubner, 4. Auflage, Stuttgart, 264 S.
- [87] Wild, H., 1867: *Ueber die Differenzen zwischen den direkten meteorologischen Beobachtungen und den Angaben der Registrier-Instrumenten auf der Sternwarte Bern*. Meteorologische Kommission, Bern.
- [88] Young, K.C., 1993: Detecting and Removing Inhomogeneities from Long-Term Monthly Sea Level Pressure Time Series. *Journal of Climate*, 6, 1205–1220.
- [89] Zwiers, F.W., and H. von Storch, 1995: Taking Serial Correlation into Account in Tests of the Mean. *Journal of Climate*, 8, 336–351.

Anhang A

Homogenisierte Daten 1864–1990

A.1 Station Bern: 07-Termin MEZ

Tabelle A.1: Homogenisierte 07-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Bern mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-94 10	-67 16	6 8	7 7	89 6	119 4	136 8	111 5	97 9	27 9	0 9	-56 8	31 8
1865	-21 10	-67 16	-39 8	49 7	109 6	126 4	148 8	122 5	109 9	52 9	1 9	-45 8	45 8
1866	-2 10	-8 16	9 8	34 7	69 5	142 4	138 6	114 5	112 9	53 9	-1 9	-9 8	54 8
1867	-30 10	-6 16	13 8	32 7	91 5	124 4	127 6	131 5	115 9	33 9	-28 9	-39 8	47 8
1868	-46 10	-37 16	-4 8	23 7	142 5	143 4	150 6	137 5	126 9	61 9	-27 9	33 8	58 8
1869	-38 10	-7 16	-19 8	38 7	108 5	106 4	162 6	118 5	107 9	30 9	2 9	-35 8	48 8
1870	-42 10	-74 16	-10 8	22 7	108 5	141 4	162 6	119 5	93 9	49 9	1 9	-57 8	43 8
1871	-71 10	-44 16	5 8	40 7	87 5	108 4	157 6	133 5	131 9	41 9	-28 9	-97 8	38 8
1872	-29 8	-46 11	11 8	35 7	89 5	131 4	157 5	122 5	112 9	51 7	22 9	6 8	55 7
1873	-23 8	-50 11	28 8	22 7	79 5	137 4	159 5	148 5	102 9	50 7	5 9	-38 8	52 7
1874	-44 8	-57 11	-1 8	44 7	66 5	141 4	171 5	119 5	113 9	36 7	-27 9	-36 8	44 7
1875	-9 8	-74 11	-5 8	24 7	120 5	143 4	134 5	144 5	117 9	41 7	7 9	-49 8	49 7
1876	-50 8	-26 11	11 8	38 7	70 5	134 4	152 5	147 5	101 9	73 7	4 9	15 8	56 7
1877	1 8	2 11	8 8	32 7	81 5	159 4	142 5	147 5	93 9	23 7	27 9	1 8	60 7
1878	-43 8	-35 11	10 8	44 5	109 5	134 3	143 4	137 5	107 9	54 7	-11 9	-49 8	50 7
1879	-42 8	-20 11	11 8	27 5	60 5	143 3	123 4	147 5	112 9	32 7	-25 9	-118 8	38 7
1880	-81 8	-49 11	21 8	51 5	81 5	120 3	157 4	130 5	113 9	57 7	16 9	30 8	54 7
1881	-60 8	-24 11	22 8	39 5	86 5	127 3	168 4	138 5	94 9	20 7	7 9	-22 8	50 7
1882	-42 8	-44 11	22 8	37 5	98 5	126 3	133 4	116 5	100 9	61 7	21 9	-4 8	52 7
1883	-17 8	-14 11	-20 8	35 5	100 5	130 3	135 4	124 5	101 9	39 7	17 9	-14 8	51 7
1884	-6 8	-20 11	15 8	32 5	108 5	110 3	152 4	133 5	105 9	42 7	-8 9	-10 8	54 7
1885	-66 8	-10 11	11 8	46 5	76 5	148 3	154 4	127 5	100 9	42 7	17 9	-18 8	52 7
1886	-42 8	-60 11	-10 8	52 5	93 5	123 3	151 4	136 5	125 9	59 7	17 9	-6 8	53 7
1887	-68 8	-75 11	-20 8	30 5	73 5	144 3	167 4	127 5	95 9	11 7	-6 9	-24 8	38 7
1888	-54 8	-55 11	-3 8	24 5	102 5	139 3	128 4	120 5	113 9	11 7	9 9	-32 8	42 7
1889	-53 8	-50 11	-17 8	32 5	110 5	148 3	141 4	125 5	90 9	45 7	-2 9	-48 8	43 7
1890	-20 8	-73 11	-1 8	34 5	104 5	129 3	135 4	130 5	91 9	26 7	4 9	-64 8	41 7
1891	-92 8	-84 11	-4 5	19 5	94 5	134 3	141 4	121 5	96 7	53 7	-4 9	-15 7	38 6
1892	-34 8	-29 11	-31 5	39 5	90 5	137 3	137 4	138 5	110 7	49 7	31 9	-39 7	50 6
1893	-85 8	-23 11	8 5	51 5	97 5	132 3	147 4	138 5	104 7	59 7	5 9	-28 7	50 6
1894	-51 8	-34 11	3 5	56 5	91 5	125 3	148 4	132 5	94 7	53 7	15 9	-30 7	50 6
1895	-71 8	-122 11	-23 5	50 5	89 5	134 3	147 4	131 5	117 7	44 7	36 9	-1 7	44 6
1896	-35 8	-53 11	36 5	28 5	78 5	135 3	148 4	114 5	106 7	42 7	-5 9	-15 7	48 6
1897	-34 8	-2 11	38 5	47 5	85 5	151 3	152 4	139 5	99 7	36 7	-2 9	-27 7	57 6
1898	-30 8	-31 6	-7 5	43 5	91 5	124 3	131 3	140 5	101 7	71 4	27 7	-20 0	53 5
1899	-3 8	-30 6	-12 5	36 5	89 5	131 3	138 3	138 5	100 7	49 4	2 7	-42 0	50 5
1900	-13 8	-6 6	-33 5	33 5	83 5	145 3	156 3	126 5	109 7	52 4	18 7	-2 0	56 5
1901	-49 8	-98 6	-17 5	44 5	94 5	137 3	144 3	124 5	108 7	56 4	-17 7	-20 0	42 5
1902	-26 8	-36 6	2 5	59 5	60 5	125 3	145 3	129 5	99 7	51 4	-5 7	-23 0	48 5
1903	-47 8	-36 6	4 5	11 5	94 5	120 3	134 3	133 5	101 7	61 4	15 7	-30 0	47 5
1904	-52 8	-11 6	-2 5	54 5	110 5	147 3	166 3	143 5	89 7	52 4	-10 7	-10 0	56 5
1905	-63 8	-36 6	9 5	41 5	84 5	141 3	166 3	138 5	106 7	8 4	3 7	-17 0	48 5
1906	-34 8	-43 6	-8 5	33 5	97 5	135 3	145 3	140 5	87 7	62 4	16 7	-45 0	49 5
1907	-45 8	-62 6	-13 5	28 5	100 5	130 3	121 3	135 5	102 7	59 4	16 7	4 0	48 5
1908	-65 8	-32 6	-9 5	23 5	112 5	150 3	137 3	118 5	94 7	41 4	-5 7	-23 0	45 5
1909	-67 8	-68 6	-28 5	46 5	89 5	121 3	119 3	128 5	91 7	64 4	-7 7	5 0	41 5
1910	-25 8	-27 6	0 5	33 5	80 5	139 3	127 3	130 5	82 7	61 4	4 7	8 0	51 5
1911	-77 8	-40 6	-2 5	31 5	96 5	133 3	164 3	160 5	113 7	56 4	24 7	10 0	56 5
1912	-20 8	-7 6	22 5	28 5	104 5	135 3	132 3	105 5	53 7	37 4	-15 7	-16 0	46 5
1913	-11 8	-38 6	8 5	38 5	95 5	130 3	114 3	122 5	92 7	55 4	41 7	-13 0	53 5
1914	-71 8	-34 6	17 5	53 5	80 5	120 3	128 3	129 5	99 7	42 4	4 7	7 0	48 5
1915	-26 8	-34 6	-6 5	26 5	115 5	150 3	129 3	121 5	79 7	34 4	-15 7	24 0	50 5
1916	-5 8	-18 6	4 5	40 5	103 5	111 3	129 3	128 5	78 7	48 4	7 7	-6 0	52 5
1917	-42 8	-65 6	-17 5	12 5	122 5	153 3	139 3	123 5	111 7	47 4	0 7	-68 0	43 5
1918	-44 8	-37 6	-14 5	36 5	107 5	112 3	138 3	127 5	101 7	37 4	7 7	18 0	49 5
1919	-20 8	-44 6	4 5	16 5	89 5	135 3	111 3	140 5	112 7	27 4	-5 7	3 0	47 5
1920	0 8	-19 6	9 5	42 5	116 5	129 3	134 3	113 5	98 7	56 4	-7 7	-18 0	54 5
1921	8 8	-37 6	-3 5	23 5	102 5	135 3	150 3	128 5	104 7	61 4	-16 7	-8 0	54 5
1922	-26 8	-30 6	2 5	25 5	108 5	135 3	119 3	121 5	80 7	39 4	-2 7	-19 0	46 5
1923	-33 8	-3 6	13 5	36 5	88 5	99 3	155 3	130 5	88 7	75 4	9 7	-3 0	54 5
1924	-51 8	-51 6	-9 5	41 5	105 5	124 3	137 3	102 5	94 7	52 4	15 7	-22 0	45 5
1925	-17 8	-4 6	-22 5	40 5	85 5	128 3	127 3	122 5	76 7	56 4	-3 7	-17 0	48 5
1926	-28 8	9 6	8 5	45 5	75 5	105 3	128 3	119 5	107 7	55 4	23 7	-24 0	52 5
1927	-24 8	-41 6	8 5	42 5	93 5	126 3	132 3	122 5	104 7	45 4	9 7	-14 0	50 5
1928	-9 8	-14 6	7 5	32 5	69 5	127 3	156 3	141 5	95 7	45 4	30 7	-13 0	56 5
1929	-74 8	-113 6	-16 5	15 5	90 5	135 3	142 3	128 5	113 7	59 4	12 7	21 0	43 5
1930	-2 8	-30 6	10 5	44 5	81 5	150 3	128 3	126 5	110 7	55 4	36 7	1 0	59 5

Fortsetzung Tabelle A.1: Homogenisierte 07-Terminreihe in $10^{-1} \text{ }^{\circ}\text{C}$ der Station Bern mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan \pm	Feb \pm	Mär \pm	Apr \pm	Mai \pm	Jun \pm	Jul \pm	Aug \pm	Sep \pm	Okt \pm	Nov \pm	Dez \pm	Jahr \pm
1931	-20 8	-44 6	-33 5	29 5	107 5	146 3	127 3	116 5	57 7	33 4	27 7	-20 0	44 5
1932	-21 8	-70 6	-23 5	24 5	85 5	116 3	130 3	146 5	123 7	58 4	23 7	-11 0	48 5
1933	-48 8	-30 6	5 5	36 5	80 5	104 3	142 3	139 5	101 7	62 4	12 7	-51 0	46 5
1934	-30 8	-41 6	2 5	55 5	103 5	129 3	141 3	124 5	108 7	48 4	-1 7	27 0	55 5
1935	-43 8	-6 6	-11 5	39 5	72 5	142 3	144 3	121 5	100 7	63 4	22 7	-17 0	52 5
1936	14 8	-11 6	14 5	35 5	94 5	124 3	130 3	123 5	107 7	21 4	17 7	-2 0	56 5
1937	-10 8	11 6	-1 5	41 5	103 5	135 3	135 3	127 5	94 7	50 4	4 7	-21 0	56 5
1938	-19 8	-33 6	7 5	6 5	74 5	137 3	128 3	129 5	105 7	53 4	19 7	-31 0	48 5
1939	-18 8	-30 6	-15 5	51 5	64 5	121 3	120 3	125 5	94 7	51 4	40 7	-16 0	49 5
1940	-71 8	-23 6	5 5	43 5	86 5	121 3	121 3	114 5	101 7	55 4	26 7	-50 0	44 5
1941	-48 8	-22 6	7 5	21 5	56 5	132 3	144 3	121 5	85 7	48 4	10 7	-19 0	45 5
1942	-72 8	-68 6	4 5	41 5	91 5	129 3	132 3	130 5	115 7	69 4	0 7	-14 0	46 5
1943	-31 8	-15 6	12 5	52 5	101 5	121 3	135 3	145 5	109 7	68 4	3 7	-7 0	58 5
1944	-20 8	-49 6	-18 5	54 5	87 5	119 3	132 3	156 5	101 7	48 4	12 7	-20 0	50 5
1945	-85 8	-4 6	15 5	59 5	108 5	144 3	145 3	132 5	107 7	45 4	-1 7	-8 0	55 5
1946	-46 8	7 6	10 5	58 5	98 5	121 3	145 3	127 5	101 7	45 4	5 7	-24 0	54 5
1947	-54 8	-43 6	12 5	61 5	112 5	153 3	159 3	156 5	118 7	56 4	38 7	6 0	64 5
1948	12 8	-19 6	22 5	50 5	107 5	130 3	117 3	134 5	98 7	58 4	13 7	-17 0	59 5
1949	-29 8	-34 6	-12 5	67 5	87 5	130 3	152 3	141 5	133 7	72 4	12 7	9 0	61 5
1950	-27 8	-2 6	7 5	31 5	106 5	152 3	160 3	137 5	102 7	54 4	28 7	-25 0	60 5
1951	-18 8	-7 6	0 5	42 5	86 5	129 3	138 3	132 5	111 7	50 4	32 7	-20 0	56 5
1952	-34 8	-44 6	17 5	52 5	102 5	145 3	160 3	140 5	79 7	59 4	9 7	2 0	57 5
1953	-57 8	-39 6	-3 5	47 5	105 5	121 3	142 3	131 5	107 7	70 4	-2 7	6 0	52 5
1954	-41 8	-39 6	12 5	26 5	85 5	134 3	122 3	120 5	111 7	56 4	23 7	16 0	52 5
1955	-18 8	-17 6	-20 5	33 5	88 5	127 3	136 3	121 5	97 7	40 4	-3 7	21 0	50 5
1956	-5 8	-123 6	-1 5	21 5	98 5	111 3	130 3	116 5	108 7	39 4	-2 7	-15 0	40 5
1957	-55 8	10 6	29 5	41 5	67 5	132 3	138 3	125 5	93 7	36 4	17 7	-18 0	51 5
1958	-27 8	-3 6	-31 5	16 5	109 5	122 3	137 3	139 5	117 7	59 4	19 7	11 0	56 5
1959	-24 8	-25 6	33 5	44 5	97 5	139 3	155 3	131 5	106 7	52 4	1 7	12 0	60 5
1960	-29 8	-9 6	21 5	39 5	98 5	143 3	123 3	125 5	87 7	53 4	33 7	-8 0	56 5
1961	-14 0	13 6	12 5	67 5	79 4	130 2	128 3	126 5	125 6	67 4	16 7	3 0	63 4
1962	-1 0	-25 6	-21 5	37 5	76 4	116 2	131 3	144 5	94 6	54 4	-8 7	-38 0	47 4
1963	-76 0	-77 6	-14 5	50 5	82 4	123 2	146 3	127 5	108 6	55 4	44 7	-42 0	44 4
1964	-46 0	-10 6	1 5	49 5	103 4	135 2	151 3	129 5	100 6	55 4	32 7	-18 0	57 4
1965	-7 0	-58 6	0 5	29 5	85 4	127 2	126 3	121 5	82 6	60 4	18 7	22 0	50 4
1966	-35 0	22 6	1 5	54 5	92 4	137 2	126 3	120 5	108 6	86 4	-3 7	9 0	60 4
1967	-19 0	-8 6	23 5	28 5	82 4	113 2	156 3	133 5	97 6	74 4	18 7	-24 0	56 4
1968	-17 0	-12 6	5 5	47 5	82 4	122 2	132 3	120 5	92 6	79 4	20 7	-12 0	55 4
1969	-14 0	-41 6	9 5	40 5	98 4	105 2	148 3	126 5	106 6	58 4	18 7	-46 0	51 4
1970	-24 0	-7 6	-17 5	25 5	79 4	136 2	137 3	137 5	101 6	50 4	25 7	-12 0	52 4
1971	-44 0	-26 6	-31 5	55 3	102 4	115 0	148 0	148 3	85 4	57 4	4 7	-8 0	50 3
1972	-11 0	-2 6	14 5	38 3	84 4	114 0	139 0	124 3	68 4	33 4	24 7	-24 0	50 3
1973	-19 0	-29 6	-11 5	17 3	95 4	130 0	141 0	151 3	108 4	50 4	13 7	-10 0	53 3
1974	13 0	8 6	28 5	35 3	80 4	116 0	135 0	145 3	99 4	27 4	19 7	27 0	61 3
1975	17 0	-15 6	3 5	41 3	88 4	114 0	143 0	144 3	121 4	42 4	27 7	-17 0	59 3
1976	-2 0	-17 6	-13 5	32 3	95 4	142 0	156 0	118 3	90 4	69 4	25 7	-22 0	56 3
1977	-10 0	18 6	31 5	36 3	80 4	125 0	145 0	128 3	88 4	70 4	28 7	0 0	62 3
1978	-13 0	-12 0	20 0	33 0	81 0	113 0	131 0	115 0	86 0	48 0	3 0	1 0	50 0
1979	-37 0	3 0	27 0	26 0	79 0	127 0	135 0	120 0	98 0	75 0	17 0	14 0	57 0
1980	-30 0	12 0	22 0	29 0	75 0	115 0	120 0	140 0	102 0	53 0	4 0	-29 0	51 0
1981	-32 0	-38 0	39 0	58 0	90 0	127 0	132 0	130 0	112 0	65 0	12 0	-3 0	58 0
1982	0 0	-15 0	12 0	32 0	88 0	136 0	153 0	134 0	115 0	68 0	31 0	15 0	64 0
1983	1 0	-34 0	20 0	53 0	77 0	137 0	167 0	143 0	108 0	60 0	15 0	-8 0	62 0
1984	-8 0	-17 0	-15 0	32 0	69 0	119 0	138 0	131 0	101 0	69 0	37 0	0 0	55 0
1985	-69 0	-33 0	0 0	45 0	93 0	117 0	156 0	129 0	102 0	62 0	-1 0	-1 0	50 0
1986	-6 0	-60 0	5 0	37 0	113 0	128 0	141 0	134 0	97 0	73 0	18 0	-6 0	56 0
1987	-49 0	-5 0	-9 0	47 0	68 0	114 0	152 0	138 0	119 0	82 0	32 0	5 0	58 0
1988	14 0	-6 0	13 0	52 0	107 0	124 0	142 0	140 0	105 0	83 0	8 0	10 0	66 0
1989	-15 0	1 0	34 0	49 0	97 0	120 0	151 0	133 0	101 0	55 0	7 0	-5 0	61 0
1990	-26 0	27 0	30 0	40 0	107 0	126 0	145 0	143 0	96 0	81 0	31 0	-17 0	65 0

A.2 Station Bern: 13-Termin MEZ

Tabelle A.2: Homogenisierte 13-Terminreihe in 10⁻¹°C der Station Bern mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-26 8	34 0	95 5	122 8	165 11	170 11	218 16	199 11	169 9	109 12	55 7	-25 0	107 8
1865	32 8	6 0	26 5	190 8	194 11	206 11	236 16	189 11	221 9	140 12	71 7	-9 0	125 8
1866	56 8	60 0	72 5	134 8	125 11	208 11	206 16	178 11	177 9	124 12	66 7	38 0	120 8
1867	10 8	81 0	74 5	118 8	164 11	182 11	194 16	214 11	180 9	98 12	44 7	-9 0	112 8
1868	3 8	59 0	65 5	112 8	214 11	203 11	213 16	206 11	195 9	115 12	35 7	63 0	124 8
1869	9 8	76 0	31 5	150 8	167 11	164 11	239 16	187 11	182 9	103 12	68 7	-2 0	114 8
1870	7 8	12 0	51 5	127 8	176 11	207 11	232 16	176 11	156 9	117 12	51 7	-30 0	107 8
1871	-24 8	47 0	83 5	128 8	156 11	154 11	223 16	210 11	196 9	98 12	19 7	-49 0	103 8
1872	14 5	39 0	100 5	127 8	141 11	183 11	216 13	188 11	189 9	116 10	94 7	40 0	121 8
1873	25 5	24 0	102 5	100 8	135 11	193 11	227 13	223 11	164 9	115 10	64 7	-1 0	114 8
1874	10 5	31 0	84 5	141 8	121 11	199 11	227 13	185 11	193 9	129 10	38 7	-7 0	113 8
1875	28 5	-6 0	63 5	133 8	184 11	195 11	185 13	215 11	184 9	101 10	56 7	-16 0	110 8
1876	-17 5	41 0	75 5	115 8	120 11	187 11	209 13	211 11	153 9	134 10	60 7	48 0	111 8
1877	35 5	58 0	62 5	116 8	124 11	221 11	193 13	209 11	145 9	90 10	80 7	23 0	113 8
1878	0 4	37 0	67 5	117 6	168 10	180 11	201 12	200 10	169 8	124 9	44 7	-14 0	108 7
1879	3 4	33 0	85 5	94 6	108 10	188 11	175 12	219 10	168 8	94 9	22 7	-73 0	93 7
1880	-34 4	36 0	115 5	123 6	141 10	167 11	219 12	195 10	176 8	114 9	68 7	59 0	115 7
1881	-18 4	53 0	93 5	106 6	144 10	181 11	244 12	210 10	148 8	76 9	82 7	13 0	111 7
1882	2 4	33 0	107 5	122 6	157 10	171 11	186 12	186 10	144 8	122 9	78 7	23 0	111 7
1883	18 4	54 0	35 5	115 6	158 10	177 11	194 12	202 10	163 8	106 9	73 7	8 0	109 7
1884	-37 4	53 0	105 5	113 6	166 10	152 11	218 12	216 10	173 8	108 9	46 7	24 0	118 7
1885	-18 4	63 0	70 5	133 6	125 10	202 11	224 12	206 10	163 8	102 9	63 7	13 0	112 7
1886	2 4	-5 0	67 5	133 6	156 10	164 11	215 12	204 10	198 8	124 9	73 7	23 0	113 7
1887	-24 4	1 0	43 5	115 6	125 10	199 11	229 12	204 10	157 8	79 9	46 7	-1 0	98 7
1888	-15 4	2 0	54 5	90 6	167 10	186 11	179 12	190 10	170 8	90 9	63 7	5 0	98 7
1889	-13 4	1 0	42 5	102 6	162 10	192 11	204 12	193 10	156 8	103 9	49 7	-23 0	97 7
1890	24 4	-15 0	72 5	112 6	162 10	174 11	188 12	197 10	163 8	100 9	56 7	-44 0	99 7
1891	-42 4	8 0	64 5	90 6	145 10	186 11	192 12	190 10	176 8	124 9	53 7	18 0	100 7
1892	-2 4	32 0	41 5	123 6	153 10	187 11	199 12	218 10	172 8	104 9	82 7	-5 0	109 7
1893	-44 4	32 0	96 5	170 6	160 10	191 11	204 12	224 10	173 8	133 9	48 7	1 0	116 7
1894	-11 4	37 0	86 5	143 6	137 10	179 11	211 12	200 10	156 8	114 9	65 7	6 0	110 7
1895	-37 4	-47 0	52 5	131 6	155 10	185 11	210 12	208 10	214 8	110 9	88 7	26 0	108 7
1896	-4 4	9 0	100 5	95 6	130 10	178 11	212 12	176 10	162 8	98 9	40 7	11 0	101 7
1897	-1 4	64 0	104 5	113 6	137 10	204 11	211 12	206 10	154 8	101 9	60 7	10 0	114 7
1898	19 4	30 0	60 0	118 0	137 8	167 10	190 11	232 8	202 6	125 7	75 7	16 0	114 5
1899	38 4	67 0	87 0	108 0	144 8	187 10	205 11	227 8	169 6	119 7	69 7	-14 0	117 5
1900	25 4	50 0	35 0	110 0	136 8	191 10	228 11	191 8	190 6	119 7	68 7	28 0	114 5
1901	-2 4	-13 0	45 0	119 0	163 8	187 10	210 11	193 8	166 6	96 7	31 7	16 0	101 5
1902	26 4	14 0	75 0	143 0	100 8	172 10	220 11	191 8	161 6	96 7	44 7	2 0	104 5
1903	14 4	49 0	97 0	75 0	158 8	164 10	187 11	202 8	176 6	119 7	58 7	-10 0	107 5
1904	-6 4	36 0	71 0	138 0	167 8	194 10	245 11	221 8	148 6	110 7	59 7	17 0	117 5
1905	-13 4	29 0	77 0	119 0	126 8	194 10	237 11	199 8	162 6	65 7	54 7	8 0	105 5
1906	19 4	19 0	62 0	115 0	153 8	180 10	214 11	229 8	179 6	140 7	71 7	-13 0	114 5
1907	-2 4	-5 0	62 0	102 0	159 8	175 10	185 11	220 8	176 6	120 7	74 7	36 0	108 5
1908	-20 4	26 0	59 0	93 0	172 8	206 10	203 11	191 8	159 6	113 7	44 7	8 0	104 5
1909	-16 4	-2 0	45 0	140 0	154 8	164 10	180 11	197 8	159 6	123 7	44 7	31 0	102 5
1910	18 4	37 0	75 0	107 0	133 8	182 10	177 11	197 8	143 6	118 7	50 7	32 0	106 5
1911	-23 4	27 0	73 0	108 0	154 8	180 10	251 11	259 8	204 6	110 7	82 7	41 0	122 5
1912	20 4	70 0	99 0	110 0	162 8	176 10	193 11	162 8	116 6	92 7	39 7	22 0	105 5
1913	31 4	36 0	98 0	114 0	149 8	175 10	168 11	192 8	158 6	125 7	93 7	21 0	113 5
1914	-28 4	50 0	77 0	150 0	127 8	168 10	184 11	196 8	164 6	107 7	53 7	45 0	108 5
1915	17 4	27 0	57 0	103 0	169 8	202 10	191 11	192 8	148 6	81 7	36 7	63 0	107 5
1916	51 4	37 0	75 0	114 0	159 8	151 10	187 11	196 8	144 6	113 7	63 7	21 0	109 5
1917	-10 4	2 0	41 0	81 0	183 8	206 10	201 11	191 8	198 6	89 7	65 7	-31 0	101 5
1918	20 4	38 0	80 0	110 0	171 8	159 10	201 11	207 8	169 6	90 7	60 7	49 0	113 5
1919	15 4	18 0	65 0	73 0	161 8	193 10	167 11	235 8	200 6	72 7	43 7	30 0	106 5
1920	45 4	64 0	102 0	118 0	176 8	177 10	203 11	185 8	162 6	100 7	56 7	11 0	117 5
1921	58 4	40 0	103 0	106 0	161 8	195 10	236 11	208 8	187 6	148 7	21 7	17 0	123 5
1922	7 4	25 0	78 0	84 0	180 8	184 10	183 11	192 8	137 6	79 7	39 7	15 0	100 5
1923	9 4	45 0	73 0	116 0	144 8	141 10	233 11	218 8	169 6	125 7	57 7	12 0	112 5
1924	-3 4	-5 0	63 0	111 0	158 8	173 10	198 11	162 8	164 6	111 7	61 7	12 0	100 5
1925	31 4	53 0	35 0	110 0	150 8	191 10	192 11	192 8	141 6	121 7	39 7	14 0	106 5
1926	16 4	73 0	72 0	130 0	130 8	150 10	185 11	206 8	197 6	112 7	84 7	-2 0	113 5
1927	16 4	23 0	78 0	121 0	164 8	177 10	199 11	187 8	162 6	110 7	62 7	2 0	108 5
1928	33 4	50 0	75 0	114 0	127 8	185 10	245 11	221 8	159 6	108 7	76 7	12 0	117 5
1929	-28 4	-40 0	72 0	86 0	157 8	188 10	218 11	197 8	211 6	115 7	69 7	48 0	108 5
1930	39 4	24 0	83 0	122 0	130 8	214 10	187 11	198 8	170 6	107 7	93 7	26 0	116 5

Fortsetzung Tabelle A.2: Homogenisierte 13-Terminreihe in $10^{-1} \text{ } ^\circ\text{C}$ der Station Bern mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan \pm	Feb \pm	Mär \pm	Apr \pm	Mai \pm	Jun \pm	Jul \pm	Aug \pm	Sep \pm	Okt \pm	Nov \pm	Dez \pm	Jahr \pm
1931	22 4	15 0	45 0	107 0	177 8	206 10	189 11	171 8	122 6	108 7	83 7	9 0	104 5
1932	20 4	-10 0	49 0	100 0	142 8	171 10	182 11	230 8	189 6	106 7	73 7	21 0	106 5
1933	-7 4	32 0	80 0	129 0	132 8	153 10	213 11	222 8	175 6	111 7	53 7	-28 0	105 5
1934	8 4	29 0	62 0	147 0	172 8	187 10	215 11	189 8	190 6	111 7	52 7	58 0	118 5
1935	0 4	37 0	64 0	103 0	134 8	201 10	218 11	193 8	178 6	100 7	80 7	6 0	110 5
1936	54 4	40 0	96 0	103 0	157 8	167 10	182 11	193 8	157 6	73 7	59 7	21 4	108 5
1937	39 4	50 0	51 0	114 0	165 8	184 10	201 11	199 8	150 6	111 7	58 7	2 4	110 5
1938	23 4	23 0	112 0	94 0	130 8	193 10	192 11	195 8	170 6	110 7	96 7	-4 4	111 5
1939	31 4	36 0	41 0	133 0	103 8	179 10	181 11	192 8	149 6	89 7	86 7	1 4	102 5
1940	-34 4	35 0	77 0	120 0	146 8	168 10	183 11	181 8	166 6	95 7	74 7	-32 4	98 5
1941	-12 4	32 0	83 0	95 0	106 8	185 10	209 11	179 8	157 6	93 7	56 7	9 4	99 5
1942	-34 4	-20 0	77 0	116 0	149 8	184 10	201 11	203 8	188 6	140 7	43 7	15 4	105 5
1943	18 4	47 0	97 0	130 0	161 8	167 10	204 11	227 8	167 6	131 7	50 7	11 4	118 5
1944	30 4	-5 0	43 0	138 0	146 8	166 10	193 11	235 8	150 6	91 7	58 7	0 4	104 5
1945	-40 4	61 0	94 0	141 0	176 8	212 10	222 11	193 8	178 6	112 7	43 7	13 4	117 5
1946	-6 4	53 0	85 0	151 0	157 8	165 10	206 11	194 8	174 6	96 7	65 7	-11 4	111 5
1947	-10 4	0 0	75 0	151 0	171 8	207 10	231 11	245 8	214 6	118 7	89 7	24 4	126 5
1948	49 4	40 0	127 0	126 0	161 8	172 10	170 11	187 8	170 6	121 7	71 7	13 4	117 5
1949	21 4	48 0	59 0	158 0	127 8	186 10	235 11	220 8	208 6	143 7	60 7	36 4	125 5
1950	16 4	57 0	88 0	101 0	167 8	213 10	230 11	205 8	161 6	111 7	72 7	-7 4	118 5
1951	27 4	38 0	60 0	116 0	137 8	176 10	206 11	190 8	170 6	105 7	82 7	19 4	110 5
1952	7 4	13 0	80 0	138 0	163 8	199 10	239 11	215 8	132 6	102 7	55 7	12 4	113 5
1953	-13 4	16 0	94 0	134 0	170 8	160 10	198 11	206 8	174 6	124 7	52 7	31 4	112 5
1954	-7 4	7 0	93 0	94 0	142 8	180 10	179 11	180 8	173 6	120 7	80 7	32 4	106 5
1955	14 4	23 0	51 0	126 0	138 8	179 10	185 11	189 8	156 6	99 7	50 7	46 4	105 5
1956	31 4	-63 0	75 0	101 0	154 8	155 10	188 11	171 8	179 6	92 7	39 7	24 0	96 5
1957	4 4	59 0	125 0	117 0	115 8	177 10	197 11	184 8	160 6	119 7	60 7	11 0	111 5
1958	10 4	56 0	43 0	88 0	168 8	166 10	201 11	207 8	191 6	95 7	51 7	30 0	109 5
1959	16 4	49 0	101 0	133 0	167 8	191 10	239 11	207 8	193 6	111 7	50 7	39 0	125 5
1960	12 4	45 0	92 0	120 0	175 8	199 10	184 11	202 8	147 6	102 7	88 7	14 0	115 5
1961	15 4	78 0	110 0	149 0	140 8	193 10	198 11	208 8	218 6	125 7	55 0	28 0	126 4
1962	28 0	20 0	39 0	121 0	127 8	181 10	197 11	227 8	176 6	126 7	46 0	-20 0	106 4
1963	-49 0	-18 0	63 0	127 0	141 8	179 10	218 11	187 8	177 6	124 7	95 0	-11 0	103 4
1964	-21 0	54 0	51 0	132 0	172 8	200 10	238 11	204 8	184 6	92 7	63 0	2 0	114 4
1965	25 0	-1 0	71 0	100 0	147 8	189 10	184 11	196 8	147 6	112 7	52 0	44 0	106 4
1966	0 0	79 0	67 0	133 0	157 8	203 10	188 11	184 8	186 6	137 7	38 0	28 0	117 4
1967	12 0	56 0	85 0	108 0	147 8	174 10	234 11	212 8	166 6	158 7	61 0	3 0	118 4
1968	5 0	36 0	86 0	133 0	139 8	183 10	202 11	179 8	162 6	141 7	52 0	6 0	110 4
1969	19 0	15 0	66 0	114 0	160 8	158 10	219 11	196 8	181 6	136 7	73 0	-22 0	110 4
1970	6 0	25 0	47 0	88 0	140 8	201 10	204 11	206 8	188 6	112 7	78 0	7 0	108 4
1971	-12 0	22 0	27 0	153 0	171 6	170 4	237 0	214 0	174 0	133 0	43 0	17 0	112 1
1972	7 0	50 0	97 0	102 0	139 6	171 4	203 0	199 0	146 0	103 0	64 0	0 0	107 1
1973	-1 0	10 0	63 0	83 0	165 6	194 4	207 0	228 0	186 0	102 0	54 0	10 0	108 1
1974	35 0	42 0	97 0	124 0	142 6	172 4	209 0	222 0	165 0	61 0	55 0	51 0	115 1
1975	40 0	41 0	54 0	111 0	151 6	175 4	215 0	212 0	186 0	98 0	60 0	3 0	112 1
1976	28 0	30 0	67 0	116 0	170 6	227 4	230 0	204 0	157 0	131 0	56 0	-4 0	118 1
1977	13 0	65 0	99 0	91 0	144 6	183 4	204 0	193 0	162 0	127 0	66 0	24 0	114 1
1978	6 0	15 0	69 0	90 0	130 0	174 0	193 0	184 0	173 0	109 0	39 0	27 0	101 0
1979	-17 0	34 0	64 0	85 0	148 0	187 0	204 0	190 0	169 0	124 0	50 0	46 0	107 0
1980	-3 0	51 0	67 0	83 0	133 0	164 0	176 0	207 0	183 0	109 0	46 0	2 0	102 0
1981	-13 0	2 0	90 0	125 0	147 0	188 0	196 0	221 0	167 0	116 0	67 0	14 0	110 0
1982	24 0	32 0	61 0	108 0	163 0	194 0	223 0	196 0	192 0	111 0	71 0	39 0	118 0
1983	35 0	3 0	80 0	112 0	126 0	195 0	260 0	218 0	178 0	123 0	47 0	20 0	116 0
1984	18 0	10 0	50 0	103 0	122 0	185 0	216 0	206 0	160 0	125 0	83 0	22 0	108 0
1985	-37 0	11 0	50 0	112 0	150 0	180 0	229 0	214 0	202 0	135 0	30 0	45 0	110 0
1986	19 0	-30 0	62 0	77 0	176 0	193 0	216 0	204 0	175 0	140 0	75 0	26 0	111 0
1987	-33 0	21 0	32 0	127 0	120 0	164 0	217 0	211 0	212 0	124 0	63 0	30 0	107 0
1988	46 0	35 0	50 0	123 0	170 0	188 0	214 0	217 0	174 0	129 0	45 0	34 0	119 0
1989	19 0	50 0	111 0	91 0	188 0	191 0	221 0	218 0	176 0	144 0	50 0	27 0	124 0
1990	17 0	87 0	101 0	95 0	187 0	178 0	226 0	227 0	171 0	140 0	55 0	7 0	124 0

A.3 Station Bern: 19-Termin MEZ

Tabelle A.3: Homogenisierte 19-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Bern mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-74 13	-25 14	50 10	87 7	139 10	156 8	194 10	164 10	126 7	54 11	19 10	-47 7	70 10
1865	-5 13	-35 14	-9 10	130 7	160 10	173 8	206 10	166 10	158 7	85 11	30 10	-28 7	86 10
1866	23 13	30 14	44 10	110 7	117 10	190 8	191 8	158 10	140 7	84 11	27 10	8 7	94 10
1867	-18 13	41 14	44 10	98 7	145 10	172 8	179 8	189 10	145 7	62 11	5 10	-33 7	86 10
1868	-29 13	11 14	33 10	87 7	187 10	185 8	196 8	182 10	159 7	78 11	-3 10	36 7	94 10
1869	-14 13	33 14	4 10	112 7	147 10	150 8	212 8	166 10	145 7	53 11	32 10	-31 7	84 10
1870	-19 13	-33 14	21 10	95 7	153 10	185 8	208 8	162 10	127 7	78 11	21 10	-54 7	79 10
1871	-59 13	-5 14	38 10	102 7	134 10	138 8	202 8	184 10	157 7	59 11	-3 10	-87 7	72 10
1872	-14 11	-6 10	48 9	103 7	124 10	167 7	200 8	171 10	148 7	77 9	46 8	10 7	90 9
1873	-4 11	-13 10	59 9	81 7	119 10	167 7	212 8	197 10	133 7	80 9	27 8	-25 7	86 9
1874	-18 11	-15 10	37 9	113 7	106 10	173 7	215 8	168 10	155 7	76 9	-1 8	-34 7	81 9
1875	5 11	-39 10	23 9	94 7	162 10	177 7	177 8	195 10	154 7	67 9	24 8	-39 7	83 9
1876	-31 11	8 10	39 9	95 7	116 10	171 7	209 8	195 10	134 7	101 9	22 8	28 7	91 9
1877	15 11	32 10	33 9	97 7	127 10	201 7	194 8	202 10	128 7	55 9	50 8	8 7	95 9
1878	-27 11	3 10	31 9	99 7	152 9	168 7	193 8	182 10	141 7	82 9	10 8	-42 7	83 8
1879	-24 11	7 10	45 9	74 7	99 9	173 7	170 8	198 10	143 7	58 9	-11 8	-103 7	69 8
1880	-63 11	-5 10	68 9	101 7	124 9	154 7	205 8	175 10	146 7	81 9	36 8	-37 7	88 8
1881	-42 11	20 10	58 9	90 7	125 9	164 7	223 8	190 10	124 7	44 9	39 8	-10 7	85 8
1882	-22 11	-1 10	62 9	97 7	138 9	159 7	174 8	166 10	123 7	85 9	41 8	3 7	85 8
1883	-4 11	22 10	4 9	91 7	141 9	161 7	173 8	180 10	133 7	69 9	38 8	-7 7	83 8
1884	13 11	16 10	60 9	89 7	150 9	144 7	197 8	185 10	143 7	69 9	9 8	1 7	90 8
1885	-47 11	27 10	40 9	107 7	114 9	182 7	208 8	181 10	133 7	61 9	36 8	-7 7	86 8
1886	-27 11	-32 10	32 9	111 7	136 9	153 7	200 8	185 10	161 7	88 9	36 8	-5 7	86 8
1887	-48 11	-32 10	11 9	93 7	109 9	187 7	213 8	182 10	127 7	39 9	13 8	-20 7	73 8
1888	-38 11	-22 10	22 9	78 7	151 9	173 7	173 8	169 10	144 7	45 9	30 8	-21 7	75 8
1889	-33 11	-25 10	12 9	86 7	149 9	179 7	186 8	173 10	125 7	70 9	18 8	-40 7	75 8
1890	-4 11	-40 10	37 9	89 7	145 9	165 7	178 8	176 10	131 7	58 9	22 8	-54 7	75 8
1891	-67 11	-29 10	28 9	76 7	135 9	169 7	178 7	167 10	141 7	83 9	19 8	-3 5	75 8
1892	-22 11	3 10	8 9	101 7	141 9	179 7	190 7	191 10	142 7	70 9	50 8	-35 5	85 8
1893	-65 11	6 10	59 9	138 7	144 9	183 7	191 7	198 10	144 7	91 9	20 8	-20 5	91 8
1894	-31 11	4 10	40 9	119 7	129 9	169 7	197 7	178 10	127 7	83 9	34 8	-20 5	86 8
1895	-60 11	-77 10	16 9	113 7	139 9	178 7	196 7	183 10	170 7	69 9	58 8	3 5	82 8
1896	-26 11	-21 10	65 9	79 7	125 9	176 7	195 7	154 10	132 7	65 9	14 8	-9 5	79 8
1897	-22 11	35 10	66 9	97 7	123 9	193 7	201 7	182 10	129 7	63 9	23 8	-17 5	89 8
1898	0 10	4 9	36 8	102 6	129 8	163 6	185 6	200 9	160 5	96 8	46 7	-9 0	93 7
1899	19 10	20 9	48 8	94 6	130 8	176 6	199 6	200 9	140 5	79 8	31 7	-35 0	92 7
1900	7 10	20 9	6 8	92 6	129 8	188 6	209 6	175 9	162 5	80 8	42 7	9 0	93 7
1901	-23 10	-52 9	25 8	106 6	146 8	182 6	201 6	179 9	145 5	75 8	4 7	-8 0	82 7
1902	-2 10	-12 9	47 8	122 6	100 8	168 6	201 6	178 9	138 5	70 8	17 7	-16 0	84 7
1903	-19 10	10 9	55 8	68 6	140 8	161 6	179 6	178 9	144 5	83 8	35 7	-26 0	84 7
1904	-26 10	8 9	41 8	117 6	148 8	185 6	220 6	195 9	126 5	80 8	16 7	-2 0	92 7
1905	-36 10	-3 9	51 8	105 6	125 8	179 6	217 6	180 9	142 5	34 8	25 7	-8 0	84 7
1906	-1 10	-15 9	33 8	95 6	139 8	167 6	202 6	196 9	136 5	95 8	43 7	-33 0	88 7
1907	-22 10	-35 9	30 8	83 6	143 8	172 6	178 6	190 9	148 5	87 8	38 7	15 0	86 7
1908	-38 10	-4 9	28 8	79 6	154 8	195 6	191 6	166 9	135 5	71 8	14 7	-15 0	81 7
1909	-35 10	-28 9	15 8	113 6	136 8	157 6	176 6	179 9	133 5	90 8	14 7	-10 0	80 7
1910	-1 10	3 9	42 8	90 6	127 8	173 6	178 6	176 9	123 5	85 8	24 7	14 0	86 7
1911	-50 10	2 9	41 8	88 6	142 8	170 6	225 6	218 9	160 5	80 8	47 7	17 0	95 7
1912	5 10	29 9	67 8	92 6	147 8	177 6	188 6	150 9	95 5	63 8	8 7	-4 0	85 7
1913	11 10	2 9	59 8	96 6	136 8	170 6	169 6	178 9	133 5	86 8	61 7	-4 0	91 7
1914	-52 10	6 9	52 8	122 6	121 8	163 6	177 6	183 9	135 5	73 8	21 7	15 0	85 7
1915	-1 10	-3 9	31 8	86 6	162 8	188 6	187 6	172 9	124 5	58 8	10 7	36 0	88 7
1916	22 10	40 9	43 8	102 6	147 8	152 6	184 6	179 9	122 5	78 8	31 7	7 0	90 7
1917	-27 10	-31 9	17 8	72 6	171 8	194 6	194 6	176 9	159 5	60 8	29 7	-59 0	80 7
1918	-13 10	2 9	40 8	98 6	156 8	158 6	196 6	180 9	143 5	61 8	29 7	24 0	90 7
1919	-2 10	-14 9	43 8	71 6	141 8	182 6	168 6	204 9	163 5	47 8	17 7	9 0	86 7
1920	27 10	21 9	62 8	106 6	165 8	176 6	196 6	169 9	144 5	79 8	18 7	-2 0	97 7
1921	33 10	4 9	60 8	91 6	149 8	183 6	220 6	186 9	158 5	103 8	4 7	0 0	99 7
1922	-8 10	0 9	49 8	83 6	174 8	183 6	188 6	182 9	123 5	60 8	16 7	-7 0	87 7
1923	-6 10	24 9	53 8	104 6	138 8	146 6	225 6	197 9	143 5	98 8	31 7	-1 0	96 7
1924	-22 10	-22 9	43 8	104 6	155 8	181 6	199 6	156 9	143 5	84 8	35 7	-6 0	88 7
1925	11 10	21 9	22 8	104 6	142 8	188 6	193 6	179 9	121 5	90 8	20 7	-3 0	91 7
1926	-3 10	46 9	56 8	120 6	124 8	156 6	193 6	190 9	164 5	86 8	49 7	-18 0	97 7
1927	3 10	-6 9	56 8	113 6	156 8	181 6	204 6	181 9	146 5	78 8	33 7	-11 0	94 7
1928	16 10	25 9	57 8	104 6	125 8	183 6	232 6	203 9	144 5	79 8	54 7	-3 0	102 7
1929	-49 10	-66 9	47 8	83 6	151 8	191 6	212 6	189 9	175 5	89 8	38 7	28 0	91 7
1930	19 10	4 9	62 8	110 6	130 8	202 6	187 6	186 9	152 5	83 8	62 7	10 0	101 7

Fortsetzung Tabelle A.3: Homogenisierte 19-Terminreihe in $10^{-1} \text{ } ^\circ\text{C}$ der Station Bern mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan \pm	Feb \pm	Mär \pm	Apr \pm	Mai \pm	Jun \pm	Jul \pm	Aug \pm	Sep \pm	Okt \pm	Nov \pm	Dez \pm	Jahr \pm
1931	4 10	-8 9	19 8	100 6	168 8	204 6	192 6	170 9	107 5	74 8	52 7	-9 0	89 7
1932	2 10	-28 9	27 8	92 6	133 8	168 6	190 6	207 9	171 5	86 8	48 7	-1 0	91 7
1933	-24 10	6 9	54 8	116 6	132 8	154 6	211 6	206 9	155 5	86 8	30 7	-45 0	90 7
1934	-8 10	-3 9	46 8	131 6	167 8	185 6	212 6	178 9	161 5	80 8	30 7	39 0	102 7
1935	-19 10	15 9	41 8	101 6	129 8	199 6	215 6	182 9	154 5	83 8	49 7	-10 0	95 7
1936	38 10	15 9	68 8	100 6	148 8	177 6	186 6	190 9	149 5	53 8	37 7	10 0	98 7
1937	14 10	35 9	40 8	104 6	165 8	188 6	210 6	195 9	141 5	84 8	27 7	-14 0	99 7
1938	9 10	1 9	78 8	82 6	135 8	194 6	196 6	186 9	155 5	82 8	54 7	-23 0	96 7
1939	5 10	6 9	21 8	117 6	118 8	180 6	190 6	192 9	138 5	72 8	62 7	-11 0	91 7
1940	-49 10	6 9	50 8	108 6	141 8	174 6	182 6	178 9	149 5	79 8	48 7	-47 0	85 7
1941	-30 10	3 9	55 8	91 6	110 8	187 6	213 6	175 9	138 5	70 8	30 7	-8 0	86 7
1942	-53 10	-37 9	52 8	108 6	142 8	186 6	194 6	193 9	162 5	101 8	17 7	0 0	89 7
1943	-4 10	14 9	68 8	120 6	154 8	170 6	204 6	207 9	153 5	98 8	25 7	2 0	101 7
1944	4 10	-26 9	21 8	126 6	144 8	167 6	201 6	222 9	136 5	69 8	35 7	-12 0	91 7
1945	-62 10	30 9	65 8	126 6	162 8	203 6	217 6	186 9	153 5	75 8	19 7	-4 0	98 7
1946	-26 10	33 9	59 8	130 6	147 8	173 6	210 6	184 9	154 5	68 8	33 7	-18 0	96 7
1947	-31 10	-17 9	51 8	136 6	164 8	203 6	227 6	228 9	176 5	89 8	63 7	10 0	108 7
1948	31 10	16 9	88 8	115 6	157 8	176 6	179 6	187 9	145 5	88 8	36 7	-5 0	101 7
1949	0 10	10 9	34 8	137 6	129 8	185 6	225 6	204 9	184 5	105 8	33 7	24 0	106 7
1950	-5 10	28 9	64 8	93 6	167 8	209 6	229 6	195 9	146 5	81 8	50 7	-17 0	103 7
1951	10 10	19 9	44 8	106 6	139 8	178 6	206 6	184 9	157 5	76 8	54 7	-2 0	98 7
1952	-14 10	-11 9	65 8	128 6	157 8	200 6	236 6	202 9	120 5	80 8	31 7	2 0	100 7
1953	-31 10	-10 9	62 8	119 6	163 8	171 6	203 6	194 9	158 5	97 8	25 7	16 0	97 7
1954	-22 10	-11 9	68 8	92 6	141 8	186 6	183 6	178 9	155 5	86 8	51 7	21 0	94 7
1955	8 10	5 9	28 8	115 6	137 8	179 6	200 6	183 9	141 5	69 8	25 7	29 0	93 7
1956	14 10	-85 9	47 8	88 6	152 8	159 6	191 6	168 9	159 5	68 8	17 7	-4 0	81 7
1957	-23 10	32 9	88 8	109 6	116 8	187 6	201 6	182 9	142 5	80 8	38 7	-4 0	96 7
1958	-2 10	29 9	20 8	82 6	170 8	177 6	205 6	197 9	169 5	79 8	37 7	15 0	98 7
1959	-2 10	19 9	82 8	117 6	159 8	190 6	225 6	191 9	166 5	85 8	24 7	15 0	106 7
1960	-6 10	23 9	70 8	108 6	165 8	193 6	185 6	184 9	133 5	78 8	59 7	2 0	100 7
1961	-3 9	52 9	76 8	130 5	130 6	184 5	188 5	184 8	178 4	98 8	32 6	11 0	105 6
1962	8 9	4 9	25 8	106 5	127 6	176 5	199 5	209 8	144 4	92 8	15 6	-33 0	89 6
1963	-67 9	-40 9	36 8	115 5	137 6	173 5	211 5	175 8	151 4	86 8	61 6	-31 0	84 6
1964	-33 9	22 9	39 8	116 5	160 6	191 5	220 5	185 8	151 4	75 8	45 6	-12 0	97 6
1965	2 9	-23 9	50 8	88 5	135 6	188 5	184 5	179 8	124 4	86 8	38 6	27 0	90 6
1966	-24 9	55 9	50 8	120 5	154 6	193 5	187 5	176 8	160 4	113 8	17 6	13 0	101 6
1967	-6 9	27 9	69 8	97 5	139 6	174 5	223 5	192 8	143 4	114 8	38 6	-15 0	100 6
1968	-11 9	18 9	63 8	118 5	135 6	179 5	197 5	170 8	137 4	108 8	31 6	-9 0	95 6
1969	0 9	-10 9	52 8	98 5	158 6	156 5	210 5	185 8	151 4	100 8	43 6	-36 0	92 6
1970	-12 9	13 9	29 8	80 5	134 6	190 5	204 5	194 8	153 4	85 8	50 6	-8 9	93 7
1971	-27 10	2 10	16 10	141 9	155 10	160 9	223 9	204 10	141 9	102 10	25 10	7 9	96 10
1972	-9 10	34 10	81 10	91 9	131 10	167 9	195 9	181 10	119 9	81 10	43 10	-9 9	92 10
1973	-14 10	-7 10	46 10	76 9	159 10	184 9	193 9	211 10	160 9	75 10	35 10	2 9	93 10
1974	24 10	28 10	78 10	114 9	139 10	167 9	203 9	206 10	138 9	38 10	39 10	42 9	101 10
1975	24 10	27 10	36 10	104 9	143 10	164 9	207 9	193 10	157 9	72 10	44 5	-4 0	97 8
1976	11 5	19 5	56 5	113 0	166 5	222 3	212 4	186 5	131 3	105 6	43 5	-11 0	104 4
1977	-2 5	47 5	85 5	86 0	133 5	166 3	196 4	179 5	139 3	105 6	47 5	18 0	100 4
1978	-1 0	9 0	61 0	87 0	127 0	168 0	187 0	178 0	149 0	85 0	24 0	13 0	91 0
1979	-28 0	27 0	59 0	80 0	143 0	178 0	206 0	179 0	149 0	105 0	32 0	33 0	97 0
1980	-14 0	41 0	58 0	79 0	130 0	160 0	180 0	201 0	159 0	86 0	25 0	-14 0	91 0
1981	-20 0	-2 0	78 0	120 0	144 0	181 0	189 0	203 0	152 0	94 0	44 0	5 0	99 0
1982	12 0	17 0	53 0	99 0	153 0	188 0	220 0	185 0	162 0	88 0	51 0	27 0	105 0
1983	24 0	-4 0	68 0	98 0	119 0	199 0	259 0	201 0	154 0	93 0	30 0	5 0	104 0
1984	3 0	3 0	46 0	101 0	113 0	181 0	216 0	198 0	135 0	102 0	57 0	12 0	97 0
1985	-49 0	-1 0	44 0	103 0	145 0	169 0	224 0	204 0	169 0	99 0	16 0	20 0	95 0
1986	10 0	-37 0	53 0	72 0	170 0	189 0	212 0	192 0	158 0	111 0	49 0	13 0	99 0
1987	-36 0	14 0	27 0	120 0	114 0	166 0	199 0	207 0	182 0	107 0	47 0	20 0	97 0
1988	34 0	20 0	45 0	117 0	157 0	178 0	212 0	211 0	150 0	110 0	29 0	26 0	107 0
1989	3 0	33 0	95 0	81 0	176 0	187 0	215 0	204 0	149 0	104 0	29 0	16 0	108 0
1990	3 0	68 0	89 0	89 0	172 0	172 0	222 0	219 0	152 0	111 0	39 0	-4 0	111 0

A.4 Station Genève: 07-Termin MEZ

Tabelle A.4: Homogenisierte 07-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Genève mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-57 8	-34 4	20 11	24 3	98 6	130 5	146 6	121 7	90 8	54 9	30 9	-16 0	50 6
1865	0 8	-26 4	-20 11	50 3	123 6	137 5	153 6	136 7	95 8	70 9	42 9	-9 0	63 6
1866	3 8	25 4	15 11	43 3	83 6	146 5	146 6	123 7	111 8	77 9	20 9	13 0	67 6
1867	-13 8	18 4	23 11	45 3	98 6	140 5	137 6	135 7	113 8	52 9	8 9	-11 0	62 6
1868	-27 8	-16 4	4 11	29 3	135 6	148 5	152 6	138 7	111 8	75 9	8 9	-6 0	68 6
1869	-16 8	20 4	-9 11	35 3	115 6	113 5	157 6	126 7	102 8	50 9	20 9	-6 0	59 6
1870	-22 8	-37 4	5 11	26 3	109 6	144 5	168 6	124 7	90 8	59 9	30 9	-28 0	56 6
1871	-51 8	-18 4	11 11	41 3	92 6	110 5	156 6	134 7	125 8	66 9	3 9	-57 0	51 6
1872	-12 8	-10 4	12 11	40 3	94 6	133 5	156 6	135 7	104 8	69 9	50 9	25 0	66 6
1873	-2 8	-13 4	33 11	29 3	83 6	136 5	168 6	146 7	100 8	75 9	33 9	-6 0	65 6
1874	-24 8	-22 4	0 11	45 3	69 6	141 5	170 6	122 7	107 8	56 9	14 9	-10 0	56 6
1875	2 8	-33 4	5 11	22 3	119 6	148 5	137 6	143 7	119 8	60 9	34 9	-17 0	62 6
1876	-32 8	7 4	21 11	36 3	80 6	137 5	153 6	143 7	94 8	87 9	11 9	34 0	64 6
1877	15 8	-11 4	9 11	31 3	84 6	158 5	152 6	151 7	83 8	32 9	42 9	16 0	65 6
1878	-32 8	-19 4	8 11	42 3	108 6	137 5	145 6	143 7	100 8	73 9	11 9	-26 0	58 6
1879	-23 8	10 4	13 11	24 3	67 6	142 5	126 6	151 7	105 8	58 9	4 9	-73 0	50 6
1880	-57 8	-15 4	16 11	50 3	87 6	119 5	162 6	131 7	107 8	85 9	39 9	44 0	64 6
1881	-35 8	1 4	26 11	44 3	96 6	133 5	171 6	143 7	88 8	41 9	29 9	-7 0	61 6
1882	-23 8	-15 4	21 11	31 3	99 6	127 5	134 6	125 7	97 8	77 9	36 9	15 0	60 6
1883	1 8	7 4	-12 11	24 3	102 6	133 5	143 6	120 7	96 8	55 9	34 9	-6 0	58 6
1884	1 8	13 4	20 11	38 3	114 5	115 3	156 4	134 5	100 5	54 9	13 9	12 0	64 6
1885	-45 8	13 4	21 11	47 3	85 5	147 3	160 4	135 5	93 5	59 9	40 9	8 0	64 6
1886	-33 8	-25 4	8 11	57 3	100 5	129 3	155 4	138 5	119 5	76 9	33 9	16 0	64 6
1887	-46 8	-43 4	-7 11	41 3	77 5	147 3	170 4	136 5	91 5	37 9	14 9	-3 0	51 6
1888	-33 8	-39 4	4 11	32 3	107 5	143 3	127 4	123 5	115 5	28 9	31 9	-4 0	53 6
1889	-28 8	-25 4	-5 11	37 3	109 5	149 3	145 4	129 5	91 5	68 9	29 9	-21 0	56 6
1890	-7 8	-33 4	4 11	39 3	108 5	132 3	142 4	132 5	91 5	46 9	19 9	-42 0	53 6
1891	-72 8	-52 4	11 11	25 3	94 5	135 3	145 4	126 5	100 5	73 9	24 9	11 0	52 6
1892	-21 8	-6 4	-10 11	46 3	100 5	150 3	143 4	141 5	109 5	67 9	45 9	-13 0	63 6
1893	-60 8	0 4	17 11	67 3	107 5	142 3	154 4	150 5	106 5	70 9	28 9	-3 0	65 6
1894	-30 8	-20 4	9 11	57 3	95 5	128 3	154 4	130 5	94 5	67 9	42 9	-5 0	60 6
1895	-55 8	-85 4	-12 11	51 3	97 5	136 3	150 4	126 5	110 5	64 9	56 9	13 0	54 6
1896	-28 8	-37 4	43 11	30 3	88 5	127 3	146 4	108 5	96 5	56 9	15 9	10 0	54 6
1897	-26 8	14 4	38 11	50 3	90 5	149 3	153 4	136 5	92 5	47 9	11 9	1 0	63 6
1898	-9 8	-15 4	5 11	45 3	91 5	125 3	137 4	138 5	105 5	83 9	53 9	2 0	63 6
1899	18 8	-7 4	7 11	44 3	91 5	132 3	143 4	140 5	103 5	74 9	26 9	-8 0	64 6
1900	6 8	11 4	-18 11	36 3	89 5	138 3	160 4	129 5	114 5	70 9	32 9	20 0	66 6
1901	-22 8	-61 4	1 11	57 3	99 5	145 3	146 4	128 5	105 5	66 9	7 9	2 0	56 6
1902	-14 8	-10 4	17 11	68 3	68 5	120 3	148 4	124 5	96 5	67 9	15 9	3 0	58 6
1903	-18 8	-16 4	16 11	18 3	93 5	118 3	137 4	128 5	102 5	72 9	29 9	0 0	57 6
1904	-20 8	10 4	7 11	58 3	112 5	141 3	168 4	143 5	87 5	66 9	12 9	3 0	66 6
1905	-44 8	-23 4	30 11	53 3	90 5	140 3	168 4	140 5	109 5	24 9	22 9	4 0	59 6
1906	-9 8	-28 4	6 11	41 3	97 5	134 3	150 4	144 5	91 5	76 9	36 9	-27 0	59 6
1907	-23 8	-38 4	-1 11	28 3	96 5	127 3	129 4	134 5	105 5	73 9	38 9	24 0	58 6
1908	-36 8	-12 4	8 11	27 3	112 5	143 3	145 4	123 5	96 5	62 9	15 9	-1 0	57 6
1909	-40 8	-45 4	-11 11	47 3	91 5	116 3	127 4	126 5	85 5	81 9	13 9	34 0	52 6
1910	-1 8	5 4	10 11	37 3	81 5	137 3	127 4	128 5	87 5	76 9	25 9	29 0	62 6
1911	-39 8	-18 4	12 11	36 3	99 5	131 3	166 4	157 5	114 5	73 9	43 9	25 0	67 6
1912	4 8	8 4	35 11	36 3	107 5	131 3	135 4	111 5	60 5	61 9	4 9	0 0	58 6
1913	12 8	-18 4	29 11	45 3	95 5	133 3	119 4	124 5	96 5	69 9	55 9	6 0	64 6
1914	-48 8	-6 4	30 11	56 3	87 5	120 3	135 4	131 5	102 5	58 9	24 9	33 0	60 6
1915	-5 8	-16 4	11 11	36 3	122 5	152 3	140 4	123 5	83 5	53 9	14 9	52 0	64 6
1916	1 8	-1 4	20 11	44 3	106 5	114 3	137 4	130 5	80 5	62 9	31 9	14 0	62 6
1917	-29 8	-45 4	0 11	20 3	124 5	152 3	146 4	124 5	114 5	58 9	20 9	-36 0	54 6
1918	-18 8	-24 4	-1 11	39 3	109 5	115 3	140 4	134 5	105 5	48 9	32 9	33 0	59 6
1919	-9 8	-9 4	19 11	22 3	96 5	136 3	116 4	144 5	115 5	45 9	11 9	24 0	59 6
1920	9 8	-9 4	23 11	56 3	129 5	135 3	145 4	119 5	100 5	81 9	21 9	8 0	68 6
1921	11 8	-21 4	12 11	34 3	110 5	144 3	169 4	139 5	115 5	76 9	9 9	5 0	67 6
1922	-12 8	-7 4	22 11	37 3	121 5	146 3	131 4	132 5	82 5	57 9	15 9	2 0	60 6
1923	-14 8	9 4	27 11	47 3	99 5	111 3	169 4	143 5	99 5	89 9	27 9	18 0	69 6
1924	-18 8	-33 4	14 11	50 3	114 5	137 3	148 4	112 5	102 5	68 9	36 9	6 0	61 6
1925	2 8	7 4	-4 11	49 3	98 5	143 3	140 4	130 5	87 5	72 9	20 9	14 0	63 6
1926	-17 8	22 4	21 11	52 3	85 5	112 3	141 4	133 5	115 5	82 9	48 9	-6 0	66 6
1927	-3 8	-14 4	28 11	56 3	110 5	135 3	143 4	130 5	106 5	58 9	29 9	14 0	66 6
1928	0 8	-4 4	33 11	44 3	83 5	136 3	178 4	156 5	108 5	61 9	44 9	5 0	70 6
1929	-48 8	-72 4	-4 11	27 3	102 5	145 3	156 4	136 5	120 5	75 9	29 9	33 0	58 6
1930	6 8	-7 4	28 11	51 3	91 5	155 3	137 4	136 5	115 5	71 9	56 9	19 0	72 6

Fortsetzung Tabelle A.4: Homogenisierte 07-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Genf mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1931	-2 8	-23 4	0 11	39 3	114 5	157 3	140 4	123 5	68 5	51 9	46 9	-4 0	59 6
1932	-6 8	-43 4	3 11	32 3	91 5	125 3	139 4	152 5	133 5	77 9	39 9	11 0	63 6
1933	-34 8	-9 4	24 11	46 3	94 5	116 3	154 4	151 5	113 5	77 9	23 9	-25 0	61 6
1934	-9 8	-28 4	22 11	58 3	112 5	137 3	158 4	129 5	112 5	63 9	18 9	41 0	68 6
1935	-27 8	10 4	5 11	45 3	86 5	151 3	161 4	130 5	108 5	79 9	41 9	8 0	66 6
1936	32 8	-1 4	25 11	41 3	106 5	133 3	140 4	133 5	114 5	36 9	38 9	15 0	68 6
1937	2 8	23 4	12 11	48 3	110 5	147 3	156 4	141 5	104 5	68 9	25 9	3 0	70 6
1938	4 8	-17 4	19 11	22 3	84 5	147 3	141 4	137 5	108 5	72 9	44 9	-8 0	63 6
1939	14 8	-9 4	-1 11	58 3	75 5	135 3	137 4	134 5	105 5	76 9	54 9	3 0	65 6
1940	-49 8	-8 4	20 11	49 3	99 5	131 3	140 4	125 5	109 5	72 9	41 9	-30 0	58 6
1941	-20 8	-3 4	20 11	34 3	70 5	134 3	162 4	128 5	92 5	65 9	28 9	-6 0	59 6
1942	-40 8	-45 4	27 11	53 3	99 5	140 3	149 4	143 5	121 5	79 9	30 9	-1 0	63 6
1943	-4 8	-3 4	23 11	53 5	107 6	124 5	144 5	144 6	113 6	92 9	26 9	16 0	70 6
1944	-5 8	-30 4	3 11	62 5	97 6	131 5	145 5	169 6	109 6	65 9	34 9	4 0	65 6
1945	-52 8	10 4	27 11	67 5	116 6	156 5	165 5	140 6	115 6	74 9	25 9	10 0	71 6
1946	-21 8	23 4	34 11	72 5	111 6	132 5	160 5	132 6	105 6	67 9	27 9	0 0	70 6
1947	-33 8	-16 4	37 11	79 5	123 6	155 5	164 5	166 6	130 6	88 9	51 9	18 0	80 6
1948	21 8	-9 4	48 11	59 5	110 6	122 5	122 5	138 6	94 6	77 9	24 9	-4 0	67 6
1949	-12 8	-21 4	2 11	67 5	85 6	133 5	161 5	149 6	135 6	86 9	31 9	30 0	70 6
1950	-16 8	13 4	20 11	36 5	111 6	154 5	171 5	142 6	111 6	73 9	49 9	-8 0	71 6
1951	9 8	9 4	17 10	52 5	89 4	128 5	149 5	138 7	120 7	76 8	44 8	-2 0	69 6
1952	-16 8	-25 4	42 10	59 5	108 4	153 5	177 5	141 7	84 7	74 8	24 8	24 0	70 6
1953	-29 8	-24 4	7 10	53 5	117 4	123 5	158 5	135 7	116 7	91 8	18 8	25 0	66 6
1954	-20 8	-16 4	27 10	36 5	94 4	147 5	130 5	129 7	114 7	68 8	43 8	32 0	65 6
1955	14 8	2 4	0 10	42 5	100 4	131 5	150 5	130 7	104 7	62 8	29 8	42 0	67 6
1956	16 8	-91 4	16 10	31 5	109 4	120 5	142 5	121 7	110 7	57 8	21 8	13 0	55 6
1957	-27 8	31 4	39 10	48 3	75 4	136 3	148 4	130 5	99 5	54 8	42 8	8 0	65 5
1958	-1 8	22 4	-5 10	28 3	112 4	126 3	149 4	145 5	127 5	68 8	36 8	34 0	70 5
1959	5 8	-16 4	40 10	54 3	104 4	139 3	165 4	139 5	121 5	69 8	20 8	34 0	73 5
1960	-8 8	9 4	33 10	49 3	106 4	147 3	134 4	133 5	94 5	67 8	49 8	17 0	69 5
1961	9 8	28 4	23 10	76 3	91 4	144 3	141 4	129 5	134 5	81 8	33 8	28 0	76 5
1962	17 2	-2 1	0 1	46 1	84 3	125 3	139 3	150 3	108 2	75 1	13 2	-18 0	61 2
1963	-51 2	-41 1	10 1	53 1	91 3	130 3	157 3	129 3	109 2	58 1	53 2	-19 0	57 2
1964	-20 2	9 1	24 1	55 1	110 3	144 3	163 3	137 3	112 2	71 1	50 2	-3 0	71 2
1965	-8 2	-37 1	8 1	38 1	94 3	135 3	140 3	126 3	92 2	79 1	40 2	20 0	61 2
1966	-10 2	32 1	6 1	66 1	104 3	148 3	139 3	133 3	117 2	96 1	17 2	12 0	72 2
1967	-6 2	7 1	28 1	37 1	93 3	124 3	163 3	143 3	105 2	82 1	33 2	-9 0	67 2
1968	-17 2	11 1	16 1	57 1	94 3	131 3	144 3	128 3	103 2	95 1	41 2	4 0	67 2
1969	3 2	-23 1	24 1	50 1	106 3	115 3	157 3	141 3	113 2	72 1	36 2	-23 0	64 2
1970	-5 2	20 1	-3 1	35 1	91 3	146 3	151 3	146 3	108 2	59 1	39 2	3 0	66 2
1971	-25 2	-7 1	-18 0	56 0	108 2	127 2	160 2	156 1	99 1	66 0	21 2	4 0	62 1
1972	4 2	12 1	21 0	49 0	96 2	124 2	150 2	141 1	78 1	46 0	51 2	4 0	65 1
1973	-8 2	-2 1	-2 0	28 0	107 2	143 2	153 2	158 1	110 1	61 0	21 2	-6 0	64 1
1974	21 2	33 1	40 0	40 0	90 2	125 2	147 2	150 1	113 1	37 0	41 2	18 0	71 1
1975	24 2	-3 1	18 0	51 0	97 2	124 2	154 2	152 1	131 1	62 0	49 2	8 0	72 1
1976	-8 2	-2 1	2 0	40 0	102 2	147 2	168 2	126 1	97 1	80 0	40 2	2 0	66 1
1977	7 2	37 1	39 0	51 0	91 2	132 2	151 2	133 1	92 1	89 0	37 2	14 0	73 1
1978	2 2	3 1	28 0	41 0	95 2	127 2	144 2	126 1	94 1	59 0	25 2	21 0	64 1
1979	-21 2	23 1	39 0	39 0	94 2	144 2	150 2	128 1	108 1	83 0	27 2	-20 0	70 1
1980	-5 0	22 0	27 0	41 0	84 0	120 0	132 0	146 0	110 0	61 0	21 0	-12 0	62 0
1981	-17 0	-23 0	51 0	63 0	97 0	136 0	141 0	137 0	118 0	74 0	22 0	14 0	68 0
1982	20 0	4 0	23 0	43 0	95 0	145 0	168 0	143 0	120 0	84 0	48 0	28 0	77 0
1983	2 0	-7 0	25 0	62 0	89 0	145 0	180 0	155 0	122 0	72 0	43 0	9 0	75 0
1984	4 0	1 0	1 0	39 0	78 0	128 0	150 0	139 0	107 0	85 0	52 0	22 0	67 0
1985	-47 0	-20 0	7 0	51 0	97 0	123 0	166 0	135 0	109 0	76 0	14 0	7 0	60 0
1986	1 0	-27 0	16 0	48 0	123 0	139 0	157 0	143 0	111 0	92 0	28 0	10 0	70 0
1987	-29 0	13 0	12 0	54 0	83 0	126 0	164 0	147 0	130 0	101 0	51 0	24 0	73 0
1988	34 0	9 0	29 0	58 0	112 0	140 0	152 0	148 0	113 0	96 0	34 0	14 0	78 0
1989	3 0	12 0	39 0	59 0	111 0	137 0	171 0	153 0	119 0	68 0	25 0	25 0	77 0
1990	-1 0	37 0	35 0	55 0	119 0	138 0	159 0	154 0	108 0	100 0	46 0	2 0	79 0

A.5 Station Genf: 13-Termin MEZ

Tabelle A.5: Homogenisierte 13-Terminreihe in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$ der Station Genf mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-15 4	29 2	95 3	116 6	172 4	184 4	230 4	218 4	175 4	117 1	60 1	-2 1	115 3
1865	41 4	21 2	31 3	168 6	190 4	218 4	231 4	200 4	210 4	140 1	82 1	14 1	129 3
1866	59 4	81 2	73 3	125 6	140 4	217 4	218 4	189 4	186 4	139 1	75 1	54 1	130 3
1867	20 4	89 2	75 3	121 6	161 4	197 4	213 4	221 4	190 4	106 1	58 1	9 1	122 3
1868	5 4	75 2	72 3	113 6	208 4	216 4	224 4	214 4	203 4	125 1	50 1	86 1	133 3
1869	24 4	79 2	42 3	132 6	173 4	185 4	245 4	208 4	188 4	112 1	78 1	21 1	124 3
1870	17 4	26 2	58 3	125 6	188 4	229 4	249 4	193 4	165 4	123 1	54 1	-9 1	118 3
1871	-16 4	46 2	80 3	126 6	163 4	166 4	223 4	222 4	206 4	110 1	33 1	-27 1	111 3
1872	22 4	40 2	100 3	118 6	146 4	196 4	226 4	194 4	195 4	123 1	95 1	51 1	126 3
1873	35 4	33 2	97 3	99 6	143 4	199 4	238 4	230 4	170 4	130 1	70 1	15 1	122 3
1874	16 4	38 2	87 3	136 6	128 4	210 4	238 4	198 4	196 4	132 1	56 1	9 1	120 3
1875	37 4	11 2	69 3	121 6	185 4	208 4	197 4	222 4	203 4	116 1	70 1	7 1	120 3
1876	-9 4	53 2	76 3	107 6	127 4	193 4	235 4	222 4	165 4	150 1	60 1	67 1	120 3
1877	54 4	66 2	67 3	108 6	136 4	227 4	211 4	227 4	170 4	119 1	85 1	39 1	126 3
1878	10 4	47 2	72 3	106 6	174 4	186 4	217 4	210 4	179 4	133 1	52 1	7 1	116 3
1879	11 4	48 2	94 3	85 6	113 4	208 4	189 4	226 4	180 4	109 1	38 1	-45 1	105 3
1880	-31 4	40 2	114 3	119 6	150 4	179 4	234 4	203 4	189 4	135 1	81 1	71 1	124 3
1881	-6 4	59 2	100 3	107 6	151 4	202 4	263 4	225 4	159 4	93 1	87 1	27 1	122 3
1882	9 4	47 2	110 3	117 6	159 4	189 4	195 4	201 4	153 4	130 1	85 1	35 1	119 3
1883	30 4	71 2	46 3	109 6	163 4	189 4	204 4	207 4	169 4	114 1	80 1	24 1	117 3
1884	45 4	60 2	102 3	112 6	170 3	172 4	228 3	233 3	184 3	123 1	47 1	44 1	127 3
1885	-4 4	75 2	76 3	120 6	137 3	212 4	233 3	223 3	171 3	111 1	70 1	34 1	122 3
1886	8 4	12 2	69 3	130 6	161 3	189 4	229 3	213 3	210 3	130 1	80 1	42 1	123 3
1887	-15 4	18 2	44 3	111 6	135 3	205 4	243 3	218 3	175 3	92 1	58 1	26 1	109 3
1888	0 4	19 2	71 3	92 6	174 3	204 4	191 3	198 3	179 3	102 1	84 1	27 1	112 3
1889	4 4	16 2	48 3	105 6	165 3	201 4	213 3	204 3	169 3	112 1	65 1	0 1	108 3
1890	19 4	0 2	77 3	110 6	168 3	196 4	200 3	204 3	165 3	109 1	64 1	-22 1	108 3
1891	-33 4	14 2	70 3	96 6	153 3	198 4	207 3	211 3	185 3	136 1	67 1	39 1	112 3
1892	16 4	51 2	45 3	126 6	165 3	209 4	211 3	230 3	191 3	117 1	87 1	7 1	121 3
1893	-30 4	54 2	98 3	162 6	166 3	211 4	221 3	238 3	187 3	151 1	62 1	24 1	129 3
1894	8 4	56 2	91 3	142 6	149 3	193 4	217 3	210 3	169 3	134 1	74 1	27 1	122 3
1895	-22 4	-24 2	57 3	125 6	161 3	197 4	230 3	221 3	216 3	127 1	96 1	44 1	119 3
1896	-1 4	11 2	107 3	103 6	143 3	188 4	218 3	183 3	172 3	108 1	50 1	29 1	109 3
1897	2 4	70 2	112 3	114 6	148 3	212 4	224 3	211 3	163 3	110 1	57 1	22 1	120 3
1898	20 4	42 2	61 3	121 6	151 3	178 4	208 3	231 3	205 3	137 1	87 1	40 1	123 3
1899	46 4	70 2	89 3	117 6	157 3	192 4	214 3	232 3	193 3	132 1	80 1	14 1	128 3
1900	37 4	62 2	43 3	112 6	150 3	205 4	236 3	205 3	195 3	140 1	79 1	46 1	126 3
1901	8 4	-2 2	61 3	115 6	169 3	207 4	225 3	204 3	180 3	114 1	48 1	33 1	114 3
1902	28 4	23 2	84 3	136 6	125 3	185 4	230 3	206 3	172 3	116 1	53 1	23 1	115 3
1903	31 4	60 2	93 3	85 6	159 3	178 4	209 3	214 3	180 3	139 1	68 1	14 1	119 3
1904	4 4	51 2	72 3	139 6	174 3	204 4	254 3	246 3	160 3	120 1	70 1	32 1	127 3
1905	-6 4	37 2	93 3	125 6	142 3	208 4	250 3	215 3	177 3	88 1	69 1	21 1	118 3
1906	30 4	26 2	67 3	107 6	163 3	200 4	224 3	237 3	188 3	150 1	79 1	4 1	123 3
1907	10 4	3 2	63 3	104 6	161 3	193 4	201 3	228 3	178 3	127 1	82 1	59 1	117 3
1908	-13 4	36 2	69 3	97 6	176 3	216 4	213 3	205 3	174 3	123 1	53 1	26 1	115 3
1909	0 4	7 2	50 3	131 6	156 3	177 4	193 3	206 3	169 3	137 1	58 1	51 1	111 3
1910	27 4	51 2	74 3	106 6	142 3	200 4	192 3	208 3	155 3	130 1	62 1	53 1	117 3
1911	-11 4	47 2	80 3	107 6	165 3	190 4	249 3	252 3	205 3	123 1	94 1	54 1	130 3
1912	28 4	75 2	104 3	111 6	177 3	194 4	204 3	184 3	130 3	109 1	50 1	35 1	117 3
1913	37 4	35 2	100 3	113 6	157 3	194 4	185 3	206 3	168 3	129 1	98 1	36 1	122 3
1914	-21 4	47 2	92 3	136 6	139 3	189 4	196 3	201 3	178 3	119 1	64 1	67 1	117 3
1915	26 4	34 2	69 3	101 6	179 3	215 4	212 3	204 3	161 3	101 1	47 1	78 1	119 3
1916	48 4	44 2	75 3	113 6	168 3	176 4	204 3	208 3	154 3	131 1	69 1	38 1	119 3
1917	0 4	6 2	53 3	86 6	180 3	222 4	218 3	205 3	205 3	108 1	68 1	-6 1	112 3
1918	21 4	44 2	77 3	108 6	177 3	179 4	213 3	222 3	187 3	107 1	67 1	55 1	121 3
1919	26 4	34 2	77 3	79 6	158 3	208 4	186 3	247 3	203 3	91 1	52 1	49 1	118 3
1920	47 4	64 2	101 3	124 6	188 3	200 4	216 3	204 3	182 3	120 1	70 1	33 1	129 3
1921	58 4	43 2	103 3	110 6	173 3	214 4	251 3	223 3	195 3	160 1	45 1	38 1	134 3
1922	17 4	42 2	83 3	92 6	191 3	208 4	204 3	209 3	153 3	103 1	51 1	34 1	116 3
1923	18 4	58 2	84 3	115 6	158 3	169 4	244 3	230 3	176 3	142 1	63 1	36 1	124 3
1924	15 4	11 2	79 3	121 6	174 3	200 4	214 3	178 3	181 3	126 1	73 1	27 1	117 3
1925	35 4	69 2	55 3	113 6	163 3	205 4	213 3	211 3	163 3	138 1	53 1	41 1	122 3
1926	25 4	78 2	81 3	130 6	145 3	171 4	210 3	219 3	211 3	136 1	94 1	13 1	126 3
1927	28 4	36 2	87 3	128 6	177 3	199 4	220 3	202 3	178 3	120 1	73 1	27 1	123 3
1928	41 4	61 2	90 3	112 6	148 3	209 4	260 3	242 3	178 3	128 1	85 1	33 1	132 3
1929	-16 4	-16 2	79 3	102 6	170 3	209 4	224 3	211 3	216 3	137 1	74 1	66 1	121 3
1930	40 4	35 2	93 3	120 6	145 3	226 4	208 3	213 3	191 3	119 1	100 1	37 1	127 3

Fortsetzung Tabelle A.5: Homogenisierte 13-Terminreihe in $10^{-1} \text{ } ^\circ\text{C}$ der Station Genf mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan \pm	Feb \pm	Mär \pm	Apr \pm	Mai \pm	Jun \pm	Jul \pm	Aug \pm	Sep \pm	Okt \pm	Nov \pm	Dez \pm	Jahr \pm
1931	30 4	26 2	57 3	111 6	182 3	227 4	208 3	186 3	138 3	118 1	84 1	18 1	115 3
1932	17 4	2 2	57 3	98 6	146 3	193 4	195 3	231 3	209 3	128 1	72 1	25 1	114 3
1933	-9 4	40 2	79 3	132 6	150 3	174 4	228 3	231 3	188 3	129 1	57 1	-12 1	116 3
1934	13 4	34 2	73 3	138 6	184 3	211 4	232 3	206 3	201 3	131 1	57 1	63 1	129 3
1935	3 4	52 2	73 3	113 6	148 3	216 4	237 3	201 3	191 3	121 1	76 1	23 1	121 3
1936	60 4	40 2	92 3	102 6	171 3	192 4	202 3	210 3	177 3	95 1	73 1	35 1	121 3
1937	40 4	65 2	58 3	118 6	175 3	209 4	232 3	218 3	167 3	128 1	70 1	25 1	125 3
1938	33 4	24 2	113 3	104 6	146 3	202 4	210 3	210 3	180 3	133 1	91 1	11 1	121 3
1939	40 4	38 2	51 3	127 6	124 3	199 4	204 3	210 3	168 3	111 1	86 1	23 1	115 3
1940	-25 4	38 2	84 3	117 6	163 3	191 4	206 3	206 3	185 3	119 1	82 1	-12 1	113 3
1941	4 4	44 2	85 3	106 6	123 3	201 4	232 3	204 3	173 3	112 1	63 1	33 1	115 3
1942	-15 4	-8 2	83 3	117 6	165 3	207 4	235 3	231 3	206 3	151 1	55 1	27 1	121 3
1943	24 4	57 2	102 3	136 6	174 3	194 4	228 3	243 3	184 3	147 1	61 1	35 1	132 3
1944	30 4	9 2	67 3	143 6	177 3	204 4	221 3	259 3	172 3	109 1	73 1	24 1	124 3
1945	-22 4	65 2	106 3	151 6	186 3	239 4	243 3	212 3	197 3	134 1	57 1	39 1	134 3
1946	5 4	73 2	98 3	153 6	173 3	197 4	237 3	222 3	188 3	122 1	71 1	15 1	130 3
1947	0 4	18 2	86 3	160 6	185 3	228 4	256 3	251 3	221 3	135 1	100 1	39 1	140 3
1948	48 4	56 2	134 3	129 6	179 3	196 4	196 3	215 3	179 3	142 1	83 1	36 1	133 3
1949	31 4	58 2	72 3	159 6	146 3	209 4	255 3	237 3	217 3	150 1	66 1	58 1	138 3
1950	20 4	64 2	98 3	112 6	181 3	234 4	252 3	220 3	187 3	128 1	83 1	13 1	133 3
1951	36 4	52 2	63 3	124 6	160 3	192 6	226 3	212 10	190 3	124 1	90 1	27 1	125 4
1952	19 4	19 2	86 9	143 5	185 3	219 6	262 3	224 10	156 3	126 1	61 1	35 1	128 4
1953	0 4	23 2	92 9	132 5	193 3	177 6	233 3	216 10	196 3	139 1	60 1	45 1	126 4
1954	4 4	26 2	90 9	101 5	161 3	206 6	212 3	193 10	186 3	139 1	89 1	51 1	122 4
1955	26 4	39 2	61 9	132 5	173 3	195 6	226 3	209 10	178 3	118 1	56 1	63 1	123 4
1956	45 4	-47 2	71 9	110 5	178 3	178 6	214 3	187 10	191 3	109 1	54 1	42 1	111 4
1957	7 4	71 2	122 3	125 3	142 3	192 4	219 3	201 3	178 3	122 1	74 1	28 1	123 3
1958	17 4	64 2	53 3	92 3	180 3	184 4	217 3	216 3	200 3	107 1	61 1	53 1	120 3
1959	29 4	45 2	99 3	130 3	172 3	204 4	245 3	212 3	192 3	125 1	53 1	55 1	130 3
1960	19 4	58 2	90 3	131 3	180 3	210 4	198 3	204 3	156 3	119 1	93 1	34 1	124 3
1961	30 4	69 2	105 3	148 3	154 3	202 4	211 3	212 3	217 3	138 1	68 1	45 1	133 3
1962	44 1	29 2	47 1	121 1	148 3	200 4	223 3	251 3	187 3	132 1	57 1	-2 1	120 2
1963	-26 1	-13 2	69 1	129 1	156 3	186 4	229 3	195 3	180 3	133 1	99 1	1 1	112 2
1964	-12 1	58 2	62 1	130 1	181 3	212 4	250 3	215 3	185 3	108 1	74 1	14 1	123 2
1965	25 1	14 2	68 1	104 1	158 3	204 4	200 3	201 3	151 3	120 1	61 1	50 1	113 2
1966	14 1	82 2	73 1	133 1	173 3	219 4	203 3	205 3	202 3	150 1	49 1	40 1	129 2
1967	24 1	58 2	92 1	114 1	155 3	193 4	246 3	218 3	177 3	158 1	74 1	16 1	127 2
1968	9 1	41 2	89 1	132 1	147 3	198 4	216 3	186 3	167 3	152 1	60 1	26 1	119 2
1969	28 1	22 2	75 1	114 1	167 3	171 4	230 3	214 3	189 3	143 1	84 1	-9 1	119 2
1970	16 1	34 2	48 1	90 1	151 3	211 4	222 3	222 3	199 3	120 1	92 1	22 1	119 2
1971	0 0	39 0	39 0	149 0	175 2	186 3	250 3	240 2	181 2	140 0	54 0	20 0	123 1
1972	24 0	56 0	93 0	115 0	159 2	189 3	222 3	213 2	154 2	116 0	72 0	25 0	120 1
1973	15 0	25 0	75 0	95 0	171 2	206 3	219 3	233 2	196 2	114 0	64 0	24 0	120 1
1974	50 0	58 0	97 0	126 0	155 2	188 3	224 3	230 2	175 2	78 0	69 0	57 0	126 1
1975	52 0	47 0	68 0	118 0	160 2	191 3	224 3	222 2	190 2	103 0	75 0	21 0	123 1
1976	32 0	33 0	75 0	122 0	182 2	245 3	247 3	214 2	162 2	135 0	72 0	18 0	128 1
1977	29 0	73 0	103 0	104 0	153 2	188 3	216 3	204 2	175 2	131 0	74 0	35 0	124 1
1978	23 0	34 0	80 0	104 0	148 2	190 3	211 3	203 2	188 2	113 0	54 0	48 0	116 1
1979	1 0	56 0	81 0	102 0	161 2	199 3	234 3	211 2	191 2	134 0	68 0	57 0	125 1
1980	19 0	63 0	73 0	99 0	143 0	177 0	192 0	223 0	190 0	119 0	59 0	13 0	114 0
1981	6 0	12 0	102 0	134 0	151 0	201 0	207 0	228 0	186 0	129 0	69 0	30 0	121 0
1982	42 0	44 0	74 0	123 0	171 0	207 0	236 0	216 0	196 0	122 0	81 0	50 0	130 0
1983	42 0	13 0	90 0	117 0	136 0	213 0	270 0	234 0	194 0	139 0	66 0	40 0	130 0
1984	34 0	28 0	60 0	114 0	135 0	199 0	238 0	221 0	171 0	133 0	84 0	41 0	122 0
1985	-20 0	24 0	50 0	125 0	153 0	189 0	240 0	224 0	210 0	146 0	46 0	51 0	120 0
1986	27 0	-10 0	71 0	88 0	189 0	205 0	241 0	223 0	193 0	150 0	80 0	35 0	124 0
1987	-11 0	35 0	56 0	133 0	140 0	184 0	227 0	227 0	222 0	134 0	79 0	43 0	122 0
1988	58 0	47 0	72 0	123 0	172 0	206 0	225 0	234 0	186 0	140 0	60 0	46 0	131 0
1989	28 0	45 0	114 0	104 0	195 0	217 0	248 0	240 0	192 0	155 0	62 0	49 0	137 0
1990	33 0	96 0	111 0	109 0	199 0	195 0	238 0	240 0	191 0	148 0	72 0	26 0	138 0

A.6 Station Genf: 19-Termin MEZ

Tabelle A.6: Homogenisierte 19-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Genf mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-41 5	1 9	64 8	101 9	154 6	184 10	211 9	194 11	145 10	83 9	38 6	-14 3	93 8
1865	17 5	2 9	15 8	137 9	175 6	203 10	221 9	187 11	167 10	105 9	54 6	-1 3	107 8
1866	22 5	57 9	53 8	109 9	131 6	204 10	201 9	176 11	161 10	101 9	38 6	21 3	106 8
1867	4 5	54 9	59 8	106 9	147 6	193 10	195 9	205 11	162 10	81 9	20 6	-12 3	101 8
1868	-16 5	30 9	46 8	96 9	194 6	204 10	210 9	202 11	171 10	98 9	21 6	60 3	110 8
1869	0 5	49 9	31 8	115 9	163 6	170 10	228 9	192 11	164 10	75 9	43 6	1 3	103 8
1870	-8 5	-5 9	45 8	107 9	170 6	211 10	238 9	184 11	145 10	97 9	41 6	-26 3	100 8
1871	-37 5	18 9	57 8	117 9	156 6	163 10	213 9	203 11	180 10	89 9	14 6	-53 3	93 8
1872	2 5	19 9	64 8	108 9	142 6	190 10	218 9	190 11	162 10	97 9	68 6	26 3	107 8
1873	14 5	16 9	77 8	92 9	140 6	195 10	230 9	216 11	149 10	104 9	49 6	-3 3	107 8
1874	-8 5	15 9	57 8	121 9	126 6	200 10	232 9	189 11	169 10	94 9	28 6	-13 3	101 8
1875	17 5	-6 9	49 8	106 9	177 6	204 10	194 9	211 11	172 10	91 9	44 6	-13 3	104 8
1876	-20 5	34 9	61 8	101 9	129 6	191 10	222 9	212 11	145 10	117 9	29 6	47 3	106 8
1877	29 5	43 9	49 8	103 9	131 6	216 10	203 9	210 11	139 10	73 9	60 6	20 3	106 8
1878	-17 5	17 9	48 8	104 9	161 6	187 10	204 9	197 11	155 10	99 9	29 6	-22 3	97 8
1879	-10 5	33 9	67 8	81 9	117 6	195 10	184 9	212 11	153 10	81 9	14 6	-64 3	89 8
1880	-42 5	21 9	81 8	110 9	142 6	171 10	219 9	191 11	162 10	111 9	58 6	52 3	106 8
1881	-20 5	37 9	74 8	106 9	146 6	191 10	236 9	208 11	137 10	67 9	52 6	-2 3	103 8
1882	-4 5	16 9	72 8	104 9	150 6	178 10	188 9	183 11	140 10	99 9	56 6	20 3	100 8
1883	12 5	41 9	26 8	94 9	155 6	181 10	189 9	192 11	143 10	85 9	52 6	1 3	98 8
1884	21 5	39 9	75 8	100 8	165 6	170 10	217 9	203 11	156 10	87 9	17 6	19 3	106 8
1885	-25 5	47 9	62 8	111 8	132 6	202 10	223 9	201 11	144 10	81 9	55 6	17 3	104 8
1886	-16 5	-2 9	54 8	115 8	153 6	177 10	212 9	199 11	173 10	105 9	52 6	13 3	103 8
1887	-30 5	-7 9	29 8	97 8	124 6	209 10	230 9	200 11	140 10	59 9	28 6	3 3	90 8
1888	-23 5	-10 9	45 8	83 8	165 6	194 10	185 9	182 11	160 10	64 9	52 6	-2 3	91 8
1889	-11 5	-4 9	34 8	91 8	161 6	198 10	200 9	190 11	139 10	85 9	36 6	-18 3	92 8
1890	6 5	-11 9	53 8	94 8	154 6	180 10	193 9	190 11	145 10	75 9	28 6	-36 3	90 8
1891	-49 5	-12 9	48 8	86 8	148 6	192 10	198 9	185 11	155 10	103 9	39 6	20 3	93 8
1892	-9 5	22 9	31 8	106 8	153 6	198 10	200 9	206 11	162 10	86 9	57 6	-11 3	100 8
1893	-47 5	28 9	72 8	139 8	154 6	204 10	206 9	220 11	157 10	106 9	36 6	1 3	106 8
1894	-12 5	22 9	64 8	121 8	142 6	189 10	209 9	193 11	142 10	101 9	55 6	1 3	102 8
1895	-44 5	-44 9	32 8	114 8	150 6	197 10	215 9	198 11	180 10	89 9	75 6	13 3	98 8
1896	-18 5	-4 9	83 8	89 8	138 6	186 10	207 9	170 11	142 10	82 9	26 6	11 3	93 8
1897	-17 5	51 9	84 8	105 8	139 6	211 10	218 9	195 11	139 10	80 9	32 6	4 3	103 8
1898	5 5	18 9	45 8	109 8	141 6	183 10	200 9	210 11	177 10	108 9	61 6	13 3	106 8
1899	35 5	38 9	67 8	96 8	143 6	196 10	208 9	210 11	156 10	99 9	45 6	-6 3	107 8
1900	17 5	42 9	24 8	96 8	141 6	203 10	226 9	195 11	174 10	101 9	50 6	26 3	108 8
1901	-10 5	-23 9	43 8	110 8	156 6	199 10	211 9	191 11	155 10	89 9	22 6	8 3	96 8
1902	2 5	13 9	66 8	123 8	116 6	185 10	215 9	193 11	147 10	88 9	30 6	3 3	98 8
1903	1 5	30 9	69 8	76 8	149 6	176 10	197 9	196 11	155 10	102 9	46 6	3 3	100 8
1904	-6 5	27 9	55 8	121 8	160 6	200 10	233 9	211 11	138 10	95 9	28 6	12 3	106 8
1905	-26 5	11 9	72 8	113 8	136 6	199 10	239 9	199 11	155 10	57 9	37 6	6 3	100 8
1906	12 5	1 9	48 8	102 8	152 6	195 10	214 9	214 11	157 10	110 9	55 6	-19 3	103 8
1907	-4 5	-13 9	47 8	90 8	150 6	187 10	194 9	208 11	161 10	102 9	57 6	32 3	101 8
1908	-24 5	15 9	52 8	85 8	170 6	207 10	205 9	189 11	147 10	92 9	29 6	6 3	98 8
1909	-20 5	-7 9	33 8	115 8	153 6	173 10	189 9	197 11	144 10	103 9	30 6	36 3	96 8
1910	15 5	32 9	58 8	94 8	139 6	193 10	189 9	188 11	139 10	103 9	40 6	31 3	102 8
1911	-24 5	26 9	58 8	96 8	154 6	189 10	239 9	231 11	175 10	95 9	64 6	29 3	111 8
1912	17 5	47 9	80 8	97 8	160 6	191 10	202 9	169 11	111 10	85 9	22 6	12 3	99 8
1913	26 5	18 9	76 8	107 8	148 6	193 10	184 9	192 11	148 10	100 9	69 6	11 3	106 8
1914	-35 5	23 9	66 8	124 8	140 6	183 10	190 9	195 11	146 10	90 9	37 6	36 3	100 8
1915	12 5	16 9	50 8	94 8	176 6	206 10	202 9	190 11	138 10	77 9	25 6	53 3	103 8
1916	19 5	25 9	52 8	103 8	160 6	173 10	199 9	197 11	136 10	93 9	45 6	20 3	102 8
1917	-17 5	-10 9	35 8	79 8	179 6	209 10	206 9	183 11	171 10	73 9	39 6	-28 3	93 8
1918	3 5	18 9	55 8	96 8	170 6	178 10	207 9	200 11	157 10	78 9	46 6	38 3	104 8
1919	7 5	17 9	58 8	78 8	157 6	197 10	182 9	224 11	171 10	64 9	28 6	24 3	101 8
1920	33 5	32 9	76 8	106 8	183 6	195 10	209 9	188 11	155 10	98 9	38 6	14 3	111 8
1921	32 5	20 9	72 8	96 8	162 6	207 10	238 9	201 11	169 10	115 9	23 6	14 3	112 8
1922	-1 5	25 9	64 8	87 8	177 6	202 10	196 9	192 11	135 10	81 9	31 6	11 3	100 8
1923	4 5	40 9	69 8	105 8	149 6	166 10	235 9	218 11	153 10	115 9	38 6	14 3	109 8
1924	-2 5	-1 9	60 8	110 8	169 6	195 10	210 9	171 11	153 10	96 9	52 6	10 3	102 8
1925	17 5	39 9	39 8	105 8	151 6	207 10	202 9	195 11	136 10	104 9	32 6	16 3	104 8
1926	5 5	57 9	68 8	116 8	133 6	172 10	206 9	205 11	178 10	106 9	65 6	-4 3	109 8
1927	10 5	17 9	69 8	115 8	167 6	195 10	209 9	189 11	150 10	93 9	46 6	14 3	106 8
1928	19 5	36 9	71 8	102 8	134 6	202 10	252 9	227 11	160 10	91 9	62 6	10 3	114 8
1929	-32 5	-37 9	60 8	90 8	157 6	208 10	224 9	202 11	181 10	105 9	46 6	41 3	104 8
1930	19 5	22 9	70 8	113 8	140 6	220 10	201 9	205 11	168 10	98 9	68 6	24 3	112 8

Fortsetzung Tabelle A.6: Homogenisierte 19-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Genf mit dem 95%-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1931	17 5	15 9	51 8	102 8	174 6	223 10	205 9	186 11	123 10	90 9	64 6	4 3	104 8
1932	9 5	-10 9	53 8	93 8	141 6	192 10	203 9	231 11	188 10	106 9	55 6	15 3	106 8
1933	-19 5	26 9	66 8	125 8	149 6	173 10	227 9	219 11	168 10	102 9	37 6	-25 3	104 8
1934	4 5	12 9	61 8	124 8	178 6	207 10	228 9	193 11	172 10	99 9	34 6	48 3	113 8
1935	-9 5	38 9	59 8	100 8	146 6	216 10	231 9	201 11	170 10	100 9	59 6	8 3	110 8
1936	45 5	27 9	80 8	100 8	164 6	197 10	199 9	202 11	161 10	72 9	53 6	21 3	110 8
1937	22 5	56 9	50 8	109 8	173 6	209 10	224 9	214 11	157 10	102 9	43 6	3 3	114 8
1938	18 5	14 9	88 8	91 8	144 6	212 10	206 9	202 11	167 10	101 9	67 6	-4 3	109 8
1939	25 5	25 9	38 8	117 8	128 6	196 10	205 9	203 11	153 10	93 9	67 6	5 3	105 8
1940	-35 5	22 9	66 8	107 8	156 6	192 10	200 9	196 11	162 10	97 9	59 6	-26 3	100 8
1941	-9 5	22 9	69 8	96 8	122 6	200 10	225 9	191 11	153 10	88 9	43 6	3 3	100 8
1942	-31 5	-18 9	72 8	114 8	165 6	203 10	217 9	216 11	183 10	117 9	35 6	7 3	107 8
1943	16 6	39 10	90 10	132 9	173 7	195 10	225 11	226 12	177 11	120 9	42 6	18 3	121 9
1944	15 6	2 10	53 10	135 9	167 7	193 10	223 11	247 12	161 11	87 9	49 6	7 3	112 9
1945	-31 6	49 10	86 10	140 9	178 7	225 10	242 11	205 12	179 11	102 9	36 6	17 3	119 9
1946	-6 6	55 10	83 10	140 9	166 7	193 10	231 11	208 12	169 11	91 9	44 6	1 3	115 9
1947	-16 6	9 10	81 10	141 9	178 7	211 10	231 11	233 12	182 11	101 9	64 6	18 3	119 9
1948	38 6	30 10	106 10	115 9	165 7	182 10	196 11	204 12	155 11	104 9	44 6	7 3	112 9
1949	14 6	23 10	51 10	142 9	143 7	196 10	235 11	224 12	195 11	110 9	46 6	36 3	118 9
1950	3 6	43 10	80 10	100 9	174 7	221 10	246 11	217 12	160 11	98 9	60 6	-5 3	116 9
1951	16 5	33 9	60 8	106 8	147 6	188 9	214 9	204 11	165 10	94 10	59 6	7 3	108 8
1952	-5 5	2 9	79 8	128 8	170 6	214 9	253 9	213 11	136 10	98 10	39 6	15 3	112 8
1953	-16 5	6 9	75 8	119 8	175 6	182 9	218 9	211 11	172 10	112 10	40 6	31 3	110 8
1954	-8 5	10 9	73 8	93 8	148 6	200 9	198 9	198 11	170 10	98 10	64 6	37 3	107 8
1955	23 5	25 9	50 8	125 8	155 6	194 9	215 9	209 11	162 10	91 10	42 6	48 3	112 8
1956	31 5	-63 9	64 8	93 8	170 6	183 9	215 9	185 11	174 10	81 10	34 6	21 3	99 8
1957	-9 5	56 9	96 8	113 8	138 6	193 9	214 9	199 11	160 10	97 9	58 6	16 3	111 8
1958	7 5	54 9	44 8	90 8	177 6	186 9	217 9	210 11	183 10	93 9	49 6	37 3	112 8
1959	15 5	28 9	89 8	116 8	167 6	201 9	237 9	208 11	184 10	100 9	36 6	35 3	118 8
1960	11 5	39 9	82 8	113 8	177 6	210 9	201 9	197 11	144 10	97 9	68 6	18 3	113 8
1961	17 5	58 9	89 8	139 8	153 6	204 9	207 9	205 11	197 10	113 9	49 6	34 3	122 8
1962	30 3	21 4	44 4	107 6	141 3	186 5	212 4	229 6	167 5	108 5	32 3	-11 1	106 4
1963	-39 3	-16 4	55 4	122 6	151 3	188 5	228 4	189 6	164 5	94 5	79 3	-9 1	100 4
1964	-9 3	40 4	58 4	119 6	167 3	203 5	241 4	207 6	170 5	100 5	60 3	7 1	114 4
1965	9 3	-1 4	53 4	101 6	152 3	197 5	205 4	193 6	144 5	106 5	57 3	35 1	104 4
1966	-5 3	62 4	57 4	124 6	163 3	207 5	207 4	202 6	172 5	131 5	34 3	26 1	115 4
1967	10 3	35 4	83 4	104 6	147 3	188 5	234 4	202 6	160 5	125 5	55 3	-4 1	112 4
1968	-2 3	37 4	66 4	119 6	145 3	192 5	219 4	188 6	152 5	120 5	49 3	19 1	109 4
1969	18 3	3 4	64 4	110 6	161 3	172 5	227 4	202 6	169 5	103 5	56 3	-16 1	106 4
1970	8 3	39 4	42 4	89 6	148 3	204 5	222 4	212 6	169 5	98 5	63 3	14 1	109 4
1971	-7 2	27 2	31 2	143 4	163 2	177 2	244 2	233 2	164 2	114 2	41 1	16 0	112 2
1972	13 2	46 2	84 2	102 4	146 2	177 2	213 2	205 2	138 2	96 2	65 1	13 0	108 2
1973	7 2	16 2	63 2	86 4	165 2	196 2	209 2	220 2	175 2	92 2	49 1	15 0	108 2
1974	41 2	50 2	91 2	116 4	150 2	178 2	218 2	221 2	153 2	58 2	56 1	46 0	115 2
1975	40 2	38 2	54 2	111 4	151 2	178 2	228 2	208 2	171 2	87 2	61 1	15 0	112 2
1976	19 2	29 2	69 2	115 4	181 2	241 2	231 2	202 2	146 2	111 2	57 1	13 0	118 2
1977	21 2	64 2	91 2	96 4	143 2	176 2	211 2	194 2	157 2	116 2	60 1	33 0	114 2
1978	18 2	30 2	70 2	98 4	137 2	184 2	206 2	196 2	166 2	96 2	42 1	36 0	107 2
1979	-6 2	50 2	72 2	93 4	156 2	194 2	229 2	199 2	170 2	115 2	51 1	41 0	114 2
1980	9 0	53 0	67 0	95 0	136 0	168 0	193 0	216 0	176 0	97 0	42 0	1 0	104 0
1981	-1 0	8 0	94 0	134 0	151 0	193 0	204 0	221 0	167 0	106 0	49 0	19 0	112 0
1982	33 0	36 0	66 0	116 0	173 0	199 0	236 0	205 0	180 0	97 0	65 0	39 0	120 0
1983	28 0	10 0	78 0	102 0	131 0	207 0	270 0	217 0	174 0	115 0	54 0	24 0	118 0
1984	22 0	23 0	56 0	113 0	125 0	195 0	239 0	216 0	151 0	111 0	69 0	32 0	113 0
1985	-25 0	16 0	46 0	118 0	150 0	178 0	244 0	216 0	188 0	125 0	36 0	37 0	111 0
1986	23 0	-13 0	63 0	82 0	179 0	205 0	232 0	213 0	175 0	130 0	58 0	28 0	115 0
1987	-13 0	29 0	48 0	130 0	133 0	181 0	221 0	222 0	192 0	121 0	65 0	37 0	114 0
1988	49 0	36 0	64 0	113 0	160 0	194 0	228 0	230 0	167 0	122 0	49 0	35 0	121 0
1989	21 0	41 0	103 0	95 0	186 0	207 0	244 0	236 0	179 0	128 0	50 0	46 0	128 0
1990	23 0	83 0	100 0	103 0	189 0	195 0	239 0	239 0	177 0	125 0	58 0	18 0	129 0

A.7 Station Grosser St. Bernhard: 07-Termin MEZ

Tabelle A.7: Homogenisierte 07-Terminreihe in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$ der Station Grosser St. Bernhard mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan \pm	Feb \pm	Mär \pm	Apr \pm	Mai \pm	Jun \pm	Jul \pm	Aug \pm	Sep \pm	Okt \pm	Nov \pm	Dez \pm	Jahr \pm
1864	-96 0	-125 14	-82 5	-71 7	-16 9	23 14	45 11	22 6	6 7	-13 22	-50 14	-84 0	-37 9
1865	-91 0	-139 14	-143 5	-36 7	4 9	37 14	55 11	29 6	35 7	-7 22	-28 14	-63 0	-29 9
1866	-68 0	-84 14	-98 5	-54 7	-40 9	38 14	37 11	7 6	13 7	7 22	-41 14	-41 0	-27 9
1867	-85 0	-74 14	-74 5	-57 7	-14 9	33 14	29 11	33 6	29 7	-18 22	-44 14	-106 0	-29 9
1868	-92 0	-84 14	-108 5	-73 7	22 9	47 14	43 11	30 6	24 7	-1 22	-54 14	-45 0	-24 9
1869	-98 0	-64 14	-128 5	-54 7	2 9	6 14	68 11	24 6	22 7	-24 22	-32 14	-104 0	-32 9
1870	-104 0	-111 14	-95 5	-75 7	-6 9	36 14	56 11	5 6	9 7	-11 22	-50 14	-117 0	-39 9
1871	-129 0	-87 14	-74 5	-61 7	-26 9	-5 14	48 11	35 6	30 7	-7 22	-68 14	-115 0	-38 9
1872	-94 0	-94 14	-81 5	-55 7	-32 9	27 14	47 11	23 6	19 7	2 22	-34 14	-69 0	-28 9
1873	-77 0	-119 14	-65 5	-91 7	-42 9	19 14	58 11	42 6	11 7	10 22	-35 14	-48 0	-28 9
1874	-69 0	-120 14	-95 5	-54 7	-59 9	37 14	69 11	22 6	28 7	15 22	-60 14	-118 0	-34 9
1875	-61 0	-136 14	-97 5	-71 7	4 9	40 14	38 11	46 6	28 7	-8 22	-53 14	-90 0	-30 9
1876	-85 0	-102 14	-90 5	-62 7	-48 9	28 14	46 11	37 6	-3 7	30 22	-59 14	-56 0	-30 9
1877	-81 0	-106 14	-105 5	-71 7	-46 9	55 14	42 11	50 6	-3 7	-13 22	-17 14	-85 0	-32 9
1878	-108 0	-76 14	-103 5	-64 7	-10 9	29 14	42 11	35 6	25 7	12 22	-76 14	-123 0	-35 9
1879	-86 0	-107 14	-68 5	-91 7	-58 9	34 14	16 11	58 6	14 7	10 22	-63 14	-107 0	-37 9
1880	-89 0	-91 14	-50 5	-54 7	-26 9	12 14	62 11	20 6	22 7	19 22	-21 14	-45 0	-20 9
1881	-114 0	-96 14	-59 5	-62 7	-27 9	19 14	67 11	41 6	1 7	-31 22	8 14	-74 0	-27 9
1882	-39 0	-87 14	-52 5	-71 7	-16 9	21 14	31 11	15 6	-9 7	1 22	-40 14	-74 0	-27 9
1883	-78 0	-82 14	-119 5	-87 7	-18 9	23 14	22 11	26 6	-3 7	-4 22	-40 14	-76 0	-36 9
1884	-61 0	-85 14	-74 5	-74 7	-15 7	-13 13	46 11	28 6	13 7	-11 22	-51 14	-70 0	-31 9
1885	-107 0	-76 14	-73 5	-55 7	-34 7	45 13	52 11	25 6	10 7	-28 22	-22 14	-75 0	-28 9
1886	-117 0	-126 14	-89 5	-56 7	-22 7	10 13	49 11	31 6	30 7	11 22	-34 14	-104 0	-35 9
1887	-94 0	-121 14	-83 5	-73 7	-49 7	38 13	60 11	32 6	9 7	-39 22	-58 14	-114 0	-41 9
1888	-92 0	-132 14	-101 5	-75 7	-14 7	34 13	15 11	14 6	14 7	-10 22	-29 14	-53 0	-36 9
1889	-87 0	-142 14	-118 5	-86 7	-17 7	35 13	31 11	23 6	1 7	-13 22	-23 14	-98 0	-41 9
1890	-59 0	-126 14	-93 5	-70 7	-31 7	15 13	23 11	25 6	4 7	-6 22	-54 14	-107 0	-40 9
1891	-123 0	-91 14	-100 5	-96 7	-36 7	18 13	31 11	9 6	23 7	12 22	-37 14	-65 0	-38 9
1892	-98 0	-111 14	-112 5	-63 7	-20 7	41 13	49 11	43 6	19 7	-20 22	-19 14	-96 0	-32 9
1893	-130 0	-108 14	-61 5	-32 7	-26 7	30 13	44 11	47 6	18 7	23 22	-38 14	-82 0	-27 9
1894	-103 0	-89 14	-75 5	-36 7	-22 7	29 13	50 11	33 6	3 7	-7 22	-14 14	-82 0	-26 9
1895	-154 0	-148 14	-93 5	-48 7	-27 7	26 13	56 11	34 6	52 7	-10 22	-10 14	-86 0	-34 9
1896	-84 0	-80 14	-69 5	-86 7	-34 7	30 13	54 11	3 6	5 7	-21 22	-64 14	-88 0	-36 9
1897	-111 0	-73 14	-64 5	-66 7	-33 7	50 13	52 11	36 6	5 7	-4 22	-9 14	-71 0	-24 9
1898	-50 0	-115 14	-80 5	-66 7	-26 7	26 13	39 11	54 6	51 7	17 22	-21 14	-73 0	-20 9
1899	-72 0	-79 14	-76 5	-66 7	-33 7	21 13	47 11	52 6	11 7	33 22	-2 14	-89 0	-21 9
1900	-90 0	-89 14	-115 5	-74 7	-24 7	34 13	61 11	33 6	42 7	19 22	-44 14	-49 0	-25 9
1901	-96 0	-174 14	-111 5	-51 7	-27 7	43 13	47 11	33 6	14 7	-1 22	-41 14	-83 0	-37 9
1902	-66 0	-106 14	-79 5	-38 7	-66 7	13 13	54 11	27 6	14 7	-9 22	-44 14	-81 0	-32 9
1903	-84 0	-73 14	-84 5	-105 7	-28 7	21 13	34 11	37 6	9 7	6 22	-41 14	-98 0	-34 9
1904	-93 0	-124 14	-90 5	-46 7	-7 7	42 13	69 11	42 6	-6 7	7 22	-38 14	-63 0	-26 9
1905	-115 0	-121 14	-78 5	-65 7	-31 7	28 13	73 11	27 6	12 7	-45 22	-61 14	-57 0	-36 9
1906	-87 0	-141 14	-89 5	-77 7	-23 7	-28 13	47 11	46 6	10 7	22 22	-18 14	-126 0	-34 9
1907	-92 0	-138 14	-95 5	-90 7	-19 7	33 13	32 11	45 6	26 7	5 22	-30 14	-70 0	-33 9
1908	-76 0	-111 14	-117 5	-92 7	-1 7	40 13	42 11	27 6	13 7	18 22	-31 14	-88 0	-31 9
1909	-95 0	-142 14	-122 5	-41 7	-27 7	5 13	28 11	30 6	-4 7	11 22	-56 14	-76 0	-41 9
1910	-87 0	-120 14	-88 5	-77 7	-45 7	30 13	25 11	24 6	-10 7	10 22	-61 14	-72 0	-39 9
1911	-88 0	-95 14	-95 5	-71 7	-25 7	23 13	67 11	59 6	31 7	-6 22	-28 14	-66 0	-24 9
1912	-72 0	-83 14	-71 5	-81 7	-12 7	23 13	38 11	0 6	-38 7	-5 22	-69 14	-53 0	-35 9
1913	-77 0	-102 14	-63 5	-72 7	-28 7	23 13	18 11	28 6	4 7	18 22	-19 14	-79 0	-29 9
1914	-103 0	-78 14	-83 5	-36 7	-31 7	14 13	26 11	32 6	8 7	-5 22	-53 14	-79 0	-32 9
1915	-120 0	-127 14	-89 5	-78 7	0 7	40 13	42 11	21 6	-1 7	-26 22	-65 14	-56 0	-38 9
1916	-58 0	-123 14	-90 5	-65 7	-17 7	9 13	36 11	29 6	-6 7	2 22	-46 14	-83 0	-34 9
1917	-113 0	-125 14	-114 5	-100 7	-5 7	43 13	49 11	23 6	38 7	-21 22	-37 14	-110 0	-39 9
1918	-82 0	-90 14	-91 5	-71 7	-15 7	9 13	44 11	29 6	28 7	-11 22	-40 14	-56 0	-29 9
1919	-104 0	-119 14	-95 5	-79 7	-28 7	-33 13	13 11	44 6	20 7	-35 22	-78 14	-76 0	-42 9
1920	-71 0	-79 14	-58 5	-57 7	13 7	30 13	48 11	16 6	10 7	6 22	-28 14	-71 0	-20 9
1921	-66 0	-114 14	-73 5	-79 7	-12 7	35 13	65 11	34 6	38 7	45 22	-48 14	-67 0	-20 9
1922	-108 0	-94 14	-74 5	-81 7	-3 7	35 13	36 11	41 6	-7 7	-6 22	-48 14	-79 0	-32 9
1923	-102 0	-96 14	-86 5	-66 7	-23 7	-2 13	66 11	54 6	9 7	24 22	-45 14	-97 0	-30 9
1924	-90 0	-132 14	-82 5	-63 7	-4 7	35 13	52 11	5 6	15 7	0 22	-18 14	-67 0	-29 9
1925	-57 0	-115 14	-114 5	-66 7	-20 7	40 13	40 11	30 6	-11 7	14 22	-53 14	-92 0	-33 9
1926	-92 0	-69 14	-76 5	-52 7	-38 7	-3 8	29 8	53 6	36 7	7 22	-26 14	-88 0	-27 8
1927	-98 0	-107 14	-90 5	-50 7	-10 7	23 8	43 8	39 6	8 7	13 22	-31 14	-79 0	-28 8
1928	-87 0	-92 14	-91 5	-74 7	-41 7	30 8	86 8	69 6	22 7	-1 22	-42 14	-101 0	-27 8
1929	-125 0	-138 14	-68 5	-79 7	-17 7	35 8	60 8	42 6	44 7	2 22	-38 14	-80 0	-30 8
1930	-69 0	-135 14	-71 5	-61 7	-36 7	45 8	36 8	47 6	23 7	1 22	-13 14	-73 0	-26 8

A.8 Station GROSSER St. Bernhard: 13-Termin MEZ

Tabelle A.8: Homogenisierte 13-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station GROSSER St. Bernhard mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-74 0	-86 5	-48 6	-35 8	16 11	-25 10	80 4	69 4	41 11	-15 11	-48 23	-54 4	-11 8
1865	-65 0	-102 5	-108 6	1 8	27 11	53 10	86 4	66 4	87 11	-5 11	-29 23	-34 4	-2 8
1866	-35 0	-51 5	-63 6	-26 8	-3 11	59 10	78 4	53 4	43 11	11 11	-35 23	-17 4	1 8
1867	-63 0	-42 5	-41 6	-26 8	14 11	45 10	68 4	81 4	68 11	-19 11	-45 23	-89 4	-4 8
1868	-74 0	-44 5	-70 6	-42 8	54 11	54 10	74 4	76 4	59 11	-12 11	-50 23	-28 4	0 8
1869	-70 0	-31 5	-85 6	-17 8	19 11	19 10	103 4	65 4	61 11	-22 11	-37 23	-81 4	-6 8
1870	-79 0	-74 5	-60 6	-34 8	36 11	56 10	90 4	42 4	47 11	-7 11	-52 23	-93 4	-11 8
1871	-106 0	-46 5	-41 6	-22 8	18 11	11 10	82 4	85 4	68 11	3 11	-70 23	-87 4	-9 8
1872	-69 0	-56 5	-45 6	-26 8	-10 11	49 10	86 4	64 4	65 11	-14 11	-45 23	-48 4	-4 8
1873	-50 0	-70 5	-37 6	-52 8	-8 11	42 10	101 4	92 4	51 11	3 11	-36 23	-24 4	1 8
1874	-44 0	-78 5	-54 6	-17 8	-27 11	52 10	99 4	67 4	65 11	15 11	-54 23	-93 4	-6 8
1875	-36 0	-97 5	-57 6	-27 8	38 11	43 10	57 4	96 4	64 11	-9 11	-57 23	-64 4	-4 8
1876	-58 0	-57 5	-61 6	-39 8	-2 11	46 10	92 4	81 4	40 11	38 11	-56 23	-36 4	-1 8
1877	-61 0	-72 5	-71 6	-38 8	-4 11	81 10	67 4	99 4	36 11	-17 11	-23 23	-60 4	-5 8
1878	-85 0	-29 5	-76 6	-23 8	21 11	37 10	73 4	83 4	62 11	0 11	-77 23	-105 4	-10 8
1879	-62 0	-67 5	-40 6	-61 8	-27 11	52 10	51 4	111 4	46 11	11 11	-66 23	-80 4	-11 8
1880	-67 0	-54 5	-13 6	-34 8	4 11	28 10	95 4	60 4	60 11	11 11	-23 23	-26 4	3 8
1881	-95 0	-69 5	-22 6	-40 8	3 11	34 10	109 4	88 4	31 11	-33 11	14 23	-49 4	-2 8
1882	-10 0	-40 5	-16 6	-38 8	14 11	39 10	56 4	63 4	20 11	-4 11	-42 23	-53 4	-1 8
1883	-67 0	-46 5	-93 6	-57 8	6 11	31 10	54 4	79 4	29 11	-6 11	-39 23	-57 0	-14 8
1884	-39 0	-51 5	-42 6	-43 8	16 11	1 9	74 4	81 4	41 11	-17 11	-56 22	-49 0	-7 8
1885	-78 0	-37 5	-51 6	-40 8	-14 11	48 9	86 4	73 4	40 11	-31 11	-33 22	-57 0	-8 8
1886	-94 0	-77 5	-51 6	-30 8	3 11	12 9	83 4	70 4	65 11	3 11	-39 22	-88 0	-12 8
1887	-64 0	-77 5	-49 6	-51 8	-28 11	58 9	91 4	77 4	49 11	-34 11	-62 22	-98 0	-16 8
1888	-70 0	-98 5	-76 6	-66 8	11 11	33 9	42 4	61 4	41 11	-5 11	-33 22	-33 0	-16 8
1889	-63 0	-110 5	-85 6	-57 8	5 11	38 9	65 4	72 4	38 11	-19 11	-21 22	-76 0	-18 8
1890	-35 0	-84 5	-59 6	-55 8	4 11	30 9	55 4	67 4	36 11	-10 11	-60 22	-84 0	-16 8
1891	-92 0	-43 5	-72 6	-52 8	-9 11	28 9	63 4	56 4	60 11	3 11	-41 22	-47 0	-12 8
1892	-72 0	-73 5	-76 6	-26 8	6 11	41 9	70 4	88 4	56 11	-20 11	-18 22	-65 0	-7 8
1893	-108 0	-65 5	-28 6	-2 8	-6 11	33 9	67 4	87 4	47 11	21 11	-45 22	-57 0	-5 8
1894	-76 0	-47 5	-40 6	-19 8	-2 11	37 9	84 4	79 4	31 11	-1 11	-20 22	-60 0	-3 8
1895	-128 0	-103 5	-59 6	-19 8	-1 11	21 9	87 4	79 4	98 11	-10 11	-12 22	-60 0	-9 8
1896	-53 0	-32 5	-33 6	-57 8	-10 11	29 9	79 4	41 4	34 11	-31 11	-63 22	-63 0	-13 8
1897	-85 0	-32 5	-34 6	-31 8	-6 11	55 9	74 4	74 4	30 11	-10 11	-18 22	-51 0	-3 8
1898	-20 0	-78 5	-52 6	-26 8	-12 11	23 9	60 4	93 4	86 11	5 11	-41 22	-51 0	-1 8
1899	-57 0	-27 5	-47 6	-50 8	-5 11	27 9	68 4	94 4	46 11	34 11	-10 22	-73 0	0 8
1900	-77 0	-55 5	-93 6	-44 8	0 11	33 9	82 4	66 4	71 11	15 11	-52 22	-24 0	-6 8
1901	-74 0	-135 5	-87 6	-40 8	-3 11	46 9	76 4	79 4	39 11	-11 11	-45 22	-69 0	-19 8
1902	-42 0	-78 5	-46 6	-22 8	-38 11	21 9	80 4	65 4	50 11	-13 11	-51 22	-65 0	-12 8
1903	-64 0	-40 5	-49 6	-82 8	-3 11	18 9	60 4	81 4	43 11	2 11	-44 22	-80 0	-13 8
1904	-74 0	-95 5	-65 6	-24 8	21 11	45 9	102 4	91 4	23 11	8 11	-46 22	-45 0	-5 8
1905	-96 0	-87 5	-54 6	-38 8	-14 11	28 9	100 4	72 4	42 11	-37 11	-68 22	-32 0	-15 8
1906	-68 0	-105 5	-58 6	-59 8	-2 11	34 9	76 4	103 4	57 11	27 11	-29 22	-107 0	-11 8
1907	-75 0	-102 5	-69 6	-57 8	-5 11	38 9	58 4	98 4	60 11	-11 11	-37 22	-58 0	-13 8
1908	-54 0	-77 5	-86 6	-70 8	19 11	43 9	67 4	70 4	49 11	23 11	-33 22	-72 0	-10 8
1909	-74 0	-106 5	-94 6	-19 8	0 11	3 9	52 4	78 4	25 11	6 11	-58 22	-61 0	-21 8
1910	-65 0	-88 5	-59 6	-63 8	-28 11	29 9	48 4	70 4	18 11	2 11	-75 22	-62 0	-23 8
1911	-65 0	-61 5	-72 6	-51 8	-6 11	26 9	101 4	111 4	72 11	-7 11	-35 22	-54 0	-3 8
1912	-54 0	-52 5	-39 6	-56 8	9 11	25 9	60 4	35 4	1 11	-7 11	-73 22	-29 0	-15 8
1913	-59 0	-68 5	-39 6	-56 8	-8 11	25 9	45 4	67 4	27 11	10 11	-26 22	-63 0	-12 8
1914	-84 0	-45 5	-56 6	-17 8	-7 11	23 9	42 4	72 4	38 11	-7 11	-61 22	-64 0	-14 8
1915	-101 0	-97 5	-62 6	-62 8	17 11	36 9	63 4	70 4	35 11	-29 11	-69 22	-39 0	-20 8
1916	-37 0	-91 5	-65 6	-48 8	7 11	17 9	55 4	69 4	27 11	4 11	-53 22	-71 0	-16 8
1917	-95 0	-83 5	-86 6	-81 8	6 11	45 9	76 4	64 4	69 11	-28 11	-36 22	-93 0	-20 8
1918	-64 0	-54 5	-64 6	-58 8	15 11	12 9	71 4	81 4	58 11	-18 11	-44 22	-38 0	-9 8
1919	-87 0	-79 5	-69 6	-63 8	-1 11	43 9	38 4	104 4	58 11	-39 11	-86 22	-63 0	-20 8
1920	-54 0	-42 5	-23 6	-41 8	28 11	29 9	74 4	65 4	42 11	-7 11	-35 22	-57 0	-2 8
1921	-41 0	-66 5	-46 6	-57 8	7 11	42 9	100 4	73 4	79 11	54 11	-49 22	-51 0	4 8
1922	-88 0	-53 5	-48 6	-67 8	23 11	35 9	62 4	83 4	23 11	-7 11	-56 22	-66 0	-13 8
1923	-83 0	-59 5	-57 6	-45 8	4 11	9 9	97 4	102 4	45 11	18 11	-53 22	-85 0	-9 8
1924	-66 0	-94 5	-51 6	-40 8	17 11	39 9	77 4	42 4	47 11	-2 11	-24 22	-51 0	-9 8
1925	-37 0	-75 5	-83 6	-51 8	-5 11	50 9	64 4	69 4	19 11	11 11	-49 19	-81 0	-14 7
1926	-85 0	-44 5	-62 6	-27 8	-16 9	9 6	45 4	81 4	75 9	-2 11	-26 19	-79 0	-11 6
1927	-90 0	-84 5	-73 6	-33 8	14 9	31 6	72 4	66 4	38 9	12 11	-31 19	-71 0	-12 6
1928	-74 0	-68 5	-72 6	-46 8	-18 9	42 6	109 4	99 4	56 9	-11 11	-45 19	-88 0	-10 6
1929	-111 0	-116 5	-43 6	-58 8	3 9	45 6	80 4	72 4	80 9	-18 11	-40 19	-71 0	-15 6
1930	-57 0	-108 5	-60 6	-45 8	-15 9	60 6	49 4	73 4	53 9	-12 11	-16 19	-60 0	-12 6

Fortsetzung Tabelle A.8: Homogenisierte 13-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Grosser St. Bernhard mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1931	-89 0	-120 5	-67 6	-49 5	15 9	72 6	68 4	47 4	9 9	2 11	-20 19	-73 0	-17 6
1932	-49 0	-106 5	-82 6	-75 5	-12 9	19 6	44 4	95 4	77 9	-21 11	-22 19	-50 0	-15 6
1933	-104 0	-85 5	-60 6	-26 5	-15 9	5 6	79 4	95 4	53 9	-5 11	-66 19	-86 0	-18 6
1934	-72 0	-54 5	-67 6	-21 5	32 9	42 6	88 4	60 4	73 9	4 11	-40 19	-42 0	0 6
1935	-105 0	-84 5	-86 6	-52 5	-15 9	61 6	84 4	66 4	72 9	-10 11	-33 19	-90 0	-16 6
1936	-61 0	-80 5	-62 6	-45 5	10 9	25 6	60 4	81 4	44 9	-35 11	-34 19	-55 0	-13 6
1937	-59 0	-69 5	-90 6	-49 5	12 9	41 6	79 4	74 4	44 9	-2 11	-29 19	-89 0	-11 6
1938	-72 0	-77 5	-27 6	-52 5	-15 9	68 6	66 4	69 4	48 9	16 11	6 19	-82 0	-4 6
1939	-75 0	-54 5	-106 6	-24 5	-24 9	39 6	60 4	72 4	48 9	-24 11	-15 19	-77 0	-15 6
1940	-88 0	-67 5	-59 6	-46 5	3 9	27 6	52 4	69 4	63 9	-13 11	-35 19	-102 0	-16 6
1941	-88 0	-88 5	-57 6	-49 5	-29 9	39 6	77 4	55 4	63 9	-20 11	-51 19	-70 0	-18 6
1942	-117 0	-112 5	-39 6	-29 5	8 9	59 6	73 4	78 4	68 9	27 11	-38 19	-58 0	-7 6
1943	-73 0	-64 5	-47 6	-17 5	29 9	41 6	75 4	99 4	68 9	16 11	-53 19	-65 0	1 6
1944	-46 0	-115 5	-94 6	-20 5	19 9	37 6	67 4	103 4	50 9	-33 11	-46 19	-85 0	-14 6
1945	-130 0	-37 5	-47 6	-11 5	28 9	64 6	96 4	68 4	64 9	8 11	-41 19	-73 0	-1 6
1946	-80 0	-82 5	-49 6	-7 5	5 9	30 6	81 4	75 4	77 9	0 11	-31 19	-94 0	-6 6
1947	-102 0	-97 5	-54 6	-3 5	31 9	75 6	102 4	101 4	84 9	17 11	-15 19	-81 0	5 6
1948	-63 0	-80 5	-11 6	-32 5	12 9	25 6	40 4	75 4	71 9	18 11	10 19	-51 0	1 6
1949	-55 0	-49 5	-81 6	4 5	-2 9	50 6	95 4	88 4	80 9	25 11	-55 19	-52 0	4 6
1950	-67 0	-70 5	-46 6	-51 5	23 9	75 6	106 4	82 4	51 9	7 11	-39 19	-103 0	-3 6
1951	-81 0	-98 5	-90 6	-44 5	-5 9	35 6	75 4	69 4	68 9	-9 11	-32 19	-44 0	-13 6
1952	-97 0	-100 5	-54 6	-8 5	19 9	65 6	107 4	86 4	18 9	-17 11	-69 19	-78 0	-11 6
1953	-89 0	-85 5	-50 6	-24 5	28 9	12 6	71 4	80 4	59 9	7 11	2 19	-53 0	-4 6
1954	-105 0	-94 5	-60 6	-46 5	2 9	39 6	45 4	49 4	56 9	6 11	-25 19	-50 0	-15 6
1955	-56 0	-98 5	-66 6	-29 5	3 9	34 6	67 4	61 4	49 9	-5 11	-28 19	-37 0	-9 6
1956	-60 0	-152 5	-77 6	-54 5	15 9	14 6	73 4	61 4	71 9	-10 11	-47 19	-62 0	-19 6
1957	-66 0	-68 5	-13 6	-33 5	-18 9	39 6	71 4	65 4	52 9	22 11	-14 19	-65 0	-2 6
1958	-75 0	-59 5	-90 6	-64 5	32 9	32 6	73 4	89 4	86 9	-3 11	-23 19	-60 0	-5 6
1959	-79 0	-47 5	-48 6	-26 5	4 9	43 6	91 4	68 4	69 9	-2 11	-43 19	-74 0	-4 6
1960	-89 0	-71 5	-66 6	-35 5	22 9	48 6	47 4	65 4	33 9	-34 11	-14 19	-46 0	-12 6
1961	-46 0	-40 5	-39 6	-14 5	-1 9	50 6	58 4	80 4	94 9	2 11	-40 19	-54 0	4 6
1962	-75 0	-90 5	-106 6	-56 5	-19 8	35 6	66 4	107 4	51 5	22 11	-61 19	-87 0	-18 6
1963	-122 0	-123 5	-62 6	-33 5	-10 8	36 6	84 4	61 4	46 5	19 11	-23 19	-74 0	-17 6
1964	-54 0	-69 5	-67 6	-29 5	19 8	58 6	89 4	68 4	61 5	-33 11	-12 19	-70 0	-3 6
1965	-85 0	-122 5	-73 6	-60 5	-5 8	50 6	82 4	60 4	18 5	32 11	-43 19	-63 0	-19 6
1966	-77 0	-41 5	-77 6	-20 5	10 8	56 6	57 4	68 4	85 5	9 11	-74 19	-58 0	-5 6
1967	-71 0	-74 5	-58 6	-43 5	-6 8	34 6	96 4	86 4	52 5	44 11	-25 9	-69 0	-3 5
1968	-83 0	-71 5	-55 6	-16 5	-7 8	43 6	76 4	54 4	46 5	45 11	-35 9	-82 0	-7 5
1969	-61 0	-121 5	-67 6	-47 5	14 8	24 6	85 4	65 4	61 5	46 11	-48 9	-98 0	-12 5
1970	-67 0	-99 5	-93 6	-56 5	-10 8	50 6	72 4	75 4	81 5	9 11	-26 9	-73 0	-11 5
1971	-78 0	-77 5	-100 6	-15 5	9 8	31 6	95 4	98 4	60 5	40 11	-52 9	-22 0	-1 5
1972	-78 0	-73 5	-48 6	-40 5	-5 8	35 6	68 4	65 4	21 5	8 11	-35 9	-51 0	-11 5
1973	-65 0	-99 5	-75 6	-70 5	9 8	53 6	62 4	92 4	68 5	-6 11	-35 9	-72 0	-12 5
1974	-43 0	-68 5	-48 6	-29 5	5 8	39 6	81 4	94 4	43 5	-69 11	-47 9	-38 0	-7 5
1975	-33 0	-48 5	-73 6	-25 5	19 8	38 6	92 4	88 4	75 5	17 11	-44 9	-32 0	6 5
1976	-65 0	-51 5	-48 6	-27 5	31 8	83 6	88 4	74 4	38 5	11 11	-59 9	-78 0	0 5
1977	-76 0	-62 5	-31 6	-39 5	-3 8	33 6	71 4	60 4	51 5	21 11	-59 9	-40 0	-6 5
1978	-77 0	-82 5	-60 6	-51 5	-3 8	36 6	68 4	73 4	68 5	26 11	-12 9	-51 0	-5 5
1979	-95 0	-65 5	-58 6	-55 5	5 8	65 6	81 4	73 4	68 5	19 11	-44 9	-50 0	-5 5
1980	-89 0	-56 5	-61 6	-66 5	-9 8	31 6	56 4	93 4	81 5	19 11	-30 9	-65 0	-8 5
1981	-79 0	-79 5	-26 6	-7 5	3 8	58 6	70 4	105 4	55 5	-7 11	-40 9	-101 0	-4 5
1982	-56 0	-61 0	-77 0	-28 0	25 0	69 0	112 0	87 0	80 0	3 0	-29 0	-58 0	6 0
1983	-39 0	-88 0	-35 0	-31 0	-6 0	56 0	134 0	86 0	75 0	30 0	-6 0	-51 0	10 0
1984	-85 0	-97 0	-80 0	-36 0	-11 0	49 0	95 0	74 0	36 0	18 0	-17 0	-52 0	-9 0
1985	-131 0	-45 0	-74 0	-26 0	16 0	50 0	112 0	97 0	98 0	44 0	-60 0	-32 0	4 0
1986	-93 0	-112 0	-52 0	-35 0	35 0	68 0	90 0	90 0	76 0	38 0	-21 0	-63 0	2 0
1987	-80 0	-65 0	-82 0	-15 0	-1 0	45 0	91 0	103 0	109 0	18 0	-31 0	-25 0	6 0
1988	-64 0	-79 0	-73 0	-15 0	24 0	55 0	101 0	108 0	68 0	37 0	-19 0	-44 0	8 0
1989	-24 0	-38 0	-20 0	-39 0	34 0	57 0	98 0	97 0	52 0	40 0	-29 0	-32 0	16 0
1990	-53 0	-25 0	-26 0	-35 0	43 0	61 0	105 0	105 0	64 0	28 0	-43 0	-78 0	12 0

A.9 Station Grosser St. Bernhard: 19-Termin MEZ

Tabelle A.9: Homogenisierte 19-Terminreihe in 10⁻¹ °C der Station Grosser St. Bernhard mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-93 0	-112 4	-78 4	-56 8	3 10	33 13	65 12	56 12	24 13	-3 22	-49 15	-80 0	-24 9
1865	-89 0	-129 4	-141 4	-15 8	20 10	47 13	73 12	62 12	62 13	5 22	-34 15	-61 0	-17 9
1866	-61 0	-74 4	-89 4	-42 8	-22 10	50 13	50 12	48 12	28 13	15 22	-44 15	-42 0	-15 9
1867	-75 0	-59 4	-71 4	-43 8	4 10	43 13	50 12	69 12	48 13	-14 22	-51 15	-108 0	-17 9
1868	-94 0	-71 4	-102 4	-59 8	42 10	54 13	61 12	66 12	45 13	3 22	-60 15	-50 0	-14 9
1869	-90 0	-50 4	-121 4	-41 8	20 10	21 13	84 12	58 12	38 13	-13 22	-36 15	-96 0	-19 9
1870	-104 0	-99 4	-90 4	-56 8	13 10	50 13	77 12	36 12	30 13	-2 22	-59 15	-113 0	-26 9
1871	-127 0	-68 4	-71 4	-47 8	-5 10	8 13	66 12	74 12	50 13	-2 22	-75 15	-109 0	-26 9
1872	-88 0	-82 4	-73 4	-39 8	-16 10	40 13	71 12	60 12	43 13	7 22	-41 15	-68 0	-16 9
1873	-74 0	-109 4	-61 4	-76 8	-21 10	36 13	81 12	77 12	34 13	17 22	-35 15	-51 0	-15 9
1874	-66 0	-104 4	-87 4	-39 8	-37 10	49 13	79 12	58 12	48 13	17 22	-64 15	-121 0	-22 9
1875	-55 0	-124 4	-86 4	-54 8	25 10	50 13	51 12	82 12	45 13	-1 22	-64 15	-86 0	-18 9
1876	-80 0	-87 4	-86 4	-56 8	-23 10	35 13	68 12	68 12	16 13	36 22	-65 15	-55 0	-19 9
1877	-81 0	-93 4	-96 4	-58 8	-27 10	66 13	56 12	84 12	16 13	-13 22	-28 15	-86 0	-22 9
1878	-105 0	-60 4	-98 4	-44 8	6 10	42 13	55 12	74 12	48 13	13 22	-82 15	-116 0	-22 9
1879	-90 0	-99 4	-63 4	-77 8	-39 10	48 13	34 12	97 12	34 13	17 22	-74 15	-100 0	-26 9
1880	-86 0	-76 4	-39 4	-44 8	-6 10	27 13	79 12	56 12	45 13	19 22	-27 15	-47 0	-8 9
1881	-112 0	-82 4	-52 4	-49 8	-9 10	32 13	88 12	74 12	15 13	-27 22	3 15	-71 0	-16 9
1882	-36 0	-70 4	-49 4	-54 8	7 10	37 13	49 12	51 12	11 13	4 22	-53 15	-68 0	-14 9
1883	-83 0	-73 4	-115 4	-68 8	-2 10	35 13	40 12	69 12	13 13	1 22	-43 15	-79 0	-25 9
1884	-61 0	-81 4	-72 4	-60 8	8 10	3 13	59 12	66 12	26 13	-14 22	-62 15	-69 0	-21 9
1885	-105 0	-69 4	-78 4	-56 8	-30 10	49 13	68 12	59 12	27 13	-30 22	-34 15	-75 0	-23 9
1886	-111 0	-115 4	-90 4	-46 8	-5 10	19 13	62 12	63 12	45 13	13 22	-48 15	-103 0	-26 9
1887	-94 0	-105 4	-84 4	-65 8	-34 10	49 13	73 12	62 12	28 13	-36 22	-63 15	-113 0	-32 9
1888	-95 0	-123 4	-99 4	-74 8	3 10	39 13	33 12	53 12	30 13	-3 22	-36 15	-54 0	-27 9
1889	-85 0	-131 4	-114 4	-76 8	3 10	48 13	51 12	57 12	16 13	-8 22	-37 15	-97 0	-31 9
1890	-54 0	-118 4	-86 4	-71 8	-5 10	31 13	41 12	58 12	25 13	-8 22	-66 15	-108 0	-30 9
1891	-122 0	-80 4	-103 4	-83 8	-13 10	36 13	48 12	49 12	39 13	14 22	-49 15	-62 0	-27 9
1892	-94 0	-100 4	-104 4	-52 8	-10 10	45 13	53 12	73 12	36 13	-16 22	-34 15	-94 0	-25 9
1893	-132 0	-101 4	-64 4	-25 8	-10 10	36 13	49 12	72 12	24 13	23 22	-51 15	-75 0	-21 9
1894	-100 0	-80 4	-72 4	-34 8	-12 10	31 13	57 12	63 12	13 13	2 22	-29 15	-87 0	-21 9
1895	-147 0	-135 4	-92 4	-44 8	-14 10	34 13	64 12	59 12	69 13	-3 22	-13 15	-82 0	-25 9
1896	-80 0	-71 4	-74 4	-86 8	-24 10	29 13	55 12	27 12	16 13	-24 22	-66 15	-87 0	-32 9
1897	-108 0	-60 4	-66 4	-54 8	-20 10	53 13	60 12	65 12	14 13	0 22	-22 15	-70 0	-17 9
1898	-45 0	-99 4	-84 4	-51 8	-22 10	28 13	43 12	78 12	57 13	19 22	-30 15	-62 0	-14 9
1899	-77 0	-61 4	-76 4	-66 8	-18 10	36 13	53 12	78 12	22 13	36 22	-13 15	-88 0	-14 9
1900	-90 0	-82 4	-119 4	-68 8	-11 10	44 13	65 12	51 12	53 13	21 22	-56 15	-47 0	-20 9
1901	-93 0	-159 4	-107 4	-47 8	-5 10	44 12	59 11	62 10	31 13	4 22	-50 15	-85 0	-29 9
1902	-63 0	-96 4	-74 4	-31 8	-44 10	21 12	61 11	54 10	32 13	-3 22	-52 15	-81 0	-23 9
1903	-83 0	-61 4	-73 4	-90 8	-7 10	22 12	45 11	66 10	30 13	11 22	-46 15	-96 0	-24 9
1904	-95 0	-110 4	-84 4	-35 8	-12 10	45 12	77 11	70 10	11 13	11 22	-50 15	-61 0	-17 9
1905	-108 0	-108 4	-76 4	-53 8	-11 10	33 12	78 11	59 10	32 13	-41 22	-71 15	-50 0	-26 9
1906	-81 0	-121 4	-86 4	-67 8	-5 10	31 12	57 11	77 10	30 13	30 22	-26 15	-128 0	-24 9
1907	-88 0	-116 4	-91 4	-76 8	-2 10	36 12	41 11	75 10	44 13	10 22	-36 15	-69 0	-23 9
1908	-76 0	-99 4	-105 4	-82 8	19 10	42 12	46 11	53 10	33 13	26 22	-38 15	-87 0	-22 9
1909	-93 0	-126 4	-118 4	-36 8	-3 10	11 12	37 11	60 10	14 13	17 22	-60 15	-73 0	-31 9
1910	-84 0	-107 4	-80 4	-68 8	-26 10	31 12	34 11	52 10	9 13	11 22	-72 15	-72 0	-31 9
1911	-82 0	-83 4	-89 4	-63 8	-5 10	28 12	79 11	94 10	54 13	6 22	-37 15	-66 0	-14 9
1912	-67 0	-62 4	-67 4	-70 8	9 10	32 12	47 11	29 10	-14 13	1 22	-76 15	-47 0	-24 9
1913	-75 0	-94 4	-56 4	-62 8	-9 10	27 12	30 11	58 10	22 13	23 22	-27 15	-78 0	-20 9
1914	-96 0	-62 4	-75 4	-29 8	-13 10	17 12	29 11	62 10	23 13	2 22	-57 15	-76 0	-23 9
1915	-119 0	-117 4	-85 4	-64 8	20 10	46 12	54 11	49 10	19 13	-18 22	-74 15	-54 0	-29 9
1916	-58 0	-104 4	-82 4	-52 8	4 10	18 12	45 11	55 10	11 13	10 22	-53 15	-78 0	-24 9
1917	-122 0	-113 4	-104 4	-84 8	17 10	50 12	60 11	54 10	57 13	-21 22	-40 15	-111 0	-30 9
1918	-78 0	-75 4	-85 4	-62 8	6 10	16 12	57 11	59 10	43 13	-7 22	-49 15	-53 0	-19 9
1919	-106 0	-102 4	-87 4	-76 8	-4 10	36 12	20 11	73 10	44 13	-32 22	-80 15	-79 0	-33 9
1920	-65 0	-63 4	-54 4	-48 8	31 10	35 12	60 11	48 10	32 13	12 22	-32 15	-70 0	-10 9
1921	-56 0	-93 4	-64 4	-66 8	12 10	41 12	77 11	62 10	59 13	50 22	-51 15	-64 0	-8 9
1922	-105 0	-77 4	-67 4	-74 8	20 10	40 12	49 11	74 10	15 13	0 22	-58 15	-80 0	-22 9
1923	-97 0	-79 4	-77 4	-54 8	3 10	5 12	80 11	89 10	30 13	34 22	-51 15	-96 0	-18 9
1924	-84 0	-118 4	-74 4	-50 8	18 10	43 12	61 11	34 10	34 13	10 22	-23 15	-63 0	-18 9
1925	-57 0	-95 4	-105 4	-57 8	-1 10	45 12	48 11	58 10	9 13	16 22	-56 15	-91 0	-24 9
1926	-92 0	-55 4	-72 4	-40 8	-19 9	13 11	47 10	64 10	56 12	12 22	-34 15	-84 0	-17 9
1927	-97 0	-99 4	-84 4	-41 8	10 9	36 11	63 10	50 10	34 12	20 22	-39 15	-81 0	-19 9
1928	-85 0	-79 4	-82 4	-50 8	-21 9	43 11	92 10	82 10	44 12	4 22	-46 15	-100 0	-16 9
1929	-122 0	-125 4	-62 4	-64 8	0 9	44 11	68 10	63 10	65 12	7 22	-48 15	-77 0	-21 9
1930	-65 0	-117 4	-70 4	-46 8	-11 9	59 11	49 10	62 10	43 12	5 22	-25 15	-71 0	-16 9

Fortsetzung Tabelle A.9: Homogenisierte 19-Terminreihe in 10^{-1}°C der Station Grosser St. Bernhard mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan \pm	Feb \pm	Mär \pm	Apr \pm	Mai \pm	Jun \pm	Jul \pm	Aug \pm	Sep \pm	Okt \pm	Nov \pm	Dez \pm	Jahr \pm
1931	-107 0	-125 4	-80 4	-59 7	16 9	73 11	62 10	43 10	-3 12	15 22	-28 15	-81 0	-23 9
1932	-57 0	-123 4	-93 4	-76 7	-8 9	24 11	52 10	80 10	68 12	-5 22	-32 15	-59 0	-19 9
1933	-116 0	-96 4	-73 4	-34 7	-8 9	15 11	75 10	77 10	44 12	7 22	-77 15	-95 0	-23 9
1934	-84 0	-61 4	-75 4	-24 7	26 9	43 11	84 10	51 10	59 12	14 22	-44 15	-52 0	-5 9
1935	-113 0	-88 4	-95 4	-57 7	-16 9	66 11	75 10	56 10	55 12	5 22	-39 15	-99 0	-21 9
1936	-65 0	-98 4	-68 4	-50 7	9 9	33 11	64 10	66 10	39 12	-19 22	-40 15	-59 0	-16 9
1937	-62 0	-80 4	-94 4	-51 7	16 9	44 11	73 10	60 10	37 12	17 22	-36 15	-100 0	-15 9
1938	-82 0	-88 4	-38 4	-71 7	-11 9	63 11	65 10	55 10	40 12	28 22	-5 15	-91 0	-11 9
1939	-83 0	-68 4	-112 4	-28 7	-20 9	42 11	58 10	64 10	36 12	-5 22	-22 15	-89 0	-19 9
1940	-97 0	-77 4	-69 4	-50 7	2 9	35 11	52 10	61 10	46 12	5 22	-43 15	-111 0	-20 9
1941	-101 0	-95 4	-67 4	-55 7	-26 9	44 11	71 10	48 10	47 12	-6 22	-58 15	-74 0	-23 9
1942	-125 0	-120 4	-46 4	-33 7	7 9	57 11	70 10	66 10	60 12	40 22	-48 15	-69 0	-12 9
1943	-80 0	-77 4	-55 4	-24 7	23 9	41 11	71 10	80 10	61 12	31 22	-57 15	-71 0	-5 9
1944	-53 0	-130 4	-104 4	-28 7	9 9	36 11	64 10	90 10	40 12	-15 22	-58 15	-98 0	-21 9
1945	-139 0	-51 4	-57 4	-19 7	24 9	60 11	84 10	62 10	51 12	22 22	-47 15	-84 0	-8 9
1946	-93 0	-82 4	-56 4	-13 7	9 9	36 11	76 10	60 10	67 12	10 22	-38 15	-100 0	-10 9
1947	-106 0	-111 4	-59 4	-4 7	25 9	68 11	96 10	85 10	62 12	30 22	-22 15	-90 0	-2 9
1948	-66 0	-88 4	-27 4	-36 7	17 9	32 11	46 10	63 10	48 12	31 22	2 15	-66 0	-4 9
1949	-66 0	-61 4	-87 4	-4 7	0 9	46 11	81 10	71 10	70 12	34 22	-59 15	-57 0	-3 9
1950	-76 0	-78 4	-56 4	-59 7	17 9	68 11	96 10	66 10	36 12	17 22	-52 15	-110 0	-11 9
1951	-94 0	-112 4	-97 4	-53 7	-5 9	36 11	72 10	59 10	56 12	7 22	-36 15	-50 0	-18 9
1952	-106 0	-108 4	-61 4	-17 7	10 9	63 11	95 10	71 10	6 12	2 22	-72 15	-85 0	-17 9
1953	-100 0	-101 4	-64 4	-32 7	15 9	26 11	72 10	66 10	51 12	24 22	-10 15	-61 0	-10 9
1954	-113 0	-101 4	-70 4	-53 7	-6 9	45 11	41 10	44 10	42 12	19 22	-31 15	-51 0	-20 9
1955	-65 0	-107 4	-85 4	-40 7	-1 9	40 11	64 10	51 10	35 12	5 22	-37 15	-49 0	-16 9
1956	-70 0	-172 4	-83 4	-61 7	8 9	20 11	64 10	56 10	55 12	2 22	-58 15	-67 0	-26 9
1957	-74 0	-67 4	-24 4	-37 7	-15 9	50 11	67 10	57 10	41 12	30 22	-23 15	-73 0	-6 9
1958	-86 0	-72 4	-99 4	-71 7	30 9	36 11	72 10	76 10	66 12	10 22	-33 15	-70 0	-12 9
1959	-87 0	-63 4	-55 4	-37 7	3 9	44 11	80 10	54 10	56 12	14 22	-51 15	-79 0	-10 9
1960	-93 0	-78 4	-76 4	-45 7	17 9	52 11	46 10	52 10	22 12	-13 22	-17 15	-55 0	-16 9
1961	-54 0	-50 4	-51 4	-19 7	-10 9	52 11	48 10	65 10	74 12	17 22	-42 15	-57 0	-2 9
1962	-83 0	-101 4	-115 4	-59 7	-19 7	25 9	53 8	85 10	45 12	25 22	-64 15	-98 0	-26 8
1963	-133 0	-134 4	-74 4	-37 7	-13 7	38 9	74 8	48 10	42 12	28 22	-27 15	-79 0	-22 8
1964	-63 0	-75 4	-75 4	-31 7	16 7	53 9	74 8	59 10	53 12	-14 22	-23 15	-77 0	-9 8
1965	-91 0	-134 4	-87 4	-64 7	-12 7	49 9	51 8	52 10	18 12	39 22	-54 15	-63 0	-25 8
1966	-84 0	-45 4	-84 4	-25 7	4 7	49 9	51 8	60 10	76 12	28 22	-74 15	-64 0	-9 8
1967	-85 0	-86 4	-61 4	-51 7	-6 7	34 9	81 8	67 7	37 5	31 9	-31 7	-78 0	-12 6
1968	-89 0	-79 4	-67 4	-27 7	-10 7	35 7	66 8	42 7	31 5	31 9	-37 7	-90 0	-16 5
1969	-65 0	-127 4	-73 4	-51 7	8 7	17 7	73 8	52 7	45 5	33 9	-57 7	-103 0	-21 5
1970	-70 0	-105 4	-103 4	-62 7	-17 7	40 7	63 8	63 7	61 5	5 9	-33 7	-80 0	-20 5
1971	-85 0	-88 4	-106 4	-22 6	7 6	21 5	79 8	88 7	41 5	24 8	-61 7	-27 0	-11 5
1972	-86 0	-77 4	-53 4	-46 6	-11 6	28 5	59 8	57 7	14 5	-2 8	-40 7	-60 0	-18 5
1973	-77 0	-105 4	-79 4	-78 6	7 6	40 5	53 8	80 7	55 5	-14 8	-44 7	-74 0	-20 5
1974	-51 0	-76 4	-49 4	-38 6	-2 6	28 5	68 8	85 7	39 5	-74 8	-52 7	-42 0	-14 5
1975	-38 0	-61 4	-79 4	-29 6	15 6	31 5	81 8	78 7	66 5	5 8	-50 7	-42 0	-2 5
1976	-68 0	-58 4	-57 4	-38 6	24 6	66 5	74 8	57 7	32 5	5 8	-64 7	-83 0	-9 5
1977	-81 0	-68 4	-40 4	-44 6	-8 6	27 5	63 8	52 7	36 5	13 8	-59 7	-46 0	-13 5
1978	-78 0	-89 4	-61 4	-55 6	-4 6	27 5	62 8	61 7	47 5	15 8	-27 7	-55 0	-13 5
1979	-105 0	-75 4	-61 4	-61 6	2 6	53 5	70 8	59 7	57 5	12 8	-48 7	-59 0	-13 5
1980	-96 0	-63 4	-67 4	-72 6	-10 6	24 5	45 8	72 7	55 5	2 8	-38 7	-73 0	-18 5
1981	-84 0	-89 4	-30 4	-9 6	13 6	57 5	71 8	91 7	42 5	-12 8	-46 7	-101 0	-8 5
1982	-61 0	-71 0	-83 0	-36 0	17 0	61 0	95 0	72 0	65 0	-6 0	-36 0	-60 0	-4 0
1983	-41 0	-101 0	-49 0	-36 0	-10 0	51 0	120 0	70 0	63 0	17 0	-16 0	-55 0	1 0
1984	-91 0	-104 0	-88 0	-42 0	-21 0	40 0	80 0	62 0	25 0	9 0	-24 0	-59 0	-18 0
1985	-132 0	-58 0	-80 0	-32 0	6 0	36 0	99 0	83 0	73 0	28 0	-67 0	-39 0	-7 0
1986	-99 0	-120 0	-57 0	-48 0	29 0	56 0	74 0	74 0	60 0	25 0	-30 0	-68 0	-9 0
1987	-84 0	-70 0	-93 0	-21 0	-13 0	38 0	79 0	87 0	85 0	14 0	-39 0	-30 0	-4 0
1988	-64 0	-87 0	-81 0	-20 0	18 0	41 0	88 0	89 0	48 0	29 0	-30 0	-49 0	-2 0
1989	-34 0	-45 0	-25 0	-48 0	25 0	45 0	83 0	78 0	42 0	22 0	-37 0	-35 0	6 0
1990	-61 0	-37 0	-34 0	-42 0	30 0	49 0	87 0	85 0	41 0	22 0	-50 0	-80 0	1 0

A.10 Station Sitten: 07-Termin MEZ

Tabelle A.10: Homogenisierte 07-Terminreihe in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$ der Station Sitten mit dem 95% Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-64 11	-33 18	8 14	31 11	93 11	126 12	151 12	113 10	91 12	58 18	4 13	-58 20	43 14
1865	-11 11	-22 18	-41 14	66 11	114 11	143 12	166 12	120 10	114 12	70 18	16 13	-64 20	56 14
1866	-1 11	34 18	1 14	45 11	73 11	148 12	151 12	106 10	101 12	70 18	2 13	-22 20	59 14
1867	-14 11	36 18	10 14	46 11	88 11	136 12	144 12	130 10	109 12	41 18	-8 13	-62 20	55 14
1868	-48 11	7 18	-10 14	30 11	130 11	147 12	156 12	131 10	118 12	72 18	-21 13	-6 20	59 14
1869	-19 11	25 11	-28 14	46 11	109 11	114 12	171 12	117 10	102 12	44 18	0 13	-41 20	53 13
1870	-33 11	-13 11	-10 14	34 11	98 11	143 12	167 12	107 10	86 12	50 18	6 13	-62 20	48 13
1871	-52 11	-8 11	-3 14	39 11	84 11	109 12	153 12	121 10	115 12	49 18	-10 13	-109 20	41 13
1872	-9 11	5 11	3 14	47 11	78 11	125 12	159 12	114 10	101 12	73 18	19 13	-10 20	59 13
1873	-9 11	-27 11	17 14	32 11	72 11	132 12	164 12	139 10	90 12	63 18	14 13	-46 15	53 12
1874	-26 11	-20 11	-4 12	55 11	70 11	140 11	178 12	115 10	104 12	56 18	-15 13	-60 15	49 12
1875	-18 11	-48 11	-10 12	34 11	115 11	144 11	145 12	130 10	108 12	50 18	-5 13	-60 15	49 12
1876	-24 11	-7 11	-1 12	39 11	73 11	132 11	167 12	133 10	80 12	76 18	-9 13	4 15	55 12
1877	2 11	9 11	-8 12	40 11	74 11	161 11	149 12	138 10	78 12	29 18	8 13	-30 15	54 12
1878	-50 11	-25 11	-3 12	38 11	103 11	129 11	160 12	125 10	91 12	57 18	-10 13	-50 15	47 12
1879	-25 11	0 11	2 12	26 11	56 11	135 11	127 12	134 10	98 12	30 18	-12 13	-92 15	40 12
1880	-62 11	-3 11	18 12	48 11	90 11	119 11	166 12	119 10	104 12	65 18	3 13	-6 15	55 12
1881	-41 11	-9 11	9 12	50 11	98 11	129 11	179 12	127 10	81 12	32 18	6 13	-34 15	52 12
1882	-34 11	-26 11	11 12	41 11	100 11	126 11	147 12	111 10	80 12	61 18	2 13	-15 15	50 12
1883	-6 11	4 11	-19 12	40 11	98 11	128 11	146 12	118 10	88 12	39 18	-3 13	-39 15	50 12
1884	-9 11	4 11	13 12	41 11	110 11	116 11	162 12	126 10	99 12	40 18	-24 13	-23 15	55 12
1885	-62 11	10 11	1 12	50 11	69 11	158 11	173 12	125 10	93 12	38 18	8 13	-29 15	53 12
1886	-38 11	-24 11	-11 12	60 11	100 11	128 11	167 12	128 10	108 12	68 18	7 13	-32 15	55 12
1887	-63 11	-38 11	-19 12	36 11	73 11	150 11	178 12	125 10	97 12	14 18	0 13	-45 15	42 12
1888	-45 11	-31 11	-13 12	22 11	106 11	137 11	132 12	112 10	100 12	23 18	12 13	-13 15	45 12
1889	-24 11	-39 11	-22 12	30 11	102 11	144 11	150 12	117 10	77 12	54 18	-5 13	-75 15	42 12
1890	-1 11	-38 11	-7 12	35 11	102 11	132 11	143 12	128 10	94 12	35 18	-9 13	-61 15	46 12
1891	-78 11	-51 11	-5 12	20 11	85 11	132 11	149 12	114 10	96 12	68 18	-6 13	-16 15	42 12
1892	-19 11	2 11	-20 12	43 11	100 11	143 11	151 12	130 10	103 12	52 18	12 13	-53 15	54 12
1893	-71 11	-9 11	9 12	66 11	95 11	136 11	156 12	132 10	100 12	59 18	-1 13	-32 15	53 12
1894	-32 11	-18 11	3 12	60 11	95 11	130 11	167 12	124 10	91 12	50 18	10 13	-48 15	53 12
1895	-64 11	-74 11	-18 12	45 11	92 11	129 10	159 12	121 10	115 12	46 18	23 13	-23 15	46 12
1896	-50 11	-33 11	21 12	19 11	82 11	124 10	149 12	97 10	85 12	43 18	-12 13	-20 15	42 12
1897	-23 11	9 11	22 12	44 11	82 11	144 10	158 12	126 10	85 12	36 18	-6 13	-37 15	53 12
1898	-5 11	-14 11	1 12	48 11	90 11	122 10	143 12	138 10	113 12	72 18	24 13	-21 15	59 12
1899	4 11	3 11	2 12	33 11	90 11	129 10	150 12	133 10	88 12	56 18	7 13	-31 15	55 12
1900	-2 11	10 11	-21 12	27 11	90 11	138 10	164 12	118 10	114 12	56 18	19 13	-10 15	59 12
1901	-23 8	-55 7	-4 10	46 10	95 11	133 9	153 11	125 9	103 11	46 17	-23 12	-29 13	47 11
1902	-15 8	-6 7	6 10	62 10	62 11	119 9	152 11	121 9	94 11	46 17	-7 12	-12 13	52 11
1903	-20 8	7 7	14 10	20 10	91 11	121 9	140 11	121 9	98 11	58 17	-3 12	-33 13	51 11
1904	-38 8	-3 7	5 10	53 10	102 11	134 9	167 11	130 9	84 11	45 17	-13 12	-27 13	53 11
1905	-39 8	-21 7	9 10	43 10	84 11	132 9	167 11	122 9	102 11	13 17	0 12	-38 13	48 11
1906	-20 8	-25 7	-4 10	36 10	93 11	125 9	153 11	133 9	89 11	57 15	10 12	-61 13	49 10
1907	-37 8	-49 7	-15 10	29 10	99 11	121 9	135 11	125 9	105 11	61 15	12 12	-11 13	48 10
1908	-35 8	-14 7	-5 10	25 10	107 11	137 9	144 11	120 9	91 11	41 15	-12 12	-28 13	48 10
1909	-55 8	-35 7	-10 10	55 10	87 11	115 9	129 11	120 9	81 10	50 15	-11 12	-4 13	44 10
1910	-33 7	-15 0	7 6	49 10	87 9	132 8	123 8	121 8	85 10	49 13	-1 12	4 12	51 9
1911	-72 7	-24 0	11 6	41 10	96 9	125 8	158 8	146 8	115 10	40 13	25 12	3 12	55 9
1912	-5 7	26 0	24 6	39 10	103 9	127 8	130 8	100 8	56 10	22 13	-17 12	-22 12	49 9
1913	-9 7	-12 0	20 6	40 10	93 9	126 8	113 8	119 8	91 10	48 13	38 12	-21 12	54 9
1914	-76 7	15 0	9 6	62 10	80 9	115 8	129 8	123 8	91 10	34 13	5 12	-3 12	49 9
1915	-33 7	-13 0	2 6	35 10	117 9	146 8	130 8	117 8	81 10	17 13	-12 12	9 12	50 9
1916	-14 7	3 0	15 6	50 10	102 9	107 8	132 8	122 8	80 10	32 13	14 12	-21 12	52 9
1917	-45 7	-37 0	-15 6	21 10	123 9	148 8	143 8	121 8	117 10	19 13	-15 12	-43 12	45 9
1918	-26 7	-10 0	-3 6	50 10	110 9	110 8	140 8	124 8	102 10	21 13	10 12	-10 12	52 9
1919	-29 7	-13 0	6 6	21 10	95 9	133 8	117 8	145 8	111 10	9 13	-4 12	-14 12	48 9
1920	2 7	12 0	21 6	56 10	125 9	131 8	143 8	119 8	104 10	55 13	23 12	-33 12	63 9
1921	0 7	-10 0	14 6	41 10	112 9	140 8	163 8	136 8	114 10	49 13	-11 12	-24 12	60 9
1922	-34 7	-4 0	15 6	28 10	112 9	137 8	126 8	129 8	76 10	27 13	-11 12	-34 12	47 9
1923	-55 7	6 0	9 6	51 10	91 9	104 8	159 8	134 8	89 10	51 13	21 12	-24 12	53 9
1924	-38 7	-29 0	2 6	51 10	102 9	131 8	141 8	102 8	97 10	28 13	14 12	-21 12	48 9
1925	-17 7	6 0	-16 6	54 10	95 9	142 8	135 8	123 8	76 10	39 13	-3 12	-39 12	50 9
1926	-24 7	33 0	18 6	51 10	81 9	112 8	134 8	123 8	113 10	39 13	45 12	-44 12	57 9
1927	-27 7	-15 0	12 6	52 10	108 9	127 8	137 8	119 8	100 10	30 13	18 12	-19 12	54 9
1928	-24 7	4 0	21 6	48 10	75 9	133 8	165 8	144 8	101 10	32 13	32 12	-35 12	58 9
1929	-70 7	-61 0	-5 6	27 10	101 9	138 8	148 8	125 8	117 10	43 13	21 12	5 12	49 9
1930	0 7	-7 0	16 6	55 10	86 9	157 8	131 8	127 8	110 10	34 13	34 12	-17 12	60 9

Fortsetzung Tabelle A.10: Homogenisierte 07-Terminreihe in 10⁻¹°C der Station Sitten mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1931	-38 7	-35 0	-12 6	37 10	107 9	147 7	130 8	110 7	62 9	32 13	29 12	-43 12	44 8
1932	-21 7	-54 0	-3 6	33 10	84 9	125 7	133 8	143 7	126 9	36 13	15 12	-2 12	51 8
1933	-45 7	-2 0	9 6	62 10	90 9	111 7	147 8	139 7	113 9	49 13	17 12	-66 12	52 8
1934	-42 7	-26 0	0 6	70 10	111 9	132 7	150 8	121 7	102 9	24 13	10 12	10 12	55 8
1935	-55 7	11 0	7 6	41 10	79 9	147 7	153 8	123 7	105 9	53 13	26 12	-31 12	55 8
1936	15 7	-1 0	24 6	42 10	100 9	129 7	136 8	121 7	103 9	5 13	9 12	-17 12	56 8
1937	-7 7	27 0	4 6	51 10	103 9	138 7	144 8	130 7	98 9	52 13	12 12	-39 12	59 8
1938	-30 7	-25 0	17 6	24 10	76 9	144 7	137 8	132 7	102 9	44 13	26 12	-20 12	52 8
1939	-12 7	2 0	-14 6	62 10	72 9	130 7	132 8	129 7	97 9	42 13	35 12	-21 12	54 8
1940	-64 7	1 0	9 6	54 10	95 9	129 7	133 8	120 7	99 9	35 13	22 12	-84 12	46 8
1941	-44 7	-1 0	10 6	35 10	62 9	130 7	146 8	111 7	90 9	34 13	4 12	-42 12	45 8
1942	-61 7	-51 0	21 6	61 10	92 9	136 7	140 8	128 7	119 9	60 13	-4 12	-16 12	52 8
1943	-31 7	-2 0	25 6	61 10	108 9	131 7	143 8	142 7	112 9	54 13	3 12	-23 12	60 8
1944	-30 7	-36 0	-15 6	66 10	93 9	134 7	144 8	153 7	96 9	30 13	1 12	-47 12	49 8
1945	-89 7	8 0	17 6	67 10	103 9	144 7	154 8	127 7	105 9	34 13	2 12	-18 12	54 8
1946	-41 7	15 0	17 6	75 10	104 9	118 7	147 8	125 7	101 9	34 13	7 12	-35 12	56 8
1947	-52 7	-9 0	23 6	64 10	113 9	153 7	160 8	152 7	114 9	45 13	38 12	-20 12	65 8
1948	2 7	10 0	33 6	60 10	107 9	128 7	121 8	129 7	95 9	39 13	15 12	-23 12	60 8
1949	-21 7	-9 0	-15 6	74 10	85 9	130 7	152 8	138 7	123 9	58 13	16 12	-15 12	60 8
1950	-28 7	13 0	20 6	40 10	109 9	156 7	164 8	136 7	96 9	36 13	18 12	-37 12	60 8
1951	-16 7	8 0	1 6	47 10	88 9	135 7	147 8	128 7	106 8	39 13	41 12	-15 12	59 8
1952	-42 7	-31 0	24 6	63 10	103 9	148 7	166 8	135 7	74 8	34 13	5 12	-19 12	55 8
1953	-81 7	-38 0	-1 6	63 10	106 9	118 7	147 8	130 7	107 8	56 13	1 12	7 12	51 8
1954	-46 7	-16 0	19 6	37 10	86 9	140 7	128 8	117 7	96 8	36 13	19 12	-7 12	51 8
1955	-4 7	-3 0	-12 6	50 10	86 9	132 7	143 8	120 7	94 8	22 13	-3 12	0 12	52 8
1956	-17 7	-83 0	12 6	35 10	99 9	119 7	138 8	113 7	107 8	21 13	-1 12	-32 12	43 8
1957	-43 7	23 0	35 6	53 10	73 9	132 7	141 8	124 7	91 8	32 13	14 12	-29 12	54 8
1958	-36 7	18 0	-14 6	32 10	114 9	129 7	146 8	139 7	112 8	38 13	8 12	-9 12	56 8
1959	-24 7	3 0	41 6	56 10	106 9	141 7	153 8	133 7	116 8	35 13	9 12	-2 12	64 8
1960	-21 7	13 0	30 6	62 10	111 9	146 7	130 8	122 7	89 8	45 13	32 12	-19 12	62 8
1961	-26 7	29 0	17 6	76 10	87 9	147 7	135 8	126 7	126 8	45 13	8 12	-10 12	63 8
1962	-12 7	-11 0	-13 6	47 10	87 9	134 7	141 8	143 7	99 8	38 13	6 12	-52 12	51 8
1963	-66 7	-38 0	-4 6	62 10	89 9	137 7	152 8	123 7	99 8	32 13	38 12	-39 12	49 8
1964	-61 7	8 0	14 6	68 7	121 7	154 5	160 6	136 6	101 6	30 9	16 12	-33 8	60 7
1965	-25 7	-46 0	3 6	42 7	90 7	137 5	133 6	123 6	77 6	38 9	13 12	-12 8	48 7
1966	-53 7	37 0	-7 6	61 7	100 7	148 5	131 6	122 6	107 6	74 9	-2 12	-20 8	58 7
1967	-36 7	-1 0	21 6	45 7	97 7	128 5	160 6	136 6	97 6	57 9	15 12	-45 8	56 7
1968	-45 7	3 0	6 6	68 7	95 7	132 5	145 6	125 6	93 6	58 9	13 12	-24 8	56 7
1969	-25 7	-27 0	10 6	52 7	104 7	117 5	151 6	130 6	108 6	48 9	12 12	-73 8	51 7
1970	-16 7	-3 0	-18 6	35 7	87 7	145 5	144 6	137 6	108 6	40 9	25 12	-33 8	54 7
1971	-45 7	-7 0	-32 6	70 7	109 4	127 0	157 4	148 4	86 6	45 9	0 12	-24 8	53 6
1972	-20 7	25 0	18 6	47 7	89 4	126 0	149 4	130 4	74 6	37 9	14 12	-13 8	56 6
1973	-27 7	-27 0	-13 6	24 7	109 4	144 0	145 4	152 4	98 6	40 9	4 12	-19 8	52 6
1974	0 7	18 0	23 6	44 7	92 4	130 0	144 4	147 4	88 6	11 9	19 12	-4 8	59 6
1975	0 7	2 0	1 6	40 7	96 4	130 0	151 4	143 4	114 6	31 9	11 12	-32 8	57 6
1976	-21 7	-6 0	-3 6	42 7	108 4	156 0	157 4	126 4	85 6	64 9	13 12	-31 8	58 6
1977	-14 7	19 0	32 6	42 7	92 4	128 0	147 4	126 4	85 6	58 9	12 12	-10 8	60 6
1978	-18 0	-13 0	21 0	43 0	90 0	125 0	135 0	118 0	79 0	30 0	-28 0	-9 0	48 0
1979	-35 0	2 0	28 0	35 0	93 0	140 0	141 0	123 0	94 0	73 0	5 0	-2 0	58 0
1980	-34 0	-8 0	13 0	32 0	88 0	119 0	127 0	144 0	93 0	47 0	8 0	-37 0	49 0
1981	-53 0	-36 0	37 0	63 0	103 0	143 0	139 0	127 0	115 0	60 0	6 0	-4 0	58 0
1982	-3 0	-9 0	1 0	37 0	94 0	138 0	161 0	132 0	103 0	48 0	21 0	-7 0	60 0
1983	-12 0	-53 0	18 0	56 0	85 0	137 0	168 0	142 0	99 0	52 0	-4 0	-12 0	56 0
1984	-15 0	-23 0	-12 0	36 0	79 0	130 0	146 0	136 0	90 0	52 0	35 0	-11 0	54 0
1985	-64 0	-22 0	2 0	50 0	97 0	127 0	163 0	129 0	99 0	52 0	-3 0	-12 0	52 0
1986	-8 0	-33 0	13 0	53 0	120 0	140 0	152 0	134 0	108 0	67 0	13 0	-21 0	62 0
1987	-46 0	-4 0	6 0	57 0	80 0	126 0	160 0	143 0	118 0	76 0	19 0	-3 0	61 0
1988	12 0	-10 0	18 0	68 0	122 0	138 0	158 0	148 0	100 0	84 0	-2 0	-2 0	70 0
1989	-41 0	-7 0	33 0	58 0	114 0	136 0	165 0	142 0	106 0	55 0	4 0	-26 0	62 0
1990	-43 0	24 0	30 0	54 0	125 0	136 0	162 0	151 0	99 0	80 0	22 0	-33 0	67 0

A.11 Station Sitten: 13-Termin MEZ

Tabelle A.11: Homogenisierte 13-Terminreihe in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$ der Station Sitten mit dem 95% Konfidenzintervall.

	Jan ±	Feb ±	Mär ±	Apr ±	Mai ±	Jun ±	Jul ±	Aug ±	Sep ±	Okt ±	Nov ±	Dez ±	Jahr ±
1864	-17 5	39 12	123 12	139 10	187 12	186 11	214 12	212 14	184 17	136 16	43 14	1 14	121 12
1865	27 5	47 12	51 12	199 10	210 12	221 11	230 12	194 14	228 17	151 16	69 14	1 14	136 12
1866	47 5	101 12	109 12	148 10	157 12	227 11	214 12	186 14	191 17	157 16	45 14	30 14	134 12
1867	12 5	111 12	109 12	136 10	181 12	206 11	206 12	231 14	205 17	118 16	50 14	-11 14	130 12
1868	-6 5	101 12	93 12	135 10	235 12	216 11	223 12	220 14	218 17	139 16	23 14	43 14	137 12
1869	23 5	92 0	63 12	156 10	194 10	186 11	243 11	200 14	195 17	118 16	34 14	2 14	126 11
1870	6 5	54 0	86 12	146 10	205 10	218 11	242 11	184 14	179 17	120 16	52 14	-28 14	122 11
1871	-16 5	65 0	111 12	128 10	188 10	171 11	218 11	218 14	205 17	123 16	22 14	-49 14	115 11
1872	35 5	75 0	115 12	142 10	166 10	190 11	226 11	193 14	201 17	141 16	60 14	31 14	131 11
1873	36 5	29 0	122 12	115 10	161 10	202 11	237 11	230 12	186 16	139 16	50 14	0 9	126 10
1874	20 5	54 0	106 8	145 10	152 10	209 11	240 7	195 12	204 16	139 16	22 14	-23 9	122 10
1875	14 5	13 0	100 8	137 10	197 10	198 11	195 7	213 12	203 16	119 16	26 14	-14 9	117 10
1876	19 5	55 0	91 8	127 10	145 10	195 11	224 7	214 12	168 16	151 16	32 14	48 9	122 10
1877	45 5	65 0	91 8	126 10	153 10	224 11	209 7	222 12	175 16	116 16	48 14	10 9	124 10
1878	-10 5	50 0	98 8	119 10	183 10	183 11	210 7	197 12	183 16	134 16	28 14	-10 9	114 10
1879	8 5	53 0	122 8	106 10	136 10	203 11	189 7	219 12	187 16	116 16	22 14	-50 9	109 10
1880	-23 5	58 0	142 8	135 10	172 10	184 11	234 7	210 12	191 16	122 16	38 14	37 9	125 10
1881	-11 5	57 0	118 8	131 10	172 10	203 11	246 7	212 12	173 16	94 16	61 14	14 9	122 10
1882	14 5	56 0	135 8	130 10	175 10	186 11	201 7	197 12	158 16	126 16	31 14	24 9	119 10
1883	29 5	70 0	79 8	123 10	177 10	187 11	204 7	209 12	175 16	114 16	42 14	2 9	118 10
1884	33 5	69 0	135 8	128 10	186 10	174 11	226 7	225 12	190 16	115 16	32 14	17 9	128 10
1885	-18 5	81 0	107 8	137 10	144 10	204 11	230 7	207 12	173 16	98 16	42 14	6 9	117 10
1886	4 5	19 0	91 8	139 10	177 10	181 11	220 7	204 12	205 16	137 16	47 14	5 9	119 10
1887	-23 5	26 0	86 8	125 10	143 10	204 11	231 7	207 12	175 16	92 16	45 14	-7 9	109 10
1888	-6 5	26 0	87 8	111 10	190 10	198 11	194 7	195 12	186 16	101 16	59 14	39 9	115 10
1889	12 5	16 0	85 8	116 10	172 10	197 11	215 7	202 12	174 16	116 16	45 14	-33 9	110 10
1890	33 5	29 0	110 8	123 10	179 10	191 11	204 7	203 12	180 16	110 16	32 14	-13 9	115 10
1891	-33 5	29 0	100 8	109 10	161 10	197 11	205 7	199 12	190 16	147 16	40 14	34 9	115 10
1892	11 5	59 0	89 8	139 10	182 10	204 11	211 7	227 12	192 16	128 16	63 14	-5 9	125 10
1893	-27 5	47 0	130 8	174 10	177 10	201 11	221 7	230 12	190 16	140 16	38 14	17 9	128 10
1894	20 5	55 0	117 8	158 10	165 10	201 11	237 7	216 12	181 16	128 16	54 14	1 9	128 10
1895	-27 5	-11 0	82 8	143 10	173 9	197 11	227 7	211 12	218 16	118 16	66 14	11 9	117 10
1896	-8 5	32 0	127 8	109 10	159 9	183 11	223 7	181 12	171 16	115 16	24 14	18 9	111 10
1897	10 5	72 0	121 8	119 10	160 9	215 11	229 7	210 12	170 16	127 16	53 14	7 9	124 10
1898	48 5	43 0	107 8	138 10	158 9	184 11	213 7	236 12	211 16	141 16	68 14	29 9	131 10
1899	37 5	80 0	127 8	112 10	166 9	203 11	221 7	229 12	183 16	143 16	56 14	11 9	131 10
1900	34 5	63 0	83 8	123 10	162 9	204 11	235 7	209 12	206 16	141 16	60 14	34 9	130 10
1901	21 5	10 0	86 8	126 10	182 9	205 9	231 7	215 12	182 15	121 12	28 14	12 9	118 9
1902	27 5	45 0	106 8	153 10	128 9	188 9	227 7	206 12	176 15	116 12	48 14	25 9	120 9
1903	29 5	80 0	123 8	97 10	176 9	187 9	216 7	215 12	190 15	128 12	47 14	10 9	125 9
1904	8 5	43 0	142 8	140 10	184 9	201 9	253 7	223 12	161 15	124 12	41 14	16 9	126 9
1905	2 5	46 0	108 8	130 10	163 9	204 9	249 7	215 12	179 15	82 12	43 14	8 9	119 9
1906	22 5	34 0	95 8	128 10	171 9	204 9	231 7	243 12	183 15	152 12	67 14	-22 9	126 9
1907	-1 5	9 0	90 8	121 10	179 9	191 9	204 7	223 12	192 15	141 12	74 14	30 9	121 9
1908	11 5	46 0	101 8	109 10	189 9	215 9	220 7	211 12	176 15	140 12	43 14	20 9	123 9
1909	-8 5	30 0	91 8	155 10	175 9	179 9	207 7	215 12	181 11	137 12	56 8	28 9	120 8
1910	5 5	41 0	114 8	128 8	161 7	202 6	191 7	213 10	160 11	129 12	29 8	45 9	118 8
1911	-23 5	36 0	114 8	129 8	181 7	198 6	251 7	257 10	199 11	125 12	82 8	42 9	133 8
1912	38 5	88 0	125 8	130 8	184 7	189 6	208 7	182 10	138 11	100 12	29 8	21 9	119 8
1913	31 5	50 0	134 8	126 8	176 7	202 6	191 7	212 10	173 11	140 12	86 8	25 9	129 8
1914	-24 5	77 0	96 8	158 8	150 7	182 6	203 7	212 10	172 11	113 12	53 8	42 9	120 8
1915	8 5	43 0	103 8	117 8	195 7	214 6	203 7	208 10	161 11	99 12	34 8	49 9	120 8
1916	36 5	55 0	110 8	133 8	179 7	178 6	207 7	210 10	161 11	116 12	59 8	12 9	121 8
1917	-11 5	23 0	86 8	101 8	196 7	221 6	211 7	207 10	201 11	91 12	48 8	0 9	114 8
1918	24 5	65 0	106 8	134 8	198 7	179 6	224 7	225 10	171 11	102 12	65 8	28 9	127 8
1919	14 5	36 0	101 8	100 8	185 7	212 6	197 7	254 10	207 11	82 12	34 8	19 9	120 8
1920	43 5	84 0	131 8	137 8	203 7	202 6	228 7	213 10	181 11	130 12	86 8	16 9	138 8
1921	53 5	58 0	131 0	134 8	194 7	218 6	257 7	230 10	204 11	155 12	54 8	24 9	143 7
1922	7 5	48 0	109 0	98 8	206 7	209 6	204 7	215 10	151 11	101 12	41 8	15 9	117 7
1923	-7 5	60 0	113 0	141 8	177 7	174 6	255 7	234 10	182 11	128 12	69 8	7 9	128 7
1924	12 5	29 0	108 0	133 8	181 7	202 6	217 7	194 10	183 11	120 12	78 8	31 9	124 7
1925	43 5	71 0	78 0	136 8	178 7	221 6	219 7	216 10	162 11	134 12	42 8	2 9	125 7
1926	29 5	99 0	109 0	146 8	162 7	177 6	213 7	227 10	206 11	120 12	92 8	3 9	132 7
1927	20 5	48 0	109 0	136 8	197 7	196 6	220 7	210 10	173 11	121 12	76 8	22 9	127 7
1928	30 5	71 0	116 0	138 8	164 7	207 6	269 7	242 10	180 11	117 12	68 8	10 9	134 7
1929	-13 5	3 0	114 0	109 8	189 7	209 6	236 7	220 10	219 11	128 12	75 8	40 9	127 7
1930	55 5	56 0	114 0	142 8	159 7	246 6	210 7	222 10	191 11	109 12	84 8	20 9	134 7

Fortsetzung Tabelle A.11: Homogenisierte 13-Terminreihe in $10^{-1} \text{ } ^\circ\text{C}$ der Station Sitten mit dem 95 %-Konfidenzintervall.

	Jan \pm	Feb \pm	Mär \pm	Apr \pm	Mai \pm	Jun \pm	Jul \pm	Aug \pm	Sep \pm	Ökt \pm	Nov \pm	Dez \pm	Jahr \pm
1931	8 5	25 0	85 0	137 8	200 7	236 6	217 7	192 10	140 10	121 12	80 8	4 9	120 7
1932	29 5	25 0	85 0	120 8	168 7	202 6	209 7	247 10	203 10	143 12	76 8	50 9	127 7
1933	7 5	53 0	115 0	158 8	167 7	177 6	231 7	245 10	185 10	131 12	67 8	-22 9	126 7
1934	7 5	47 0	88 0	164 8	198 7	207 6	232 7	213 10	201 10	121 12	64 8	3 9	133 7
1935	-8 5	51 0	104 0	113 8	171 7	230 6	239 7	209 10	187 10	115 12	82 8	3 9	125 7
1936	56 5	57 0	123 0	126 8	196 7	200 6	207 7	221 10	173 10	88 12	65 8	36 9	129 7
1937	49 5	65 0	78 0	137 8	196 7	207 6	232 7	226 10	169 10	131 12	63 8	-2 9	129 7
1938	14 5	39 0	136 0	129 8	157 7	219 6	215 7	222 10	185 10	121 12	93 8	16 9	129 7
1939	30 5	66 0	64 0	152 8	147 7	212 6	210 7	219 10	174 10	105 12	85 8	20 9	124 7
1940	-18 5	50 0	98 0	137 8	178 7	196 6	211 7	208 10	177 10	116 12	67 8	-42 9	115 7
1941	-6 5	51 0	112 0	128 8	152 7	211 6	242 7	206 10	178 10	106 12	55 8	4 9	120 7
1942	-20 5	2 0	122 0	145 8	177 7	214 6	226 7	228 10	194 10	145 12	43 8	37 9	126 7
1943	20 5	61 0	136 0	153 8	195 7	195 6	232 7	246 10	188 10	150 12	52 8	26 9	138 7
1944	26 5	19 0	78 0	164 8	189 7	203 6	220 7	255 10	166 10	104 12	39 8	-7 9	121 7
1945	-41 5	61 0	121 0	163 8	198 7	231 6	244 7	221 10	189 10	126 12	58 8	22 9	133 7
1946	9 5	66 0	115 0	177 8	188 7	187 6	234 7	218 10	186 10	120 12	67 8	1 9	131 7
1947	-2 5	45 0	99 0	175 8	201 7	228 6	248 7	260 10	212 10	129 12	82 8	19 9	141 7
1948	45 5	70 0	156 0	150 8	198 7	193 6	201 7	214 10	177 10	125 12	76 8	25 9	136 7
1949	32 5	67 0	93 0	175 8	162 7	213 6	250 7	243 10	208 10	143 12	63 8	28 9	140 7
1950	22 5	66 0	121 0	125 8	199 7	242 6	250 7	230 10	173 10	123 12	57 8	-3 9	134 7
1951	32 5	55 0	88 0	144 8	177 7	203 6	233 7	206 6	183 7	120 12	85 8	33 9	130 6
1952	8 5	25 0	114 0	164 8	200 7	226 6	257 7	223 6	145 7	111 12	47 8	12 9	128 6
1953	-21 5	21 0	117 0	157 8	203 7	185 6	229 7	222 6	183 7	135 12	67 8	54 9	129 6
1954	0 5	41 0	124 0	115 8	180 7	208 6	207 7	197 6	166 7	124 12	79 8	33 9	123 6
1955	41 5	38 0	90 0	153 8	174 7	208 6	220 7	210 6	169 7	112 12	57 8	42 9	126 6
1956	25 5	-23 0	99 0	122 8	191 7	189 6	218 7	189 6	187 7	106 12	50 8	25 9	115 6
1957	15 5	71 0	151 0	149 8	156 7	206 6	228 7	207 6	169 7	130 12	69 8	20 9	131 6
1958	8 5	63 0	80 0	123 8	201 7	194 6	225 7	224 6	193 7	109 12	56 8	32 9	126 6
1959	19 5	88 0	140 0	147 8	190 7	211 6	245 7	222 6	193 7	122 12	63 8	36 9	140 6
1960	26 5	65 0	131 0	155 8	202 7	215 6	202 7	206 6	153 7	115 12	77 8	21 9	131 6
1961	16 5	90 0	131 0	161 8	173 7	210 6	215 7	220 6	215 7	130 12	70 8	28 9	138 6
1962	25 5	41 0	74 0	141 8	163 7	214 6	226 7	239 6	174 7	134 12	57 8	-13 9	123 6
1963	-24 5	14 0	84 0	152 8	179 7	199 6	241 7	200 6	175 7	127 12	88 8	18 9	121 6
1964	-4 5	77 0	95 0	148 8	191 7	225 6	257 7	220 6	189 7	109 12	68 8	8 9	132 6
1965	22 5	28 0	97 0	125 8	174 7	209 6	204 7	207 6	152 7	144 12	61 8	18 9	120 6
1966	-3 5	94 0	92 0	155 8	197 7	229 6	208 7	200 6	202 7	150 12	50 8	16 9	132 6
1967	23 5	72 0	112 0	138 8	186 7	209 6	252 7	218 6	176 7	168 12	83 8	-2 9	136 6
1968	0 5	62 0	118 0	171 8	178 7	214 6	235 7	193 6	173 7	157 12	71 8	16 9	132 6
1969	30 5	34 0	108 0	129 8	191 7	190 6	241 7	212 6	193 7	163 12	74 8	-27 9	128 6
1970	36 5	34 0	67 0	108 8	174 7	226 6	230 7	219 6	204 7	132 12	88 8	15 9	128 6
1971	5 5	47 0	61 0	182 0	201 0	200 0	264 0	238 3	183 5	149 8	58 0	15 9	134 2
1972	18 5	79 0	123 0	136 0	180 0	201 0	234 0	215 3	159 5	128 8	74 0	32 9	132 2
1973	12 5	22 0	86 0	109 0	197 0	221 0	225 0	236 3	192 5	123 8	71 0	16 9	126 2
1974	41 5	63 0	118 0	150 0	175 0	199 0	229 0	237 3	173 5	74 8	72 0	29 9	130 2
1975	42 5	71 0	83 0	141 0	185 0	208 0	238 0	219 3	202 5	124 8	68 0	4 9	132 2
1976	24 5	51 0	93 0	144 0	199 0	249 0	243 0	218 3	169 5	147 8	71 0	1 9	134 2
1977	23 5	64 0	123 0	122 0	175 0	209 0	229 0	201 3	174 5	145 8	68 0	26 9	130 2
1978	19 0	35 0	90 0	127 0	164 0	198 0	214 0	206 0	184 0	134 0	65 0	38 0	123 0
1979	-1 0	52 0	95 0	122 0	184 0	216 0	230 0	211 0	185 0	157 0	67 0	40 0	130 0
1980	8 0	62 0	87 0	117 0	165 0	191 0	198 0	225 0	204 0	117 0	62 0	6 0	120 0
1981	-1 0	27 0	114 0	165 0	179 0	221 0	221 0	234 0	188 0	128 0	75 0	21 0	131 0
1982	40 0	61 0	79 0	144 0	182 0	216 0	248 0	211 0	200 0	129 0	93 0	25 0	136 0
1983	39 0	5 0	101 0	141 0	153 0	212 0	271 0	231 0	200 0	141 0	70 0	35 0	133 0
1984	19 0	22 0	81 0	139 0	158 0	212 0	242 0	224 0	176 0	146 0	114 0	37 0	131 0
1985	-19 0	31 0	81 0	137 0	178 0	204 0	249 0	228 0	213 0	158 0	43 0	43 0	129 0
1986	19 0	21 0	97 0	111 0	206 0	220 0	234 0	224 0	197 0	159 0	87 0	27 0	134 0
1987	-19 0	45 0	64 0	153 0	161 0	200 0	231 0	227 0	221 0	153 0	80 0	45 0	130 0
1988	56 0	46 0	74 0	161 0	202 0	215 0	242 0	237 0	191 0	153 0	59 0	33 0	139 0
1989	24 0	64 0	127 0	129 0	205 0	220 0	242 0	238 0	196 0	162 0	80 0	29 0	143 0
1990	34 0	90 0	120 0	129 0	211 0	207 0	243 0	241 0	187 0	162 0	75 0	7 0	142 0

Anhang B

Graphiken der homogenisierten Reihen 1864–1990

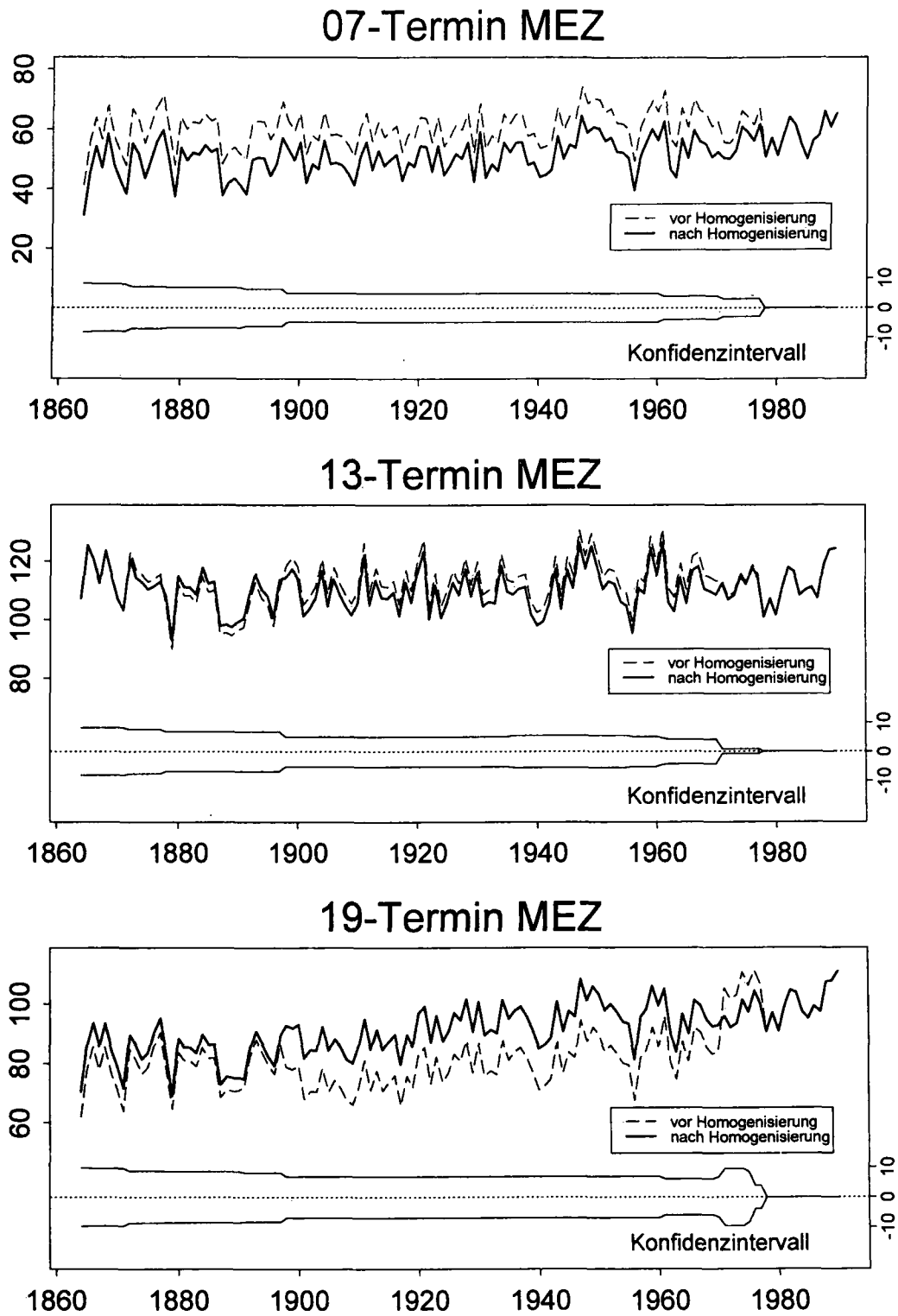


Abbildung B.1: Jahrestemperaturen in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$ der Station Bern vor und nach der Homogenisierung sowie die mittleren 95 %-Konfidenzintervalle.

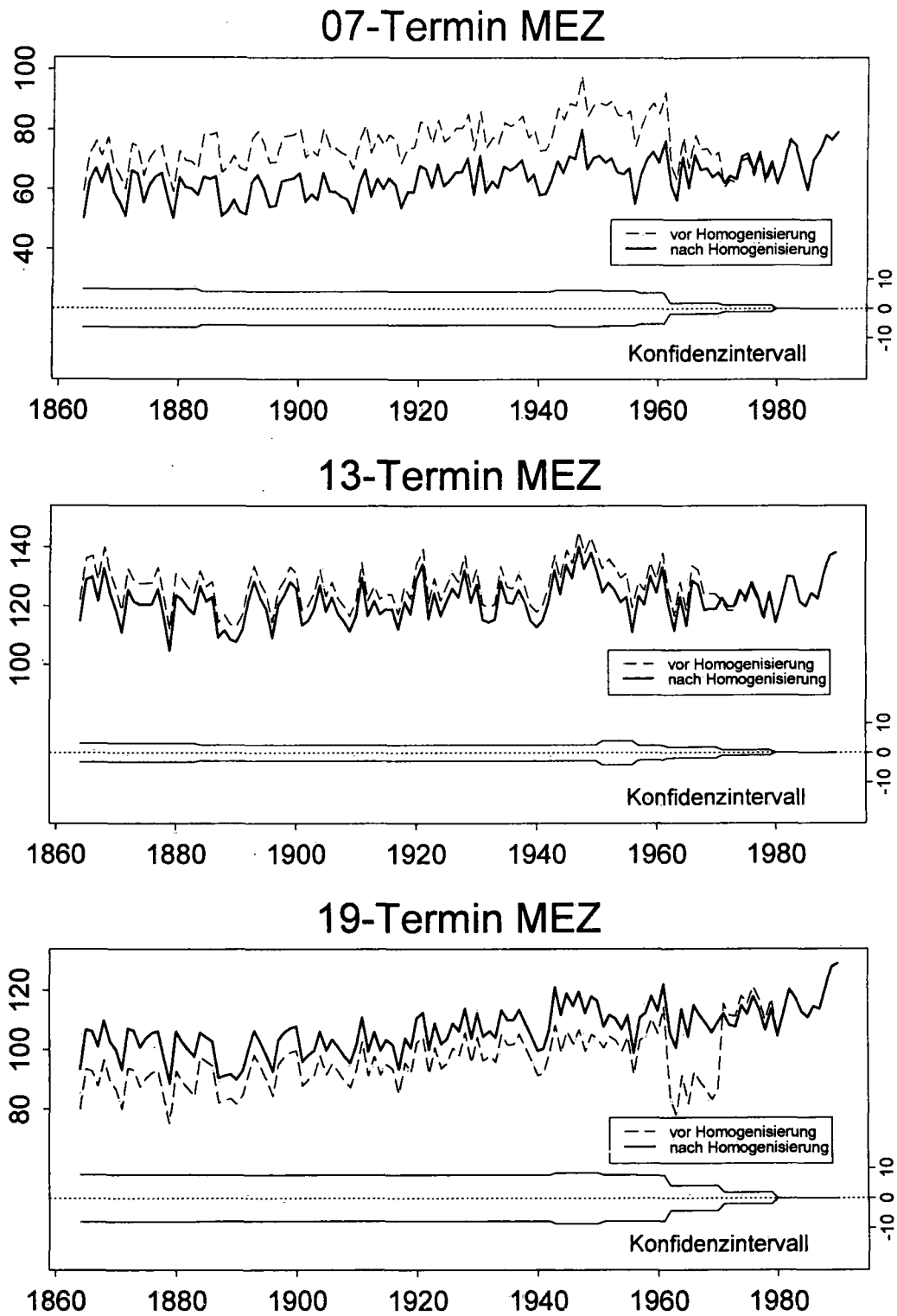


Abbildung B.2: Jahrestemperaturen in $10^{-1} \text{ } ^\circ\text{C}$ der Station Genf vor und nach der Homogenisierung sowie die mittleren 95 %-Konfidenzintervalle.

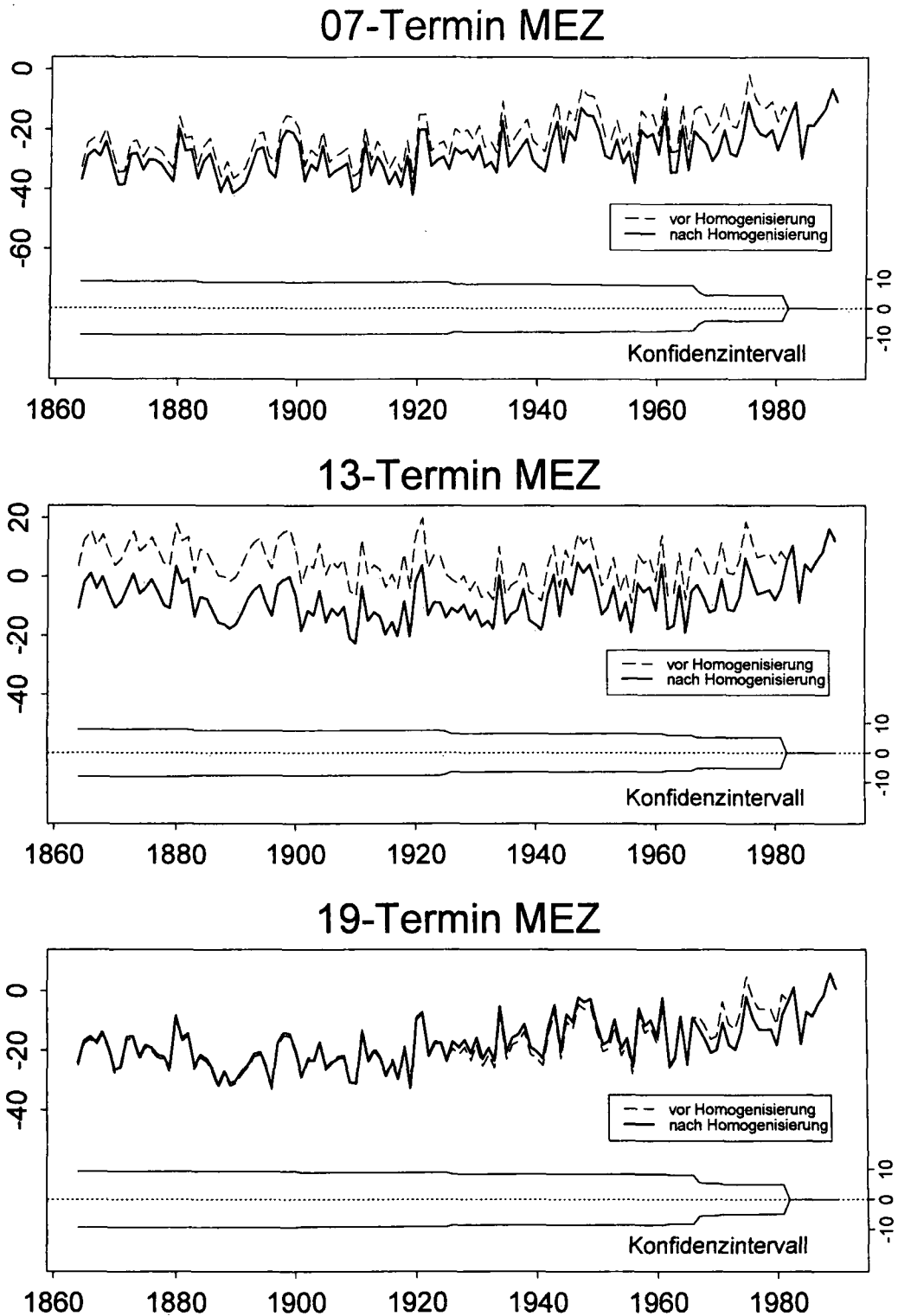


Abbildung B.3: Jahrestemperaturen in $10^{-1} \text{ } ^\circ\text{C}$ der Station Grosser St. Bernhard vor und nach der Homogenisierung sowie die mittleren 95 %-Konfidenzintervalle.

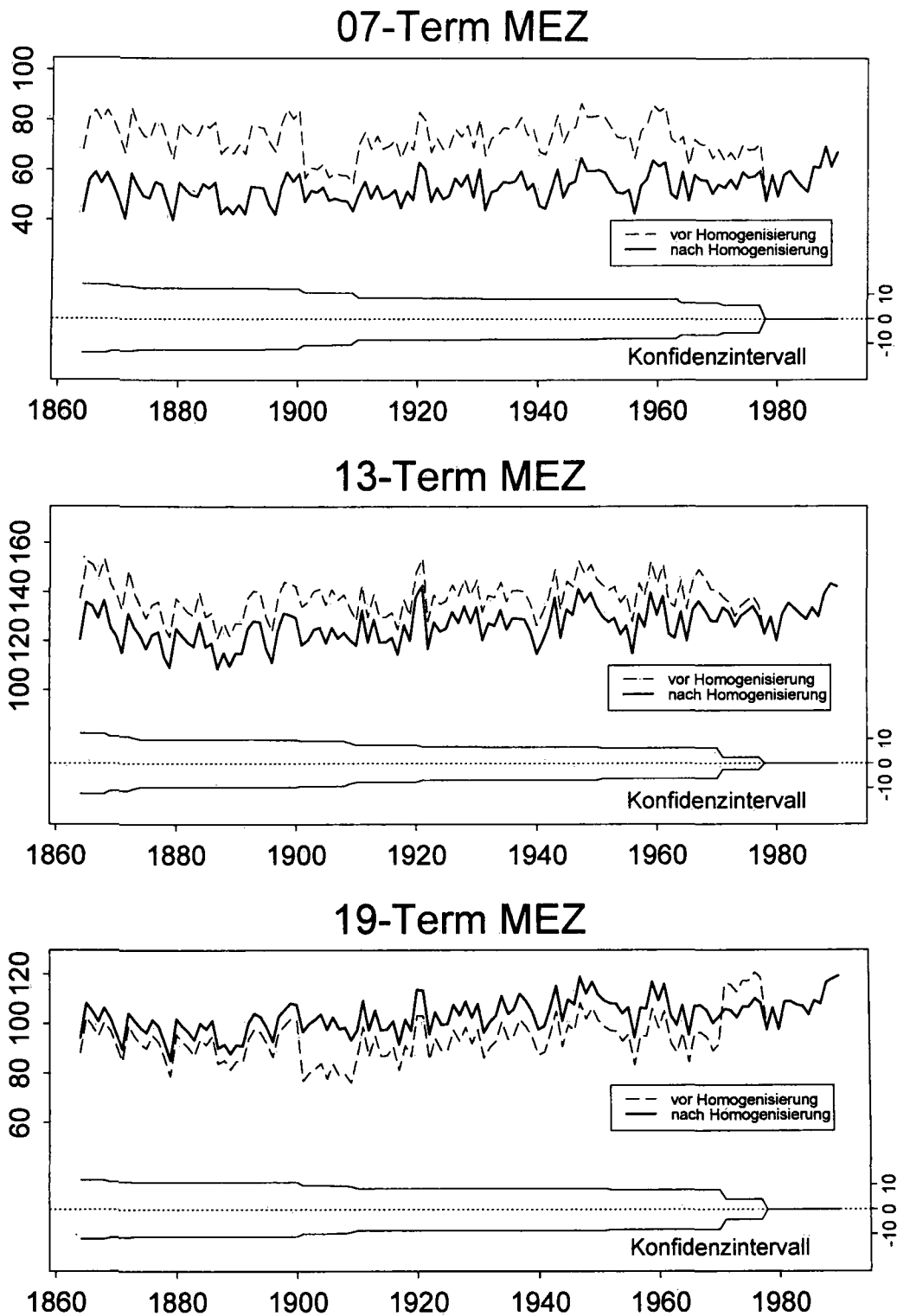


Abbildung B.4: Jahrestemperaturen in $10^{-1} \text{ } ^\circ\text{C}$ der Station Sitten vor und nach der Homogenisierung sowie die mittleren 95 %-Konfidenzintervalle.

Anhang C

Reduktionsbeträge

C.1 Station Bern

Tabelle C.1: Reduktionsbeträge in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$. Der Betrag 0 bedeutet, dass die Mittelwerte \bar{q}_b und \bar{q}_a auf dem 5 %-Signifikanzniveau nicht voneinander verschieden sind.

Bruch	Termin MEZ	Reduktionsbeträge											
		Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
01.1978	07	0	10.5	11.5	8.2	4.0	0	0	4.0	7.2	9.8	7.9	0
	13	0	0	0	0	6.7	4.1	0	0	0	0	0	0
	19	9.3	10.9	8.7	0	5.1	4.0	3.9	7.6	14.1	12.0	7.4	0
11.1975	19	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6
01.1971	07	0	0	0	6.8	9.4	14.3	15.1	8.6	6.8	0	0	0
	13	0	0	0	0	5.3	8.7	11.3	8.4	6.1	7.0	0	0
	19	-8.4	-12.1	-17.8	-19.2	-22.0	-24.8	-27.7	-25.0	-19.9	-12.3	-4.9	0
01.1962	13	-3.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
01.1961	07	7.9	0	0	0	-5.1	-8.2	0	0	-3.9	0	0	0
	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-7.2	0
	19	-5.7	0	0	-6.9	-7.5	-7.5	-6.6	-6.2	-9.3	0	-5.8	0
01.1956	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3.9
01.1898	07	0	12.6	0	0	0	0	-4.5	0	0	6.1	6.9	9.7
	13	0	0	-8.4	-8.1	-10.5	-8.4	-12.3	-13.7	-10.2	-10.8	0	0
	19	9.9	9.6	10.3	11.1	10.6	13.1	15.3	13.4	11.8	7.2	10.2	10.5
01.1891	07	0	0	-7.0	0	0	0	0	0	-7.7	0	0	-7.0
	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	19	0	0	0	0	0	0	-4.8	-5.1	-3.9	0	0	-6.3
01.1878	07	0	0	0	8.9	0	2.7	3.7	0	0	0	0	0
	13	6.8	0	0	5.2	5.9	0	14.6	12.6	9.9	9.5	0	0
	19	0	0	0	0	-4.7	0	0	0	0	0	0	0
01.1872	07	-6.5	0.8	0	0	0	0	-3.9	0	-7.1	-7.9	0	0
	13	-11.0	0	0	0	0	0	-7.9	0	0	-11.1	0	0
	19	-9.6	-0.9	-8.6	0	0	-5.4	0	0	0	-6.2	-5.9	0
12.1865	07	0	0	0	0	2.9	0	3.7	0	0	0	0	0
	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	19	0	0	0	0	0	0	-6.5	0	0	0	0	0

C.2 Station Genf

Tabelle C.2: Reduktionsbeträge in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$. Der Betrag 0 bedeutet, dass die Mittelwerte \bar{q}_b und \bar{q}_a auf dem 5%-Signifikanzniveau nicht voneinander verschieden sind.

Bruch	Termin MEZ	Reduktionsbeträge											
		Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
01.1980	07	-1.7	-1.7	0	0	-2.4	-2.7	-3.1	-3.3	-1.1	0	-1.3	0
	13	0	0	0	0	-1.6	-3.0	-4.0	-4.1	-2.6	0	0	0
	19	1.7	2.3	5.3	5.2	4.7	3.4	2.3	4.1	5.6	4.2	1.7	0
01.1971	07	0	0	2.7	12.8	15.9	16.7	19.0	17.4	10.8	2.2	0	0
	13	3.9	4.5	5.1	6.3	7.4	8.0	10.5	10.4	8.4	5.9	3.6	2.7
	19	-9.2	-14.3	-22.8	-33.0	-37.2	-40.3	-45.3	-39.7	-32.5	-22.0	-9.6	-4.6
01.1962	07	11.3	13.7	14.8	10.4	5.8	3.4	7.1	10.3	11.9	12.2	12.5	0
	13	3.7	0	-2.5	-6.0	0	0	0	0	0	0	0	0
	19	14.1	13.3	12.2	15.1	12.2	15.4	20.6	16.0	17.7	18.2	12.7	9.6
02.1957	07	0	0	0	4.8	0	7.3	8.9	8.6	5.9	0	0	0
	13	0	0	10.8	9.0	0	10.1	0	11.0	0	0	0	0
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5.7	0	0
01.1951	07	0	0	-4.9	0	-3.7	0	0	0	0	-5.0	-3.9	0
	13	0	0	0	5.2	0	0	0	0	0	0	0	0
	19	0	0	0	0	0	-6.1	0	0	0	0	0	0
01.1943	07	0	0	0	-4.5	-5.2	-7.4	-7.5	-6.4	-4.9	0	0	0
	13	5.7	6.1	10.6	9.8	3.5	0	7.2	5.7	6.5	0	0	0
	19	0	0	0	0	-12.1	-14.9	-16.5	-14.8	-9.9	0	0	0
01.1884	07	0	0	0	0	5.5	5.4	0	3.3	5.6	4.7	0	0
	13	0	0	0	0	5.5	5.4	0	3.3	5.6	4.7	0	0
	19	-2.1	-3.7	-4.0	-6.4	-6.7	-7.3	-7.7	-7.3	-6.6	-4.8	-2.5	-2.4

C.3 Station Grosser St. Bernhard

Tabelle C.3: Reduktionsbeträge in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$. Der Betrag 0 bedeutet, dass die Mittelwerte \bar{q}_b und \bar{q}_a auf dem 5%-Signifikanzniveau nicht voneinander verschieden sind.

Bruch	Termin MEZ	Reduktionsbeträge											
		Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
01.1982	07	0	0	5.3	15.6	17.0	18.2	12.0	20.1	13.7	10.2	0	0
	13	0	8.6	12.7	14.7	22.0	20.3	19.3	15.8	11.1	13.7	11.2	0
	19	0	5.3	6.1	8.1	10.7	12.6	9.8	7.6	4.9	10.6	7.8	0
01.1971	19	0	0	0	-4.7	-3.8	-5.6	-7.6	0	0	-6.2	0	0
08.1967	07	0	14.7	0	0	0	0	0	0	0	-26.3	-17.2	0
	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-15.7	0
	19	0	0	0	0	0	-8.7	0	-6.8	-10.3	-20.7	-14.6	0
01.1962	07	0	0	0	0	0	-6.9	0	0	0	0	0	0
	13	0	0	0	0	-8.3	0	0	0	-7.4	0	0	0
	19	0	0	0	0	-11.4	-4.9	-6.8	0	0	0	0	0
10.1950	07	0	0	0	0	0	0	3.3	0	0	0	0	
10.1925	07	0	0	0	0	0	-11.1	-8.8	0	0	0	0	0
	13	0	0	0	17.5	19.6	12.7	0	0	9.7	0	15.7	0
	19	0	0	0	7.6	6.0	5.6	9.8	0	8.1	0	0	0
01.1901	19	0	0	0	0	0	-7.3	-5.4	-6.8	0	0	0	
12.1883	07	0	0	0	0	-6.1	-5.9	0	0	0	0	2.8	0
	13	0	0	0	0	-4.4	-6.3	0	0	0	0	0	0

C.4 Station Sitten

Tabelle C.4: Reduktionsbeträge in $10^{-1} \text{ }^\circ\text{C}$. Der Betrag 0 bedeutet, dass die Mittelwerte \bar{q}_b und \bar{q}_a auf dem 5 %-Signifikanzniveau nicht voneinander verschieden sind.

Bruch	Termin MEZ	Reduktionsbeträge											
		Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
01.1978	07	13.7	0	18.9	11.9	7.1	0	6.7	9.0	15.4	20.8	13.0	14.4
	13	7.0	0	0	0	0	0	0	6.7	13.9	11.4	0	12.0
	19	18.6	12.2	7.2	0	0	0	5.2	10.1	16.2	21.0	15.8	19.3
01.1971	07	0	0	0	0	9.5	14.8	9.2	5.4	0	0	0	0
	13	0	0	0	10.3	14.4	19.2	15.7	9.8	10.1	10.1	13.3	0
	19	-12.5	-15.2	-17.8	-25.7	-28.9	-31.7	-35.1	-31.5	-24.8	-19.2	0	-15.7
01.1964	07	0	0	0	10.0	11.3	11.2	14.8	18.2	14.3	12.0	0	2.2
08.1951	07	0	0	0	0	0	0	0	0	-5.0	0	0	0
	13	0	0	0	0	0	0	0	-9.1	-7.5	0	0	0
	19	7.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11.1930	07	0	0	0	0	-6.4	-5.1	-4.0	-5.0	-3.9	0	0	0
	13	0	0	0	0	0	0	0	0	-4.5	0	0	0
	19	0	0	-10.4	0	0	0	0	0	0	0	0	0
01.1910	07	-18.7	-8.7	0	0	0	-5.5	-8.5	0	0	-16.4	0	-13.3
	13	-15.7	-9.3	-6.4	0	-6.2	0	-9.1	0	-4.7	-12.1	0	0
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
09.1909	07	0	0	-9.8	0	-6.4	0	-10.9	-9.4	-9.5	0	0	0
	13	0	0	0	9.3	7.9	12.6	0	7.8	10.0	0	17.8	0
	19	0	0	0	0	0	-5.9	-5.6	-5.9	-6.3	0	0	-15.0
01.1906	07	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-11.2	0	0
	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-11.3	0	0
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
01.1901	07	10.8	18.2	17.8	15.0	17.1	14.7	18.5	19.5	19.4	13.5	11.3	15.8
	13	0	0	0	0	0	-6.0	0	0	-16.3	-11.4	0	0
	19	12.7	13.1	14.9	12.9	11.7	11.5	16.4	14.8	12.7	12.1	14.4	14.9
08.1894	07	0	0	0	0	0	-5.8	-7.1	0	0	0	0	0
	13	0	0	0	0	-5.7	0	0	0	0	0	0	0
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
08.1873	07	0	0	8.4	0	0	-7.6	0	0	0	0	0	22.2
	13	0	0	10.4	0	0	0	11.7	8.7	10.6	0	0	20.2
	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	17.8
12.1868	07	0	-13.9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	13	0	-22.3	0	0	8.1	0	5.7	0	0	0	0	0
	19	-7.9	-14.6	0	0	0	0	9.5	0	0	0	0	0

Anhang D

P^r -Diagramme

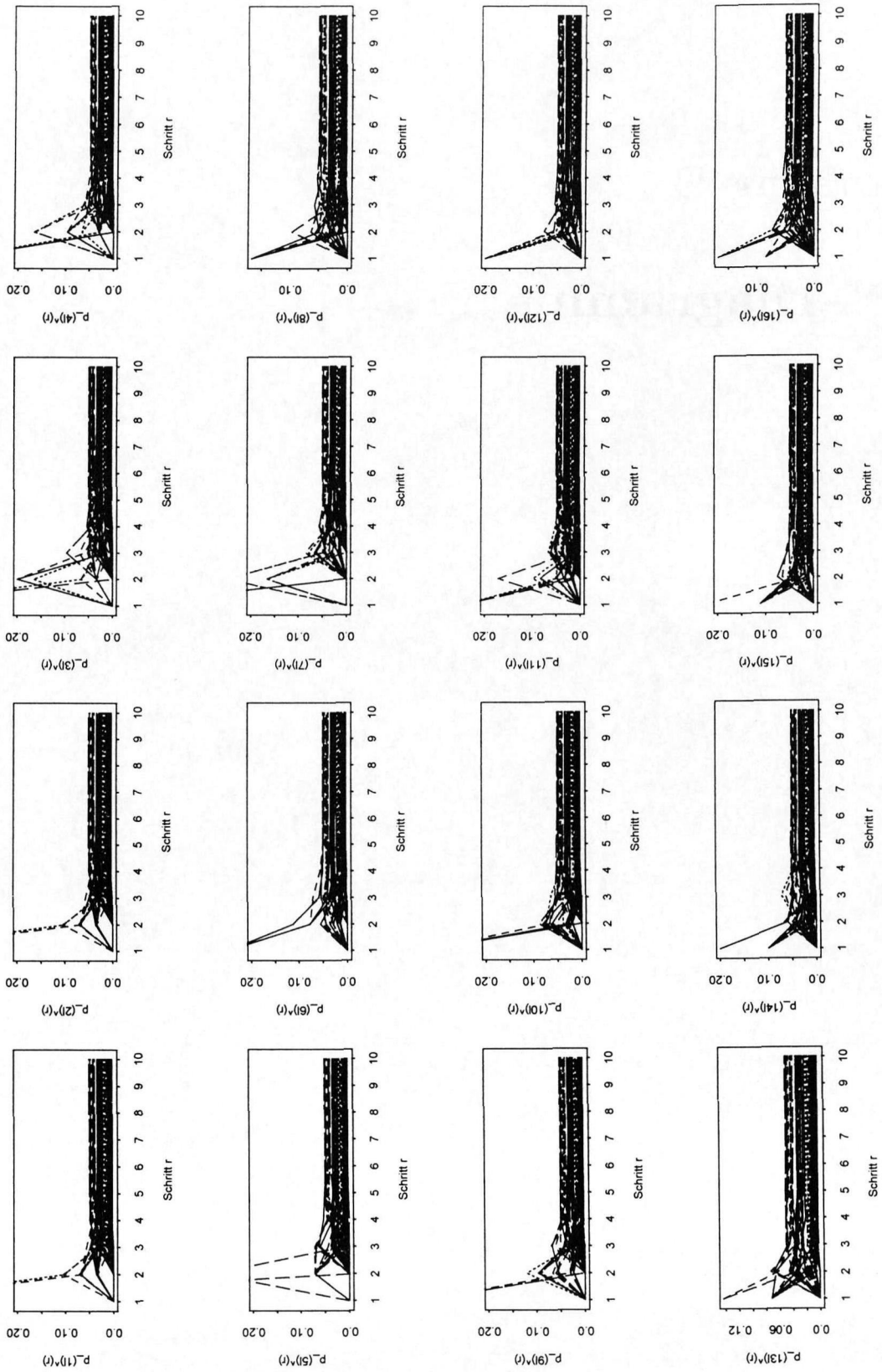


Abbildung D.1: Diagramme der r -Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten $p_{kl}^{(r)}$ gegen r ($k = 1, 2, \dots, 16$).

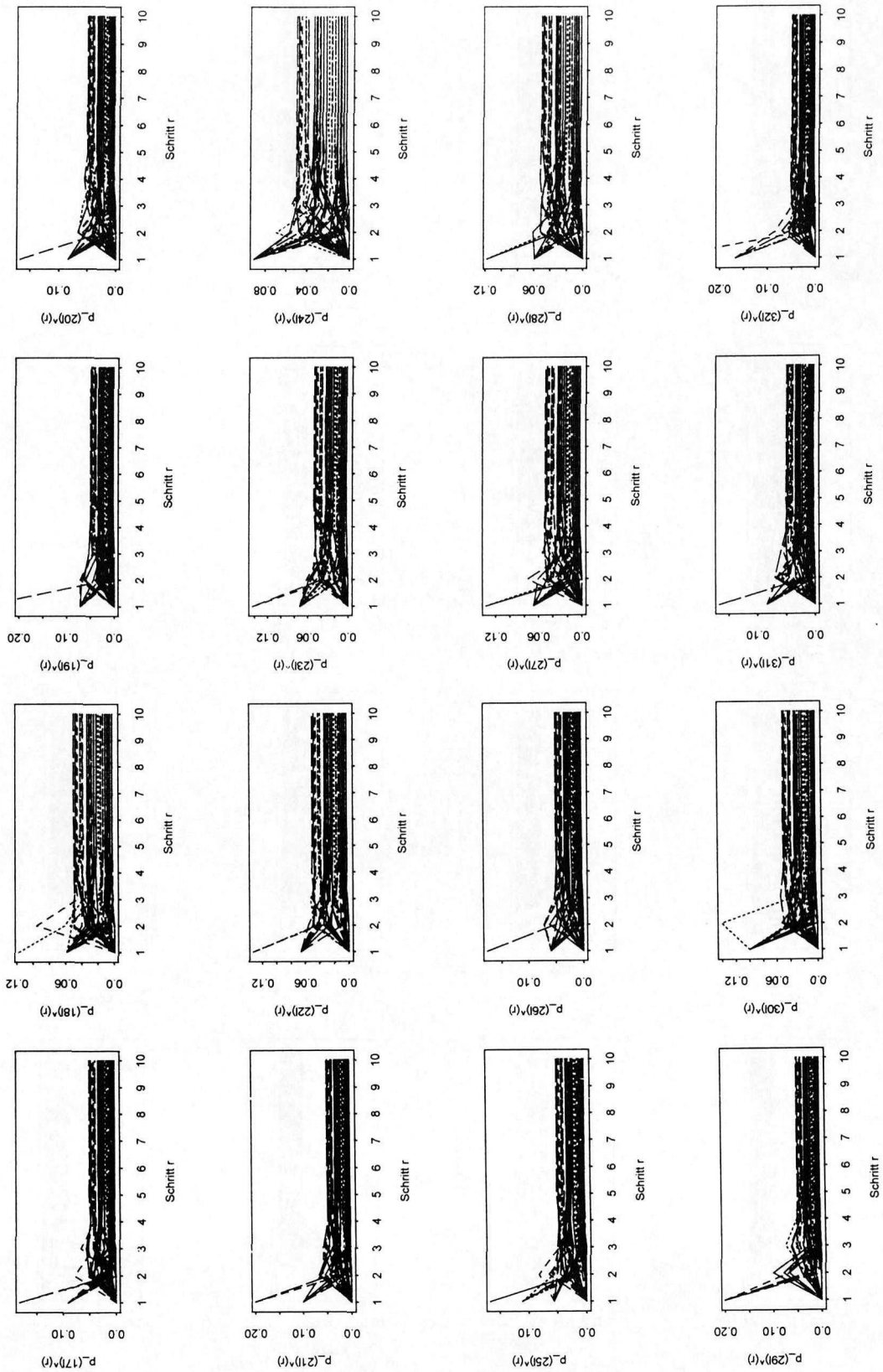


Abbildung D.2: Diagramme der r -Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten p_{kl}^r gegen r ($k = 17, 18, \dots, 32$).

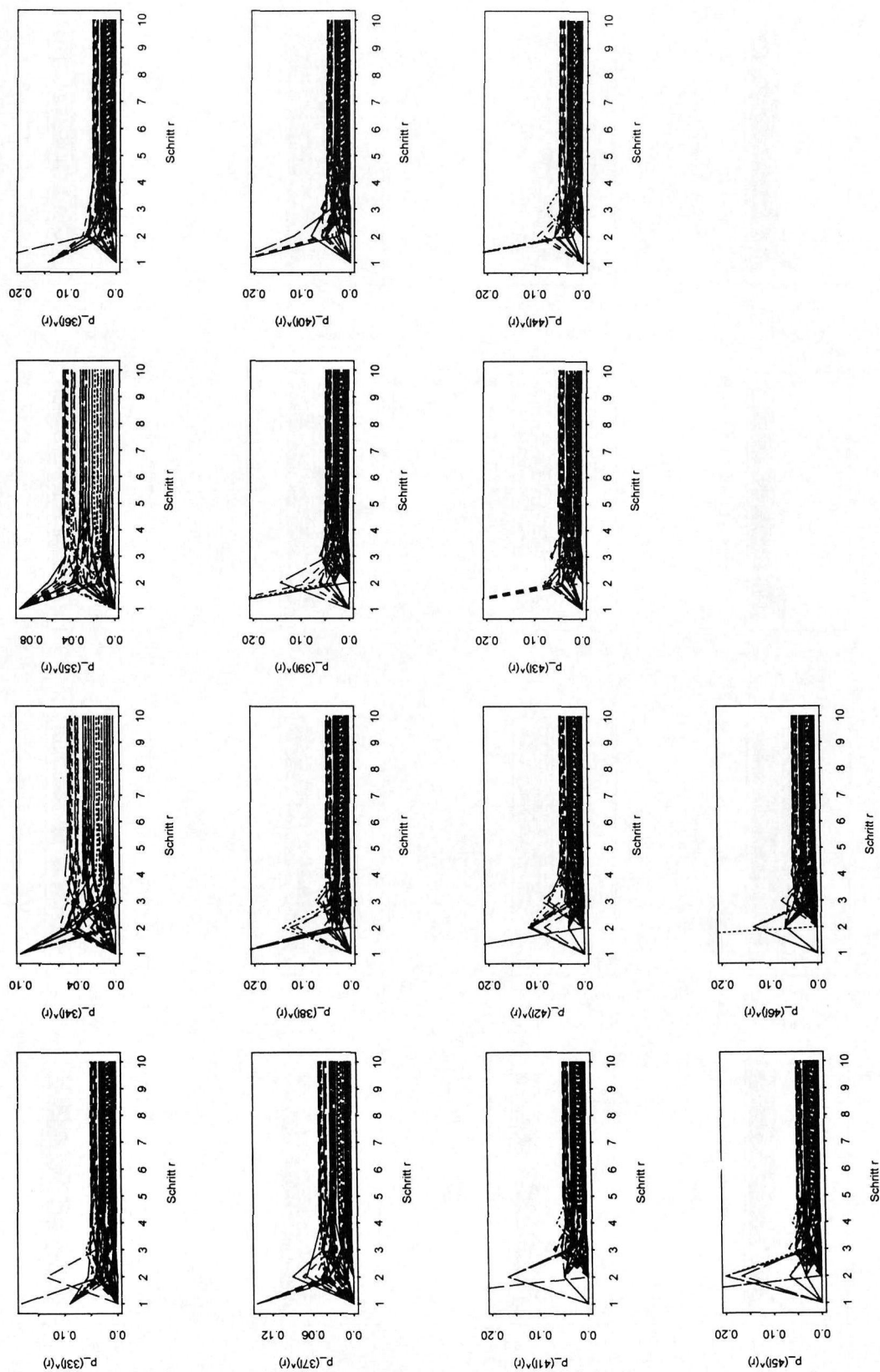


Abbildung D.3: Diagramme der r -Schritt-Übergangswahrscheinlichkeiten $p_{kl}^{(r)}$ gegen r ($k = 33, 34, \dots, 46$).

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	Catzeflis J., Primault B., Strehler H.	Analyse de la pluviosité dans le Valais central	15	1972
29	Courvoisier H.W.	Die Niederschlagswirksamkeit markanter, hochrei- chender Kaltluftleinbrüche im Sommer in der Schweiz	11	1973
30	Sevruck 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
58	Baudenbacher Mathias	Homogenisierung langer Klimareihen, dargestellt am Beispiel der Lufttemperatur	181	1997

